Comportements chartistes et fondamentalistes : Coexistence ou domination alternative sur le marché des changes ?

MARIE BESSEC¹

FRANCOIS-MATHIEU ROBINEAU²

Résumé : Cet article étudie l'interaction entre agents chartistes et fondamentalistes sur le marché des changes. A cette fin, nous étendons le modèle à changements de régimes markoviens de Vigfusson afin de pouvoir en tester les implications. La stratégie de tests obtenue est ensuite appliquée aux taux de change canadien, japonais et allemand. Nos résultats valident les conclusions de Vigfusson. Les périodes calmes sont associées à l'action des agents chartistes, tandis que les périodes de volatilité accrue des changes correspondent à l'activité rééquilibrante des agents fondamentalistes.

Mots-clés : Changement de régime markovien, marché des changes

Code JEL : F31.

Abstract: This paper examines the role of chartists and fundamentalists in the foreign exchange market. This question is studied using the Markov-Switching model of Vigfusson that we extend to test for the alternative domination of each group. The tests are applied to the Canadian, Japanese and German-US exchange rates. The results support Vigfusson's findings. Chartists dominate foreign exchange market during the tranquil phases, whereas fundamentalists drag back the exchange rates to its equilibrium value during the more turbulent periods.

Keywords: Markov-Switching, foreign exchange, fundamental analysis, technical analysis.

JEL classification: F31.

¹LEDa-Université Paris Dauphine, email: marie.bessec@dauphine.fr.

²ESSEC, email: tathieu@yahoo.com

Nous remercions Agnès Benassy-Quéré, Eric Girardin, Pierre-Yves Hénin, Frédéric Karamé, Anh Nguyen, Corinne Perraudin, Sébastien Vivier-Lirimont, ainsi que deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires et suggestions. Néanmoins, toutes les erreurs et/ou omissions pouvant subsister relèvent de notre entière responsabilité.

I Introduction

L'insuffisance des modèles de taux de change basés sur les seuls fondamentaux macroéconomiques (prix, taux d'intérêt, masse monétaire, solde extérieur, etc) n'est plus à démontrer. Ils produisent de moins bonnes prévisions qu'une marche aléatoire (Meese et Rogoff [1983])¹ et sont incapables d'expliquer la volatilité des taux de change (Flood et Rose [1999]). Par ailleurs, plusieurs enquêtes réalisées sur le marché des changes indiquent un poids significatif des techniques chartistes - basées sur le seul examen des tendances passées des cours indépendamment de la situation économique sous-jacente - à côté de l'analyse fondamentaliste dans la prise de décision des opérateurs (Taylor et Allen [1992], Lui et Mole [1998] et Cheung et Chinn [2001]). Il semblait donc nécessaire de définir de nouveaux modèles théoriques intégrant l'hétérogénéité des anticipations sur le marché des changes.

A cette fin, Frankel et Froot [1986, 1990] développent un modèle "chartiste et fondamentaliste" étendu par la suite par De Grauwe et Dewachter [1992, 1993], De Grauwe [1994] et Youssefmir *et al.* [1994]. Dans ces modèles, le taux de change observé à chaque instant sur le marché résulte de l'interaction de deux types d'agents : les agents chartistes, dont l'action conduit le taux de change à s'écarter de sa valeur d'équilibre et les agents fondamentalistes qui maintiennent le taux de change autour d'une valeur correspondant aux déterminants économiques fondamentaux. Afin de tester cet effet joint des agents chartistes et fondamentalistes dans la détermination des changes², Vigfusson [1997] approxime le modèle de Frankel et Froot par un modèle à changements de régimes markoviens à deux états. Dans le premier, le taux de change résulte de la seule action des agents chartistes et dans le second, il est déterminé par les seuls agents fondamentalistes.

Cette approche a donné lieu à de nombreuses applications (Murray *et al.* [1996] et Antia *et al.* [2000] sur le taux de change canadien, Ahrens et Reitz [2000] sur le taux de change allemand et Chan *et al.* [2000] sur les taux de change australien, canadien et néo-zélandais). Tous ces travaux indiquent que les périodes relativement calmes dans la dynamique des changes sont dominées par l'action des agents chartistes. En revanche, les opérateurs fondamentalistes sont plus actifs durant les phases d'instabilité du marché. Les auteurs en concluent que les autorités monétaires n'auraient pas besoin d'intervenir dans les périodes fortement volatiles, puisque celles-ci correspondent à des périodes de réajustements nécessaires des taux de change vers leurs fondamentaux et non à des comportements spéculatifs déstabilisateurs. Elles doivent,

¹Des travaux récents parviennent néanmoins à "battre" la marche aléatoire (voir, par exemple, MacDonald et Marsh [1997] ou Girardin et Marimoutou [1997]).

²Moosa et Korczak [2000] proposent également un test empirique de la représentation de Frankel et Froot, mais, dans leur modèle estimé, le poids des chartistes et des fondamentalistes dans la détermination des changes est supposé fixe dans le temps.

tout au plus, agir de façon à soutenir ces mouvements (*“leaning with the wind”*) et non s’y opposer (*“leaning against the wind”*).

Néanmoins, la spécification adoptée par Vigfusson pourrait biaiser les résultats en faveur d’une telle conclusion. Il suppose en effet l’alternance d’un régime où les variations des changes dépendent seulement de l’action des fundamentalistes et d’un régime où elles dérivent des seules anticipations des chartistes. Vigfusson suppose donc que les deux groupes d’opérateurs dominant alternativement le marché des changes quand ils pourraient y coexister. Une telle modélisation ne correspond pas en outre au modèle chartiste et fondamentaliste de Frankel et Froot qu’il prétend tester. Dans ce dernier, les variations anticipées des changes à chaque instant sont mesurées par une moyenne pondérée des prévisions des chartistes *et* des fundamentalistes et non par les seules anticipations des chartistes *ou* des fundamentalistes.

Par ailleurs, il faudrait s’assurer que l’influence relative des deux groupes d’agents diffère suivant les régimes identifiés. En effet, rien ne permet d’affirmer que le classement des observations dans les deux états ne résulte pas seulement de l’existence de phases de volatilité distincte dans l’évolution des changes indépendamment des comportements d’achat et de vente des opérateurs chartistes et fondamentalistes. Plusieurs travaux empiriques (voir notamment Engel et Hamilton [1990]) signalent en effet des régimes de volatilité haute et basse dans la dynamique des taux de change. Il faudrait donc vérifier que les opérateurs ont un comportement différencié dans les deux états pour pouvoir les qualifier aussi d’état chartiste et fondamentaliste.

Afin de dépasser ces limites, nous proposons deux modélisations alternatives. Dans la première, nous autorisons la présence de chartistes et de fondamentalistes dans les deux régimes. La dynamique des changes dépend alors des actions des chartistes et des fondamentalistes dans chacun des deux états. Dans la seconde, nous contraignons les comportements chartiste et fondamentaliste à être identiques dans les deux régimes. Ces derniers ne diffèrent alors que par leur moyenne et par leur variance. Le test de ces spécifications contre celle de Vigfusson permet de déterminer si l’action des deux types d’agents est bien prépondérante dans l’un des deux régimes ou si, au contraire, les deux groupes d’opérateurs ont un poids significatif dans les deux états et/ou commun aux deux états.

Nous estimons et testons les différentes spécifications sur le taux de change canadien de 1983 à 1993 (échantillon de Vigfusson), puis sur les taux de change canadien, japonais de 1983 à 2000 et allemand de 1983 à 1998 (introduction de l’euro). Quels que soient le pays et la période considérés, on ne peut pas rejeter la spécification originelle de Vigfusson. Les fundamentalistes sont bien les seuls acteurs des périodes instables, tandis que l’action des chartistes détermine, à elle seule, l’évolution des changes dans les périodes calmes. Ces résultats semblent donc valider les conclusions des banquiers centraux canadiens en termes de politique économique.

Cette étude est organisée de la façon suivante : dans une première partie, nous décrivons le modèle chartiste et fondamentaliste de Vigfusson. Dans un deuxième temps, nous introduisons les spécifications développées, ainsi que les tests qui seront menés. Nous exposons enfin les résultats d'estimation et de tests des modèles, avant de conclure.

II Le modèle de Vigfusson

II.1 Description du modèle

En 1997, Vigfusson propose un modèle empirique destiné à tester le modèle à agents chartistes et fondamentalistes de Frankel et Froot [1986, 1990].

Rappelons tout d'abord brièvement les principales caractéristiques du modèle de Frankel et Froot que le modèle de Vigfusson va s'attacher à prendre en compte. Dans le modèle de Frankel et Froot, le taux de change résulte de l'interaction entre deux types d'agents : les fondamentalistes et les chartistes. Cette distinction provient d'un constat simple : l'impossibilité d'expliquer certaines variations des changes par une approche exclusivement basée sur les fondamentaux du marché. C'est le cas, par exemple, de l'appréciation du dollar américain au milieu des années 80. Les deux catégories d'opérateurs introduites adoptent une stratégie différente. La demande des fondamentalistes est basée sur l'analyse des fondamentaux : ils vendent une devise si son cours est supérieur à sa valeur fondamentale, et l'achètent dans le cas inverse. Un tel comportement est stabilisateur, dans la mesure où il conduit le taux de change à converger vers sa valeur d'équilibre. A l'inverse, les chartistes n'accordent qu'une confiance très limitée dans les fondamentaux de marché. Ils analysent les tendances passées des cours indépendamment des fondamentaux afin de repérer les configurations haussières ou baissières les plus probables et décider de leurs opérations d'achat et de vente. Ils peuvent ainsi conduire le prix à s'écarter de sa valeur d'équilibre. Par ailleurs, le poids de chaque catégorie d'agents dans la formation des changes est susceptible de varier au cours du temps, pouvant ainsi conduire à des périodes à dominante fondamentaliste et d'autres à dominante chartiste³.

Vigfusson approxime cette représentation par un modèle à changements de régimes markoviens à deux états. Dans le premier état, les comportements fondamentalistes dominent le marché. Pour décrire leur action, Vigfusson utilise deux modèles de fondamentaux distincts : l'un est

³De Long *et al.* (1990a, b) développent deux modèles théoriques expliquant pourquoi les opérateurs irrationnels ne sont pas évincés systématiquement du marché. Le risque induit par l'action chartiste peut inciter les fondamentalistes à limiter leur position, s'ils sont averses au risque et si leur horizon temporel est limité (De Long *et al.* 1990a). Elle peut aussi les conduire à se convertir au comportement irrationnel des chartistes devant les possibilités de profits engendrés (De Long *et al.*, 1990b). Non contents de persister sur le marché, les comportements chartistes peuvent même contaminer les autres acteurs.

basé sur la parité des pouvoirs d'achat et l'autre sur les termes de l'échange⁴. Dans le second régime, la dynamique des taux de change est gouvernée par les opérations des agents chartistes. Vigfusson suppose qu'ils fondent leurs décisions d'achat et de vente sur la comparaison de deux moyennes mobiles des taux de change : l'une est calculée sur un intervalle de temps relativement court et la deuxième sur un intervalle de temps plus important. Vigfusson calcule ces moyennes mobiles sur 14 et 200 jours⁵. Les opérateurs vendent la devise nationale si la moyenne de court terme excède celle de long terme, ce qui indique une tendance haussière des cours. Inversement, ils achèteront si la comparaison de ces moyennes laisse présager une évolution à la baisse du prix des actifs (moyenne de court terme inférieure à la moyenne de long terme)⁶. Ils prolongent ainsi les mouvements passés des parités. A des fins de comparaison avec l'étude de Vigfusson, nous utiliserons cette modélisation du comportement chartiste. Il convient néanmoins de noter que des études ultérieures (Chan *et al.* [2000]) ont modélisé d'autres techniques chartistes utilisées sur les marchés et obtiennent des résultats similaires.

Formellement, Vigfusson décrit le taux de croissance du taux de change Δy_t par un modèle à changements de régimes markoviens à deux états :

$$\Delta y_t = \begin{cases} \mu_f + \theta_f (\tilde{y}_{t-1} - y_{t-1}) + \beta_f i_{t-1} + \sigma_f \varepsilon_t & \text{si } s_t = f \\ \mu_c + \Psi_{14}^c ma_{14,t-1} + \Psi_{200}^c ma_{200,t-1} + \beta_c i_{t-1} + \sigma_c \varepsilon_t & \text{si } s_t = c \end{cases} \quad (1)$$

où y_t désigne le logarithme du taux de change, $\tilde{y}$ le logarithme du taux de change fondamental, $ma_{14,t-1}$ et $ma_{200,t-1}$ sont les moyennes mobiles des taux de change calculées sur les 14 et 200 jours précédant $t-1$, ε_t est un bruit blanc gaussien et i_{t-1} désigne le différentiel de taux d'intérêt à un mois entre le Canada et les Etats-Unis. Les paramètres de ce modèle peuvent varier à chaque période suivant la valeur d'une variable d'état inobservable $S_t = \{f, c\}$, où f représente le régime fondamentaliste et c le régime chartiste. Δy_t est donc décrit par la première ou la deuxième équation suivant la valeur de S_t . Cette variable est supposée suivre une chaîne de Markov d'ordre un. Cela signifie que S_{t-1} résume toute l'information passée contenue dans les valeurs passées de S et de y et des autres variables exogènes susceptibles d'intervenir dans la dynamique de la série. Formellement, S_t vérifie la propriété suivante :

$$P(S_t = i | S_{t-1} = j) = P(S_t = i | S_{t-1} = j, S_{t-2} = k, \dots, \Theta_{t-1}) \quad (2)$$

avec $S_t = \{f, c\}$. Le processus suivi par S_t est donc complètement décrit par les probabilités de transition suivantes qui forment la matrice de transition :

$$\begin{bmatrix} p(s_t = c | s_{t-1} = c) & p(s_t = c | s_{t-1} = f) \\ p(s_t = f | s_{t-1} = c) & p(s_t = f | s_{t-1} = f) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p & 1 - q \\ 1 - p & q \end{bmatrix} \quad (3)$$

⁴Ce dernier provient d'un modèle à correction d'erreur développé par Amano et Van Norden (1995) et utilisé par la Banque du Canada pour prévoir le taux de change canadien.

⁵Le choix du nombre de jours est arbitraire mais il semble qu'il soit assez représentatif des comportements observés sur les marchés.

⁶Les décisions d'achat et de vente sont décrites pour des taux de change cotés à l'incertain.

Nous n'estimerons pas directement ces probabilités mais les paramètres α_f et α_c vérifiant les deux égalités suivantes :

$$\begin{aligned} p(s_t = f | s_{t-1} = f) &= \Phi(\alpha_f) \\ p(s_t = c | s_{t-1} = c) &= \Phi(\alpha_c) \end{aligned} \quad (4)$$

avec Φ la fonction de répartition de la loi normale $N(0, 1)$. Cela assure l'obtention de coefficients compris entre zéro et un pour les probabilités de transition⁷.

II.2 Les résultats de Vigfusson

Vigfusson estime le modèle (1) sur le taux de change canadien par rapport au dollar américain (taux de change coté à l'incertain) de janvier 1983 à décembre 1992. Sur cette période, il constate que le taux de change alterne entre un régime relativement calme, dominé par les opérateurs chartistes, et un régime fondamentaliste plus court et plus volatil. Nous avons reproduit cette étude et obtenons des résultats très similaires présentés dans les tableaux et graphiques qui suivent.

Les résultats d'estimation du modèle (1) sont présentés dans le tableau 1. A l'exception de β_f , tous les coefficients du régime fondamentaliste sont significatifs. Dans le régime chartiste, seule la constante μ_c est non significativement différente de zéro, résultat caractéristique d'une distribution dominée par les écart-types. Le régime f est caractérisé par une volatilité σ_f plus forte et une probabilité de rester dans le régime plus faible (0.93 versus 0.96), soit une durée moyenne du régime fondamentaliste de 14 jours contre 25 jours pour le régime chartiste⁸.

Tableau 1 : Estimation du modèle de Vigfusson

	μ_f	θ_f	β_f	σ_f	α_f
coefficient	0.0014	0.0040	-0.0001	0.0037	1.4553
t-statistique	(3.127)	(2.199)	(-1.614)	(26.208)	(11.454)

	μ_c	Ψ_{14}^c	Ψ_{200}^c	β_c	σ_c	α_c
coefficient	0.0004	0.0040	-0.0043	-0.0001	0.0015	1.7322
t-statistique	(0.568)	(1.981)	(-2.150)	(-3.710)	(28.542)	(19.265)

Le graphique 1 retrace les probabilités lissées⁹ du régime fondamentaliste $P(S_t = f | I_T)$ ainsi que le taux de change du dollar canadien par rapport au dollar américain. Il confirme tout d'abord que le régime fondamentaliste est associé aux phases turbulentes des marchés financiers. Les valeurs élevées des probabilités semblent correspondre à des variations importantes du taux de change. On observe par ailleurs, à l'instar de Vigfusson, que les passages d'un régime à l'autre

⁷D'autres fonctions comme la fonction logistique peuvent être employées.

⁸Dans un modèle à changements de régimes markoviens à deux états, la durée attendue des différents régimes est mesurée par $(1 - p)^{-1}$ et $(1 - q)^{-1}$.

⁹Les probabilités lissées sont définies comme la probabilité que l'observation à la date t soit engendrée par un état donné conditionnellement à l'ensemble des observations dont on dispose.

sont brutaux. En effet, les probabilités de se trouver dans l'état fondamentaliste (symétriquement dans l'état chartiste en prenant la probabilité complémentaire) sont proches soit de zéro, soit de un. Ces deux propriétés sont illustrées par les graphiques 2 et 3.

Graphique 1 : Probabilités lissées du régime fondamentaliste et taux de change en niveau

Le graphique 2 représente les probabilités lissées en t en fonction des variations de change au même instant. Il apparaît clairement que le régime fondamentaliste est associé à de fortes variations du taux de change (à la hausse comme à la baisse). En effet, plus la probabilité de se trouver dans le régime fondamentaliste augmente, plus les variations du taux de change canadien observées au même instant sont élevées.

Graphique 2 : Probabilités lissées du régime fondamentaliste en fonction des variations de change

Le graphique 3 représente la fonction de distribution des probabilités lissées. Sa forme en “U” indique que les valeurs petites et grandes des probabilités lissées sont les plus fréquemment observées. Cela confirme le passage brutal d'un régime à l'autre. S'il avait existé un régime intermédiaire, on aurait trouvé des fréquences plus élevées pour les valeurs des probabilités différentes de 0 et 1.

Graphique 3 : Distribution des probabilités lissées du régime fondamentaliste

Murray, van Norden et Vigfusson [1996] décrivent les implications en termes de politique économique d'un tel résultat. Les mouvements brutaux des taux de change sont liés à l'activité rééquilibrante des agents fondamentalistes et non à l'activité spéculative des chartistes. Ils correspondent donc à un ajustement nécessaire du taux de change lorsque celui-ci est trop éloigné de ses fondamentaux. Ils en déduisent que des mesures de régulation des marchés telles la taxe Tobin (*"throwing sand in the wheels"*) ou d'autres formes de contrôle des prix, ainsi qu'une politique de change active en vue de contrer la volatilité excessive des prix, sont inutiles voire néfastes ; les périodes animées sont des périodes saines de stabilisation du marché rapprochant les taux de change des éléments fondamentaux de l'économie.

II.3 Les limites du modèle

La modélisation retenue par Vigfusson soulève cependant trois critiques. La première concerne le fondement théorique de cette modélisation, les deux autres se situant au niveau de l'interprétation des résultats.

Vigfusson se base sur le modèle théorique développé par Frankel et Froot [1986]. Or ces auteurs insistent sur la permanente coexistence de deux catégories d'opérateurs sur le marché des changes. C'est l'influence relative de ces deux types d'agents qui détermine les évolutions des changes. Ainsi, on peut légitimement se demander si le modèle de Vigfusson, qui suppose un seul type d'agent par régime, est adapté pour appréhender l'évolution des taux de change et le fonctionnement de ce marché.

Cette critique théorique a son corollaire empirique. Si l'on accepte la représentation de Frankel et Froot, il existe, à chaque période, deux types de comportements. Estimer un modèle qui ne prend en compte, dans chaque régime, qu'un seul des deux comportements ne va-t-il pas biaiser les résultats ? En particulier, revenons sur les conclusions de Vigfusson concernant

la volatilité des taux de change dans les différents régimes. Le régime dit fondamentaliste est caractérisé par une volatilité bien plus élevée que le régime chartiste. Sur la base de ce résultat, on conseillera aux autorités monétaires de ne pas intervenir, les périodes de forte volatilité étant alors stabilisatrices. Mais dans chaque état, seul le comportement d'un groupe d'opérateurs apparaît dans la modélisation. L'influence des autres agents, si elle est significative, se reporte dans la variance résiduelle. La volatilité élevée des régimes fondamentalistes pourrait ainsi provenir des actions des chartistes qui ne sont pas intégrées à la modélisation. A trop simplifier la représentation du marché, on peut mal interpréter des résultats qui ne font que révéler l'incapacité du modèle à représenter la réalité. Pour que les conclusions de Vigfusson soient robustes, il est donc nécessaire de généraliser sa modélisation. Pour cela, nous autoriserons dans chaque état des comportements chartistes et des comportements fondamentalistes. La significativité des paramètres nous permettra alors d'identifier, le cas échéant, des régimes chartistes et des régimes fondamentalistes.

Enfin, la troisième critique tient à l'impossibilité de conclure à des régimes chartistes et à des régimes fondamentalistes en utilisant le modèle (1). Il est maintenant reconnu que la dynamique des changes est caractérisée par des phases de volatilité différente (Engel et Hamilton [1990]). Or, la modélisation retenue par Vigfusson implique que chaque type de comportement soit associé à un niveau de volatilité. Mais rien ne permet d'affirmer que ce sont les comportements, et non les volatilités, qui discriminent les régimes identifiés. Il se pourrait ainsi que les comportements des agents soient invariants quelle que soit la volatilité du marché et que, malgré tout, l'estimation conclue à l'existence de phases de spéculation dénuées d'ancrage réel et de phases de correction du niveau des cours. Ces périodes ne seraient en réalité que des épisodes de faible et de forte volatilité. Pour répondre à cette dernière critique, soulevée par l'auteur dans sa conclusion, deux modélisations alternatives peuvent être étudiées. La première est celle retenue par Ahrens et Reitz [2000]. Ils reprennent le modèle de Vigfusson mais ne permettent pas de changement de volatilité entre les régimes. Une limite essentielle de cette approche est la possible déconnexion d'une telle modélisation avec la réalité du fonctionnement du marché des changes, comme nous l'avons noté plus haut. La seconde, celle que nous retiendrons, consiste à contraindre les comportements chartiste et fondamentaliste à être communs aux deux régimes. Seules les constantes et les écart-types sont autorisés à varier suivant le régime. Dans ce modèle, ce sont donc uniquement les moments de la distribution qui permettent l'identification des deux régimes. La comparaison de cette représentation à celle de Vigfusson permettra de mesurer la part attribuable aux comportements des opérateurs dans la détermination des états.

III Des spécifications alternatives

Afin de dépasser ces limites, nous avons estimé quatre modèles, notés (M1) à (M4), parmi lesquels la spécification de Vigfusson (M3). Leur comparaison donne lieu à un certain nombre de tests. Nous retiendrons, *in fine*, une version de chaque modèle contrainte par $\Psi_{14} = -\Psi_{200}$. Cette restriction signifie que les opérateurs pondèrent de façon identique les deux moyennes mobiles pour décider de leurs opérations d'achat et de vente. Nous verrons par la suite qu'un test du rapport de vraisemblance ne permet pas de rejeter cette hypothèse intuitive sur le comportement des chartistes.

III.1 Les modèles

Quatre modèles vont être successivement étudiés.

Le modèle 1 (M1) est le modèle le plus simple. Il s'agit du modèle de Engel et Hamilton [1990], précurseurs dans l'utilisation des modèles à changements de régimes markoviens pour représenter la dynamique du taux de change. Elle y est décrite par une marche aléatoire avec dérive. La constante et la variance peuvent y prendre deux valeurs différentes suivant le régime dans lequel on se trouve. On obtient ainsi une représentation à tendance segmentée, qui permet de rendre compte des grands mouvements de hausse et de baisse des parités observés sur longue période. Ainsi, de janvier 1979 à février 1985, le cours du dollar contre le mark s'est apprécié de 78%, puis s'est déprécié de 80% de février 1985 à juillet 1991. La comparaison de ce modèle à une modélisation intégrant les comportements chartistes et fondamentalistes nous permettra de mesurer, à l'instar de Ahrens et Reitz [2000], l'apport de la représentation de Frankel et Froot par rapport à cette représentation a-théorique des changes.

$$\Delta y_t = \begin{cases} \mu_f + \sigma_f \varepsilon_t & \text{si } s_t = f \\ \mu_c + \sigma_c \varepsilon_t & \text{si } s_t = c \end{cases} \quad (\text{M1})$$

Dans le modèle 2 (M2), les variations des cours dépendent aussi des comportements des agents chartistes et fondamentalistes. Ici, la proportion de ces opérateurs est supposée constante à travers les deux régimes. Comme dans le modèle 1, seules la constante et la variance dépendent de l'état dans lequel on se trouve. Une telle spécification permet de déterminer si les différents régimes mis en lumière par Vigfusson se distinguent par l'importance relative des opérateurs ou bien seulement par les changements de volatilité des cours.

$$\Delta y_t = \begin{cases} \mu_f & \text{si } s_t = f \\ \mu_c & \text{si } s_t = c \end{cases} + \theta (\tilde{y}_{t-1} - y_{t-1}) + \Psi_{14} ma_{14,t-1} + \Psi_{200} ma_{200,t-1} + \beta i_{t-1} + \begin{cases} \sigma_f \varepsilon_t & \text{si } s_t = f \\ \sigma_c \varepsilon_t & \text{si } s_t = c \end{cases} \quad (\text{M2})$$

Le modèle 3 (M3) est la spécification de Vigfusson décrite plus haut. Les variations du taux de change dépendent des comportements d'achat et de vente d'un seul groupe d'opérateurs

dans chaque régime. Dans ce modèle, chaque catégorie d'agents est donc supposée dominer alternativement le marché.

$$\Delta y_t = \begin{cases} \mu_f + \theta_f (\tilde{y}_{t-1} - y_{t-1}) + \beta_f i_{t-1} + \sigma_f \varepsilon_t & \text{si } s_t = f \\ \mu_c + \Psi_{14}^c ma_{14,t-1} + \Psi_{200}^c ma_{200,t-1} + \beta_c i_{t-1} + \sigma_c \varepsilon_t & \text{si } s_t = c \end{cases} \quad (\text{M3})$$

Enfin, le modèle 4 (M4) est le plus général. Dans chacun des régimes, la constante, la variance, mais aussi le poids relatif des différents agents peuvent varier. Les deux catégories d'opérateurs sont actives dans les deux régimes. (M4) permet ainsi de dépasser la deuxième critique faite au modèle de Vigfusson en prenant en compte tous les comportements sur le marché des changes. Nous verrons dans la description de la stratégie de tests que seul ce modèle permet de conclure de façon robuste sur la nature et les caractéristiques des régimes identifiés.

$$\Delta y_t = \begin{cases} \mu_f + \theta_f (\tilde{y}_{t-1} - y_{t-1}) + \Psi_{14}^f ma_{14,t-1} + \Psi_{200}^f ma_{200,t-1} + \beta_f i_{t-1} + \sigma_f \varepsilon_t & \text{si } s_t = f \\ \mu_c + \theta_c (\tilde{y}_{t-1} - y_{t-1}) + \Psi_{14}^c ma_{14,t-1} + \Psi_{200}^c ma_{200,t-1} + \beta_c i_{t-1} + \sigma_c \varepsilon_t & \text{si } s_t = c \end{cases} \quad (\text{M4})$$

III.2 Les tests

Afin de déterminer la modélisation qui fournit la description la plus pertinente des évolutions observées sur le marché des changes, nous procéderons à plusieurs tests.

Dans un premier temps, nous testerons le modèle M1 contre le modèle M4 (et M2), afin de valider la représentation de Frankel et Froot [1986] du marché des changes. Parallèlement, nous comparerons M1 à M3, pour mettre en lumière l'apport du modèle M3, *i.e.* le modèle de Vigfusson, par rapport à la représentation minimale de Engel et Hamilton.

Les tests suivants sont mis en œuvre pour surmonter les limites du modèle de Vigfusson exposées plus haut. Pour répondre aux deux premières critiques, nous examinerons si les chartistes et fondamentalistes dominent alternativement le marché ou y exercent simultanément leur influence. Pour cela, il faut tester le modèle M3 contre le modèle M4. Si l'on rejette le modèle M4, cela signifie que chaque groupe d'opérateurs a une action significative dans un seul des deux régimes. Dans ce cas, le modèle de Vigfusson, bien qu'incomplet dans sa construction, représente correctement les comportements. L'estimation de la variance n'est alors pas biaisée et peut être exploitée pour définir la politique économique.

Pour répondre à la troisième critique, nous avons choisi d'introduire le modèle M2 (proportion constante des opérateurs à travers les deux régimes). Si M3 est rejeté par rapport à M2, la grandeur discriminant les deux régimes est alors la volatilité des cours des changes, et non un comportement différencié des opérateurs. En effet, dans M2, ces comportements sont identiques quel que soit le régime. Mais M2 et M3 ne sont pas directement comparables. En revanche, ils sont tous les deux testables contre M4. Nous utiliserons donc une stratégie de tests emboîtés

mettant successivement en œuvre M2 versus M4 et M3 versus M4. Si le premier test nous amène à ne pas rejeter M2, alors que le second conduit au rejet de M3, nous concluons que M2 est plus pertinent que M3.

Les différents tests sont présentés dans le tableau qui suit. Ces tests sont basés sur des statistiques du rapport de vraisemblance (LR). Les statistiques de test sont distribuées suivant une loi du chi-deux standard à l degrés de liberté, l étant le nombre de contraintes imposées au modèle sous l'hypothèse nulle. Nous pouvons utiliser ici les distributions habituelles des statistiques LR. En effet, le nombre de régimes est identique sous les hypothèses nulles et alternatives, de sorte qu'il n'y a pas de paramètres de nuisance non identifiés sous l'hypothèse nulle¹⁰ (voir Krolzig [2000] p. 134-35, pour une discussion de ce résultat). Dans le cas contraire, les distributions usuelles des tests ne seraient pas valides (voir en particulier Davies [1987], Andrews et Ploberger [1994] et Hansen [1992, 1996])¹¹.

Tableau 2 : Tests des modèles (contraints par $\Psi_{14} = -\Psi_{200}$)

Test	Restriction	$\chi^2(l)$
M1 vs M2	$\theta = \Psi = \beta = 0$	3
M1 vs M3	$\theta^f = \beta^f = \Psi^c = \beta^c = 0$	4
M1 vs M4	$\theta^f = \Psi^f = \beta^f = \theta^c = \Psi^c = \beta^c = 0$	6
M2 vs M4	$\theta^f = \theta^c, \Psi^f = \Psi^c, \beta^f = \beta^c$	3
M3 vs M4	$\Psi^f = \theta^c = 0$	2

IV Les résultats empiriques

IV.1 Les données

Nous avons utilisé des données journalières de taux de change et de taux d'intérêt, les données mensuelles des indices de prix à la consommation transformées en données journalières en utilisant une fonction spline cubique¹². Nous avons utilisé cette technique pour avoir des résultats comparables à ceux de Vigfusson qui utilise cette fonction pour obtenir des séries de prix journalières¹³. Nous avons considéré les taux de change du dollar canadien, du mark allemand (janvier 1983 à décembre 1998¹⁴) et du yen (janvier 1983 à mars 2000) par rapport au dollar américain (les taux de change sont cotés à l'incertain)¹⁵. Dans le cas du dollar canadien,

¹⁰ Contrairement au test de linéarité, les probabilités de transition interviennent toujours dans le calcul de la fonction de vraisemblance sous les hypothèses nulles considérées.

¹¹ Notons toutefois que dans les tests impliquant M1, le processus est non stationnaire sous l'hypothèse nulle. Les distributions habituelles des statistiques de test ne s'appliquent alors plus. Nous nous fonderons malgré tout sur une distribution du chi-deux, mais les résultats devront être interprétés avec précaution dans ce cas.

¹² Il s'agit d'une fonction d'interpolation des données fondée sur un polynôme du troisième degré.

¹³ Les indices de prix à la consommation étant relativement lisses, cette intrapolation ne paraît pas gênante.

¹⁴ Dans le cas allemand, la période d'estimation s'arrête en décembre 1998, date de passage à l'euro.

¹⁵ Les références précises des données sont fournies en annexe 1.

nous avons d'abord étudié la série de janvier 1983 à décembre 1992 pour tester la validité des résultats de Vigfusson. Dans un deuxième temps, nous avons étendu la période d'estimation à mars 2000.

Avant de procéder à l'estimation des quatre spécifications, nous avons réalisé quelques exercices montrant l'existence de régimes de volatilité dans la dynamique des taux de change et suggérant, par-là même, l'emploi de modèles à changements de régimes markoviens. Les graphiques reportés en annexe 2 représentent les taux de croissance des taux de change considérés sur les quatre premières années¹⁶ et les variances mensuelles glissantes sur toute la période d'estimation. L'existence de phases stables, assez longues, interrompues par des périodes plus agitées et courtes, apparaît clairement sur ces graphiques. Compte tenu de cette instabilité, l'utilisation d'un modèle à changement de régime paraît appropriée.

IV.2 Estimation des modèles

Comme dans l'étude de Vigfusson, les modèles sont estimés en deux temps : nous utilisons d'abord l'algorithme espérance maximisation (EM) présenté par Hamilton [1990], car il a l'avantage de s'approcher rapidement de l'optimum lorsqu'on en est initialement éloigné. En outre, il est moins sensible aux maxima locaux. Nous recourons dans un deuxième temps à un algorithme d'optimisation numérique (BFGS sous GAUSS) de la vraisemblance obtenue par le filtre de Hamilton [1989]. Ce dernier tend plus rapidement vers l'optimum à son voisinage.

Nous adoptons la parité des pouvoirs d'achat comme représentation des fondamentaux. Elle nous semble davantage susceptible de constituer une référence de l'équilibre pour les opérateurs fondamentalistes dans les trois pays. Par ailleurs, nous contraignons les coefficients des moyennes mobiles à être d'amplitude égale et de signe opposé ($\Psi_{14} = -\Psi_{200}$), afin de simplifier la procédure d'estimation. Cette restriction est intuitive : elle signifie que les chartistes accordent un poids identique à ces deux moyennes, lorsqu'ils les comparent en vue de déterminer si les cours sont haussiers ou baissiers. Nous avons testé cette contrainte dans le modèle de Vigfusson (M3)¹⁷ en utilisant un test du rapport de vraisemblance (LR). Les résultats de ce test sont présentés dans le tableau 3. La contrainte est bien validée par les données au Canada sur courte période¹⁸, au Japon et en Allemagne. Les modèles perdent peu en vraisemblance et la convergence est largement facilitée.

¹⁶Pour avoir des graphiques lisibles, les taux de croissance n'ont pas été représentés sur toute la période d'estimation, mais les caractéristiques mises en évidence sont les mêmes sur le reste de la période étudiée.

¹⁷Les résultats d'estimation des modèles 3 non contraints sont reportés en annexe 3.

¹⁸L'algorithme d'optimisation numérique ne converge pas dans le modèle non contraint canadien sur longue période.

Tableau 3. Test LR de $\Psi_{14} = -\Psi_{200}$

Pays	Canada (83-93)	Japon	Allemagne
Test LR $\sim \chi(1)$	0.28 [0.60]	0.46 [0.50]	0.003 [0.96]

Les p-values sont données entre crochets.

Tableau 4 – Résultats de l'estimation des modèles

	μ_r	μ_r	θ_r	θ_r	ψ_r	ψ_r	β_r	β_r	σ_r	σ_r	α_r	α_r	lnL
Canada 1983-1993	M1	0.0003 (2.051)	-0.0001 (-3.192)						0.0037 (26.515)	0.0015 (29.308)	1.4937 (11.754)	1.7499 (19.385)	11737.8
	M2	0.0008 (3.447)	0.0002 (1.470)	0.0009 (1.338)	0.0034 (1.693)		-0.0001 (-4.225)		0.0037 (26.793)	0.0015 (29.214)	1.4674 (11.692)	1.731 (19.235)	11749.17
	M3	0.0014 (2.948)	0.00004 (0.639)	0.0041 (2.038)		0.0043 (1.833)	-0.0001 (-1.725)	-0.0001 (-3.560)	0.0037 (26.159)	0.0015 (28.540)	1.46 (11.447)	1.7348 (19.281)	11751.44
	M4	0.0016 (2.8)	0.0001 (0.388)	0.0030 (2.369)	0.0003 (0.365)	0.0041 (1.601)	-0.0002 (-1.552)	-0.0001 (-3.452)	0.0037 (26.348)	0.0015 (28.943)	1.4661 (11.450)	1.7366 (19.343)	11751.87
Canada 1983-2000	M1	0.0002 (1.590)	-0.00004 (-0.951)						0.0039 (30.986)	0.0017 (30.102)	1.5205 (14.414)	1.7300 (20.967)	19754.40
	M2	0.0006 (4.222)	0.0003 (4.252)	0.0010 (4.700)	0.0021 (2.470)		-0.0001 (-6.241)		0.0040 (31.803)	0.0018 (33.007)	1.4910 (14.781)	1.7369 (21.672)	19769.41
	M3	0.0017 (5.233)	0.0001 (1.710)	0.005 (5.016)		0.003 (2.062)	-0.0001 (-2.336)	-0.0001 (-5.606)	0.0040 (33.371)	0.0018 (36.399)	1.4440 (13.769)	1.728 (21.318)	19780.40
	M4	0.0017 (4.566)	0.0001 (1.159)	0.0048 (4.304)	-0.0001 (-0.667)	0.0031 (1.584)	-0.0001 (-2.026)	-0.0001 (-5.356)	0.0040 (33.363)	0.0018 (36.300)	1.4430 (14.144)	1.7285 (21.781)	19780.49
Japon 1983-2000	M1	-0.0011 (-3.153)	0.0002 (1.658)						0.0110 (27.143)	0.0047 (39.516)	1.0594 (6.696)	1.6208 (14.603)	15808.78
	M2	0.0007 (0.209)	0.0020 (0.625)	0.0004 (0.676)	0.00001 (1.485)		-0.0001 (-2.936)		0.0110 (26.868)	0.0047 (39.853)	1.0619 (6.635)	1.6289 (14.572)	15817.19
	M3	0.0284 (3.680)	-0.0001 (-0.728)	0.0062 (3.866)		0.00002 (2.062)	-0.00003 (-0.501)	-0.0001 (-2.705)	0.0109 (28.120)	0.0047 (41.449)	1.0846 (7.213)	1.640 (15.692)	15822.50
	M4	0.0274 (3.260)	0.0004 (0.346)	0.0061 (3.435)	0.0001 (0.492)	0.00003 (2.129)	-0.0001 (-0.610)	-0.0001 (-2.055)	0.0109 (28.247)	0.0047 (41.668)	1.0675 (7.364)	1.6355 (16.253)	15823.78
Allemagne 1983-1998	M1	-0.0005 (-1.600)	0.0001 (0.767)						0.0095 (32.210)	0.0051 (39.376)	1.7294 (14.534)	2.0547 (18.552)	14648.22
	M2	0.0002 (0.352)	0.0006 (1.451)	0.0010 (1.336)	0.0027 (3.680)		-0.0001 (-1.62)		0.0096 (31.528)	0.0051 (39.591)	1.6880 (13.997)	2.0321 (18.378)	14654.85
	M3	0.0011 (1.285)	-0.00001 (-0.082)	0.0030 (1.721)		0.0041 (4.396)	0.0001 (1.069)	-0.0001 (-2.118)	0.0095 (31.844)	0.0050 (38.733)	1.6422 (13.970)	1.9865 (18.312)	14662.93
	M4	0.0009 (0.984)	0.0002 (0.656)	0.0022 (1.558)	0.0003 (1.110)	-0.0024 (-0.745)	0.0001 (1.568)	-0.0001 (-2.506)	0.0096 (31.634)	0.0051 (39.829)	1.6273 (13.138)	1.986 (18.288)	14663.70

Les t-statistiques sont reportées sous les estimateurs entre parenthèses.

Tableau 5 : Probabilités et durées des régimes

	p	q	π_c	π_f	$\bar{c}$	$\bar{f}$
Canada (83-93)	0.96	0.93	0.64	0.36	25	14
Canada (83-00)	0.96	0.93	0.64	0.36	25	14
Japon	0.95	0.86	0.74	0.26	20	7
Allemagne	0.98	0.95	0.71	0.29	50	20

p et q représentent les probabilités de rester dans l'état chartiste et fondamentaliste, π_c et π_f les probabilités inconditionnelles et $\bar{c}$ et $\bar{f}$ les durées espérées associées en jours.

Les résultats d'estimation des quatre spécifications contraintes sont reportés dans le tableau 4. Le tableau 5 présente les probabilités de transition associées ainsi que les probabilités inconditionnelles de réalisation des régimes chartistes et fondamentalistes π_c et π_f ¹⁹ et leur durées attendues $\bar{f}$ et $\bar{c}$.

Plusieurs observations se dégagent de ces tableaux.

On constate tout d'abord que les coefficients ont généralement les signes attendus. En particulier, θ est positif. Ainsi, un taux change inférieur à sa valeur fondamentale ($\tilde{y}_{t-1} - y_{t-1}$ positif) conduira à des variations positives du taux de change et inversement. Le signe positif de Ψ est également intuitif : les chartistes anticipent une hausse (dépréciation) du taux de change, lorsque la moyenne de court terme excède celle de long terme ($ma_{14} - ma_{200}$ positif). Ils vendent alors la devise nationale, ce qui conduit le taux de change à se déprécier. Enfin, un différentiel d'intérêt positif entre l'économie domestique et étrangère (i_{t-1} positif), qui rend la devise nationale plus attractive pour les investisseurs, conduit logiquement à une baisse (appréciation) des parités (β négatif).

Nous retrouvons par ailleurs les caractéristiques habituelles des régimes en termes de volatilité et de durée. Le taux de change alterne entre un régime court (durées comprises entre 7 et 20 jours) et volatil (écart-types allant de 0.0037 à 0.0110) et un régime plus long (durées de l'ordre de 20 à 50 jours) et moins agité (écart-types compris entre 0.0015 et 0.0051). Nous avons reproduit les probabilités lissées du régime que nous qualifierons pour l'instant de volatil (graphiques en annexe 4), ainsi que les caractéristiques de leur distribution (graphiques en annexe 5) obtenues dans le cadre de la spécification 3 (modèle de Vigfusson). Ces graphiques confirment l'existence de régimes de volatilité dans la dynamique des taux de change étudiés et le passage brutal d'un régime à l'autre.

Mentionnons également que, dans la spécification 3, le régime le plus volatil correspond toujours à l'état où s'exerce l'action fondamentaliste. Cette caractéristique, qui conduisait les

¹⁹ Les probabilités inconditionnelles (ou ergodiques), π_c et π_f , sont données ici par $(1 - q)/(2 - p - q)$ et $(1 - p)/(2 - p - q)$.

auteurs canadiens à préconiser de ne pas intervenir pour contrer les turbulences de marché, est confirmée lorsque l'on représente la probabilité du régime fondamentaliste en fonction des variations du taux de change (voir les graphiques de gauche en annexe 5). La forme en “U” de ces graphiques indique à nouveau que les variations importantes du taux de change ont une forte probabilité de provenir du régime fondamentaliste.

Enfin, la comparaison des quatre modèles estimés semble favorable à la représentation de Vigfusson. Les coefficients des modèles 3 sont généralement significativement différents de zéro. En revanche, la nullité des coefficients chartiste et fondamentaliste, θ et Ψ , n'est pas toujours rejetée dans le modèle 2. C'est également le cas du coefficient chartiste dans le régime instable, Ψ^f , et du coefficient fondamentaliste dans le régime stable, θ^c , dans la spécification 4. En outre, les vraisemblances des modèles 3 et 4 sont peu différentes, tandis que la vraisemblance du modèle 4 semble dominer largement celle du modèle 2. On semble donc perdre à contraindre l'action chartiste et fondamentaliste à être commune aux deux états et peu gagner à autoriser ces deux catégories d'opérateurs à coexister sur le marché. Ces résultats semblent donc plébisciter la spécification de Vigfusson, *i.e.* une activité chartiste et fondamentaliste alternée sur le marché. Nous allons nous en assurer en appliquant les tests décrits dans la section précédente.

IV.3 Tests des modèles

Les résultats des tests des quatre spécifications sont décrits dans le tableau 6. Ils plaident tous en faveur de la représentation de Vigfusson et ce quels que soient le pays et la période considérés.

On retrouve tout d'abord le résultat obtenu par Ahrens et Reitz [2000] sur le mark allemand: la modélisation de base introduite en 1990 par Engel et Hamilton (M1) est toujours rejetée en faveur des représentations intégrant les comportements chartistes et fondamentalistes dans la formation des changes (M2, M3 et M4). Les grands mouvements tendanciels mis en évidence dans la dynamique des taux de change par Engel et Hamilton [1990] ne suffisent donc pas à rendre compte de leur évolution. Un tel résultat est favorable à la prise en compte de l'hétérogénéité des agents sur les marchés financiers.

On constate ensuite qu'en dépit des limites précédemment énoncées, la représentation de Vigfusson est largement validée par les données. Le modèle 3 n'est pas rejeté en faveur du modèle général 4. Il est donc légitime d'affirmer que tout se passe “comme si” une seule catégorie d'opérateurs était présente sur le marché pour chaque régime. L'estimation des variances n'est pas biaisée par la prise en compte d'un seul type d'opérateurs dans chaque état. Le modèle 2 est quant à lui rejeté en faveur du modèle 4 (sauf dans le cas du Canada sur courte période). Le modèle de Vigfusson est donc préférable au modèle avec comportements chartiste et fondamentaliste commun aux deux régimes. Les deux états obtenus résultent donc à la fois des

caractéristiques de volatilité des changes mais également des comportements des opérateurs sur les marchés financiers.

Ce dernier résultat ne contredit pas le succès des représentations mixtes de Prat et Uctum [1996] et de Moosa et Korczak [2000] faisant intervenir simultanément plusieurs processus anticipatifs dans leur modélisation (fondamentaliste et chartiste pour Moosa et Korczak et fondamentaliste, chartiste et adaptatif pour Prat et Uctum). Comme le remarquent ces derniers, les représentations à coefficients fixés qu'ils utilisent ne permettent pas de savoir si les individus se réfèrent en permanence aux différents processus anticipatifs modélisés ou s'ils utilisent tantôt un processus, tantôt un autre.

Nos résultats valident donc finalement les conclusions de Vigfusson. Chaque catégorie de traders domine alternativement le marché : les opérateurs chartistes sont très actifs durant les phases stables de la dynamique des changes, tandis que les périodes plus agitées correspondent à l'action rééquilibrante des acteurs fondamentalistes.

Tableau 6 : Résultats des tests

Test	Canada (83-93)	Canada (83-00)	Japon	Allemagne
M1 vs M2 $\sim \chi(3)$	22.74 [0.00]	30.02 [0.00]	16.82 [0.00]	13.26 [0.00]
M1 vs M3 $\sim \chi(4)$	27.28 [0.00]	52.00 [0.00]	27.44 [0.00]	29.42 [0.00]
M1 vs M4 $\sim \chi(6)$	28.14 [0.00]	52.18 [0.00]	30.00 [0.00]	30.96 [0.00]
M2 vs M4 $\sim \chi(3)$	5.4 [0.14]	22.16 [0.00]	13.18 [0.00]	17.7 [0.00]
M3 vs M4 $\sim \chi(2)$	0.86 [0.65]	0.18 [0.91]	2.56 [0.28]	1.54 [0.46]

Les p-values sont données entre crochets.

IV.4 Tests de diagnostic

Afin de vérifier la robustesse des résultats, il est nécessaire de contrôler que les modèles sont correctement spécifiés. Les tests de White et du multiplicateur de Lagrange, étendus par Hamilton [1996] au cadre des modèles à changements de régimes markoviens, permettent de s'en assurer en détectant d'éventuels effets AR et ARCH dans les résidus des modèles et une éventuelle dépendance de la variable d'état S_t à d'autres éléments que sa dernière réalisation S_{t-1} (*i.e.* une violation de l'hypothèse markovienne d'ordre un).

Le tableau 7 présente les résultats des tests LM d'absence d'autocorrélation et d'effets ARCH et les résultats du test de White de l'hypothèse markovienne réalisés dans le modèle 3 (contraint

par $\Psi_{14} = -\Psi_{200}$). Ils rejettent généralement la présence d'autocorrélation et d'effets ARCH dans les résidus.

Comme le souligne Vigfusson, ce dernier résultat rend la représentation attrayante, dans la mesure où il est difficile d'obtenir des résidus homoscedastiques sur données de haute fréquence. Ce résultat a également été mis en évidence par MacDonald et Marsh [1999]. Ils estiment un modèle à changements de régimes markoviens avec effets GARCH dans la variance et ce même modèle en omettant les termes GARCH. Ils constatent alors que la vraisemblance n'est pas significativement diminuée. Ils comparent par ailleurs le comportement de leur modèle à changements de régimes markoviens sans effets GARCH à celui d'un modèle GARCH sans changements de régimes et trouvent que les mouvements détectés dans la variance conditionnelle sont similaires. Parce que moins *ad hoc*, les modèles à changements de régimes markoviens pourraient donc constituer une alternative intéressante aux modèles GARCH traditionnels.

En revanche, à l'exception du cas allemand, on rejette la validité de l'hypothèse markovienne d'ordre un (c'était également le cas des études antérieures). Il faudrait modéliser le processus suivi par la variable d'état par une chaîne de Markov d'ordre supérieur à un (ce qui alourdirait considérablement l'estimation), ou, comme le suggère Vigfusson, introduire, dans la spécification des probabilités de transition, une dépendance à la durée des régimes suivant la modélisation de Durland et McCurdy [1994].

Tableau 7 : Les tests de spécification

	Canada (83-93)	Canada (83-00)	Japon	Allemagne
Test d'autocorrélation dans le régime 1 $\sim \chi(1)$	0.35 [0.55]	2.94 [0.09]	1.65 [0.20]	0.43 [0.51]
Test d'autocorrélation dans le régime 2 $\sim \chi(1)$	2.44 [0.12]	4.37 [0.04]	2.83 [0.09]	2.71 [0.10]
Test d'autocorrélation dans les 2 régimes $\sim \chi(1)$	1.61 [0.20]	6.23 [0.01]	0.01 [0.92]	2.42 [0.12]
Test d'effet ARCH dans le régime 1 $\sim \chi(1)$	4.84 [0.03]	1.70 [0.19]	0.54 [0.46]	0.46 [0.50]
Test d'effet ARCH dans le régime 2 $\sim \chi(1)$	4.05 [0.04]	5.66 [0.02]	2.05 [0.15]	0.61 [0.44]
Test d'effet ARCH dans les 2 régimes $\sim \chi(1)$	5.97 [0.01]	7.07 [0.01]	2.14 [0.14]	0.003 [0.96]
Test de l'hypothèse markovienne $\sim \chi(4)$	18.25 [0.00]	11.19 [0.02]	22.64 [0.00]	6.15 [0.19]

Les p-values des tests sont données entre crochets.

V Conclusion

Devant les résultats empiriques particulièrement décevants des modèles théoriques traditionnels privilégiant les relations entre les taux de change et les fondamentaux macro-économiques, les théoriciens ont élaboré de nouvelles modélisations à agents hétérogènes. Ce mouvement a été initié en grande partie par Frankel et Froot en 1986. Face au comportement aberrant du dollar du point de vue des représentations antérieures, ces auteurs construisent un nouveau modèle où le taux de change résulte de l'interaction de deux groupes d'agents: les chartistes, qui extrapolent les mouvements passés des cours, et les fondamentalistes, qui prévoient un retour vers la valeur fondamentale.

Vigfusson [1997] propose de tester ce modèle en utilisant une représentation à changements de régimes markoviens à deux états. Dans le premier régime, le taux de change résulte de la seule action des chartistes. Dans le second, il est déterminé par les seuls agents fondamentalistes. Dans ce cadre, il obtient des résultats favorables au modèle chartiste et fondamentaliste de Frankel et Froot: les deux groupes d'opérateurs influencent significativement la dynamique des changes. Il montre par ailleurs que les fondamentalistes sont plus actifs durant les périodes d'instabilité du marché. Il ne serait donc pas nécessaire d'intervenir pour stabiliser les cours dans les périodes volatiles, puisque ces périodes correspondraient à des épisodes de correction nécessaire ramenant les cours vers leurs fondamentaux.

Néanmoins, les résultats obtenus sont conditionnels à plusieurs hypothèses retenues implicitement dans la spécification. Nous avons donc développé une stratégie de tests permettant de vérifier la validité de son analyse. Il s'agissait d'abord de s'assurer que l'influence des deux groupes varie significativement suivant les régimes identifiés. Il fallait également vérifier que les deux groupes d'agents dominant alternativement le marché plutôt que d'y coexister. Les résultats obtenus soutiennent les conclusions de Vigfusson dans les trois pays considérés et sur plusieurs périodes. Il existe dans la dynamique des changes un régime chartiste calme et un régime fondamentaliste ramenant le taux de change vers ses fondamentaux et responsable des phases d'instabilité sur le marché des changes.

Toutefois, la représentation de Vigfusson devrait encore être enrichie à plusieurs niveaux, afin de vérifier la pertinence des conclusions tirées dans ce cadre par les auteurs canadiens. Tout d'abord, l'utilisation d'un modèle à probabilités de transition variables (Filardo [1994]) permettrait d'examiner ce qui commande le passage d'un régime à l'autre. Il est probable que les autorités monétaires jouent un rôle dans le passage du régime chartiste au régime correcteur (*i.e.* peuvent dissuader certaines actions chartistes). Pour le savoir, il serait adéquat de faire dépendre les probabilités de transition des interventions des banques centrales. Ceci permettrait de tester si les autorités monétaires ont une action stabilisatrice ou déstabilisatrice dans les périodes de

faible et forte volatilité. Par ailleurs, l'introduction de plusieurs variables d'état dans l'équation permettrait d'affiner la relation existant entre activité fondamentaliste et volatilité du marché des changes.

ANNEXE 1

Sources des données

Taux d'intérêt : euorates journaliers à un mois, base : *datastream*, codes : Allemagne: ECWGM1M, Canada : ECCAD1M, Japon : ECJAP1M, Etats-Unis : ECUSD1M.

Indices de prix : indices de prix à la consommation mensuels, base : *datastream*, codes: Allemagne : BDI64...F, Canada : CNI64...F, Japon : JPI64...F, Etats-Unis : USI64...F.

Taux de change : taux de change journaliers obtenus sur le site de l'université British Columbia, Vancouver, <http://pacific.commerce.ubc.ca/xr>.

ANNEXE 2

Taux de croissance et variances glissantes des taux de change

Les graphiques de gauche retracent les taux de croissance des taux de change sur les quatre premières années de l'échantillon. Les graphiques de droite représentent les variances glissantes calculées sur un intervalle de 1 mois d'observations des taux de change.

ANNEXE 3

Résultats d'estimation des modèles 3 non contraints

Nous reportons ici les résultats d'estimation du modèle de Vigfusson sans imposer l'égalité des coefficients des moyennes mobiles de court et de long terme, Ψ_{14}^c et Ψ_{200}^c , dans la règle de prévision chartiste.

Tableau A31. Japon (1983-2000)

	μ_f	θ_f	β_f	σ_f	α_f
coefficient	0.0279	0.0060	-0.00003	0.0109	1.0879
t-statistique	(2.952)	(3.081)	(-0.226)	(27.804)	(6.442)

	μ_c	Ψ_{14}^c	Ψ_{200}^c	β_c	σ_c	α_c
coefficient	0.0001	0.00002	-0.00002	-0.0001	0.0047	1.6441
t-statistique	(0.207)	(1.798)	(-1.950)	(-2.712)	(40.851)	(14.177)

Tableau A32. Allemagne (1983-1998)

	μ_f	θ_f	β_f	σ_f	α_f
coefficient	0.0014	0.0030	0.0001	0.0095	1.6428
t-statistique	(1.227)	(1.603)	(0.897)	(31.660)	(13.953)

	μ_c	Ψ_{14}^c	Ψ_{200}^c	β_c	σ_c	α_c
coefficient	0.00001	0.0041	-0.0041	-0.0001	0.0050	1.9871
t-statistique	(0.027)	(4.342)	(-4.397)	(-2.038)	(38.479)	(18.123)

Les résultats d'estimation du modèle 3 non contraint sur le taux de change canadien de 1983 à 1993 sont fournis dans la sous-section portant sur les résultats de Vigfusson. L'algorithme d'estimation ne converge pas sur longue période.

ANNEXE 4

Probabilités lissées du régime fondamentaliste $P(S_t = f | I_T)$ et taux de change en niveau

ANNEXE 5

Les caractéristiques des régimes

Les graphiques de gauche représentent les probabilités lissées du régime fondamentaliste $P(S_t = f|I_T)$ en fonction du taux de croissance dy_t du taux de change. Les graphiques de droite retracent les distributions des probabilités lissées du régime fondamentaliste.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Ahrens R., Reitz S. [2000], <<Chartist Prediction in the Foreign Exchange Market : Evidence from the Daily Dollar/DM Exchange Rate>>, *document de travail du Center for Financial Studies à Francfort*, No. 2000/03.

Amano R., van Norden S. [1995], <<Terms of Trade and Real Exchange Rate : the Canadian Evidence>>, *Journal of International Money and Finance*, 14, p. 83-104.

Andrews D.W.K., Ploberger W. [1994], <<Optimal Tests When a Nuisance Parameter is Present Under the Alternative>>, *Econometrica*, 62, p. 1383-1414.

Antia Z., Murray J., Zelmer M. [2000], <<International Financial Crises and Flexible Exchange Rates : Some Policy Lessons from Canada>>, *Rapport Technique No. 88*, Banque du Canada.

Chan T., Daw J., Djoudad R., Murray J. [2000], <<The Role of Chartists and Fundamentalists in Currency Markets : The Experience of Australia, Canada and New Zealand>>, *Document de travail de la Banque du Canada*.

Cheung Y.W., Chinn M.D. [2001], <<Currency Traders and Exchange Rate Dynamics: A survey of the US Market>>, *Journal of International Money and Finance*, 20(4), p. 439-471.

Davies R.B. [1987], <<Hypothesis Testing when a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative>>, *Biometrika*, 74, p. 33-43.

De Grauwe P. [1994], <<Exchange Rates in Search of Fundamental Variables>>, *Centre for Economic Policy Research Discussion Paper*, No 1073 December.

De Grauwe P., Dewatcher H. [1992], <<Chaos in the Dornbush Model of the Exchange Rate>>, *Kredit and Kapital*, p. 27-54.

De Grauwe P., Dewatcher H. [1993], <<A Chaotic Model of the Exchange Rate : the Role of Fundamentalists and Chartists>>, *Open Economies Review*, 4, p. 351-379.

De Long J.B., Bradford J., Shleifer A., Summers L.H., Waldman R.J.[1990a], <<Noise Trader Risk in Financial Markets>>, *Journal of Political Economy*, 98(4), p. 703-737.

De Long J.B., Bradford J., Shleifer A., Summers L.H., Waldman R.J.[1990b], <<Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation>>, *Journal of Finance*, 45(2), p. 379-95.

Durland J.M, McCurdy T.H [1994], <<Duration Dependent in a Markov Model of US GNP Growth>>, *Journal of Business and Economic Statistics*, 12(3), p. 279-288.

Engel C., Hamilton J.D. [1990], <<Long Swings in the Dollar : Are they in the Data and Do the Market Know it ?>>, *American Economic Review*, 80, p. 689-713.

Filardo A.J. [1994], <<Business Cycles Phases and their Transitional Dynamics>>, *Journal of Business and Economic Statistics*, 12(3), p. 299-308.

Flood R.P., Rose A.K. [1999], <<Understanding Exchange Rate Volatility without the Contrivance of Macroeconomics>>, *Economic Journal*, 109, p. 660-672.

Frankel J.A., Froot K.A. [1986], <<Understanding the US Dollar in the Eighties : the Expectations of Chartists and Fundamentalists>>, *the Economic Record*, p. 24-38.

Frankel J.A., Froot K.A. [1990], <<Chartists, Fundamentalists and the Demand for Dollars>>, dans A.S. Courakis et M.P. Taylor, *Private Behavior and Government Policy in Interdependent Economies*, Oxford: Oxford University Press.

Girardin E., Marimoutou V. [1997], <<Les fondamentaux permettent-ils d'améliorer la prévision du taux de change franc-dollar?>>, *Revue Economique*, 48(3), p. 661-672.

Hamilton J.D. [1989], <<A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle>>, *Econometrica*, 57, p. 357-384.

Hamilton J.D. [1990], <<Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime>>, *Journal of Econometrics*, 45, p. 39-70.

Hamilton J.D. [1996], <<Specification Testing in Markov-Switching Time-Series Models>>, *Journal of Econometrics*, 70, p. 127-157.

Hansen B.E. [1992], <<The Likelihood Ratio Test under Non-standard Conditions: Testing the Switching Markov Model of GNP>>, *Journal of Applied Econometrics*, 7, p. 61-82.

Hansen B.E. [1996], <<Inference When a Nuisance Parameter is not Identified under the Null Hypothesis>>, *Econometrica*, 64, p. 413-430.

Krolzig H.M. [2000], *Markov-switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference and Applications to Business Cycle Analysis*, Springer.

Lui Y.H., Mole D. [1998], <<The Use of Fundamental and Technical Analysis by Foreign Exchange Dealers: Hong Kong Evidence>>, *Journal of International Money and Finance*, 17, p. 535-545.

MacDonald R., Marsh I. [1997], <<On Casselian PPP, Cointegration and Exchange Rate Forecasting>>, *Review of Economics and Statistics*, 79, p. 655-664.

MacDonald R., Marsh I. [1999], <<High Frequency Exchange Rate Modelling>>, dans *Exchange rate modelling*, Advanced Studies in Theoretical and Applied Econometrics: Kluwer Academic Publishers.

Meese R., Rogoff K. [1983], <<Empirical Exchange Rate Models of the Seventies : Do They Fit Out of Sample>>, *Journal of International Economics*, 14, p. 3-24.

Moosa I., Korczak M. [2000], <<The Role of Fundamentalists and Technicians in Exchange Rate Determination>>, *Economia Internazionale*, 53, p. 97-106.

Murray J., van Norden S., Vigfusson R. [1996], <<Excess Volatility and Speculative Bubbles in the Canadian Dollar : Real or Imagined ?>>, *Rapport Technique No. 76*, Banque du Canada.

Prat G., Uctum R. [1996], <<Formation des Anticipations de Change: l'Hypothèse d'un Processus Mixte>>, *Economie et Prévision*, 125(4), p. 117-135.

Taylor M.P., Allen H.L. [1992], <<The Use of Technical Analysis in the Foreign Exchange Market>>, *Journal of International Money and Finance*, 11, p. 304-314.

Vigfusson R. [1997], <<Switching between Chartists and Fundamentalists : a Markov Regime-Switching Approach>>, *International Journal of Financial Economics*, 2, p. 291-205.

Youssefmir M., Huberman B.A., Hogg T. [1994], <<Bubbles and Market Crashes>>, Dynamics of Computation Group, Xeros Palo Alto Research Center, *mimeo*.