

Séance 3
Taux de change,
marchés des changes
et échanges extérieurs

Le rôle des chartistes et des fondamentalistes sur les marchés des changes : l'expérience de l'Australie, du Canada et de la Nouvelle-Zélande

*Ramdane Djoudad, John Murray,
Tracy Chan et Jason Daw**

Introduction

Près de 30 ans se sont écoulés depuis l'effondrement du système de Bretton Woods, et l'espoir de voir réapparaître ce régime de parités fixes s'est évanoui depuis longtemps. Si nombre de pays à marché émergent s'en tiennent à un régime de changes fixes classique, la plupart des pays industriels ont opté pour l'un des deux extrêmes : flottement intégral ou taux de change résolument fixe¹. Les pays de la première catégorie ont échappé aux problèmes sérieux, mais ils sont bien souvent troublés par la volatilité excessive et les déséquilibres persistants qui semblent caractériser les régimes de flottement pur. Dans les grands pays à économie relativement fermée comme le Japon et les États-Unis, ces périodes d'instabilité sont gênantes, mais généralement tolérables. Les problèmes potentiels sont bien plus graves dans les petits pays à économie relativement ouverte tels que l'Australie, le Canada et la Nouvelle-Zélande. Les exportations représentant une part beaucoup plus importante de leur PIB, toute fluctuation marquée du taux de change risque de déstabiliser leur économie.

1. Parmi les 20 pays fondateurs de l'OCDE, quatre seulement appliquent à l'heure actuelle un régime de change de type « intermédiaire ».

* Les auteurs tiennent à remercier leurs collègues des nombreuses suggestions utiles qu'ils leur ont faites et savent gré à Nathalie Lachapelle de son aide précieuse.

Dans un monde idéal, les autorités monétaires pourraient déterminer quelles variations du taux de change sont dues à un changement des facteurs économiques fondamentaux et lesquelles résultent uniquement de mouvements spéculatifs. Si la variation était jugée injustifiée ou excessive, il serait possible d'intervenir pour corriger la situation. Malheureusement, le monde réel est bien différent de cet état idéal. Dans le cas des petits pays industriels, les autorités monétaires sont confrontées à un épineux problème d'identification. Nombre de ces pays sont en effet des exportateurs de produits de base, ce qui les rend sensibles aux changements subits de conjoncture. Les fluctuations des cours des produits de base, par exemple, peuvent nécessiter une appréciation ou une dépréciation brutale de la monnaie locale. En tentant de contrecarrer un tel mouvement, les autorités ne feraient qu'aggraver les problèmes et entraver le processus de rééquilibrage.

Nous examinons ici la situation vécue par l'Australie, le Canada et la Nouvelle-Zélande depuis la disparition du système de Bretton Woods, en vue de déterminer si les taux de change ont évolué de manière compatible avec la situation économique fondamentale. Dans la première partie de l'étude, nous estimons et testons de simples modèles à correction d'erreurs. Les travaux d'Amano et van Norden (1993) ainsi que de Murray, van Norden et Vigfusson (1996) ont montré que la plupart des variations importantes du dollar canadien peuvent être attribuées à quatre variables fondamentales : le différentiel de taux d'intérêt entre le Canada et les États-Unis, l'écart d'inflation entre les deux pays, le prix réel des produits énergétiques exprimé en dollars américains et le prix réel des autres produits de base dans la même monnaie. L'un de nos objectifs ici est d'estimer des modèles similaires pour l'Australie et la Nouvelle-Zélande, afin de voir si les mêmes variables fondamentales jouent un rôle important dans le comportement de leur monnaie.

Dans la deuxième partie de l'étude, nous abordons le problème sous un angle un peu différent. Nous faisons appel à des modèles à changement de régime pour saisir l'interaction de deux catégories différentes de cambistes : les chartistes et les fondamentalistes. Les chartistes sont censés obéir à des règles mécaniques basées sur l'évolution passée du taux de change, tandis que les fondamentalistes, comme leur appellation l'indique, accordent plus d'importance aux facteurs économiques fondamentaux. Nous testons un certain nombre de formulations différentes afin d'évaluer l'importance relative de chaque catégorie d'opérateurs à des époques différentes. Vigfusson (1996) ainsi que Murray, Zelmer et Antia (2000), qui ont estimé des modèles à changement de régime dans le cas du Canada, ont abouti à certains résultats importants, mais qui ont de quoi surprendre. D'après leurs estimations, les fondamentalistes tiennent généralement le haut du pavé sur

les marchés des changes pendant les périodes agitées, tandis que les chartistes jouent un rôle prédominant pendant les périodes paisibles.

Dans la présente étude, nous prolongeons suivant trois axes importants les travaux consacrés antérieurement aux modèles à changement de régime. En premier lieu, nous appliquons ces modèles à deux autres monnaies, le dollar australien et le dollar néo-zélandais. En deuxième lieu, nous testons une gamme plus étendue de stratégies de placement en usage parmi les chartistes. En troisième lieu, nous estimons les modèles sur une période plus longue, qui englobe les crises traversées récemment par l'Asie, l'Amérique latine et la Russie.

Voici le plan de l'étude. La première section fournit des renseignements généraux sur l'économie de l'Australie, du Canada et de la Nouvelle-Zélande, ainsi que sur l'évolution passée de chacune des trois monnaies. Elle donne aussi un bref aperçu de la politique monétaire suivie dans les trois cas. La deuxième section présente les modèles à correction d'erreurs mis au point pour les trois monnaies et compare leur performance à celle d'autres modèles de taux de change. Les résultats sont incorporés aux modèles à changement de régime qui font l'objet d'une estimation à la troisième section. Quant à la quatrième section, elle porte sur les implications du comportement des chartistes et fondamentalistes pour les interventions officielles sur les marchés des changes. L'étude se termine par une récapitulation des principaux résultats et l'évocation de quelques pistes de recherche pour l'avenir.

Les résultats dont nous faisons état sont encourageants dans l'ensemble. Ils viennent appuyer la conception « fondamentaliste » du processus de détermination du taux de change et cadrent avec les observations présentées antérieurement dans le cas du Canada. De simples modèles à correction d'erreurs permettent d'expliquer la plupart des variations persistantes des dollars australien, canadien et néo-zélandais. Il semble en outre que les fondamentalistes soient plus actifs que les chartistes sur les marchés des changes en période de turbulence. Les autorités monétaires devraient donc se garder d'intervenir. Les taux de change flottants en vigueur en Australie, au Canada et en Nouvelle-Zélande se comportent généralement de la manière prévue par la théorie, obéissant souvent à de puissantes forces fondamentales. Toute tentative de résister à ces forces ou d'en contrecarrer l'action risque d'être contre-productive et de se traduire uniquement par des coûts supplémentaires pour l'économie nationale.

1 Les trois monnaies et l'importance des cours des produits de base

1.1 Contexte

L'Australie, le Canada et la Nouvelle-Zélande ont bien des choses en commun. Les trois pays ont une économie très développée et ouverte sur l'extérieur, et une partie appréciable de leurs échanges extérieurs repose sur l'exportation de produits de base. Si le Canada et l'Australie sont à l'évidence beaucoup plus grands que la Nouvelle-Zélande, tant au sens géographique du terme qu'au regard de leur population, la plupart des observateurs les considèrent néanmoins comme de « petits » pays du point de vue macroéconomique. En effet, ceux-ci n'ont pas la capacité d'exercer une influence appréciable sur la demande ou l'offre mondiales, si l'on fait abstraction de quelques produits du secteur primaire comme l'agneau, le nickel et l'or. Pour l'essentiel, ces pays ne déterminent pas eux-mêmes les prix, qui sont établis sur le marché international.

La Nouvelle-Zélande, par exemple, ne comptait que 3,8 millions d'habitants en 1999. Son PIB s'élevait à 50 milliards de dollars É.-U., et les produits de base constituaient plus de 60 % de ses exportations². Il s'agit certes d'un cas extrême, mais ces chiffres font bien ressortir les traits essentiels des trois pays en question. La population du Canada atteignait 30,5 millions en 1999, soit environ 10 fois celle de la Nouvelle-Zélande, et son PIB 650 milliards de dollars É.-U. Les États-Unis, de leur côté, représentaient plus de 10 fois le Canada par le nombre d'habitants et dominaient largement les trois pays considérés, individuellement ou collectivement, par l'influence qu'ils peuvent exercer sur l'économie mondiale.

Une autre caractéristique commune de l'Australie, du Canada et de la Nouvelle-Zélande, sous l'angle qui nous intéresse ici, est leur régime de changes flottants. La Figure 1 montre l'évolution de chaque monnaie par rapport au dollar américain. La courbe représentant l'évolution du dollar canadien s'amorce en juin 1970, juste après que le Canada eut décidé de se détacher du système de Bretton Woods. Les courbes illustrant les variations du dollar australien et du dollar néo-zélandais commencent respectivement en janvier 1985 et janvier 1987, soit en gros un à deux ans après que les deux pays furent passés à un régime de changes flottants.

Les trois monnaies affichent une volatilité considérable ainsi qu'une glissade progressive, conforme à la faiblesse des cours des produits de base pendant cette période (Figure 2). Comme on pouvait s'y attendre, le taux de

2. Ces chiffres sont tirés du numéro de septembre 2000 des *Statistiques financières internationales* du FMI.

Figure 1
Taux de change bilatéraux
Australie, Canada et Nouvelle-Zélande

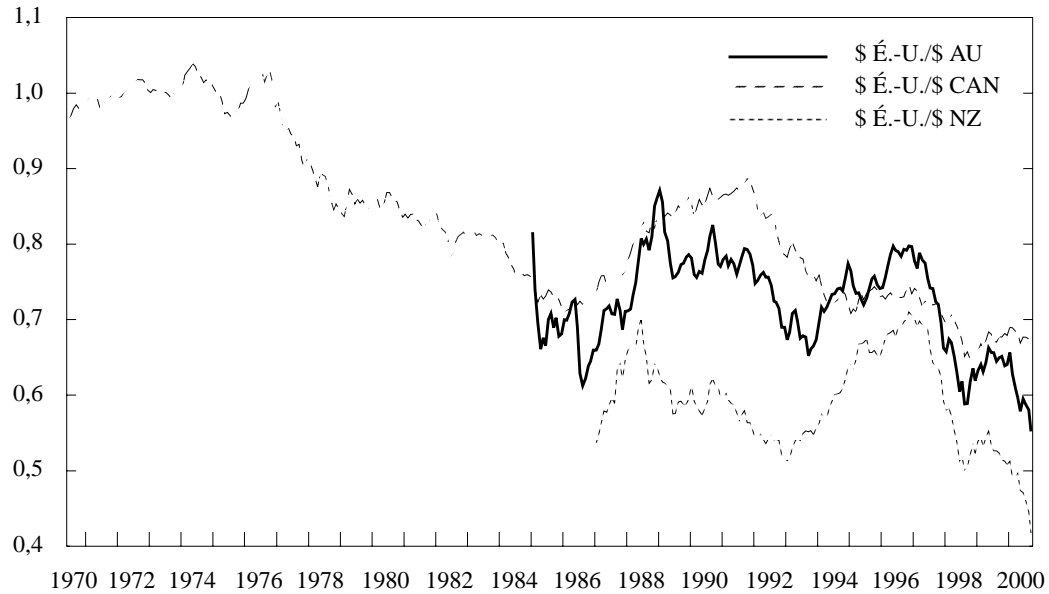
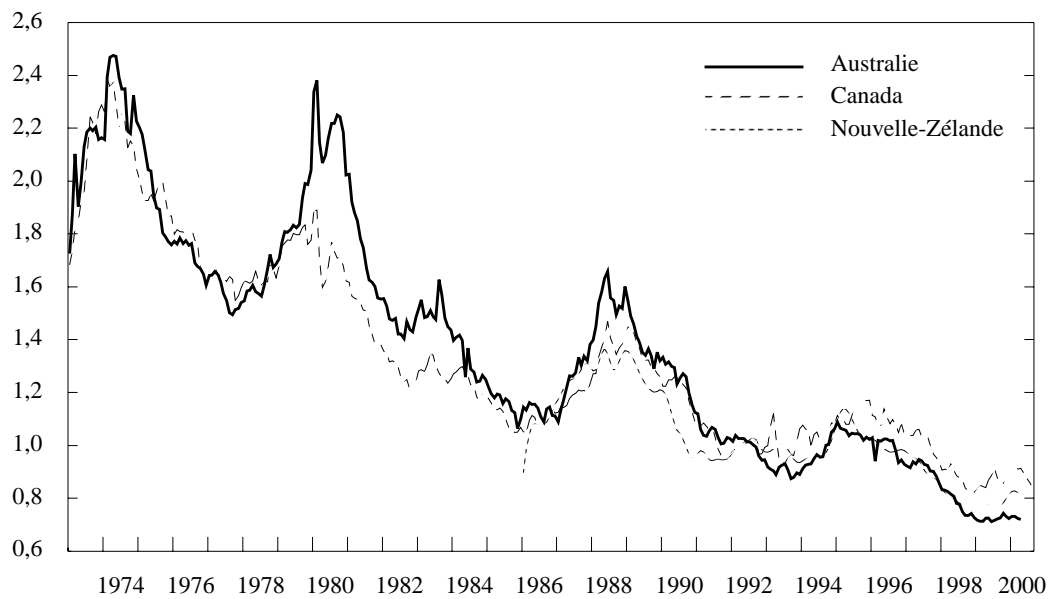


Figure 2
Cours réels des produits de base hors énergie
Australie, Canada et Nouvelle-Zélande



change de chacune des trois monnaies pondéré par le commerce extérieur est un peu moins variable que le taux bilatéral par rapport au dollar américain; toutefois, les deux séries présentent une forte corrélation. Le parallélisme des deux taux de change (pondéré par le commerce et bilatéral) n'est guère étonnant dans le cas du Canada, puisque 85 % de ses exportations prennent le chemin des États-Unis. On se serait toutefois attendu à des évolutions moins similaires dans le cas de l'Australie et de la Nouvelle-Zélande, les États-Unis n'accueillant que 10 % et 14 %, respectivement, de leurs exportations. Le parallélisme affiché au fil des années par les deux séries tient au fait qu'un certain nombre des autres partenaires commerciaux de l'Australie et de la Nouvelle-Zélande, en Asie, ont choisi de rattacher leur monnaie, de manière explicite ou non, au dollar américain.

Par souci de commodité, nous avons choisi de nous servir des taux de change bilatéraux dans le reste de l'étude. Les propriétés statistiques des taux de change bilatéraux et pondérés par le commerce extérieur sont très similaires, et des tests préliminaires effectués à l'aide des deux séries indiquent que les résultats sont identiques pour l'essentiel. Des raisons théoriques pourraient amener à privilégier le taux de change pondéré par le commerce, mais il y a lieu de croire que le taux bilatéral constitue en fait une mesure plus fiable de la compétitivité de chaque pays. Selon les analyses menées par des universitaires australiens et par la Banque de réserve de Nouvelle-Zélande, les indices pondérés par le commerce minorent l'importance des États-Unis dans l'économie des deux pays (voir Brook, 1994, et Karfakis et Phipps, 1999). En effet, les échanges internationaux sont souvent libellés et effectués en dollars américains, même quand les deux parties résident hors des États-Unis. Il en va de même de la plupart des opérations financières internationales.

1.2 La crise financière asiatique

La crise financière asiatique³ a fait ressortir de façon frappante combien les dollars australien, canadien et néo-zélandais sont sensibles aux variations des cours mondiaux des produits de base. Bien que les exportations à destination de l'Asie représentent moins de 8 % des ventes totales du Canada à l'étranger, la baisse des prix mondiaux des produits de base qui a découlé de cette crise a entraîné une dépréciation d'environ 12 % du dollar canadien en 1997 et 1998. L'impact a été encore plus prononcé dans le cas

3. Dans la suite de l'étude, nous parlons de « crise asiatique » pour désigner de façon générique les crises financières qui se sont succédé entre 1997 et 1999. Cette expression englobe donc aussi bien l'effondrement de plusieurs économies du Sud-Est asiatique en 1997 et 1998 que celui de l'économie russe, en 1998, et de l'économie brésilienne, en 1999.

des monnaies de l'Australie et de la Nouvelle-Zélande. Les pays asiatiques sont des partenaires commerciaux beaucoup plus importants pour ces derniers que pour le Canada, et les produits dérivés des ressources naturelles représentent une plus forte proportion de leurs exportations totales. Aussi les dollars australien et néo-zélandais ont-ils perdu environ 25 % de leur valeur sur les marchés des changes.

Les autorités monétaires des trois pays ont compris qu'une dépréciation marquée était probablement inévitable. Elles n'ont cependant pris la pleine mesure de la situation qu'une fois la crise bien entamée. Elles se sont également demandé si elles pouvaient se fier aux marchés pour effectuer le rééquilibrage qu'ils étaient censés assurer, sans surréaction appréciable. La forte dépréciation subie par chacune des trois monnaies durant les premiers mois de la crise a semblé beaucoup plus forte que la situation ne l'exigeait. Aussi les trois banques centrales ont-elle décidé d'intervenir afin de modérer, sinon de contrecarrer, une baisse jugée excessive du taux de change.

La Banque de réserve d'Australie a eu exclusivement recours à des opérations stérilisées, n'intervenant sur le marché qu'à deux ou trois occasions. Les taux d'intérêt n'ont pas été modifiés une seule fois de toute la crise. Les autorités s'inquiétaient du niveau auquel était tombé le dollar australien, ainsi que de la vitesse à laquelle il baissait, mais elles n'étaient pas prêtes pour autant à durcir les conditions monétaires. Elles cherchaient simplement à opposer une certaine résistance à la dynamique spéculative qui s'était mise en place, de manière que le risque ne soit pas à sens unique pour les opérateurs. La Banque de réserve a choisi avec soin le moment de ses interventions afin qu'elles produisent un effet maximal. Elle s'est également montrée disposée à risquer des sommes considérables. Elle considérait que, si le dollar australien continuait de baisser après ces interventions, c'était que la dépréciation était due à des facteurs fondamentaux, à l'incidence desquels il ne convenait pas de s'opposer davantage.

Assaillie par les mêmes préoccupations devant la chute du dollar néo-zélandais, la Banque de réserve de Nouvelle-Zélande a cependant réagi de manière différente. Persuadée que les interventions stérilisées étaient inefficaces, elle ne s'était livrée à aucune intervention sur les marchés des changes depuis 1985. Son objectif premier, au début de la crise, a été d'éviter un assouplissement trop marqué des conditions monétaires intérieures, de sorte qu'elle a relevé énergiquement ses taux d'intérêt directs. Quand elle eut réalisé la gravité de la crise, elle s'est empressée de réduire les taux d'intérêt, mais l'économie était déjà plongée dans une forte récession.

La Banque du Canada a suivi une voie moyenne entre celles de ces deux autres banques centrales. Elle a relevé ses taux directeurs au deuxième semestre de 1997, puis à l'été de 1998, pour cependant les réduire ensuite, avant qu'ils n'aient un effet sensible sur l'activité économique. Elle est également intervenue à l'occasion sur les marchés des changes; ses interventions ont toutefois été modestes par rapport aux sommes engagées par la Banque de réserve d'Australie et elles ont généralement été suivies de mesures plus fondamentales de politique monétaire (c'est-à-dire de modifications des taux directeurs). La Banque du Canada soupçonnait que le dollar canadien était peut-être passé au-dessus de sa valeur d'équilibre à long terme, mais elle tenait surtout, tout au long de cette période, à ce que l'évolution des marchés des changes ne déstabilise pas les taux d'intérêt intérieurs et n'entraîne pas un durcissement des conditions monétaires beaucoup plus prononcé que la situation économique ne le justifiait. Elle espérait que, en relevant modérément ses taux directeurs et en offrant une certaine résistance par ses interventions sur les marchés des changes, elle pourrait prévenir une hausse plus marquée des taux d'intérêt du marché.

Le fait que les dollars australien, canadien et néo-zélandais soient restés au voisinage des faibles niveaux qu'ils avaient atteints en 1997 et en 1998 (quand ils ne sont pas tombés encore plus bas) donne à penser que les modifications des taux de change qui ont été observées pendant la crise asiatique étaient probablement justifiées. Les modèles à correction d'erreurs présentés à la section suivante serviront à vérifier cette hypothèse et à déterminer les facteurs susceptibles d'être à l'origine de ces fortes dépréciations.

2 Les déterminants fondamentaux du taux de change

2.1 Le modèle à correction d'erreurs de départ

Le modèle à correction d'erreurs que nous entreprenons d'estimer dans cette section pour l'Australie, le Canada et la Nouvelle-Zélande repose sur une équation mise au point par Amano et van Norden au début des années 1990. Même si elle ne comportait que quatre variables explicatives, l'équation originale permettait de reproduire la plupart des variations importantes du dollar canadien de janvier 1973 à février 1992. Elle affichait aussi une stabilité remarquable. Ses coefficients étaient tous significativement différents de zéro et affectés (pour la plupart) du signe attendu. Cette équation permettait aussi de prévoir l'évolution future du taux de change avec plus de précision qu'une marche aléatoire (c'est-à-dire qu'elle satisfaisait au test de Meese-Rogoff).

Les tests auxquels ce modèle a été soumis par la suite ont confirmé que sa supériorité n'était pas le fruit du hasard ni d'une coïncidence économétrique. Ce modèle continue de décrire l'évolution du dollar canadien avec une étonnante précision et fait maintenant partie intégrante des outils de prévision internes qu'utilise la Banque du Canada.

L'équation de base d'Amano-van Norden peut s'écrire comme suit :

$$\begin{aligned} \Delta \ln(txchr) = & \alpha(\ln(txchr)_{t-1} - \beta_0 - \beta_c \ln(terpb)_{t-1} \\ & - \beta_e \ln(terpbe)_{t-1}) + \gamma difint_{t-1} + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (1)$$

où : $txchr$ = taux de change réel \$ É.-U./\$ CAN
 $terpb$ = termes de l'échange réels des produits de base hors énergie
 $terpbe$ = termes de l'échange réels des produits de base
 énergétiques
 $difint$ = différentiel de taux d'intérêt entre le Canada et les
 États-Unis.

La variable dépendante, $txchr$, est le taux de change réel \$ É.-U./\$ CAN, le taux de change nominal ayant simplement été corrigé au moyen de l'indice des prix à la consommation (IPC) dans chaque pays. (Des travaux antérieurs ont en effet montré que les résultats ne changent guère selon qu'on emploie à cette fin l'indice implicite des prix du PIB ou l'IPC.) Les termes de l'échange des produits de base hors énergie, $terpb$, sont établis à partir de l'indice des prix des produits de base de la Banque du Canada; ils tiennent compte de toutes les matières premières importantes, énergie mise à part, que le Canada produit, après pondération en fonction de leur importance relative⁴. Ils sont ensuite corrigés au moyen de l'IPC des États-Unis pour donner les termes de l'échange réels. La même méthode sert à calculer $terpbe$, l'indice ne comprenant toutefois dans ce cas que les produits de base énergétiques. La dernière variable explicative est le différentiel de taux d'intérêt entre le Canada et les États-Unis, $difint$, qui vise à saisir l'effet des modifications de la politique monétaire dans les deux pays sur le taux de change réel. Il s'agissait initialement du différentiel entre, d'une part, l'écart entre les taux à court et à long terme au Canada, et, d'autre part, l'écart entre ces mêmes taux aux États-Unis :

$$difint = (i_{lt}^c - i_{ct}^c) - (i_{lt}^{eu} - i_{ct}^{eu}).$$

Récemment, toutefois, la variable a été remplacée par le différentiel de taux d'intérêt à court terme entre les deux pays ($difint = (i_{ct}^c - i_{ct}^{eu})$), les

4. La composition des deux indices de prix est décrite à l'Annexe 1.

Tableau 1
Modèle à correction d'erreurs relatif au dollar canadien
Équation (1)

Période d'estimation	De 1973T1 à 1990T4		De 1973T1 à 1999T4	
	Coefficient	Risque de 1 ^{re} espèce	Coefficient	Risque de 1 ^{re} espèce
Correction	-0,16	0,00	-0,11	0,00
Constante	-0,29	0,00	-0,43	0,00
Prix réels hors énergie ($terpb_{t-1}$)	0,24	0,00	0,41	0,00
Prix réels des produits énergétiques ($terpbe_{t-1}$)	-0,15	0,00	-0,09	0,03
Différentiel de taux d'intérêt ($difint_{t-1}$)	0,49	0,00	0,58	0,00
\bar{R}^2		0,23		0,16

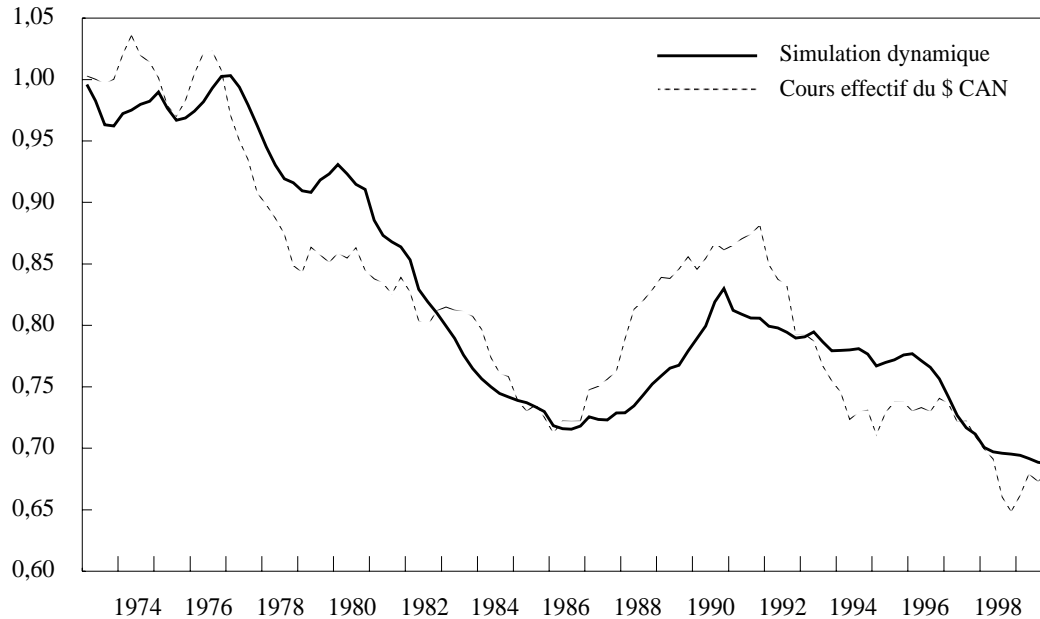
résultats de la régression étant à peu près les mêmes selon qu'on exprime l'écart de taux d'intérêt de l'une ou l'autre façon.

On trouvera au Tableau 1 des résultats représentatifs obtenus à l'aide du modèle à correction d'erreurs, estimé au moyen de données trimestrielles sur deux périodes différentes⁵. Les paramètres ne varient à peu près pas lorsqu'on prolonge l'échantillon et restent statistiquement significatifs. Étant donné que les hausses du taux de change réel correspondent à des appréciations (et les baisses à des dépréciations), le signe positif des variables explicatives *terpb* et *difint* indique qu'un renchérissement des produits de base hors énergie et une augmentation du différentiel de taux d'intérêt entre le Canada et les États-Unis se traduisent par un raffermissement du dollar canadien. Un accroissement des prix de l'énergie, par contre, affaiblit le dollar canadien. Ce dernier effet était contraire aux attentes lorsque l'équation a été estimée pour la première fois, mais ce résultat s'est révélé remarquablement robuste. Le Canada étant un exportateur net secondaire, mais quand même non négligeable, de produits énergétiques, on se serait attendu à ce que la variable *terpb* présente un signe positif. Diverses théories ont été avancées pour expliquer cette anomalie apparente, mais la plus convaincante d'entre elles fait appel à l'utilisation des produits énergétiques au Canada. La plupart des secteurs d'activité au Canada, sans parler des ménages, sont de gros consommateurs de pétrole, de gaz naturel et d'autres produits énergétiques. En fait, selon des statistiques récentes, les Canadiens consommeraient 50 % plus d'énergie que les Américains par dollar de PIB. Il s'agit d'une conséquence naturelle du climat rigoureux auquel est soumis le Canada et de sa structure industrielle, où les procédés de production énergivores ont tendance à

5. Voir l'Annexe 2 pour une définition de toutes les variables utilisées dans l'étude, ainsi que les sources des données.

Figure 3
Simulation dynamique de l'évolution du dollar canadien
Équation (1)

Cours en dollar É.-U.



occuper une large place. Une hausse des prix du pétrole du genre de celle que nous constatons à l'heure actuelle fait grimper la valeur de nos exportations d'énergie, mais les coûts supplémentaires qu'elle impose aux autres branches d'activité au Canada contrebalancent amplement ce gain. Le dollar canadien doit donc baisser en réaction à la détérioration de notre compétitivité et de notre valeur nette.

Des simulations dynamiques effectuées au moyen du modèle à correction d'erreurs, estimé sur la période allant du premier trimestre de 1973 au quatrième trimestre de 1999, font ressortir le bon comportement de l'équation (voir la Figure 3). La valeur effective du taux de change fournit le point de départ de la simulation, mais, au cours de toutes les périodes qui suivent, le taux de change est déterminé uniquement au moyen des valeurs estimées des paramètres et des variables indépendantes. Aucune actualisation de la variable dépendante n'est permise (pour faciliter les comparaisons entre les valeurs effective et simulée du taux de change, nous avons reconverti *txchr* en termes nominaux à l'aide de l'IPC au Canada et aux États-Unis).

On peut certes observer des différences notables entre les valeurs effective et simulée du taux de change, mais il faut généralement peu de temps pour les voir disparaître (ou du moins s'amenuiser). Le facteur qui contribue le plus à

cette remarquable adéquation du modèle est la distinction qui est faite entre les prix des produits énergétiques et les cours des autres produits de base. Dans les tentatives antérieures de modélisation du comportement du dollar canadien, les deux catégories de produits de base se trouvaient combinées. Or, comme le démontrent les résultats des régressions, les deux variables ont des effets bien différents sur le dollar canadien.

Le modèle actuel n'a été mis au point qu'après des recherches approfondies, et Amano et van Norden ont dû essayer de nombreuses variables et formes fonctionnelles avant d'en arriver à cette équation. Le fait qu'il continue de produire d'aussi bons résultats, plusieurs années après sa mise au point, témoigne de sa fiabilité, tout comme de l'exhaustivité de la batterie de tests économétriques à laquelle les auteurs l'ont soumis afin d'en vérifier les propriétés en 1992.

Au moyen de données relatives à l'Australie et à la Nouvelle-Zélande, nous avons reproduit dans les deux parties qui suivent la méthode en quatre étapes suivie par Amano et van Norden et décrite dans leur étude initiale. La première étape consiste à effectuer des tests de racine unité afin de vérifier la stationnarité du processus, la seconde à déterminer, au moyen de la méthode de Johansen-Juselius, le nombre de vecteurs de cointégration que contiennent les données, la troisième à vérifier le degré d'exogénéité et à établir si un simple modèle à correction d'erreurs est susceptible de produire des estimations des paramètres qui soient efficaces et convergentes. La quatrième et dernière étape vise à déceler la présence d'un processus autorégressif (AR) ou d'un processus autorégressif conditionnellement hétéroscédastique (ARCH) dans les résidus.

Ces tests ont été appliqués à la plus récente version de l'équation (1) pour le Canada et ont également servi à mettre au point les équations de taux de change relatives à l'Australie et à la Nouvelle-Zélande (l'Annexe 3 décrit plus en détail les résultats obtenus). Voici une description sommaire des principales caractéristiques du modèle, qui vaut dans l'ensemble pour les trois taux de change.

Les deux variables représentant les cours des produits de base, dans chaque équation, sont généralement non stationnaires et intégrées d'ordre 1 — donc du même ordre que la variable dépendante, $txchr$. Le différentiel de taux d'intérêt, par contre, est stationnaire, de sorte qu'il ne fait pas partie du terme de correction d'erreurs : il influe sur les variations à court terme du taux de change, mais non sur son comportement à long terme. Les tests de Johansen-Juselius indiquent habituellement la présence d'un vecteur de cointégration unique entre les variables non stationnaires, encore qu'un second vecteur de cointégration peu significatif puisse dans certains cas être décelé. Les tests effectués par la suite révèlent généralement que le

premier vecteur inclut le taux de change et que le second (s'il existe) englobe les deux variables de prix des produits de base.

Les résultats des tests d'exogénéité sont sensibles au nombre de retards dans les équations estimées, mais ils font souvent ressortir une relation de causalité unidirectionnelle, allant des cours des produits de base au taux de change. On observe aussi à l'occasion une relation bidirectionnelle entre ces variables. Le biais de simultanéité ne risque guère de faire problème dans l'estimation de nos équations, les variables explicatives étant toujours introduites en valeurs retardées. Les résidus de la version définitive de chaque équation se comportent généralement de la manière attendue et, sauf dans le cas de la Nouvelle-Zélande, ils ne semblent pas présenter d'autocorrélation ni d'hétéroscédasticité. (Nous avons constaté une certaine autocorrélation dans l'équation relative à la Nouvelle-Zélande et n'avons pu la corriger, faute de temps. Les résultats doivent donc être interprétés avec plus de prudence dans le cas de ce pays.)

2.2 Modèle à correction d'erreurs : le dollar australien

Les résultats de la régression sont présentés au Tableau 2 pour le dollar australien. Le modèle à correction d'erreurs que nous avons estimé est le même que pour le Canada, à deux importantes différences près. La première porte sur les variables de prix des produits de base, qui ont été redéfinies en fonction de la composition des exportations de l'Australie (voir l'Annexe 1); la seconde a trait au différentiel de taux d'intérêt à court terme, qui est exprimé en termes réels plutôt que nominaux :

$$\begin{aligned} \Delta \ln(txchr) = & \alpha(\ln(txchr)_{t-1} - \beta_0 - \beta_c \ln(terpb)_{t-1} \\ & - \beta_e \ln(terpbe)_{t-1}) + \gamma difint_{t-1} + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (2)$$

où : $txchr$ = taux de change \$ É.-U./\$ AU
 $terpb$ = termes de l'échange réels des produits de base hors énergie
 $terpbe$ = termes de l'échange réels des produits de base énergétiques
 $difint$ = différentiel réel de taux d'intérêt entre l'Australie et les États-Unis = $(i_{ct}^{au} - i_{ct}^{eu})$.

La période d'estimation va du premier trimestre de 1985 au quatrième trimestre de 1999. Bien que le dollar australien ait commencé à flotter en décembre 1983, le point de départ de la régression a été décalé d'environ quatre trimestres pour laisser au taux de change le temps de s'ajuster au nouveau régime. Ainsi qu'on peut le constater, tous les paramètres (à l'exception de la constante) sont significativement différents de zéro et

Tableau 2
Modèle à correction d'erreurs relatif au dollar australien
Équation (2)

Variable	Coefficient	Risque de 1 ^{re}
		espèce
Correction	- 0,29	0,00
Constante	- 1,11	0,02
Prix réels hors énergie ($terpb_{t-1}$)	0,69	0,00
Prix réels des produits énergétiques ($terpbe_{t-1}$)	- 0,55	0,00
Différentiel réel de taux d'intérêt ($difint_{t-1}$)	0,53	0,04
R^2		0,21

présentent le signe attendu. Une hausse des taux d'intérêt en Australie et des prix des produits de base hors énergie entraînent une appréciation du dollar australien, et une élévation des cours de l'énergie provoque sa dépréciation — comme dans le cas du dollar canadien. L'effet négatif de $terpbe$ est toutefois moins surprenant dans le cas de l'Australie, puisque ce pays est un gros importateur net de pétrole, produit dont les variations de cours expliquent en majeure partie les fluctuations de $terpbe$ ⁶.

Les résultats de la simulation dynamique sont illustrés à la Figure 4. Le dollar australien s'établit à l'occasion au-dessus de sa valeur d'équilibre, mais la différence entre les valeurs effective et simulée atteint rarement de fortes proportions. Le dollar australien semble avoir été surévalué au cours des deux années précédant la crise asiatique, par exemple, mais il retombe au-dessous de sa « juste valeur de marché » une fois la crise amorcée.

Le Tableau 3 présente les résultats d'un autre modèle, qui s'inspire de certains des articles et documents de travail publiés au sujet du dollar australien (voir par exemple Gruen et Wilkinson, 1991, Karfakis et Phipps, 1999, Koya et Orden, 1994, et Tarditi, 1996). Les termes de l'échange, par opposition aux cours mondiaux des produits de base, jouent un rôle prédominant dans la plupart des modèles de ce type, dans lesquels le prix de l'or constitue également une variable explicative distincte.

Les tentatives déployées pour reproduire les résultats publiés ont souvent été vouées à l'échec et n'ont pas abouti à une représentation supérieure au modèle à correction d'erreurs décrit précédemment. Les nouvelles variables n'étaient pas statistiquement significatives, et nombre de ces autres modèles ne semblaient pas cointégrés quand l'échantillon était prolongé de manière à

6. L'Australie est néanmoins un petit exportateur net d'énergie. Les ventes de charbon, de coke et d'autres combustibles fossiles se sont élevées à 9 milliards de dollars australiens en 1999, contre environ 8 milliards pour les importations de combustibles et de lubrifiants.

Figure 4
Simulation dynamique de l'évolution du dollar australien
Équation (2)

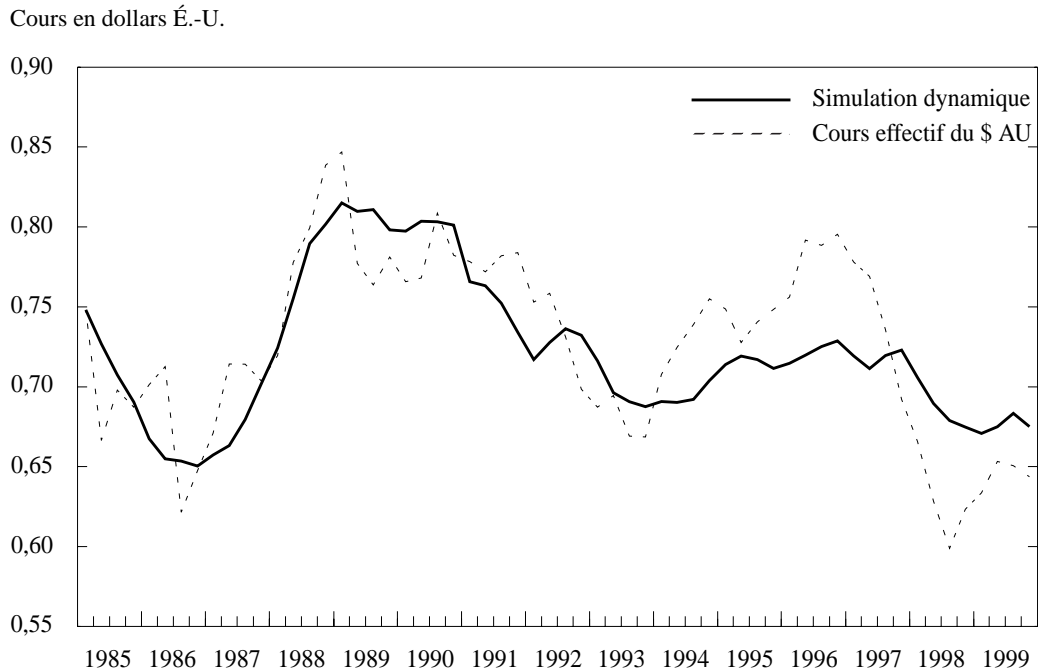


Tableau 3
Autre modèle à correction d'erreurs relatif au dollar australien
Équation (3)

Variable	Coefficient	Risque de 1 ^{re} espèce
Constante	-0,03	0,54
Taux de change réel ($txchr_{t-1}$)	-0,03	0,74
Prix réel de l'or (\$ É.-U. /oz) (po_{t-1})	0,00	0,01
Termes de l'échange (ter_{t-1})	-0,11	0,10
Différentiel réel de taux d'intérêt ($difint_{t-1}$)	0,00	0,97
Δ termes de l'échange (Δter_{t-1})	0,002	0,99
\bar{R}^2		0,10

inclure des données plus récentes. Les résultats présentés ci-après sont tirés de l'un des modèles les plus prometteurs; ils servent de point de référence pour évaluer les résultats de l'équation (2).

$$\Delta txchr = \beta_0 + \beta_r txchr_{t-1} + \beta_g po_{t-1} + \beta_t \ln(ter)_{t-1} + \beta_i difint_{t-1} + \beta_t \Delta \ln(ter)_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

où : $txchr$ = taux de change réel \$ É.-U./\$ AU
 po = prix réel de l'or
 ter = termes de l'échange
 $difint$ = différentiel réel de taux d'intérêt entre l'Australie et les États-Unis = $(i_{lt}^{au} - i_{lt}^{éu})$.

Le prix de l'or, les termes de l'échange (en niveau) et le différentiel de taux d'intérêt ne sont pas statistiquement significatifs. La simulation dynamique (illustrée à la Figure 5) présente également une relation beaucoup plus faible avec le taux de change observé que celle qui est illustrée à la Figure 4.

2.3 Modèle à correction d'erreurs : le dollar néo-zélandais

Le modèle de départ que nous avons décrit permet également de reproduire les principales variations du dollar néo-zélandais. Comme dans le cas du dollar australien, certaines modifications doivent y être apportées pour tenir compte de la composition des exportations de la Nouvelle-Zélande et de la sensibilité du dollar néo-zélandais aux différents taux d'intérêt du marché. La variable représentant les prix des produits de base hors énergie a été redéfinie suivant les pondérations présentées à l'Annexe 1, tandis que deux variables de taux d'intérêt ont été ajoutées à l'équation — l'une au titre du différentiel de taux d'intérêt à long terme, et l'autre représentant le différentiel de taux à court terme. Une version du modèle où les deux termes de taux d'intérêt étaient affectés du même coefficient a été clairement rejetée à la lumière des tests effectués. (Les premiers résultats donnés par l'équation (4) ayant indiqué que la variable ayant trait aux prix des produits énergétiques n'avait aucun pouvoir explicatif, nous ne l'avons pas gardée dans l'équation.)

$$\Delta \ln(txchr) = \alpha(\ln(txchr)_{t-1} - \beta_0 - \beta_c \ln(terpb)_{t-1}) + \Upsilon difint_{1,t-1} + \Phi difint_{2,t-1} + \varepsilon_t, \quad (4)$$

où : $txchr$ = taux de change réel \$ É.-U./\$ NZ
 $terpb$ = termes de l'échange réels des produits de base hors énergie
 $difint_{1,2}$ = différentiels réels de taux d'intérêt entre la Nouvelle-Zélande et les États-Unis
 $= (i_{ct}^{nz} - i_{ct}^{éu}); (i_{lt}^{nz} - i_{lt}^{éu})$.

La période d'estimation commence au premier trimestre de 1987, environ deux ans après l'adoption d'un régime de changes flottants en Nouvelle-Zélande, pour se terminer au dernier trimestre de 1999. Les valeurs estimées des paramètres et les statistiques de test relatives au modèle retenu en définitive sont présentées au Tableau 4. Les résultats sont

Figure 5
Simulation dynamique de l'évolution du dollar australien effectuée à l'aide d'un modèle de rechange
Équation (3)

Cours en dollars É.-U.

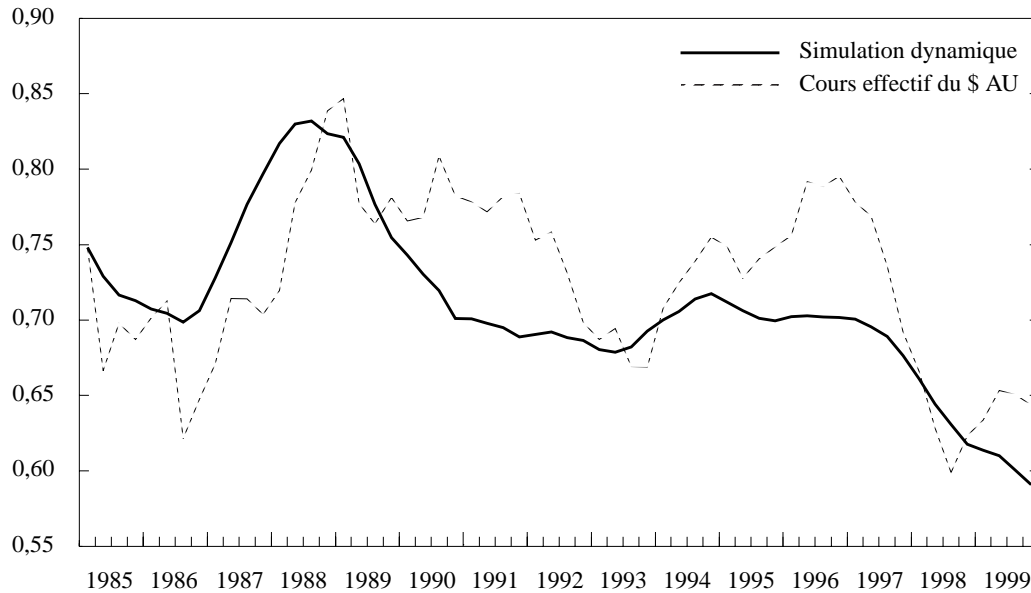


Tableau 4
Modèle à correction d'erreurs relatif au dollar néo-zélandais
Équation (4)

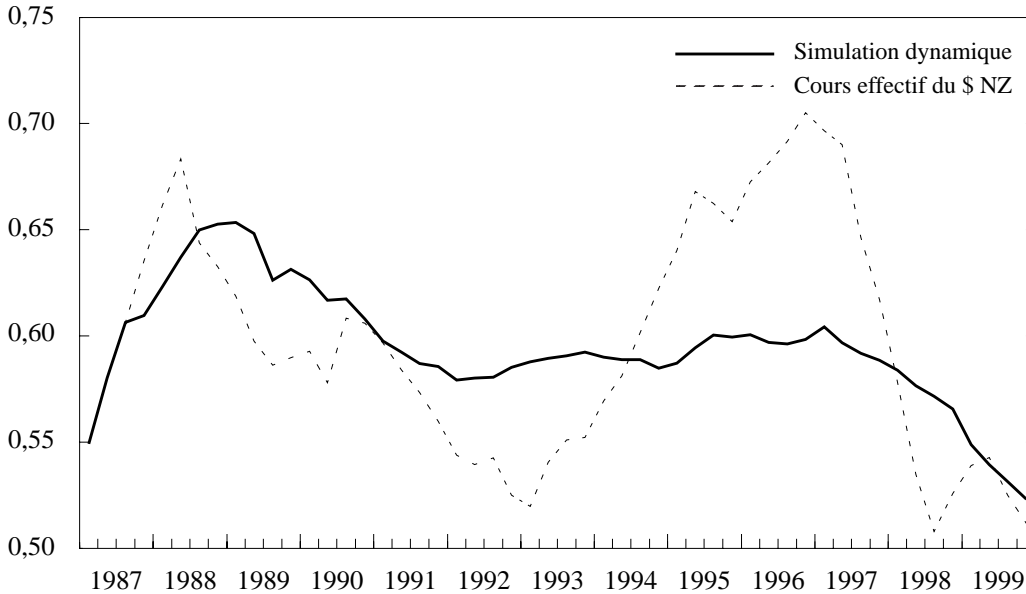
Variable	Coefficient	Risque de 1 ^{re} espèce
Correction	- 0,11	0,04
Constante	- 3,46	0,02
Prix réels hors énergie ($terpb_{t-1}$)	0,62	0,04
Différentiel réel de taux d'intérêt à court terme ($difint_{t-1}$)	0,58	0,04
Différentiel réel de taux d'intérêt à long terme ($difint_{t-2}$)	- 0,79	0,01
\bar{R}^2		0,27

analogues dans l'ensemble à ceux des Tableaux 1 et 2. Tous les paramètres sont significativement différents de zéro et présentent le signe attendu. L'ajustement se fait toutefois un peu moins vite que dans les modèles relatifs au Canada et à l'Australie, et les variations de $terpb$ semblent exercer une influence beaucoup plus marquée sur le dollar néo-zélandais.

La correspondance entre les valeurs effective et simulée de l'équation, reproduite à la Figure 6, n'est pas aussi étroite qu'aux Figures 3 et 4; la tendance générale est toutefois semblable. La période précédant la crise asiatique s'accompagne là encore d'une surévaluation du dollar

Figure 6
Simulation dynamique de l'évolution du dollar néo-zélandais
Équation (4)

Cours en dollars É.-U.



néo-zélandais, selon l'équation, tandis que la période qui suit la crise se caractérise par une sous-évaluation.

Étant donné le petit nombre d'articles et d'études consacrés au dollar néo-zélandais, il est difficile de comparer le comportement de notre modèle à correction d'erreurs à celui d'autres modèles. L'une des expériences auxquelles nous nous sommes livrés a consisté à remplacer le prix des produits de base hors énergie par les termes de l'échange. Koya et Orden (1994) avaient décelé une relation de cointégration à long terme entre les termes de l'échange et le dollar néo-zélandais. Une équation similaire a toutefois donné des résultats non significatifs et un ajustement statistique un peu moins bon pour les données plus récentes (voir le Tableau 5 et la Figure 7).

$$\Delta \ln(txchr) = \alpha(\ln(txchr)_{t-1} - \beta_0 - \beta_c \ln(ter)_{t-1}) + \Upsilon difint_{1,t-1} + \Phi difint_{2,t-1} + \varepsilon_t, \quad (5)$$

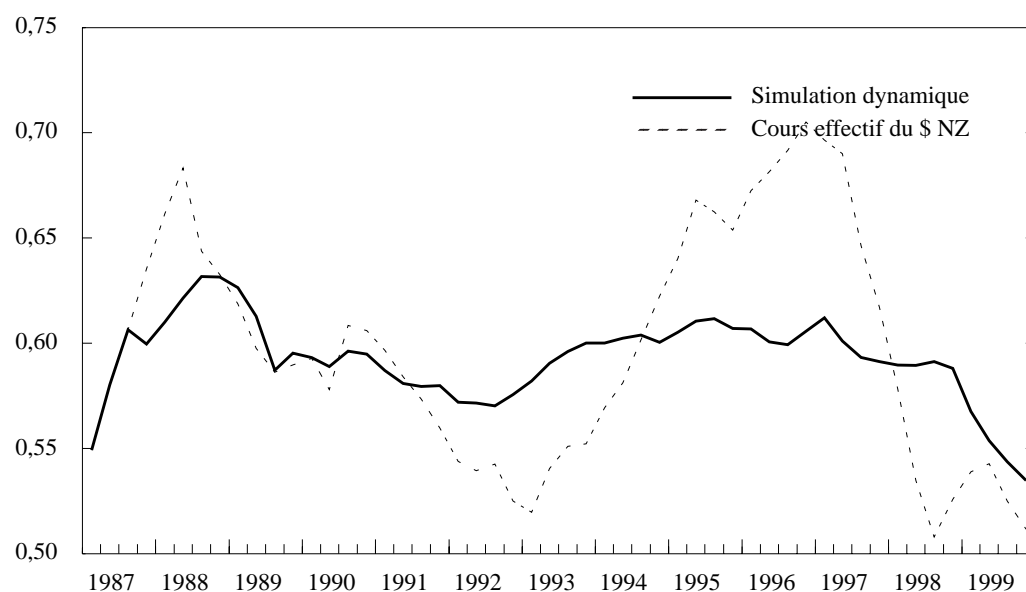
où : $txchr$ = taux de change réel \$ É.-U./\$ NZ
 ter = termes de l'échange
 $difint_{1,2}$ = différentiels réels de taux d'intérêt entre la Nouvelle-Zélande et les États-Unis
 $= (i_{ct}^{nz} - i_{ct}^{eu}); (i_{lt}^{nz} - i_{lt}^{eu})$.

Tableau 5
Autre modèle à correction d'erreurs relatif au dollar néo-zélandais
Équation (5)

Variable	Coefficient	Risque de 1 ^{re} espèce
Correction	- 0,08	0,10
Constante	- 0,78	0,00
Termes de l'échange (ter_{t-1})	2,35	0,24
Différentiel réel de taux d'intérêt à court terme ($difint_{t-1}$)	1,05	0,00
Différentiel réel de taux d'intérêt à long terme ($difint_{t-2}$)	- 1,30	0,00
\bar{R}^2		0,24

Figure 7
Simulation dynamique de l'évolution du dollar néo-zélandais effectuée à l'aide d'un modèle de rechange
Équation (5)

Cours en dollars É.-U.



Il ressort des résultats que nous venons de présenter qu'un simple modèle à correction d'erreurs permet d'expliquer la plupart des variations importantes des trois monnaies. On observe toutefois, dans certaines des simulations dynamiques, des périodes de surréaction apparente et de volatilité excessive. On ne sait trop si cela indique l'action d'autres forces fondamentales, ou tout simplement l'activité déstabilisatrice des spéculateurs. Bien des observateurs avertis des marchés des changes sont convaincus que les

chartistes et les autres adeptes de l'analyse technique — qui ne se préoccupent guère de la situation économique fondamentale et s'attachent uniquement à suivre la tendance récente des marchés — jouent un rôle prédominant. Nous essaierons donc, dans la prochaine section, de représenter le comportement des chartistes au moyen d'un modèle simple à changement de régime et de déterminer s'ils ont exercé une influence importante sur le cours des trois monnaies considérées.

3 Modèles à changement de régime

Les modèles à changement de régime présentés ici reposent sur l'hypothèse qu'il existe deux types d'agent sur les marchés des changes : les chartistes et les fondamentalistes. Le taux de change que nous observons au temps t n'est pas le même selon que l'un ou l'autre groupe joue un rôle dominant⁷. Les gestionnaires de portefeuille doivent choisir entre les recommandations des deux groupes. Comme nous l'avons indiqué, les chartistes s'appuient sur les variations passées du taux de change pour formuler leurs recommandations. Ils essaient de déceler les nouvelles tendances ainsi que les points de retournement et invitent les gestionnaires de portefeuille à acheter ou à vendre une devise particulière lorsque des seuils déterminés sont franchis. Les fondamentalistes, pour leur part, sont conscients des pressions déstabilisatrices qui peuvent s'exercer à court terme sur les taux de change, mais ils estiment que, tôt ou tard, les forces fondamentales ramèneront les taux à leur valeur d'équilibre à long terme. Ils essaient donc de prévoir l'évolution future des taux de change au moyen d'un modèle macroéconomique simple et de quelques variables économiques clés.

Le problème de maximisation auquel les gestionnaires de portefeuille sont confrontés peut s'exprimer sous la forme

$$FLV = \sum_{t=1}^t \sum_{t=1}^t \rho(s_t) d(e_t | s_t). \quad (6)$$

L'équation (6) est une fonction logarithmique de vraisemblance, $\rho(s_t)$ étant la probabilité de se trouver dans l'état s au temps t , tandis que s représente soit un régime chartiste, soit un régime fondamentaliste. Nous faisons l'hypothèse que les gestionnaires de portefeuille pondèrent les prévisions des chartistes et des fondamentalistes de manière à maximiser leurs chances de prévoir correctement la valeur future du taux de change à tout moment.

7. Frankel et Froot (1988) ont été les premiers économistes à proposer une représentation formelle de ce processus.

La valeur attendue du taux de change nominal au temps t est simplement

$$E\Delta e_{t+1} = \omega_t E\Delta e_{t+1}^f + (1 - \omega_t) E\Delta e_{t+1}^c, \quad (7)$$

où : $E\Delta e$ = variation attendue de e ,
 e = logarithme du taux de change nominal,
 f, c = exposants désignant respectivement les prévisions des
 fundamentalistes et des chartistes
 ω = poids attribué à la prévision des fundamentalistes.

Les équations dont se servent les chartistes et les fundamentalistes pour prévoir les variations du taux de change peuvent s'exprimer sous la forme

$$\begin{aligned} \Delta e_t^f &= \lambda^f + \phi(\tilde{e}_{t-1} - e_{t-1}) + \gamma difint_{t-1} + \varepsilon_t^f, \\ \varepsilon_t^f &\sim N(0, \sigma_t^f), \end{aligned} \quad (8)$$

où : \tilde{e} = valeur de e prévue par les fundamentalistes,
 ε_t^f = erreur de prévision (distribuée selon une loi normale de moyenne zéro et de variance σ_t^f),

et

$$\begin{aligned} \Delta e_t^c &= \alpha^c + \psi(X) + \Gamma difint_{t-1} + \varepsilon_t^c, \\ \varepsilon_t^c &= N(0, \sigma_t^c), \end{aligned} \quad (9)$$

où : X = règle(s) technique(s) de décision appliquée(s) par les chartistes pour prévoir e ,

ε_t^c = erreur de prévision (distribuée selon une loi normale de moyenne zéro et de variance σ_t^c).

Les équations (8) et (9) représentent les deux états (ou régimes) différents qui sont censés exister sur les marchés des changes. Les équations de transition qui permettent de calculer la probabilité conditionnelle de se trouver dans un état particulier (étant donné le régime de la période précédente) sont les suivantes :

$$\rho(s_t = f | s_{t-1} = f) = \Phi(\alpha_f + v_f | s_{t-1} - \tilde{s}_t |), \quad (10)$$

et

$$\rho(s_t = c | s_{t-1} = c) = \Phi(\alpha_c + v_c | s_{t-1} - \tilde{s}_t |). \quad (11)$$

La fonction logarithmique de vraisemblance, les deux équations de prévision et les deux équations de transition constituent les trois composantes essentielles de notre modèle de Markov à changement de régime. Pour estimer ce modèle, il nous faut cependant substituer des formes fonctionnelles précises aux équations (8) à (11). Les fondamentalistes, dans notre modèle de Markov, sont censés baser leurs prévisions sur les équations de taux de change présentées dans la deuxième section. Les règles techniques de décision appliquées par les chartistes sont tirées de la littérature financière. Elles sont censées revêtir l'une (ou plusieurs) des trois formes suivantes :

i) Le croisement des moyennes mobiles (*moving average cross*). Cette règle de décision repose sur le comportement de deux moyennes mobiles — calculées, l'une sur une période relativement courte, l'autre sur un intervalle plus long. Quand la moyenne mobile à court terme croise la moyenne mobile à long terme alors qu'elle était jusque-là en dessous de cette dernière, il s'ensuit un signal d'achat (et inversement lorsqu'elle la croise après lui avoir été supérieure)⁸. Pour les besoins de notre modèle, nous calculons la moyenne mobile à court terme sur 14 jours (MA14) et la moyenne mobile à long terme sur 200 (MA200).

ii) L'indice de force relative (*relative strength index* ou RSI). Les adeptes de l'analyse technique ont recours à cet indice pour repérer les devises surévaluées et sous-évaluées sur le marché; il se calcule comme suit :

$$RSI = 100 - (100 / (1 + RS)), \quad (12)$$

où : RS = nombre moyen de clôtures à la hausse au cours d'une période donnée, divisé par le nombre moyen de clôtures à la baisse.

L'équation (12) est conçue de telle façon que l'indice de force relative varie entre 0 et 100. On établit habituellement des seuils arbitraires, par exemple 30 et 70, comme signaux d'achat et de vente. (Ainsi, une valeur inférieure à 30 pourrait indiquer qu'il est temps d'acheter, tandis qu'une valeur supérieure à 70 pourrait signaler qu'il convient de vendre.) Cette méthode est largement utilisée par les cambistes pratiquant l'analyse technique, mais il est notoire qu'elle génère de faux signaux en cas de variation brutale des marchés à la hausse ou à la baisse.

iii) L'indicateur de convergence et de divergence des moyennes mobiles (MACD). Cette troisième règle de décision, plus complexe que les deux autres, gagne de plus en plus d'adeptes depuis quelques années. Il s'agit de la combinaison de trois moyennes mobiles à lissage exponentiel. Le calcul

8. Les cambistes parlent souvent, dans leur jargon, de *golden crosses* dans le premier cas et de *dead crosses* dans le second.

est à peu près le même, dans un premier temps, que dans le cas du croisement des moyennes mobiles. On soustrait une moyenne mobile à court terme (sur 14 jours par exemple) d'une moyenne mobile à long terme (disons sur 200 jours). La différence est ensuite comparée à une troisième courbe, dite « courbe de signal », qui est une moyenne mobile exponentielle à court terme. Là encore, un croisement après un écart négatif entraîne un ordre d'achat et un croisement après un écart positif, un ordre de vente.

Les équations de transition qui servent à déterminer la probabilité de se trouver soit en régime chartiste, soit en régime fondamentaliste sont habituellement liées aux résidus de l'une des équations de prévision. Si l'on utilise à cette fin l'équation fondamentaliste, on fait l'hypothèse que la probabilité de passer au régime fondamentaliste croît avec la taille de l'erreur de prévision, ε_t^f . Plus le taux de change effectif s'écarte de la valeur prédite par les fundamentalistes, plus il est probable qu'un régime fondamentaliste sera choisi à la prochaine période.

Les modèles de Markov à changement de régime dont nous faisons état ci-après sont estimés au moyen de données quotidiennes, d'un algorithme EM et de la méthode du maximum de vraisemblance (module *maxlik* du logiciel Gauss). L'algorithme EM permet de maximiser la vraisemblance beaucoup plus vite que *maxlik*, mais la convergence est plus lente et il ne fournit aucune statistique diagnostique. Étant donné que certaines des données relatives à l'Australie et à la Nouvelle-Zélande qui sont nécessaires à l'estimation du modèle ne sont disponibles qu'à une fréquence mensuelle ou trimestrielle, nous avons dû générer des données quotidiennes par interpolation au moyen d'une spline cubique.

3.1 Résultats du modèle à changement de régime dans le cas du Canada

Trois ensembles de résultats sont fournis pour le Canada. Le premier ensemble, figurant au Tableau 6, repose sur l'hypothèse que les chartistes suivent une simple règle de croisement des moyennes mobiles. Tous les coefficients estimés du modèle, à l'exception de celui de MA200, présentent le signe attendu et sont significativement différents de zéro. Les coefficients positifs qui sont reproduits à la première ligne du tableau indiquent que le dollar canadien a tendance à s'apprécier quand la valeur de e prévue par les fundamentalistes (« Fond. » au tableau) dépasse la valeur observée ou lorsque le différentiel de taux d'intérêt (DTI) est positif. Le signe positif figurant à la deuxième ligne sous MA14 indique que les chartistes commencent à acheter du dollar canadien dès que la moyenne mobile à court terme amorce une hausse. Malheureusement, il en va de même de MA200. D'après la théorie, le coefficient de cette variable devrait être négatif, alors

Tableau 6
Valeur estimée des paramètres du modèle de Markov à changement de régime avec la règle de croisement des moyennes mobiles, Canada (données quotidiennes)

Régime						
Régime fondamentaliste	Constante	Fond.	DTI	σ^f		l_f
Estimation	4,67 e-07	0,0817	0,0006	0,0019		1,2995
Risque de 1 ^{re} espèce	0,49	0,03	0,04	0,00		0,00
Régime chartiste	Constante	MA14	MA200	DTI	σ^c	l_c
Estimation	0,0001	0,0237	0,0052	- 0,0006	0,0009	1,7016
Risque de 1 ^{re} espèce	0,01	0,07	0,11	0,00	0,00	0,00
	AR(1)	ARCH(1)	Effets de Markov d'ordre supérieur à un		Probabilité à long terme	
Régime 1	0,09	0,54	3,4 e-64		0,31	
Régime 2	0,18	0,80	5,2 e-147		0,69	

que sa valeur est de 0,0052 (ce qui n'est pas, toutefois, significativement différent de zéro).

Deux autres points méritent d'être notés : la variance des deux régimes et la probabilité de se trouver, en longue période, dans un régime ou dans l'autre. D'après les valeurs de σ^f et σ^c , les régimes fondamentalistes ont tendance à s'accompagner d'une volatilité beaucoup plus grande au Canada que les régimes chartistes. De plus, la probabilité de se trouver en régime fondamentaliste en longue période n'est que d'à peu près la moitié de celle du régime chartiste. Autrement dit, les chartistes semblent prédominer sur le marché des changes au cours de la plupart des journées d'activité et plus particulièrement quand le marché est calme. Les fondamentalistes, par contre, ont une présence beaucoup plus discrète, mais ils occupent généralement l'avant-scène quand le marché est turbulent.

Une explication simple de cette situation pourrait être la suivante. À court terme, l'activité sur les marchés des changes obéit en majeure partie à des règles techniques, qui amènent le taux de change à suivre un mouvement constant de hausse ou de baisse. Une fois que le taux est suffisamment éloigné de sa valeur d'équilibre en longue période, les fondamentalistes font leur apparition et (on peut le présumer) réalisent un profit en ramenant le taux vers \tilde{e} . Si le régime fondamentaliste correspond habituellement aux périodes de volatilité accrue et de turbulence des marchés, les autorités monétaires auraient tort d'essayer d'intervenir. Tant que le taux de change évolue dans le bon sens, le maintien de conditions ordonnées sur le marché devrait être une considération secondaire. Des interventions énergiques ne feraient que freiner le rééquilibrage.

La Figure 8 illustre les variations effectives du dollar canadien de 1985 à 1999, par rapport à la probabilité de se trouver en régime fondamentaliste. (Plus les pics approchent de 1,0, plus cette probabilité est forte.) La Figure 9 permet d'examiner plus en détail la portion de la Figure 8 se rapportant à la période 1995-1999. Un coup d'œil aux deux graphiques suffit à confirmer l'explication avancée précédemment. Les pics du régime fondamentaliste présentent une forte corrélation avec la volatilité du taux de change. Cela est particulièrement manifeste durant la crise asiatique, mais on peut l'observer aussi à d'autres occasions où le cours du dollar canadien a sensiblement baissé (les mouvements de hausse, par contre, semblent s'accompagner de conditions plus ordonnées).

Le modèle de Markov à changement de régime estimé au Tableau 7 est très similaire à celui dont les résultats sont reproduits au Tableau 6. La seule différence réside dans le fait que certaines des prévisions des fundamentalistes ont été générées par une spline cubique, tandis qu'au Tableau 6 les résultats étaient fondés sur les données quotidiennes. Tous les paramètres importants restent inchangés pour l'essentiel, sauf le coefficient de MA200, qui présente maintenant le signe attendu et est significativement différent de zéro au seuil de 10 %. La similitude des résultats présentés aux Tableaux 6 et 7 permet de penser que les estimations présentées plus loin pour l'Australie et la Nouvelle-Zélande n'ont pas été vraiment faussées par le processus d'interpolation.

Le Tableau 8 fait état des résultats obtenus lorsque la règle de croisement des moyennes mobiles est remplacée par les deux autres techniques (RSI et MACD). Comme dans le premier cas, les coefficients présentent tous le signe attendu et sont significativement différents de zéro. Le régime chartiste est encore celui qui tend à être prépondérant quand le marché est relativement calme, la probabilité de se trouver dans cette situation, en longue période, passant à 80 %. Ce dernier chiffre est très voisin de celui que Taylor et Allen (1992) ont obtenu dans leur enquête auprès des cambistes de Londres et cadre aussi avec les observations que l'on peut recueillir sur le terrain au sujet de l'utilisation des règles techniques de décision. Selon Taylor et Allen, 90 % de toutes les opérations faites sur le marché des changes de Londres obéissaient à une forme quelconque de règle chartiste ou d'analyse technique, plus particulièrement à court terme. Quand l'horizon s'allongeait, par contre, l'analyse fondamentale reprenait habituellement ses droits.

Figure 8
Probabilité d'un régime fondamentaliste, Canada, 1985-1999

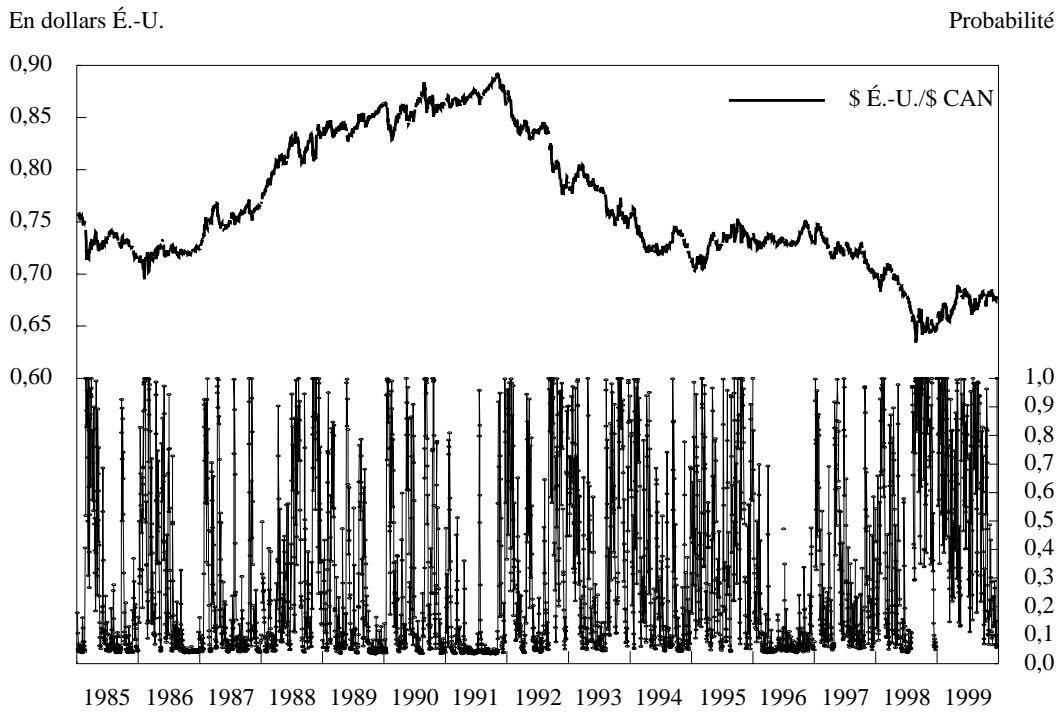


Figure 9
Probabilité d'un régime fondamentaliste, Canada, 1995-1999

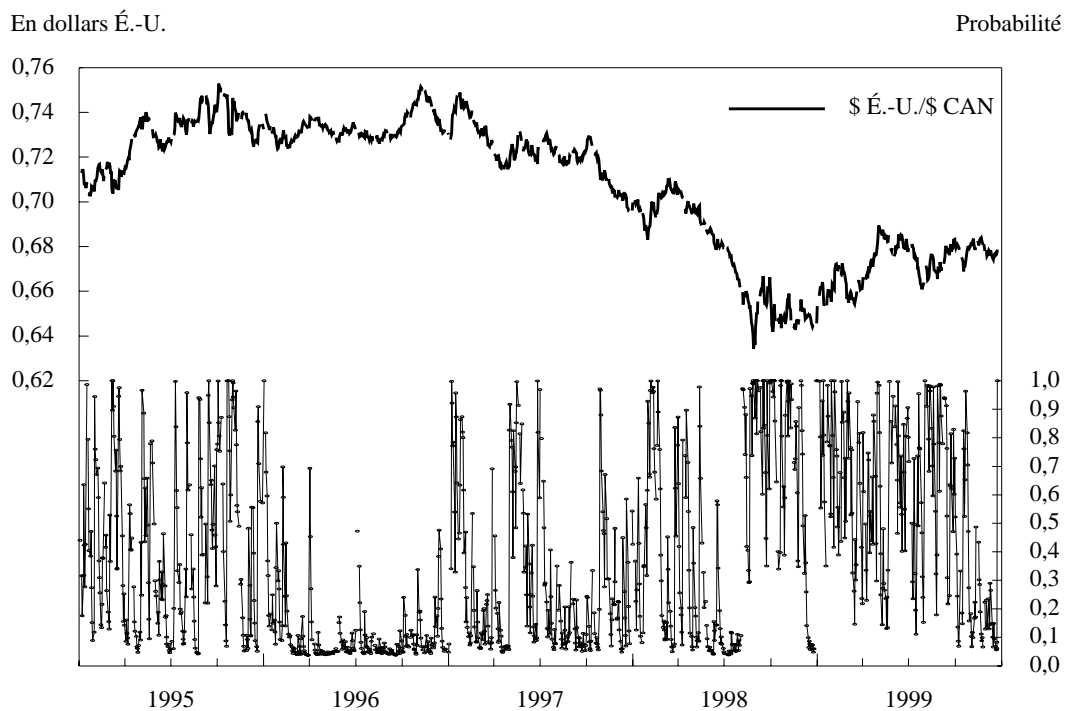


Tableau 7
Valeur estimée des paramètres du modèle de Markov à changement de régime avec la règle de croisement des moyennes mobiles, Canada (données générées par une spline cubique)

Régime						
fondamentaliste	Constante	Fond.	DTI	σ^f		l_f
Estimation	2,14 e-5	0,0163	- 0,0009	0,0019		1,2585
Risque de 1 ^{re} espèce	0,41	0,04	0,02	0,00		0,00
Régime chartiste	Constante	MA14	MA200	DTI	σ^c	l_c
Estimation	0,0001	0,0364	- 0,0373	0,0005	0,0009	1,7120
Risque de 1 ^{re} espèce	0,32	0,00	0,10	0,00	0,00	0,00
	AR(1)	ARCH(1)	Effets de Markov d'ordre supérieur à un		Probabilité à long terme	
Régime 1	0,11	0,91	3,63 e-57		0,29	
Régime 2	0,54	0,35	2,91 e-1 130		0,71	

Tableau 8
Valeur estimée des paramètres du modèle de Markov à changement de régime avec les règles RSI et MACD, Canada

Régime						
fondamentaliste	Constante	Fond.	DTI	σ^f		l_f
Estimation	- 0,0015	0,0050	0,0001	0,0022		1,1016
Risque de 1 ^{re} espèce	0,00	0,00	0,08	0,00		0,00
Régime chartiste	Constante		MACD	RSI	σ^c	l_c
Estimation	6,05 e-06		- 0,2914	- 0,0003	0,0009	1,8184
Risque de 1 ^{re} espèce	0,43		0,00	0,00	0,00	0,00
	AR(1)	ARCH(1)	Effets de Markov d'ordre supérieur à un		Probabilité à long terme	
Régime 1	0,14	0,85	3,99 e-53		0,20	
Régime 2	0,38	0,56	1,20 e-133		0,80	

3.2 Résultats du modèle à changement de régime dans le cas de l’Australie

Les résultats donnés par le modèle à changement de régime dans le cas de l’Australie sont reproduits aux Tableaux 9 et 10. Ces résultats étant en gros analogues à ceux obtenus pour le Canada, nous ne les décrivons pas en détail. La seule différence entre les deux modèles estimés aux Tableaux 9 et 10 tient à l’hypothèse de comportement des chartistes. On suppose au Tableau 9 que les cambistes pratiquant l’analyse technique suivent la règle de croisement des moyennes mobiles, tandis qu’au Tableau 10 ils recourent à une combinaison des méthodes RSI et MACD. Le régime fondamentaliste présente une variance supérieure à celle du régime chartiste dans les

Tableau 9
Valeur estimée des paramètres du modèle de Markov à changement de régime avec la règle de croisement des moyennes mobiles, Australie

Régime						
fondamentaliste	Constante	Fond.	DTI	σ^f	l_f	
Estimation	-0,0004	0,0177	-0,0006	0,0040	1,1766	
Risque de 1 ^{re} espèce	0,02	0,02	0,28	0,00	0,00	
Régime chartiste						
	Constante	MA14	MA200	DTI	σ_c	l_c
Estimation	-0,0003	0,0056	-0,0080	0,0009	0,0017	1,1671
Risque de 1 ^{re} espèce	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	AR(1)	ARCH(1)	Effets de Markov d'ordre supérieur à un		Probabilité à long terme	
Régime 1	0,29	0,26	3,6 e-53		0,28	
Régime 2	0,17	0,89	1,03 e-147		0,72	

Tableau 10
Valeur estimée des paramètres du modèle de Markov à changement de régime avec les règles RSI et MACD, Australie

Régime						
fondamentaliste	Constante	Fond.	DTI	σ^f	l_f	
Estimation	-0,0004	0,0227	-0,0010	0,0044	1,2461	
Risque de 1 ^{re} espèce	0,03	0,02	0,10	0,00	0,00	
Régime chartiste						
	Constante	MACD	RSI	DTI	σ^c	l_c
Estimation	-1,18 e-05	-0,2036	-0,0008	0,0004	0,0019	1,9457
Risque de 1 ^{re} espèce	0,41	0,00	0,00	0,14	0,00	0,00
	AR(1)	ARCH(1)	Effets de Markov d'ordre supérieur à un		Probabilité à long terme	
Régime 1	0,19	0,34	1,5 e-33		0,20	
Régime 2	0,15	0,70	3,12 e-87		0,80	

deux modèles et s'accompagne d'une volatilité plus grande que ce n'est le cas dans les modèles ayant trait au dollar canadien. Par contre, la probabilité de se trouver en régime fondamentaliste en longue période est en général un peu plus faible qu'elle ne l'est au Canada, en particulier lorsque les chartistes utilisent la règle de croisement des moyennes mobiles.

Les Figures 10 et 11, qui ont été tracées pour les périodes 1987-1999 et 1995-1999, présentent des résultats très analogues à ceux obtenus pour le Canada. Les pics caractéristiques d'un régime fondamentaliste correspondent généralement à un mouvement de baisse marqué du taux de change, comme on peut l'observer tout particulièrement pendant les périodes les plus turbulentes de la crise asiatique.

Figure 10
Probabilité d'un régime fondamentaliste, Australie, 1987-1999

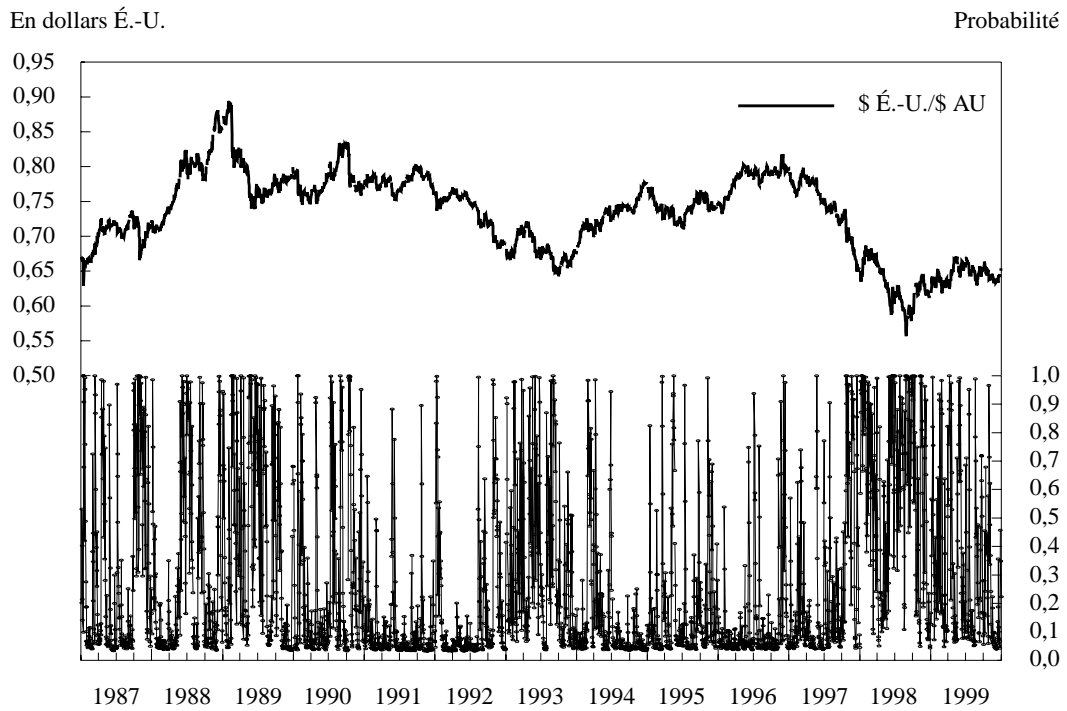


Figure 11
Probabilité d'un régime fondamentaliste, Australie, 1995-1999

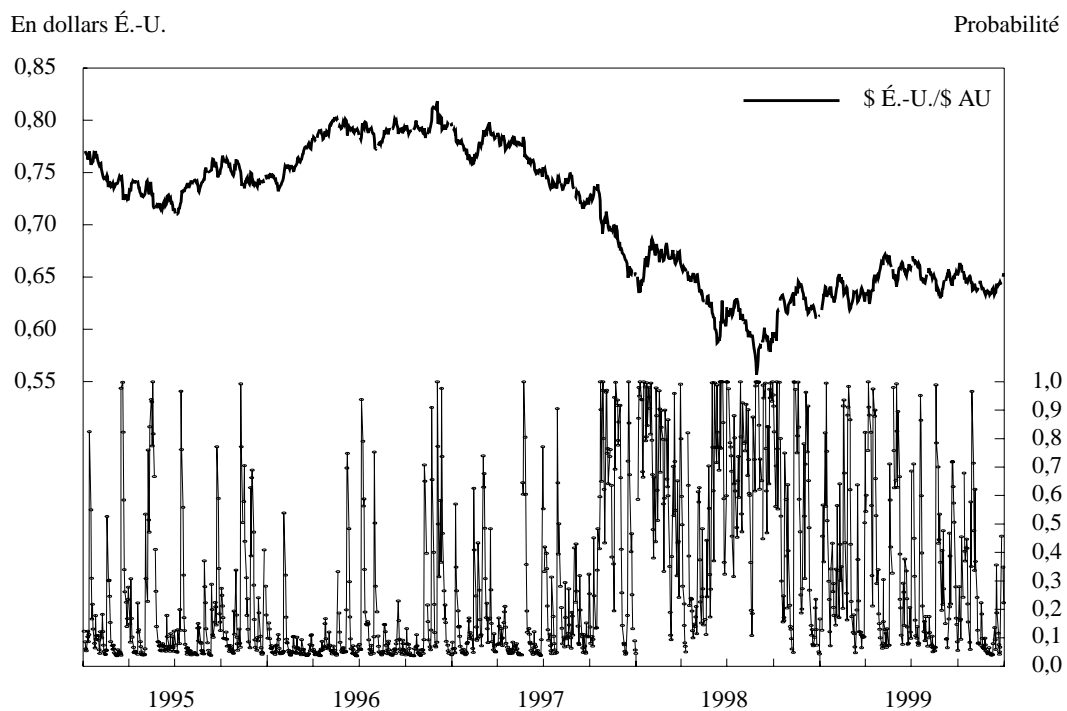


Tableau 11
Valeur estimée des paramètres du modèle de Markov à changement de régime avec la règle de croisement des moyennes mobiles, Nouvelle-Zélande

Régime							
fondamentaliste	Constante	Fond.	DTI1	DTI2	σ^f		l_f
Estimation	-0,0005	0,0255	-0,0025	0,0058	0,0048		1,0619
Risque de 1 ^{re} espèce	0,04	0,10	0,21	0,05	0,00		0,00
Régime chartiste	Constante	MA14	MA200	DTI1	DTI2	σ^c	l_c
Estimation	-0,0004	0,0060	-0,0076	0,0070	-0,0071	0,0016	1,6531
Risque de 1 ^{re} espèce	0,05	0,20	0,15	0,00	0,02	0,00	0,00
	AR(1)	ARCH(1)	Effets de Markov		Probabilité à long terme		
			d'ordre supérieur à un				
Régime 1	0,18	0,06	1,15 e-45		0,25		
Régime 2	0,20	0,43	3,36 e-132		0,75		

Tableau 12
Valeur estimée des paramètres du modèle de Markov à changement de régime avec les règles RSI et MACD, Nouvelle-Zélande

Régime							
fondamentaliste	Constante	Fond.	DTI1	DTI2	σ^f		l_f
Estimation	-0,0004	0,0251	-0,0049	0,0086	0,0049		1,0393
Risque de 1 ^{re} espèce	0,08	0,06	0,20	0,03	0,00		0,00
Régime chartiste	Constante	RSI	MACD	DTI1	DTI2	σ^c	l_c
Estimation	-0,0001	-0,0007	-0,2724	0,0069	-0,0075	0,0016	1,6636
Risque de 1 ^{re} espèce	0,05	0,00	0,00	0,01	0,03	0,00	0,00
	AR(1)	ARCH(1)	Effets de Markov		Probabilité à long terme		
			d'ordre supérieur à un				
Régime 1	0,14	0,06	6,75 e-38		0,24		
Régime 2	0,34	0,13	1,78 e-126		0,76		

3.3 Résultats du modèle à changement de régime dans le cas de la Nouvelle-Zélande

Les résultats du modèle à changement de régime ne diffèrent que sur un point mineur, dans le cas de la Nouvelle-Zélande, de ceux obtenus pour l'Australie et le Canada (voir les Tableaux 11 et 12). En effet, les résidus relatifs au régime chartiste sont entachés d'hétéroscédasticité. Un changement de stratégie de négociation ne semble pas modifier beaucoup

les résultats. Lorsqu'on fait l'hypothèse que les chartistes appliquent la méthode RSI ou MACD plutôt que la règle de croisement des moyennes mobiles, on réduit la probabilité de se trouver en régime fondamentaliste, mais la plupart des valeurs des paramètres ne sont pas modifiées.

Les Figures 12 et 13 ont une physionomie maintenant familière, les fundamentalistes tenant à l'évidence le haut du pavé quand les marchés sont particulièrement agités. Les propriétés statistiques des modèles laissent quelque peu à désirer, peut-être, dans le cas de la Nouvelle-Zélande, mais les résultats qualitatifs obtenus pour ce pays ne changeraient probablement pas, dans l'ensemble, une fois ces problèmes corrigés.

4 Implications du point de vue des interventions sur le marché des changes

A priori, les résultats présentés aux deuxième et troisième sections indiquent que les autorités monétaires devraient être extrêmement prudentes dans leurs interventions sur le marché des changes. La plupart des variations observées des dollars australien, canadien et néo-zélandais paraissent avoir été provoquées par des facteurs économiques fondamentaux plutôt que par des opérations spéculatives déstabilisatrices, et l'on décèle peu d'indices de surréaction marquée. Les autorités interviennent habituellement afin de maintenir des conditions ordonnées sur le marché et de garder le taux de change au voisinage de sa valeur d'équilibre. Or, si le taux de change s'écarte rarement de sa valeur d'équilibre et que la volatilité du marché est généralement associée à l'action stabilisatrice des fundamentalistes, les interventions de la banque centrale ne semblent plus guère justifiées. Il vaudrait alors mieux, semble-t-il, laisser faire le marché dans le cas de ces trois monnaies.

Parmi les trois stratégies d'intervention décrites dans la première section de l'étude, c'est celle de la Banque de réserve d'Australie qui semble avoir le plus « accompagné » les variations du taux de change. La banque centrale est intervenue à deux ou trois reprises seulement pendant la crise asiatique et elle n'a pas accordé beaucoup d'importance à la défense du dollar australien. Les autorités australiennes ont généralement fait l'hypothèse que, si le cours de ce dernier variait, il y avait une raison à cela, de sorte qu'elles n'étaient pas disposées à prendre des mesures correctives. Il ressort toutefois de la troisième section que même cette stratégie tout en doigté a peut-être eu des conséquences négatives. Dans la mesure où les fundamentalistes ont été plus actifs que les chartistes sur le marché du dollar australien pendant ces périodes agitées, les autorités risquent d'avoir retardé involontairement, par leurs interventions, les ajustements nécessaires du taux de change.

Figure 12
Probabilité d'un régime fondamentaliste, Nouvelle-Zélande, 1987-1999

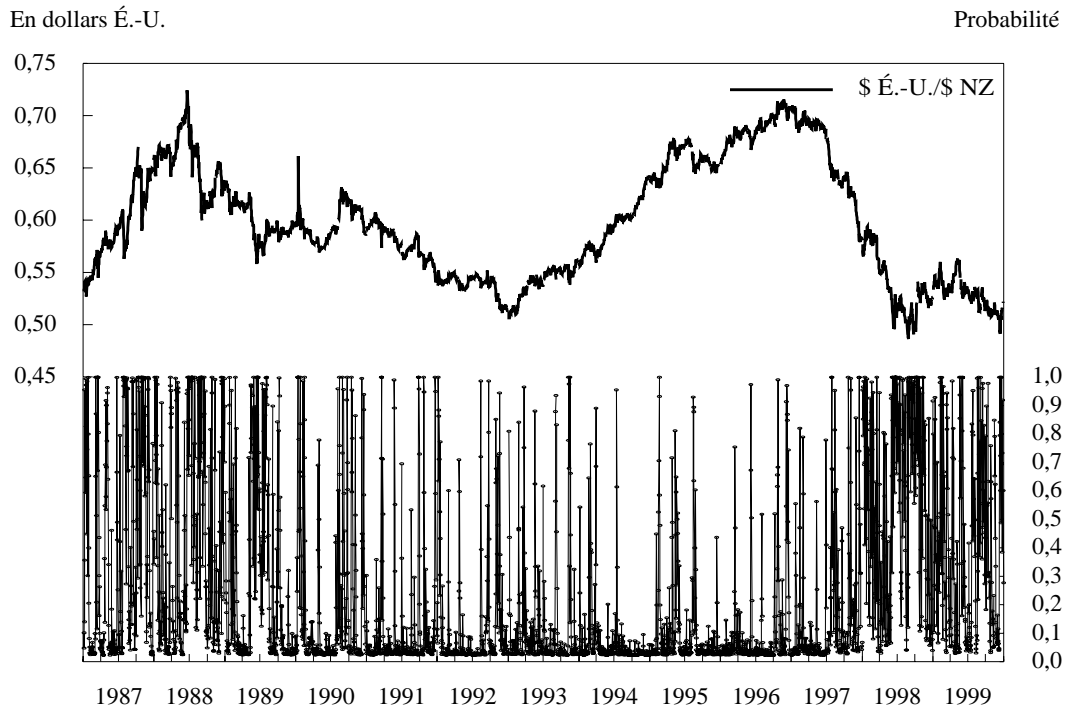
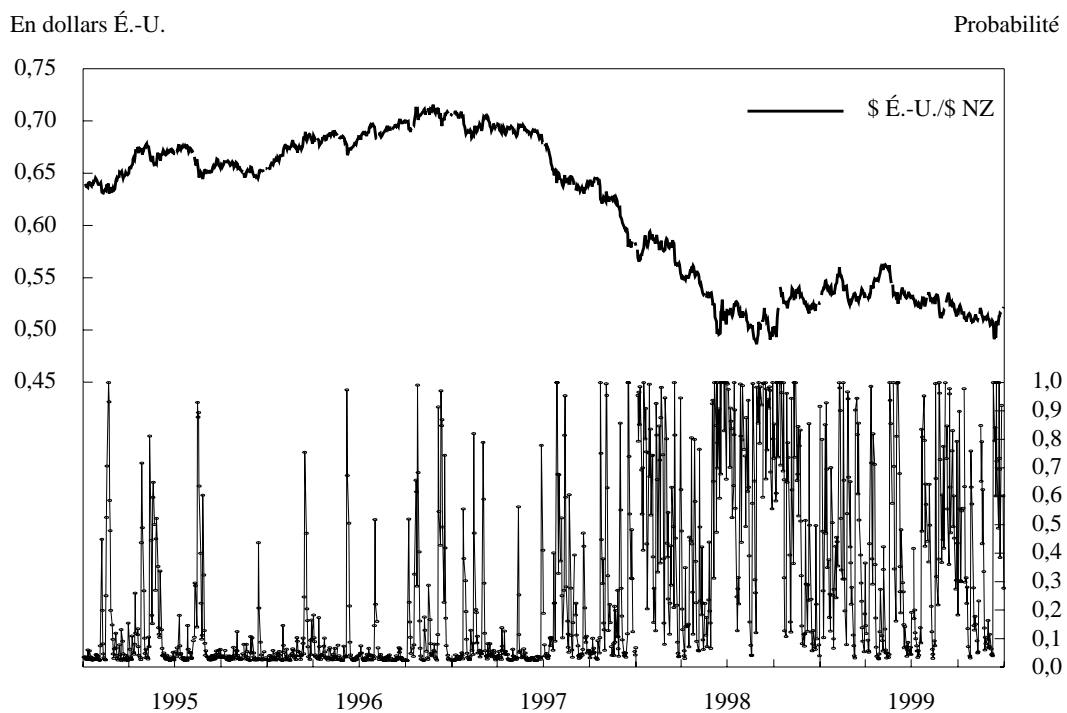


Figure 13
Probabilité d'un régime fondamentaliste, Nouvelle-Zélande, 1995-1999



La Banque de réserve de Nouvelle-Zélande s'est montrée beaucoup plus interventionniste que la Banque de réserve d'Australie pendant la majeure partie de la période étudiée. Durant la première moitié des années 1990, les variations du taux de change ont été considérées comme un moyen de maîtriser l'inflation intérieure. Les taux d'intérêt officiels étaient relevés ou abaissés dès que l'inflation menaçait de sortir de la fourchette cible. On s'attendait à ce que ces modifications des taux d'intérêt renforcent ou affaiblissent le dollar néo-zélandais et, l'économie étant largement ouverte sur l'extérieur, exercent une influence directe sur les prix à la consommation. La Banque de réserve de Nouvelle-Zélande n'a cependant pas tardé à réaliser qu'en essayant de maîtriser les variations à court terme de l'IPC par des rajustements réguliers du taux de change, elle risquait de s'exposer à des problèmes d'instabilité de son instrument d'intervention. C'est pourquoi elle a adopté une nouvelle stratégie fondée sur l'utilisation d'un indice des conditions monétaires (ICM) et consistant à fixer le sentier d'évolution à moyen terme de cet indice de façon à maintenir l'équilibre de l'économie intérieure. Une modification des taux officiels venait rééquilibrer l'indice quand un mouvement imprévu du taux de change lui faisait quitter la trajectoire visée. Les autorités ne tentaient pas de contrecarrer les chocs fondamentaux qui nécessitaient une modification du taux de change et du sentier d'évolution de l'ICM, mais elles s'efforçaient de compenser automatiquement l'effet des modifications des portefeuilles et des autres perturbations déstabilisatrices. Malheureusement, la Banque de réserve de Nouvelle-Zélande était encline à considérer la plupart des chocs comme des modifications de la composition des portefeuilles. Aussi a-t-elle opposé plus de résistance qu'il ne le fallait probablement au début de la crise asiatique. D'après les résultats donnés par le modèle de Markov dans le cas de la Nouvelle-Zélande, l'hypothèse de la Banque de réserve n'était pas déraisonnable au cours de la plupart des journées d'activité du marché, puisque la probabilité en longue période de se trouver en régime chartiste est généralement beaucoup plus élevée que la probabilité d'avoir un régime fondamentaliste. C'est toutefois l'inverse qui se produit en période de turbulence des marchés. Rétrospectivement, on voit bien que la plupart des variations des taux de change pendant la crise asiatique étaient dues à des facteurs économiques fondamentaux et que, donc, il aurait fallu les accompagner (voire les renforcer) plutôt que de s'y opposer.

Comme nous l'avons indiqué, la Banque du Canada est généralement intervenue avec plus de vigueur que la Banque de réserve d'Australie, mais moins énergiquement que la Banque de réserve de Nouvelle-Zélande. Elle a recouru à une combinaison d'interventions stérilisées et de modifications des taux d'intérêt pour réagir aux variations du taux de change pendant une bonne partie de la période étudiée. Alors que les interventions stérilisées

obéissaient souvent à une règle déterminée, les modifications de taux d'intérêt avaient toujours un caractère plus discrétionnaire. En période d'instabilité évidente, par exemple durant la crise asiatique, l'objectif était souvent d'éviter un resserrement, plutôt qu'un assouplissement, des conditions monétaires. La Banque majorait à l'occasion son taux directeur en cas de forte baisse du dollar canadien, même si la variation de ce dernier paraissait justifiée. Ces modifications du taux officiel d'escompte visaient à apaiser les marchés financiers en soutenant quelque peu le dollar, afin d'éviter un relèvement encore plus marqué des taux d'intérêt du marché. L'opposition entre les chartistes et les fondamentalistes et la question du régime prépondérant selon les périodes n'intéressaient au fond nullement la Banque. Quand celle-ci était d'avis que la variation du taux de change présentait des risques de déstabilisation, elle jugeait nécessaire de la compenser dans une certaine mesure.

Avec le recul, il appert que les mouvements du taux de change en Australie, au Canada et en Nouvelle-Zélande ont souvent été dictés par des facteurs fondamentaux et qu'il aurait fallu leur opposer moins de résistance. Il est cependant impossible de savoir ce qui se serait passé si les autorités avaient suivi une stratégie d'intervention différente. En macroéconomie, l'expérimentation au gré de l'observateur est impossible. En définitive, la banque centrale doit se fonder sur l'appréciation qu'elle fait de la situation et sur son instinct pour arrêter sa ligne de conduite. Il ne faut donc pas attribuer aux résultats présentés aux sections 2 et 3 plus qu'un caractère purement indicatif — à savoir qu'il faudrait plutôt se garder d'intervenir de manière particulièrement énergique et fréquente sur les marchés des changes.

Conclusion

Notre propos était essentiellement d'examiner le comportement récent des dollars australien, canadien et néo-zélandais afin de déterminer si l'on pouvait déceler une surréaction et une instabilité marquées. Dans la première partie de l'étude, nous avons présenté et testé des modèles à correction d'erreurs simples. D'après les résultats obtenus, chacune de ces trois monnaies est sensible aux fluctuations des cours mondiaux des produits de base, et un nombre restreint de variables fondamentales permettent d'expliquer la plupart des variations observées de chacune de ces devises depuis la fin du système de Bretton Woods.

La deuxième partie de l'étude a été consacrée aux activités des chartistes et des fondamentalistes sur les marchés des changes. Nous avons élaboré des modèles à changement de régime en vue d'évaluer l'importance relative de ces deux groupes à différentes époques. Là encore, les résultats obtenus pour les trois devises étaient très semblables. Alors qu'un comportement

conforme à l'école chartiste semblait très évident tout au long de la période 1985-1999, les variations erratiques des dollars australien, canadien et néo-zélandais semblent avoir été imputables en majeure partie aux fundamentalistes. La plupart des opérations sur les marchés des changes sont effectuées par des chartistes, mais c'est durant les périodes calmes que ces derniers jouent un rôle prépondérant. Les fundamentalistes, par contre, paraissent intervenir de façon plus sélective et épisodique, leur influence devenant prédominante pendant les périodes agitées.

Nous ne nous attendions certes pas à ces résultats au moment d'entreprendre notre étude, mais ils sont conformes à ceux qui ont été obtenus par Amano et van Norden (1993), Vigfusson (1996), Murray, van Norden et Vigfusson (1996) et Murray, Zelmer et Antia (2000). Notre principale conclusion est que la plupart des mouvements du taux de change en Australie, au Canada et en Nouvelle-Zélande ont un caractère bénin et ne devraient pas être contrecarrés. Ils obéissent habituellement à des facteurs économiques fondamentaux et représentent des corrections nécessaires du marché. Les tentatives d'atténuation des variations du taux de change par des interventions stérilisées et des modifications des taux d'intérêt ont donc peu de chances d'être efficaces et risquent même de réduire tout simplement l'efficacité et la stabilité du marché.

Nos recherches futures porteront essentiellement sur les sujets suivants. Nous aimerions en premier lieu corriger les problèmes statistiques que présentent les équations relatives à la Nouvelle-Zélande. Les résultats que nous avons obtenus pour le dollar néo-zélandais étaient encourageants, et analogues à ceux présentés pour les deux autres monnaies. Il faudra cependant effectuer d'autres travaux avant de pouvoir se fier à ces résultats. En deuxième lieu, nous souhaiterions améliorer le comportement de nos modèles à correction d'erreurs en introduisant d'autres variables explicatives dans chaque équation. Notre objectif ici n'était pas de trouver le meilleur modèle pour chaque monnaie, mais plutôt de dégager un ensemble restreint de variables fondamentales qui semblaient jouer un rôle explicatif dans les trois cas. Rien ne permet de croire que les trois ou quatre variables fondamentales que nous avons cernées dans la deuxième section de l'étude épuisent toutes les possibilités. En troisième lieu, il serait intéressant d'essayer un ensemble un peu plus large de règles de décision fondées sur l'analyse technique dans nos modèles à changement de régime. Les valeurs estimées pour les paramètres des règles de croisement des moyennes mobiles, RSI et MACD étaient toutes significativement différentes de zéro, ce qui nous permet de croire que les résultats sont relativement robustes. (Ceux et celles qui ont plus d'expérience que nous dans ce domaine n'en sont toutefois peut-être pas convaincus.) En quatrième lieu, on pourrait améliorer les capacités du logiciel ayant servi à estimer les modèles à

changement de régime dans la troisième section afin de saisir les effets de plus de deux régimes. D'après certains des résultats des tests que nous avons présentés, le comportement réel des marchés serait peut-être mieux représenté par des modèles de Markov autorisant la présence de trois états ou plus.

Annexe 1

Tableau A1.1

Composition des indices de prix des produits de base hors énergie

Canada	%	Australie	%	Nouvelle-Zélande	%
Orge	1,8	Orge	2,4	Kiwi	3,7
Canola	2,0	Riz	0,8	Poudre de lait entier	10,6
Maïs	1,2	Sucre	5,8	Poudre de lait écrémé	3,7
Blé	8,5	Blé	13,2	Pommes	3,1
Bœuf	9,4	Bœuf	9,0	Poisson	6,7
Porc	4,9	Coton	3,3	Caséine	6,7
Morue	0,01	Laine	17,9	Beurre	6,5
Homard	0,5	Or	19,4	Fromage	8,3
Saumon	0,6	Aluminium	8,9	Bœuf	9,4
Or	4,3	Cuivre	3,1	Agneau	12,5
Argent	0,9	Zinc	1,8	Laine	7,7
Aluminium	4,6	Nickel	2,5	Peaux	1,6
Cuivre	4,5	Minerai de fer	10,6	Aluminium	8,3
Nickel	3,7	Plomb	1,3	Bois de sciage	4,6
Zinc	4,2			Grumes	3,5
Potasse	2,0			Pâte à papier	3,1
Soufre	1,4				
Bois d'œuvre	13,8				
Papier journal	12,8				
Pâte à papier	18,9				
TOTAL	100		100		100

Tableau A1.2

Composition des indices de prix des produits de base énergétiques

Canada	%	Australie	%	Nouvelle-Zélande	%
Pétrole brut	62,3	Pétrole brut	15,7	Pétrole brut	100
Gaz naturel	29,9	Gaz naturel	11,1		
Charbon	7,8	Charbon	73,2		
TOTAL	100		100		100

Annexe 2

Taux de change

- Taux de change mensuels selon les *Statistiques financières internationales* (SFI)
- Taux de change quotidiens d'après la base de données interne de la Banque du Canada

Indices d'ensemble des prix à la consommation

- Canada (Statistique Canada)
- États-Unis (Data Resources Limited/McGraw-Hill)
- Australie (principaux indicateurs économiques de l'OCDE)
- Nouvelle-Zélande (principaux indicateurs économiques de l'OCDE)

Taux d'intérêt (mensuels ou trimestriels)

- Canada, taux du papier commercial de premier choix à 90 jours (Statistique Canada)
- États-Unis, taux du papier commercial à 90 jours (Statistique Canada)
- États-Unis, taux des bons du Trésor : escompte sur les nouvelles émissions de bons à trois mois (SFI)
- États-Unis, obligations à long terme : échéances constantes de 10 ans (SFI)
- Australie, effets à 90 jours acceptés par les banques (principaux indicateurs économiques de l'OCDE)
- Australie, obligations à long terme : rendements des obligations à 10 ans sans escompte sur le marché secondaire, calculés avant frais de courtage, le dernier jour ouvrable du mois (SFI)
- Nouvelle-Zélande, effets bancaires à 90 jours (principaux indicateurs économiques de l'OCDE)
- Nouvelle-Zélande, obligations à long terme : taux de l'obligation « type » à cinq ans, choisi par la Banque de réserve comme taux représentatif des obligations d'État à cinq ans (SFI)

Prix des produits de base

- Canada, indice des prix des produits de base non énergétiques (Statistique Canada)
- Canada, indice des prix des produits de base énergétiques (Statistique Canada)
- Australie, indice des prix des produits de base non énergétiques (élaboration d'un indice hors énergie par repondération des coefficients)

- provenant de la Banque de réserve d'Australie). Les données relatives aux prix des produits de base sont tirées des SFI, sauf dans le cas de l'orge, dont le prix provient de la base de données interne de la Banque du Canada.
- Australie, indice des prix des produits de base énergétiques (élaboration d'un indice des prix de l'énergie par repondération des coefficients provenant de la Banque de réserve d'Australie). Les données relatives aux prix des produits de base sont tirées des SFI, sauf pour le gaz naturel, dont le prix provient de la base de données interne de la Banque du Canada.
 - Nouvelle-Zélande, indice des prix des produits de base non énergétiques (pour mémoire : indice des prix des produits de base de l'Australia et New Zealand Banking Group Limited). L'indice en dollars néo-zélandais a été converti en \$ É.-U. à l'aide de la moyenne trimestrielle du taux de change \$ NZ/ \$ É.-U.

Prix de l'or

- *Globe and Mail Report on Business* (\$ É.-U./oz)

Exportations

- Canada (SFI)
- Australie (SFI)
- Nouvelle-Zélande (SFI)

Importations

- Canada (SFI)
- Australie (SFI)
- Nouvelle-Zélande (SFI)

Production industrielle

- États-Unis (principaux indicateurs économiques de l'OCDE)

Annexe 3

Tests de racine unité

Nous avons procédé à deux tests différents afin de vérifier la stationnarité des séries *txchr*, *terpb*, *terpbe* et *difint* : le test augmenté de Dickey-Fuller (ADF) et le test de Phillips-Perron (PP). La durée optimale du retard a été choisie dans chaque cas suivant la méthode proposée par Campbell et Perron (1991).

Tableau A3.1
Tests de racine unité, Canada^a

Période	1973T1 – 1999T4	
	ADF ^a	PP ^a
<i>terpb</i>	-2,1305	-1,2382
<i>terpbe</i>	-1,5932	-2,0210
<i>txchr</i>	-1,6066	-0,8871
<i>difint</i> ₁	-1,8371	-2,9433**

a. ** : seuil de 5 %.

Tableau A3.2
Tests de racine unité, Australie^a

Période	1973T1 – 1999T4		1985T1 – 1999T4	
	ADF	PP	ADF	PP
<i>terpb</i>	-1,4300	-1,1578	-1,4178	-0,8115
<i>terpbe</i>	-1,3076	-0,9929	-1,4680	-2,2432
<i>txchr</i>	-2,2239	-1,5182	-2,6095*	-1,6454
<i>difint</i> ^b	-2,9813**	-8,0578**	-2,6006*	-4,5726**
<i>difint</i> ^c	-2,6736*	-8,4870**	-3,2509**	-4,9839**

a. * : seuil de 10 %; ** : seuil de 5 %.

b. *difint*₁ — différentiel réel sur bons du Trésor

c. *difint*₂ — différentiel réel à long terme

Tableau A3.3
Tests de racine unité, Nouvelle-Zélande^a

Période	1987T1 – 1999T4	
	ADF	PP
<i>terpb</i>	-2,2126	-1,1130
<i>txchr</i>	-1,9207	-2,3387
<i>difint^b</i>	-6,9396**	-7,0041**
<i>difint^c</i>	-3,9392**	-6,8980**

a. ** : seuil de 5 %.

b. *difint₁* — différentiel réel sur bons du Trésor

c. *difint₂* — différentiel réel à long terme

Les résultats du test PP dans le cas de l’Australie, du Canada et de la Nouvelle-Zélande ne permettent pas de rejeter l’existence d’une racine unité dans *txchr*, *terpb* et *terpbe*. Il en va de même des résultats du test ADF, sauf pour *txchr*, dans le cas de l’Australie, pour la période allant du premier trimestre de 1985 au quatrième trimestre de 1999. Cependant, lorsqu’on fait débiter la période d’estimation au premier trimestre de 1973, les résultats des deux tests sont cohérents.

Bien que les résultats des tests affichent une certaine variabilité dans le cas du terme *difint* aux Tableaux A3.1 à A3.3, on peut habituellement rejeter l’hypothèse de racine unité. La seule exception est le résultat du test ADF pour le Canada.

Tests de cointégration

Nous avons essayé de déceler l’existence d’un vecteur de cointégration par la méthode de Johansen-Juselius, qui repose sur la statistique max et le test relatif à la trace.

Tableau A3.4
Tests de cointégration

r =	Canada 1973T1 – 1999T4		Australie 1985T1 – 1999T4		Nouvelle-Zélande 1987T1 – 1999T4	
	max	trace	max	trace	max	trace
0	22,88**	35,16**	20,69*	37,63**	18,23**	21,82**
1	7,25	12,27	10,81	16,94	3,59	3,59
2	5,02	5,02	6,13	6,1		
	Risque de 1 ^{re} espèce		Risque de 1 ^{re} espèce		Risque de 1 ^{re} espèce	
ML(1)	0,92		0,62		0,62	
ML(4)	0,29		0,30		0,30	

a. ** : seuil de 5 %.

On peut rejeter l'existence de moins d'un vecteur de cointégration dans le cas des trois pays. D'autres tests indiquent que le vecteur comprend chacune des variables non stationnaires (*txchr*, *terpb* et *terpbe*).

Tests de spécification appliqués aux modèles à correction d'erreurs

Nous nous sommes servis du test du multiplicateur de Lagrange (ML) pour vérifier l'existence d'une autocorrélation de premier et de second ordre, ainsi que de tests ARCH pour vérifier la présence d'un processus autorégressif conditionnellement hétéroscédastique.

Tableau A3.5

Tests de spécification des modèles à correction d'erreurs, risque de première espèce

	Canada 1973T1 – 1999T4	Australie 1985T1 – 1999T4	Nouvelle-Zélande 1987T1 – 1999T4
ML(1)	0,62	0,92	0,49
ML(2)	0,84	0,32	0,42
ARCH(1)	0,63	0,64	0,57
ARCH(2)	0,86	0,40	0,52

Nota : Ces tests ont été appliqués à un modèle comprenant une variable dépendante retardée.

Aucun des résultats des tests n'indique la présence d'un problème dans les trois modèles à correction d'erreurs. Si l'on a observé quelques signes d'autocorrélation d'ordre supérieur dans le cas de la Nouvelle-Zélande (résultats non présentés au Tableau 5), les résidus dont il est question dans le tableau ne sont ni autocorrélés ni hétéroscédastiques.

Bibliographie

- Amano, R., et S. van Norden (1993). « Une équation de prévision du taux de change Canada-États-Unis ». In : *Taux de change et économie*, actes d'un colloque tenu à la Banque du Canada, juin 1992, Ottawa, Banque du Canada, p. 221-284.
- Beechey, M., N. Bharucha, A. Cagliarini, D. Gruen et C. Thompson (2000). « A Small Model of the Australian Macroeconomy », Research Discussion Paper n° 5, Reserve Bank of Australia.
- Blundell-Wignall, A., et R. G. Gregory (1990). « Exchange Rate Policy in Advanced Commodity-Exporting Countries: The Case of Australia and New Zealand », document de travail n° 83, Organisation de Coopération et Développement Économiques, p. 53.
- Brook, A.-M. (1994). « Which Bilateral Exchange Rates Best Explain Movements in Export Prices? », Discussion Paper n° G94/2, Reserve Bank of New Zealand.
- Campbell, J. Y., et P. Perron (1991). « Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots ». In : *NBER Macroeconomics Annual 1991*, sous la direction de O. J. Blanchard et S. Fischer, Cambridge, MIT Press, p. 141-201.
- Daw, J., J. Murray, P. St-Amant et L. Schembri (2001). « Revisiting the Case for Flexible Exchange Rates in North America », document de travail, Banque du Canada. À paraître.
- De Long, J. B., A. Shleifer, L. H. Summers et R. J. Waldmann (1990). « Noise Trader Risk in Financial Markets », *Journal of Political Economy*, vol. 98, n° 4, p. 703-738.
- Dickey, D. A., et W. A. Fuller (1979). « Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, n° 366, p. 427-431.
- Fonds monétaire international (2000). *Statistiques financières internationales* (septembre).
- Frankel, J. A., et K. A. Froot (1988). « Chartists, Fundamentalists and the Demand For Dollars », *Greek Economic Review*, vol. 10, n° 1, p. 49-102.
- Froot, K. A., et K. Rogoff (1994). « Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates », document de travail n° 4952, National Bureau of Economic Research.
- Grimes, A., et J. K. Wong (1992). « The Role of the Exchange Rate in New Zealand Monetary Policy », Discussion Paper n° G92/8, Reserve Bank of New Zealand.
- Gruen, D. W. R., et T. Kortian (1996). « Why Does the Australian Dollar Move So Closely with the Terms of Trade? », Research Discussion Paper n° 9601, Reserve Bank of Australia.

- Gruen, D. W. R., et J. Wilkinson (1991). « Australia's Real Exchange Rate: Is It Explained by the Terms of Trade or by Real Interest Differentials? », Research Discussion Paper n° 9108, Reserve Bank of Australia.
- Johansen, S. (1988). « Statistical Analysis of Cointegration Vectors », *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, n° 2/3, p. 231-254.
- Johansen, S., et K. Juselius (1990). « Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—With Applications to the Demand for Money », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, n° 2, p. 169-210.
- Karfakis, C., et A. Phipps (1999). « Modeling the Australian Dollar-US Dollar Exchange Rate Using Cointegration Techniques », *Review of International Economics*, vol. 7, n° 2, p. 265-279.
- Koya, S. N., et D. Orden (1994). « Terms of Trade and the Exchange Rates of New Zealand and Australia », *Applied Economics*, vol. 26, n° 5, p. 451-457.
- Meads, C. S. (1990). « A Statistical Analysis of Daily New Zealand Exchange Rate Data 1986–1989 », *New Zealand Economic Papers*, vol. 24, p. 98-114.
- Murray, J., S. van Norden et R. Vigfusson (1996). *Excess Volatility and Speculative Bubbles in the Canadian Dollar: Real or Imagined?*, Rapport technique n° 76, Ottawa, Banque du Canada.
- Murray, J., M. Zelmer et Z. Antia (2000). *International Financial Crises and Flexible Exchange Rates: Some Policy Lessons from Canada*, Rapport technique n° 88, Ottawa, Banque du Canada.
- Rogers, J., et P. L. Siklos (2000). « Foreign Exchange Market Intervention in Two Small Open Economies: The Canadian and Australian Experience », Clarica Financial Services Research Centre, Wilfrid Laurier University.
- Tarditi, A. (1996). « Modelling the Australian Exchange Rate, Long Bond Yield and Inflationary Expectations », Research Discussion Paper n° 9608, Reserve Bank of Australia.
- Taylor, M. P., et H. Allen (1992). « The Use of Technical Analysis in the Foreign Exchange Market », *Journal of International Money and Finance*, vol. 11, n° 3, p. 304-314.
- Vigfusson, R. (1996). « Switching Between Chartists and Fundamentalists: A Markov Regime-Switching Approach », document de travail n° 96-1, Banque du Canada.
- Zettelmeyer, J. (2000). « The Impact of Monetary Policy on the Exchange Rate: Evidence from Three Small Open Economies », document de travail n° 141, Fonds monétaire international.

Commentaires

Gregor Smith

Dans leur impressionnante étude, Djoudad, Murray, Chan et Daw examinent deux modèles statistiques de taux de change réel. Le premier, linéaire et calé sur des données trimestrielles, peut s'écrire sous la forme simplifiée :

$$\Delta r(t) = \beta_0 - \alpha[r(t-1) - \beta c(t-1)] + \gamma i(t-1) + \varepsilon(t),$$

où r , c et i correspondent, respectivement, au taux de change réel (en logarithme), à un vecteur des prix réels des produits de base et au différentiel de taux d'intérêt.

Dans les commentaires qui suivent, je laisserai de côté l'interprétation des effets des deux variables qui représentent les cours des produits de base pour m'attacher plutôt aux aspects statistiques de l'étude ainsi qu'aux aspects relatifs à la politique monétaire. Voici quelques-unes des caractéristiques du modèle de départ des auteurs et les principaux résultats qui en découlent :

- i) Le modèle est exprimé sous la forme d'une équation de prévision, plutôt que d'un mécanisme classique de correction d'erreurs, d'où sa remarquable adéquation statistique. Si, par contre, on cherchait à expliquer les variations passées du taux de change réel, il se pourrait très bien que l'utilisation de variables explicatives se rapportant à la période courante aboutisse à une représentation encore meilleure du phénomène étudié.
- ii) Les résultats relatifs au Canada affichent l'anomalie souvent relevée en matière de prime de risque à terme ($\gamma > 0$), ce qui signifie que le dollar canadien a tendance à s'apprécier en période de taux d'intérêt élevés.

- iii) Les auteurs constatent que r et c sont cointégrés et s'ajustent lentement.
- iv) L'équation s'avère relativement stable dans le temps dans le cas du Canada.
- v) L'équation utilisée par les auteurs rend mieux compte de la réalité australienne que celles élaborées à la Banque de réserve d'Australie. Trouver une équation qui décrit bien l'évolution de la situation d'un pays est déjà exceptionnel, mais en trouver une qui y parvient pour plusieurs pays relève de l'exploit.

Comme ce modèle statistique robuste porte sur le taux de change réel, il pourrait être intéressant de tenter de l'appliquer à des petites économies ouvertes qui ont fixé leur taux de change (nominal) par rapport à la monnaie de leur principal partenaire commercial. On peut penser, par exemple, au Canada des années 1960 ou aux Pays-Bas.

Même si les équations employées par les auteurs se comportent fort bien, l'ensemble d'informations à la base des simulations dynamiques a de quoi étonner. Les figures 3 à 7 de l'étude montrent des écarts persistants entre les taux de change réels observés et les valeurs obtenues par simulation dynamique. Pour prédire la valeur de $r(t)$, les auteurs utilisent $c(t-1)$ et $i(t-1)$, mais $r(0)$. Cet ensemble d'informations semble donc exclure artificiellement l'évolution récente du taux de change réel.

Pour illustrer clairement l'effet de cette exclusion, j'ai créé une simulation simple et généré des données comme suit :

$$\Delta r(t) = 0.3 - 0.14[r(t-1) - c(t-1)] + 0.2\Delta c(t) + 0.7\varepsilon(t),$$

$$c(t) = 0.9c(t-1) + \eta(t),$$

où $\varepsilon(t)$ et $\eta(t)$ obéissent à une pseudo-loi normale centrée réduite. Dans cette simulation toute théorique, on sait exactement quel mécanisme de correction d'erreurs utiliser. Lorsqu'on compare les valeurs prévues par ce type d'équation à 100 valeurs obtenues par simulation, on obtient un R^2 et une vitesse d'ajustement similaires à ceux que présentent les données. Il n'y a également aucune autocorrélation importante des résidus, ce qui est conforme à ce que les auteurs ont constaté dans les données chronologiques.

Ainsi que l'indique la Figure 1, les valeurs simulées (ligne fine) et les valeurs prévues (ligne en gras) sont très proches les unes des autres. La Figure 2 illustre les résultats d'une simulation dynamique réalisée à partir d'observations récentes sur la variable c , mais tenant compte uniquement de

Figure 1
Valeurs prévues par le modèle à correction d'erreurs
(ligne en gras)

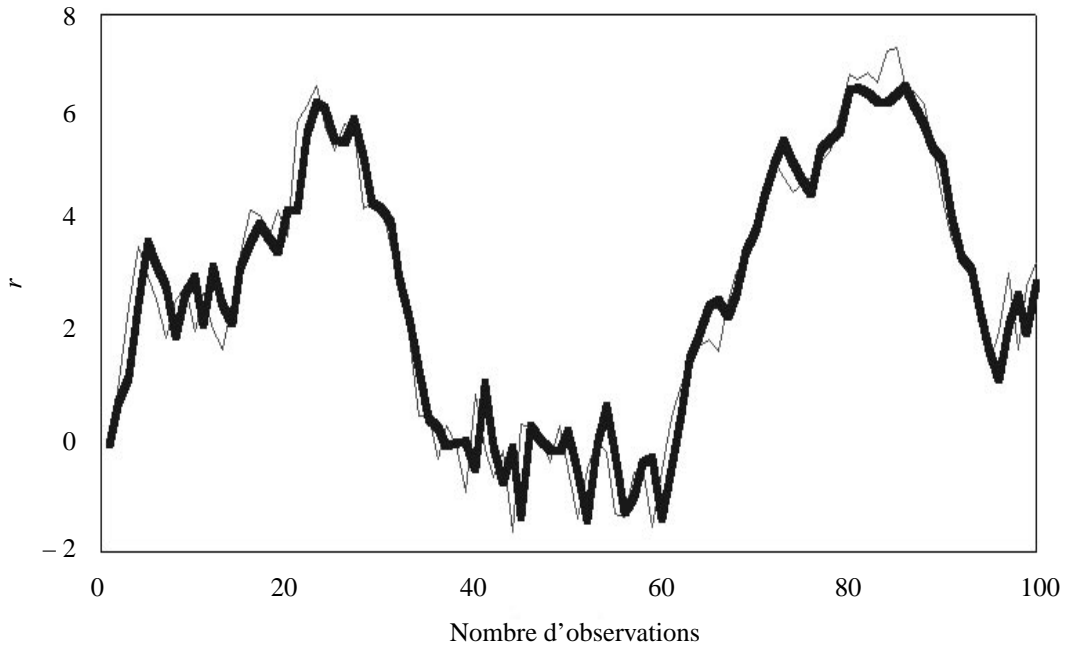
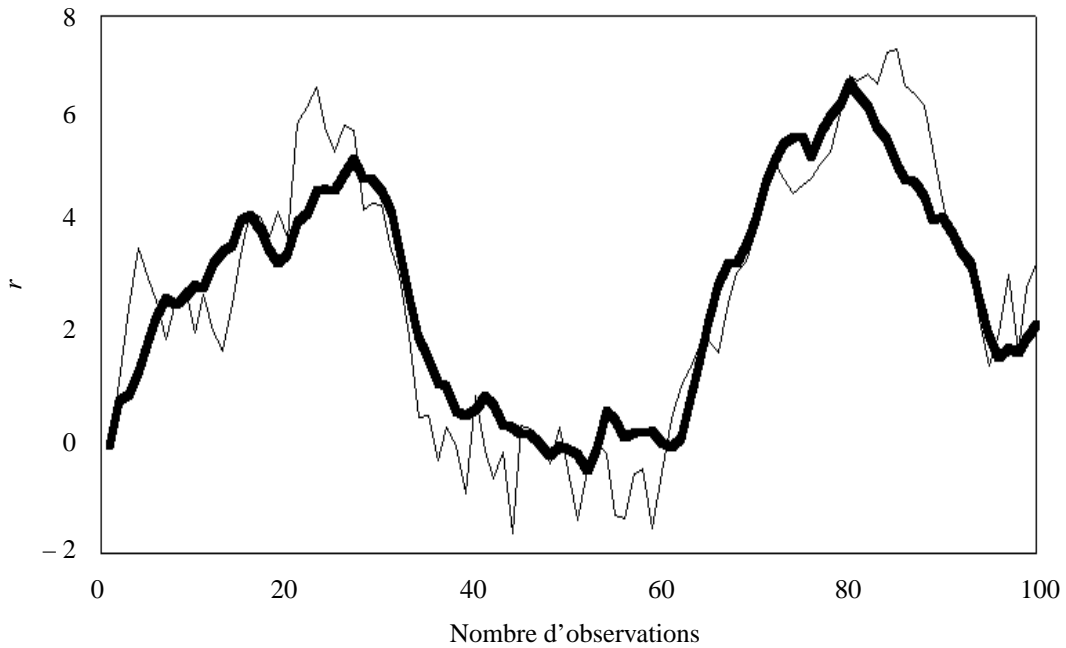


Figure 2
Valeurs obtenues par simulation dynamique
(ligne en gras)



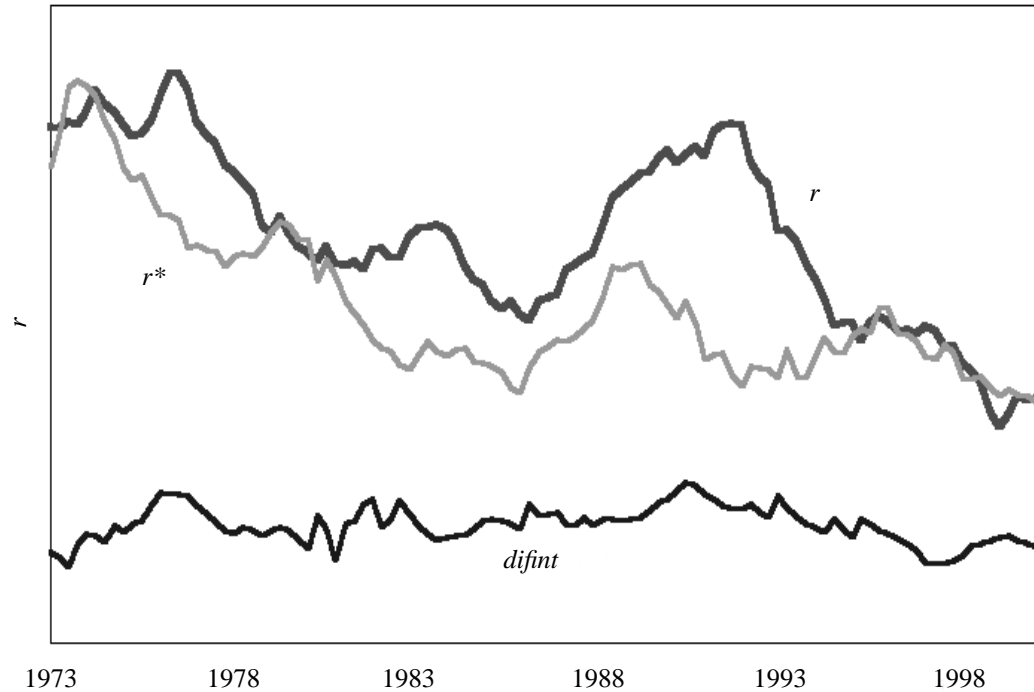
la valeur initiale de r . Dans cette figure, la ligne fine correspond toujours aux valeurs simulées, et la ligne en gras représente maintenant les valeurs obtenues par simulation dynamique. Ce qu'il faut retenir, c'est que les écarts persistants entre ces deux courbes sont le produit de la simulation dynamique, et non un signe de l'existence de bulles, d'une surréaction ou de la présence ou non des chartistes. La cause profonde de cette persistance est que les erreurs des prévisions comportant plusieurs étapes sont autocorrélées, bien que les erreurs de celles n'en comportant qu'une ne le soient pas.

Le deuxième modèle sur lequel se penchent les auteurs est non linéaire et estimé au moyen de données quotidiennes. J'y vois, du moins en partie, une forme de test de spécification. Si le modèle qui formalise la relation entre le taux de change réel et les facteurs économiques fondamentaux se comporte également très bien lorsque la périodicité des données est quotidienne, le fait d'ajouter la possibilité d'un changement de régime ne devrait pas modifier les résultats de façon importante (du point de vue statistique). Or, les auteurs constatent que tel n'est pas le cas et que les changements de régime sont nombreux, les chartistes jouant un rôle prépondérant dans les périodes calmes. Il s'agit là d'une découverte majeure puisque, malgré la présence de données quotidiennes de qualité sur les facteurs économiques fondamentaux (à savoir les prix des produits de base et les taux d'intérêt) du Canada, l'influence des chartistes demeure importante.

Cette étude pourrait trouver son prolongement dans la création d'un modèle où plusieurs catégories de cambistes, ainsi que la banque centrale, participent simultanément au marché des changes. Même si ce modèle ne menait pas à l'élaboration d'une équation économétrique simple, les prévisions qu'il permettrait de formuler pourraient être étudiées par simulation.

Mes derniers commentaires ont trait à la politique monétaire. Les auteurs laissent entendre que les fluctuations des taux de change réels sont déterminées en grande partie par celles des prix des produits de base et que, par conséquent, elles ne constituent pas un signal d'intervention. Le différentiel de taux d'intérêt entre les pays considérés figure pourtant dans les deux types de modèle (et les deux régimes) qu'ils examinent. Comme ce différentiel est un indicateur approximatif de l'orientation de la politique monétaire, il est évident que celle-ci exerce une influence et qu'elle peut accélérer ou ralentir l'ajustement vers le sentier d'évolution dicté par les seuls cours des produits de base. Alors que les auteurs insistent sur les dangers de l'interventionnisme, je crois que leurs conclusions peuvent

Figure 3
Taux de change réel au Canada
(avec éléments fondamentaux en longue période)



également aider à comprendre certains résultats passés de la politique monétaire.

Dans les données sur le Canada, par exemple, le coefficient de corrélation entre le taux de change réel, $r(t)$, et le différentiel de taux d'intérêt, $i(t)$, est de 0,45. Par contre, celui entre l'estimation de $r(t) - \beta c(t)$ et $i(t)$ atteint 0,70. Je reprends ici les estimations des auteurs à l'égard de β , et le vecteur $c(t)$ inclut les deux variables qu'ils intègrent au modèle pour représenter les cours des produits de base.

Ce résultat peut également être illustré au moyen d'un graphique montrant l'évolution du taux de change réel (en logarithme), de la combinaison linéaire des prix des produits de base avec lesquels ce taux est cointégré et du différentiel de taux d'intérêt. La Figure 3 présente l'évolution de ces trois variables pour le Canada. On notera l'utilisation de données chronologiques et la représentation des années en abscisse. La combinaison des cours des produits de base est désignée par r^* , et le différentiel de taux d'intérêt, par $diffint$.

Deux constatations intéressantes se dégagent de la Figure 3. Premièrement, lorsque le taux de change réel s'ajuste vers le sentier d'évolution dicté par les prix réels des produits de base, il est généralement supérieur à ce dernier. Or, d'après la convention utilisée par les auteurs, une hausse de r correspond à une appréciation de la monnaie. La figure semble donc indiquer que le dollar canadien a généralement été surévalué durant la période étudiée. Cette situation est peut-être normale lorsque les cours des produits de base sont à la baisse, mais elle n'en mérite pas moins d'être soulignée.

Deuxièmement, les périodes où le taux de change réel dépasse le sentier d'évolution dicté par les prix des produits de base sont également celles où le différentiel de taux d'intérêt est élevé. En d'autres termes, il semble que la politique monétaire ait ralenti l'ajustement du taux de change réel vers son sentier d'évolution à long terme durant ces périodes.

Il n'est pas dans mon propos, ni certes dans celui des auteurs, de retracer l'histoire de la politique monétaire canadienne. La politique monétaire n'a pas eu pour objectif de ralentir l'ajustement du taux de change réel aux chocs, et la variable *difint* n'est pas une mesure rigoureuse de l'action de la politique monétaire. Compte tenu du rôle que joue la variable *difint*, cependant, on peut difficilement soutenir que les fluctuations des cours des produits de base ont un effet déterminant sur celles du taux de change réel. Gerlach et Smets (2000) décèlent également dans les données statistiques l'influence du taux de change sur la politique monétaire canadienne.

J'estime que cette corrélation pourrait aider à comprendre les effets de la politique monétaire passée. Il serait peut-être possible d'inclure des données chronologiques sur les interventions stérilisées dans ces modèles statistiques afin de déterminer si elles aussi ont agi sur les taux de change réels.

Bibliographie

Gerlach, S., et F. Smets (2000). « MCIs and Monetary Policy », *European Economic Review*, vol. 44, n° 9, p. 1677-1700.