

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

UNE ÉTUDE EMPIRIQUE DE L'INTERVENTION
DE LA BANQUE CENTRALE SUR LE MARCHÉ DES CHANGES

MÉMOIRE PRÉSENTÉ COMME EXIGENCE PARTIELLE DE LA
MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE
(CONCENTRATION EN ÉCONOMIE FINANCIÈRE)

PAR

HA DAO NGOC

JUILLET 2005

REMERCIEMENTS

Ce mémoire n'aurait pas pu être réalisé sans l'aide de mon directeur Douglas Hodgson. Je tiens d'abord à le remercier pour sa grande disponibilité ainsi que pour son encadrement. Son expérience a eu une grande influence sur mes intérêts de recherche. Merci également à mon codirecteur Stéphane Pallage pour son précieux soutien tout au long de ces études.

Je tiens particulièrement à remercier mon ami au Département des sciences économiques, Matthieu Arseneau, pour sa patience lors de la relecture ainsi que pour ses excellents commentaires.

Merci à mes parents, ainsi qu'à ma conjointe Lan Khong. Par leurs encouragements et leur confiance en moi, ils m'ont donné le courage de surmonter diverses difficultés dans un séjour de plus de 6 ans à l'étranger.

Comment puis-je oublier mon vieil ami, Marco Lamensch, ainsi que sa mère, Renée, qui se sont avérés ma deuxième famille dès mon arrivée en France? Leur présence contribue toujours à mes succès.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES	v
LISTE DES TABLEAUX	vi
RÉSUMÉ	vii
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I	
REVUE DE LA LITTÉRATURE	6
1.1 Mécanisme de l'intervention	6
1.2 Les modèles d'intervention	8
1.2.1 Modèle linéaire	9
1.2.2 Modèle frictionnel	13
1.3 Conclusion	18
CHAPITRE II	
MODÈLE D'INTERVENTION NON LINÉAIRE	19
2.1 Structure du modèle	19
2.2 Spécification du modèle	22
CHAPITRE III	
ESTIMATION DU MODÈLE	25
3.1 Méthode des variables instrumentales	25
3.2 Méthode semi-paramétrique	29
CHAPITRE IV	
TEST DE LA PRÉSENCE DE L'INTERVENTION	37
4.1 Test optimal	39

4.2	Valeur critique	41
CHAPITRE V		
	DONNÉES & RÉSULTATS	44
5.1	Données	45
5.2	Résultats	46
5.2.1	Intervention de la Banque Fédérale allemande	46
5.2.2	Intervention de la Banque du Mexique	53
5.2.3	Intervention de la Banque du Japon	58
	CONCLUSION	64
	BIBLIOGRAPHIE	66

LISTE DES FIGURES

Figure	Page
2.1 Réaction à la déviation du taux de change	24
5.1 Changement de la réserve et déviation du taux de change (données allemandes)	47
5.2 Changement de la réserve et déviation du taux de change (données mexicaines)	53
5.3 Changement de la réserve et déviation du taux de change (données japonaises)	59

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
1.1 Balance des paiements de la banque centrale	7
1.2 Trois exemples du modèle d'intervention	9
5.1 Statistiques descriptives (données allemandes)	47
5.2 Estimation de l'équation d'intervention de la BFa	49
5.3 Estimation de l'équation caractéristique de la BFa	50
5.4 Estimation du système d'équations de la BFa	50
5.5 Test de la présence de l'intervention de la BFa	52
5.6 Statistiques descriptives (données mexicaines)	54
5.7 Estimation de l'équation d'intervention de la BdM	55
5.8 Estimation de l'équation caractéristique de la BdM	56
5.9 Estimation du système d'équations de la BdM	57
5.10 Test de la présence de l'intervention de la BdM	58
5.11 Statistiques descriptives (données japonaises)	59
5.12 Estimation de l'équation d'intervention de la BdJ	60
5.13 Estimation de l'équation caractéristique de la BdJ	61
5.14 Estimation du système d'équations de la BdJ	62
5.15 Test de la présence de l'intervention de la BdJ	63

RÉSUMÉ

Lorsque la banque centrale intervient sur le marché des changes, elle le fait en achetant ou en vendant des actifs étrangers afin de stabiliser le cours des changes. Un tel comportement visant à atténuer la volatilité du taux de change est souvent illustré dans la littérature économique par une fonction d'intervention linéaire. L'objectif de ce mémoire est plutôt d'appliquer le modèle d'intervention non linéaire d'équations simultanées d'Hodgson (2005) pour expliquer le comportement réel de la Banque Fédérale allemande, de la Banque du Mexique et de la Banque du Japon de décembre 1980 à juin 2004. Cet auteur a estimé son modèle par les méthodes des doubles carrés ordinaires et des triples carrés ordinaires. Dans le cadre de ce mémoire, nous suggérons d'utiliser la méthode de l'efficacité semi-paramétrique puisque la densité du terme d'erreur est inconnue. De plus, nous utilisons un test proposé par Andrews et Ploberger (1994) qui est optimal lorsqu'il existe un paramètre de nuisance dans le modèle et avons recours aux valeurs critiques proposées par Hansen (1996). Les résultats démontrent que les trois banques centrales ne sont pas intervenues pour cibler la valeur de leur monnaie en unité du dollar américain au cours de la période mentionnée. Par ailleurs, nous notons que les estimés semi-paramétriques sont les plus efficaces parmi tous les estimés préliminaires (par exemple : les estimés M.C.O, D.M.C ou T.M.C).

Mots clés: banque centrale, fonction d'intervention, taux de change, politique monétaire, estimation semi-paramétrique, test optimal.

INTRODUCTION

Au début des années 1970, la faillite du système de taux de change fixe de Bretton Woods a favorisé l'adoption d'un régime de taux de change flexible. À ce moment, la valeur des monnaies des pays industrialisés (G7¹) était déterminée sur le marché des changes, c'est-à-dire par l'offre et la demande de monnaie. Toutefois, au début des années 1980, les intervenants sur le marché constatèrent que les taux de change n'étaient pas vraiment déterminés par le marché puisque les autorités monétaires intervenaient fréquemment pour les influencer.

Suite à la faillite de ce système, les chefs des pays du G7 se rencontrèrent pour établir un consensus à ce sujet. Dès 1985, en collaborant avec d'autres banques centrales du G5², les autorités américaines commencèrent à intervenir pour faire chuter le dollar. En 1987, les chefs des pays du G7 se rencontrèrent à Paris³ en raison de la baisse du dollar américain pour en venir à une entente. Cette dernière consista en une intervention coordonnée qui visait à stabiliser le dollar américain dans une zone implicite, non encore définie. Depuis, ce type de réunion a lieu régulièrement.

Il est à noter que tant la politique d'intervention sur le marché des changes que la politique macroéconomique ont joué un rôle très important dans le mécanisme du

¹ Le groupe des 7 pays industrialisés se compose ainsi: les États-Unis, le Royaume-Uni, le Japon, l'Allemagne, la France, le Canada et l'Italie.

² Le groupe du G5 se compose des cinq premiers pays du G7.

³ L'Accord du Louvre du 22 février 1987.

taux de change du Système Monétaire Européen afin de cibler des zones pour les taux de changes européens. Toutefois, en janvier 1999, les pays de la Communauté européenne décident d'adopter l'euro comme monnaie commune. Immédiatement, l'euro se déprécie de manière persistante par rapport au dollar américain. Cette situation oblige encore une fois une rencontre des autorités des pays du G7 en septembre 2000 afin de favoriser l'appréciation de l'euro par rapport au dollar américain.

Suite à ces événements, plusieurs interrogations demeurent : «qu'est-ce qui se cache derrière ces faits?»; «pourquoi les autorités se rencontrent-elles régulièrement?». Selon l'Article IV du «Articles of Agreement of the International Monetary Fund» (IMF, 1993), les banques centrales ont l'obligation de supporter un système de taux de change stable et par conséquent de contrer les situations incontrôlables sur le marché des changes. En effet, la volatilité et la fluctuation persistante du taux de change, les attaques spéculatives et l'incertitude sont autant de raisons qui incitent les autorités monétaires à intervenir. Ainsi, ces interventions visent entre autres à stabiliser le cours des changes, à influencer les mouvements du taux de change, à cibler le niveau du taux de change, à éviter les attaques spéculatives et à supporter les opérations d'intervention des autres banques centrales.⁴

Ce mémoire étudie empiriquement les politiques d'intervention de trois banques centrales. Il vise à déterminer comment chaque banque intervient et l'ampleur de ses interventions. Pour illustrer le comportement réel d'une banque et tester certaines prédictions théoriques, il s'avère important d'analyser sa fonction de réaction que l'on appelle, dans le cadre de ce mémoire, la fonction d'intervention. Dans la littérature, cette fonction est souvent spécifiée sur une base *ad hoc* et traitée comme une fonction linéaire. Par ailleurs, la littérature est insatisfaisante quant à la

⁴ Edison (1993), p. 37.

spécification de la forme de celle-ci. Bien qu'il n'y ait pas de consensus autour d'un modèle approprié, un certain nombre de fonctions d'intervention ont été suggérées. Hodgson (2005) affirme que, malgré le fait que les spécifications linéaires sont fréquemment utilisées en pratique, plusieurs sources de non-linéarité sont plausibles. Par exemple: l'asymétrie (si la banque accorde plus de poids sur la dépréciation que sur l'appréciation du taux de change ou vice-versa), la convexité de la fonction d'intervention (plus l'écart entre le taux de change courant et son niveau ciblé est grand, plus l'intervention devient souhaitable), les effets limites (l'intervention n'a pas lieu à moins que l'écart soit suffisamment large) ou des combinaisons de celles-ci.

En pratique, les modèles linéaires n'arrivent pas toujours à expliquer adéquatement le comportement réel de la banque centrale. Un modèle non linéaire se veut quant à lui probablement plus significatif qu'un modèle linéaire. De cette manière, ce mémoire vise à réduire l'incertitude ainsi qu'à augmenter la confiance des agents quant au comportement de la banque. Nous utilisons un modèle non linéaire d'équations simultanées pour examiner la politique d'intervention de trois banques centrales à savoir la Banque Fédérale allemande, la Banque du Japon et la Banque du Mexique au cours de la période de décembre 1980 à juin 2004. Ce choix s'explique par le fait qu'en pratique, les activités commerciales de ces trois pays avec les États-Unis sont très importantes. Ainsi, le taux de change en fonction du dollar américain est très important pour les autorités monétaires de ces pays. Nous prenons les séries statistiques mensuelles du taux de change (devise domestique/dollar américain) et de la réserve internationale (en dollars américains) à partir de la base de données de Statistiques Financières Internationales.

Nous suivons la méthode d'Hodgson (2005) pour identifier les différentes complications économétriques potentielles. Celle-ci consiste en un modèle non linéaire d'équations simultanées auxquelles on inclut une deuxième équation qui

caractérise l'effet de réaction. La présence de la simultanéité vient du fait que non seulement la volatilité du taux de change incite les autorités monétaires à intervenir mais aussi les opérations d'intervention font changer le niveau du taux de change dans une même période. En ce qui concerne l'estimation du modèle, Hodgson (2005) a utilisé les variables instrumentales avec les méthodes d'estimation des doubles moindres carrés (D.M.C) et des triples moindres carrés (T.M.C). Cependant, l'efficacité des estimateurs D.M.C et T.M.C est un problème d'une grande importance. En pratique, le taux de change tout comme la réserve internationale ont probablement une distribution non gaussienne ou inconnue en raison de leurs volatilités. De telles hypothèses nous incitent à utiliser une nouvelle approche d'estimation, l'efficacité semi-paramétrique, lorsque la densité des erreurs est inconnue. Cette dernière a été développée par Bickel (1982) et Newey (1989). Selon eux, un estimateur semi-paramétrique doit avoir une variance asymptotique qui n'est pas plus petite que la borne de Cramer-Rao pour tous les sous-modèles paramétriques.⁵

Un autre problème important que nous devons discuter dans ce mémoire est l'inférence statistique du modèle. On s'intéresse à l'hypothèse nulle de la non-intervention de la banque centrale versus l'hypothèse alternative. Un tel exercice vise à tester la présence ainsi que la validité d'une fonction non linéaire dans le modèle. Il est alors nécessaire d'utiliser un test de forme fonctionnelle. Un tel test présentera probablement des propriétés non standards comme l'existence de paramètres qui ne sont pas identifiés sous l'hypothèse nulle mais demeurent identifiés sous l'hypothèse alternative (paramètres de nuisance). Au cours des dernières années, Andrews et Ploberger (1994) ont proposé une série de tests optimaux pour régler de tels

⁵ Un sous-modèle paramétrique est un modèle qui satisfait toutes les hypothèses semi-paramétriques (Newey, 1989, p. 6).

problèmes. Hansen (1996) fournit quant à lui une méthode pour calculer les valeurs critiques de ces tests.

L'étude de l'intervention de la banque centrale pose un certain nombre de problèmes sur le plan empirique. D'abord, les opérations d'intervention sur le marché des changes sont encore largement confidentielles puisqu'elles ne sont pas annoncées publiquement par les autorités monétaires. La qualité des données de l'intervention dans ces pays laisse donc encore à désirer. Les seules données disponibles sont celles de Statistiques Financières Internationales et celles-ci ne sont pas tout à fait des interventions officielles. Par ailleurs, la fonction d'intervention des banques centrales demeure difficile à analyser en raison de l'environnement économique et politique qui est différent selon les pays.

Le mémoire est divisé de la façon suivante. Dans le chapitre I, nous allons revoir le mécanisme concernant la politique d'intervention et présenterons une revue de la littérature sur les spécifications de la fonction d'intervention ainsi que sur les résultats empiriques à cet égard. Le modèle non linéaire utilisé dans le cadre de ce mémoire est abordé dans le chapitre II. Le chapitre III analyse alternativement la méthode d'estimation par variables instrumentales et celle semi-paramétrique efficiente. Le chapitre IV procède à l'inférence statistique du modèle lorsqu'il existe un paramètre de nuisance. Finalement, le chapitre V fournit nos résultats empiriques en utilisant un code de GAUSS 6.0.

CHAPITRE I

REVUE DE LA LITTÉRATURE

Deux questions fondamentales concernant l'intervention de la banque centrale suscite l'intérêt de la communauté scientifique : «comment intervient-elle pour affecter le taux de change?» et «quels sont les objectifs qui incitent les autorités monétaires à intervenir?». Pour répondre à la première question, nous allons revoir l'intervention au sens théorique dans la section 1.1. La deuxième question concernant l'intervention au sens empirique sera quant à elle étudiée dans la section 1.2.

1.1. MÉCANISME DE L'INTERVENTION

Il existe principalement deux sources d'intervention pour influencer le taux de change : l'intervention stérilisée et l'intervention non stérilisée.⁶ Avant de discuter de ces interventions, il est nécessaire de présenter la balance des paiements de la banque centrale. À partir du Tableau 1.1 (page 7), nous avons:

$$AEN + ADN = M + VN \quad M = AEN + (ADN - VN) = AEN + CD, \quad (1-1)$$

où **CD** représente le crédit domestique qui est égal à la différence entre les actifs domestiques nets et la valeur nette. L'intervention sur le marché des changes a lieu

⁶ Sarno et Taylor (2000), p. 841.

Tableau 1.1: Balance des paiements de la banque centrale

Actifs	Passifs
- <i>Actifs étrangers nets (AEN)</i>	- <i>Masse monétaire (M)</i>
+ Or	+ Monnaie totale en circulation
+ Devise étrangère	+ Réserve des banques commerciales
- <i>Actifs domestiques nets (ADN)</i>	- <i>Valeur nette (VN)</i>
+ Titres gouvernementaux	+ Surplus de consommation
+ Prêts aux banques commerciales	+ Intérêts nets & gains en capital
+ Autres	des actifs

Source: Sarno et Taylor (2001)

lorsque la banque effectue un achat ou une vente d'actifs étrangers. Une intervention non stérilisée est un achat (une vente) de devises étrangères qui provoque une augmentation (une diminution) de AEN et par conséquent une augmentation (une diminution) équivalente de M étant donné CD (voir l'équation (1-1)). De son côté, une intervention stérilisée a lieu lorsque la banque compense entre AEN et ADN :

$$\Delta AEN = -\Delta ADN. \quad (1-2)$$

Une intervention est complètement stérilisée si:

$$\Delta CD = -\Delta AEN. \quad (1-3)$$

(1-1) & (1-3) impliquent que:

$$\Delta M = \Delta AEN + \Delta CD = 0. \quad (1-4)$$

L'intervention non stérilisée change la masse monétaire et provoque alors une variation du taux d'intérêt (le coût d'opportunité de détenir la monnaie) et donc du taux de change. Actuellement, il n'y a pas de consensus entre les chercheurs au fait que l'intervention stérilisée n'a aucun effet sur le niveau du taux de change puisqu'elle n'affecte pas l'offre de la monnaie. Dans ce mémoire, nous utiliserons comme mesure de l'intervention, le changement de la réserve internationale (convertie en dollars américains). Cette variable fait partie des actifs étrangers dans la balance des paiements. Celle-ci peut être une intervention non stérilisée ou une intervention stérilisée car elle fait changer la quantité d'actifs étrangers. On ne tient pas compte ici de la différence entre ces deux types d'intervention. La raison principale est qu'en pratique, la majorité des banques centrales utilise la réserve internationale comme variable privilégiée pour affecter le taux de change à court terme. Bien sûr, il existe d'autres variables qui peuvent affecter le taux de change comme le taux d'intérêt, le taux d'inflation, le taux de change anticipé, etc. Toutefois, ces variables sont utilisées à long terme plutôt qu'à court terme et n'ont pas été introduites dans la fonction d'intervention dans la plupart des travaux empiriques. Une autre raison est que l'efficacité de l'intervention stérilisée dépend d'une substituabilité imparfaite entre actifs domestiques et étrangers, ce qui n'est pas évident.

1.2. LES MODÈLES D'INTERVENTION

Plusieurs économistes ont tenté de déterminer quels sont les objectifs qui incitent les autorités monétaires à intervenir. Différentes hypothèses ont été suggérées à savoir qu'elles visent à atteindre une cible quant au taux de change, à diminuer les mouvements irréguliers du taux de change, à coordonner leurs opérations avec d'autres banques centrales au monde, etc. En général, les chercheurs ont constaté que l'intervention vise à stabiliser le taux de change nominal et occasionnellement à

Tableau 1.2 : Trois exemples du modèle d'intervention

Modèle	linéaire	frictionnel	non linéaire
Auteur	Edison (1993) & autres	Almekinders & Eijffinger (1996)	Hodgson (2005)
Méthode d'estimation	M.C.O, D.M.C	M.V	D.M.C, T.M.C
Variable d'intervention	réserve du \$ US et du DM	réserve du \$ US et du DM	réserve du \$ US
Taux de change	devise domestique / \$ US	DM / \$ US	\$ CAN / \$ US
Période & fréquence	années 70s, 80s mensuelle, trimestrielle	23/02/1987-31/10/1989 journalière	7/07/1997-8/01/2003 hebdomadaire
Banque centrale	BdA, BdC, BdF, BdJ, BFa	BFa, Fed	BdC

cibler son niveau.⁷ Par ailleurs, on cherche à savoir si ces modèles sont valides pour expliquer le comportement de la banque centrale. Le Tableau 1.2 présente trois modèles ainsi que la méthodologie de chacun des auteurs. Les modèles linéaire et frictionnel sont présentés dans ce chapitre alors que le modèle non linéaire est abordé dans le chapitre suivant.

1.2.1. Modèle linéaire

La majorité des études portant sur la fonction d'intervention se base sur une nature *ad hoc*. On retrouve alors une seule équation ayant comme variable dépendante (côté gauche) le changement de la réserve internationale et comme variables explicatives (côté droit) la variation du taux de change, la déviation du taux

⁷ Edison (1993), p. 37.

de change par rapport à son niveau ciblé et d'autres variables macroéconomiques. Almekinders et Eijffinger (1991) ont fait une synthèse des travaux empiriques qui portent sur les déterminants de l'intervention dont ceux d'Artus (1976), de Dornbusch (1980) et de Longworth (1980). En général, l'approche adoptée par ces auteurs consiste à spécifier et à estimer une fonction d'intervention. Ceux-ci affirment que la politique «*leaning against the wind*»⁸ constitue un des objectifs des banques centrales et consiste en la minimisation des déviations du taux de change par rapport à un niveau ciblé afin de réduire l'incertitude du taux de change. Edison (1993) a spécifié la forme générale de la fonction d'intervention qui était utilisée dans plusieurs études précédentes. Cette fonction prend la forme suivante:

$$I_t = \alpha_0 + \alpha_1(s_t - s_t^*) + \alpha_2 \Delta s_t + \alpha' X_t + u_t, \quad (1-5)$$

où I_t est l'intervention. Lorsque I_t est positif (négatif), c'est un achat (une vente) de devise étrangère. La signification des autres variables est la suivante : la variable s_t représente le logarithme du taux de change, s_t^* est le logarithme du taux de change ciblé, Δ est l'opérateur de la première différence, X_t est un vecteur des autres variables macroéconomiques qui peuvent influencer les décisions d'intervention (tels le taux d'inflation, le taux d'intérêt et les retards de l'intervention), u_t est le terme d'erreur. Quant à α_0 , α_1 , α_2 et α , ce sont des paramètres inconnus à estimer.

Le coefficient α_1 détermine la possibilité de cibler le taux de change. Ce dernier est supposé négatif car si le taux de change excède son niveau ciblé, la banque centrale domestique vend de devises étrangères. Le coefficient α_2 détermine la possibilité d'avoir un cas d'intervention «*leaning against the wind*» qui est aussi

⁸ «*Leaning against the wind*» est l'opération d'intervention pour cibler le taux de change à son niveau précédent. Celle-ci est immédiatement suivie par la définition de stabilité des fluctuations du taux de change: la déviation du taux de change devrait être prise en considération même si le taux courant était ou non à un niveau précédent désiré.

attendu de signe négatif. Car afin de stabiliser le taux de change, la banque doit vendre de la monnaie étrangère lorsque la monnaie domestique se déprécie. Si Δ_2 est positif, la banque centrale poursuit une politique «*leaning with the wind*». C'est le cas inverse de la politique «*leaning against the wind*». Une telle intervention est exceptionnelle car elle augmente la volatilité du taux de change. Il n'y a pas de restriction sur le vecteur des paramètres Δ . Nous présentons ci-dessous quelques versions du modèle (1-5).

Une version simple de (1-5) est celle d'Artus (1976). L'auteur a étudié la politique d'intervention de la Banque Fédérale allemande (BFa) pour la période allant de mars 1973 à juillet 1975. Les données utilisées sont mensuelles. La variable dépendante (intervention) est mesurée par le changement dans les actifs étrangers nets de la BFa (en milliards de Deutsch mark (DM)). Les variables explicatives sont la déviation du taux de change par rapport à son niveau ciblé et la variation du taux de change. Dans son modèle, Artus a exclu la constante et les autres variables macroéconomiques. Le taux de change ciblé est mesuré par une fonction du prix relatif. Il utilise un D.M.C comme méthode d'estimation. Ses résultats sont présentés ci-dessous avec les statistiques t entre parenthèses:

$$I_t = 0.463(s_t - s_t^*) + 0.359\Delta s_t, \quad (4.98) \quad (6.30)$$

où $s_t^* = 40.2 - 54.8(P_G / P_{US} - 1)$, P_G et P_{US} sont les niveaux des prix allemand et américain respectivement. Artus a trouvé que la BFa poursuivait une politique «*leaning against the wind*» pendant cette période. En effet, une dépréciation de 1% de la valeur du DM par rapport au dollar américain provoque un achat de l'ordre de 359 millions de DM. De plus, si le taux de change excède 1% par rapport à son niveau ciblé alors la BFa achète environ 463 millions de DM sur le marché des changes.

Noter qu'ici, les signes des coefficients estimés sont positifs en raison de la mesure de l'intervention qui est exprimé en DM (devise domestique) et non en dollar américain (devise étrangère). Ce qui n'est pas contradictoire avec les interprétations dans le paragraphe précédent.

Dornbusch (1980) utilise la réserve de dollars américains comme politique d'intervention de la Banque d'Angleterre (BdA), de la Banque du Canada (BdC), de la Banque de France (BdF), de la Banque du Japon (BdJ) et de la BFa au cours de la période 1973-1979. Le taux de change utilisé est le prix d'un dollar américain (devise étrangère) en terme de chaque devise domestique. Ces deux séries sont trimestrielles. Le volume d'intervention de ces pays industrialisés est expliqué par une constante, la dépréciation du dollar américain non anticipée et son premier retard. Voici le résultat de l'estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires (M.C.O) avec les statistiques t entre parenthèses :

$$I_t = 1.00 + 0.003 \Delta S_t^{US} + 0.001 \Delta S_{t-1}^{US},$$

$$(104.8) \quad (3.22) \quad (1.68)$$

$$R^2 = 0.38, \quad DW = 1.81, \quad SEE = 0.05,$$

où ΔS_t^{US} est la dépréciation du dollar américain non anticipée qui se veut la différence entre sa dépréciation actuelle (ΔS_t) et la prime de risque sur les actifs libellés en dollar ($i_t^{\$} - i_t^*$) : $\Delta S_t^{US} = \Delta S_t - (i_t^{\$} - i_t^*)$. $i_t^{\$}$ et i_t^* sont respectivement les taux d'intérêt américain et domestique. Une dépréciation du dollar non anticipée de 1% durant un trimestre provoque une augmentation de la réserve de dollars de 0.3% pour chaque banque centrale domestique.

L'étude de Longworth (1980) est la première visant à vérifier si le comportement de la Banque du Canada est de type «leaning against the wind». Ce dernier distingue deux périodes en utilisant des données mensuelles. La première période va d'octobre

1950 à mai 1962 et la deuxième, de juin 1970 à décembre 1977. Il régresse le changement de la réserve de dollars américains sur une constante et sur la croissance du taux de change (dollar canadien/dollar américain) en utilisant la méthode d'estimation M.C.O. Ses résultats montrent que la BdC accorde plus de poids à la dépréciation qu'à l'appréciation du dollar canadien pendant la première période tandis qu'une telle intervention asymétrique n'a pas eu lieu pendant la deuxième période. L'auteur démontre que la BdC achète (vend) 145 millions de dollars américains pour une appréciation (dépréciation) du dollar canadien de 1%. Finalement, il conclut que la BdC n'a pas l'intention d'ajuster le dollar canadien pour qu'il atteigne un dollar américain (c'est à dire : 1 CAN\$ = 1 US\$).

Nous remarquons que, dans la littérature, plusieurs chercheurs estiment l'équation (1-5) par la méthode M.C.O. Cependant, la fonction d'intervention estimée ne fournit qu'une explication sur le volume et la direction d'intervention. Cela réduit la puissance explicative des relations entre la variable dépendante et les variables explicatives. Tout comme préalablement, le volume d'intervention (I_t) est la variable dépendante qui doit être expliquée par les variables indépendantes dont la déviation du taux de change par rapport à la cible qui s'avère la plus importante. Par exemple, si on utilise les données mensuelles, le taux de change dans un mois (variable indépendante) sera simultanément déterminé par les interventions du même mois. Ceci dit, l'utilisation d'une technique d'estimation robuste peut s'avérer un problème important. En effet, la méthode d'estimation M.C.O est inappropriée en raison du problème d'endogénéité des variables explicatives. Dans ces circonstances, les estimateurs M.C.O seraient biaisés et non convergents. Pour éviter ces problèmes, l'utilisation des variables instrumentales et de la méthode d'estimation D.M.C est privilégiée.

1.2.2. Modèle frictionnel

Le papier célèbre d'Almekinders et Eijffinger (1996) est une étude empirique des interventions de la Banque Fédérale allemande (Bfa) et de la Réserve Fédérale américaine (Fed) sur le marché DM-dollar US. La période examinée se situe après l'Accord du Louvre soit, du 23 février 1987 au 31 octobre 1989. Les auteurs ont présenté une nouvelle approche pour spécifier la fonction d'intervention. Cette dernière est dérivée formellement plutôt que de manière *ad hoc*. Almekinders et Eijffinger utilisent les données quotidiennes dans cette étude. En observant l'échantillon, ils constatent que les deux banques centrales n'interviennent pas dans la majorité des jours de transaction. Pour capter ce comportement, un modèle frictionnel doit être utilisé afin d'estimer la fonction d'intervention de manière convergente. Les techniques utilisées dans leur modèle ainsi que l'interprétation des résultats sont si complexes qu'elles ne seront pas présentées dans le cadre de ce mémoire. Toutefois, nous pouvons résumer les points importants ainsi que les résultats principaux.

D'abord, Almekinders et Eijffinger utilisent le modèle GARCH(1,1) du taux de change pour expliquer que l'intervention a un effet sur la moyenne et la variance des rendements du taux de change. Deuxièmement, ce dernier est combiné avec une fonction de perte de la banque centrale pour dériver la fonction d'intervention. Ayant l'avantage de rendre prévisible la volatilité des rendements quotidiens dans la plupart des marchés financiers, le modèle GARCH(1,1) a la forme suivante :

$$\Delta s_t = \alpha_0 + \alpha_1 INV_t + \alpha_2 DUM_t h_t + \varepsilon_t, \quad (1-6a)$$

$$\varepsilon_t | \mathcal{F}_{t-1} \sim N(0, h_t), \quad (1-6b)$$

$$h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 h_{t-1}, \quad (1-6c)$$

$$DUM_t = 1(-1) \text{ si } \Delta s_{t-1} < 0 (\geq 0), \quad (1-6d)$$

où s_t est le taux de change de clôture exprimé en logarithme. La variable dépendante dans l'équation (1-6a) représente le taux de rendement quotidien du taux de change.

L'équation (1-6a) caractérise la moyenne conditionnelle du processus stochastique qui génère la série des rendements du taux de change. α est un taux d'appréciation constant de la devise étrangère. INV_t représente le volume d'interventions (achat ou vente de devises étrangères). Un α_t positif signifie que si la banque centrale domestique effectue un achat (vente) de devises étrangères, alors la monnaie domestique se déprécie (s'apprécie). ε_t est le terme d'erreur qui a une distribution gaussienne conditionnelle avec moyenne zéro et variance h_t . \mathcal{I}_{t-1} indique l'ensemble d'informations disponibles à la clôture du jour $t-1$. Dans l'équation (1-6d), DUM_t est la variable dichotomique qui prend la valeur de 1 (-1) dans le cas d'une baisse (hausse) du taux de change. L'équation (1-6c) permet quant à elle de dériver la variance h_t . Cette dernière capte l'effet des achats et des ventes de devises étrangères puisque que le volume d'intervention est multiplié par une variable dichotomique. Les agents préférant une petite variance, il est donc pertinent de réduire l'incertitude du taux de change en utilisant l'achat ou la vente de devises étrangères. Les hypothèses quant aux autres paramètres sont : $\alpha, \beta, \gamma > 0$ et $\alpha + \beta < 1$.

Le modèle GARCH(1,1) est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance. Les résultats obtenus soutiennent qu'un modèle GARCH permet de meilleures prévisions qu'un modèle de résidus gaussiens. Ce dernier est combiné à une fonction de perte de banque centrale afin de dériver la fonction d'intervention. Pour ce faire, les auteurs supposent d'abord que la banque centrale a pour but de minimiser l'écart entre le taux de change courant (S_t) et le taux de change ciblé (S_t^C). La fonction de perte est écrite de la manière suivante :

$$E_{t-1} L_t^{BC} = E_{t-1} \left(\log S_t - \log S_t^C \right)^2 = E_{t-1} \left(s_t - s_t^C \right)^2, \quad (1-7)$$

où E_{t-1} est l'opérateur d'espérance conditionnelle à l'information disponible en date $t-1$. Si le taux de change ciblé est exactement le taux précédent, on dit que la banque

centrale poursuit une politique «*leaning against the wind*». En utilisant la formule : $\text{Var}(X) = E(X^2) - (E(X))^2$, l'équation (1-7) est équivalente à :

$$E_{t|I} (s_t - s_t^C)^2 = [E_{t|I} (s_t - s_t^C)]^2 + \text{Var}_{t|I} (s_t - s_t^C). \quad (1-8)$$

En substituant s_t dans (1-8) par (1-6a) et en définissant le deuxième terme de (1-8) par la variance conditionnelle du taux de change h_t , on obtient :

$$E_{t|I} (s_t - s_t^C)^2 = [s_{t|I} - s_t^C + \beta_0 + \beta_1 \text{INV}_t - \beta \text{DUM}_t h_t]^2 + h_t. \quad (1-9)$$

INV_t est la solution du problème de minimisation de l'équation (1-9) :

$$\text{INV}_t = \frac{\beta_2 \beta_1^2}{2} \text{DUM}_t - \beta_1 (s_{t|I} + \beta_0 - s_t^C) - \beta \text{DUM}_t (\beta_1^2 + \beta h_{t|I}), \quad (1-10)$$

où $\beta_1 = 1/(\beta_1 + \beta \beta_2)$ et $\text{DUM}_t = 1(-1)$ si $s_{t-1} < 0$ (≥ 0).

Noter que la condition du second ordre est vérifiée étant donnée la forme quadratique de la fonction de perte. Le minimum est donc un minimum global. Selon (1-10), le volume d'interventions dépend d'un terme constant qui est positif (négatif) lorsque le taux de change baisse (augmente) à la période précédente. De plus, il dépend positivement d'une baisse (hausse) au-dessous (au-dessus) du taux précédent par rapport au taux ciblé présente. Finalement, une hausse de la variance conditionnelle précédente fait en sorte que la banque centrale domestique doit intervenir à la période courante pour stabiliser le cours des changes.

Les estimateurs de la fonction d'intervention seront non convergents si une large proportion des observations de la variable dépendante a la valeur de zéro. En pratique, les banques centrales hésitent à intervenir sur le marché des changes lorsque

la variation du taux de change ou la variation de la variance conditionnelle est trop petite. Almekinders et Eijffinger affirment que ce comportement de la banque centrale fait en sorte que le modèle linéaire standard d'Edison s'avère inapproprié pour estimer la fonction d'intervention. Ces auteurs ont en fait développé le modèle frictionnel de Rosett (1959) pour capter adéquatement le comportement discontinu de la banque centrale. Ce modèle explique que la variable dépendante est insensible aux petits changements des variables explicatives. En terme matriciel, l'équation (1-10) peut être écrite de la manière suivante :

$$INV = (X\beta + \alpha) - \alpha^+ \text{ si } (X\beta + \alpha) > \alpha^+, \quad (1-11a)$$

$$INV = (X\beta + \alpha) - \alpha^- \text{ si } (X\beta + \alpha) < \alpha^-, \quad (1-11b)$$

$$INV = 0 \quad \text{si } \alpha^- \leq (X\beta + \alpha) \leq \alpha^+, \quad (1-11c)$$

où INV représente la variable dépendante, X est la matrice des variables explicatives, β est un vecteur de coefficients et α est un vecteur Gaussien des erreurs de moyenne zéro et de variance σ^2 . α^+ (>0) et α^- (<0) sont les seuils qui doivent être dépassés avant que les banques achètent ou vendent des devises étrangères. Ces deux paramètres remplacent les termes constants dans l'équation (1-10). Les auteurs utilisent la méthode du maximum de vraisemblance pour estimer le modèle frictionnel. Leurs résultats d'estimation montrent que la BFa et la Fed poursuivent une politique «*leaning against the wind*» pendant la période mentionnée ci haut. De plus, une hausse de la variance conditionnelle du rendement quotidien du taux de change implique une augmentation du volume d'interventions de ces deux banques. En effet, la BFa et la Fed réagissent activement à la croissance de la volatilité anticipée du taux de change. Cependant, ils constatent que la Fed réagit plus fortement à l'incertitude du taux de change que la BFa. De plus, les deux banques sont intervenues de manière hésitante pour limiter la déviation du taux de change par rapport à son niveau ciblé. Les auteurs observent aussi que les seuils de tolérance α^+

et \square sont statistiquement significatifs. Finalement, les interventions des deux banques sont asymétriques car l'appréciation de la monnaie domestique est préférée à la dépréciation dans chaque pays.

1.3. CONCLUSION

Après avoir étudié deux types de modèle d'intervention, nous constatons qu'il existe encore aujourd'hui un champ très large de la littérature sur la spécification de la fonction d'intervention. La littérature met plus particulièrement l'accent sur la politique monétaire dans cette fonction. L'évidence empirique suggère que les banques centrales réagissent aux variations du taux de change de manières différentes. Le modèle linéaire, synthétisé par Edison (1993), est dérivé sur une base *ad hoc* alors que celui d'Almekinders et Eijffinger (1996) est dérivé de manière formelle. De plus, l'utilisation d'une technique d'estimation robuste devient un problème important. Concernant le modèle linéaire, le problème d'endogénéité causé par la simultanéité entre les variables explicatives et la variable dépendante a été abordé. Il est alors nécessaire d'utiliser une autre méthode lors de l'estimation d'un modèle. Par ailleurs, l'étude de Longworth (1980) qui utilise un modèle linéaire montre l'existence d'une intervention asymétrique pendant certaines périodes. Quant à lui, le modèle frictionnel nous permet de découvrir les phénomènes qui suggère la présence d'une non-linéarité importante. En effet, il n'y a aucune intervention de la banque si les variables indépendantes sont proches de leurs niveaux désirés et les résultats de ce modèle montrent que les banques centrales agissent de manière asymétrique pour influencer le taux de change. L'objectif de ce mémoire est de présenter le modèle non linéaire d'Hodgson (2005) qui se veut un autre type de modèle d'intervention. Ce dernier entend saisir toutes les évidences empiriques que l'on vient de discuter.

CHAPITRE II

MODÈLE D'INTERVENTION NON LINÉAIRE

Hodgson (2005) affirme que malgré le fait que le modèle d'intervention linéaire est fréquemment utilisé en pratique, plusieurs sources de non-linéarité sont plausibles : l'asymétrie (si la banque centrale place plus de poids sur la dépréciation que sur l'appréciation du taux de change ou vice-versa), la convexité de la fonction d'intervention (plus l'écart entre le taux de change courant et son niveau ciblé est grand, plus l'intervention devient souhaitable), les effets limites (l'intervention n'a pas lieu à moins que l'écart soit suffisamment large) ou des combinaisons de celles-ci. En raison de ces problèmes, cet auteur suggère un modèle non linéaire d'équations simultanées. La première équation illustre l'objectif d'intervention de la Banque du Canada tandis que la deuxième caractérise l'effet de réaction. Toutefois, Hodgson n'a pas traité dans ce papier des sources de non-linéarité ni de l'endogénéité dont il a été question au premier chapitre.

2.1. STRUCTURE DU MODÈLE

Selon ce modèle, l'objectif d'intervention de la banque centrale est généralement de cibler le taux de change. Tel que discuté, la banque qui poursuit une politique «*leaning against the wind*» minimise l'écart entre le taux de change courant et son niveau précédent. La réaction à la déviation du taux de change par rapport à son niveau ciblé peut être décrite comme suit :

$$i_t = \alpha g(d_t, \alpha), \quad (2-1)$$

où i_t mesure l'intervention, $g(\cdot)$ est une fonction non linéaire du vecteur des paramètres inconnus α , $d_t = s_t - s_t^*$ mesure la déviation du taux de change courant (s_t) par rapport à son niveau ciblé (s_t^*), s_t et s_t^* sont exprimés en logarithme, et α est la pente de la fonction d'intervention qui sera égale à zéro s'il n'y a aucune intervention ou si la forme fonctionnelle de $g(\cdot)$ est mal spécifiée.

Hodgson (2005) fait quelques hypothèses sur les variables du modèle. Il suppose qu'il existe un vecteur w_t des variables auxiliaires observées qui peut être utilisé lors de l'estimation du modèle. Plus précisément, w_t peut inclure des retards de i_t et s_t . Toutefois le taux de change ciblé, s_t^* , n'est pas annoncé par la banque. Cette variable est supposée comme une fonction de w_t : $s_t^* = h(w_t)$. Cependant il est difficile d'identifier la fonction $h(\cdot)$ ou la variation de la série s_t^* . Dans la littérature, le taux de change ciblé est souvent considéré comme par exemple : une moyenne mobile des derniers retards du taux de change; un taux de la parité du pouvoir d'achat; ou tout simplement le taux de change précédent. Ce dernier est généralement supposé intégré d'ordre 1. Autrement dit, s_t^* contient une racine unitaire, c'est-à-dire: $s_t^* = s_{t-1}^* + \alpha_t$ où α_t est un processus stationnaire. Il est raisonnable de faire une hypothèse que les facteurs économiques fondamentaux qui affectent le taux de change s_t affectent aussi la cible s_t^* . C'est la raison pour laquelle ces deux variables sont supposées cointégrées avec un coefficient de cointégration unitaire. La déviation du taux de change d_t est donc stationnaire. La variable qui mesure l'intervention i_t est aussi supposée stationnaire. Finalement, la suite bi variée $\{y_t\} = \{d_t, i_t\}$ est stationnaire et ergodique.

Tel qu'affirmé par l'auteur, le volume d'intervention courant dépend de plusieurs facteurs économiques fondamentaux dont les plus importants sont la déviation du

taux de change et les retards de l'intervention. La première équation du modèle économétrique est spécifiée par :

$$i_t = \beta_0 + \beta_1 g(d_t, \beta) + q_1(w_{1t}, \beta_1) + u_{1t}, \quad (2-2)$$

où $q_1(w_{1t}, \beta_1)$ est une fonction qui représente d'autres facteurs macroéconomiques qui peuvent avoir un effet sur l'intervention plutôt que sur le taux de change courant. Le vecteur w_{1t} est un sous vecteur de w_t qui inclut seulement les retards de i_t (le premier groupe des éléments de w_t) et non ceux de d_t car, de manière intuitive, une opération d'intervention courante dépend de celles précédentes et du niveau du taux de change courant. Le vecteur des paramètres inconnus β_1 est un vecteur de p_1 éléments à estimer. Le terme d'erreur u_{1t} est indépendant et identiquement distribué avec une densité $f(u_1)$. Le changement de la réserve internationale (i_t) est affecté par la déviation du taux de change. Une dépréciation (appréciation) de la devise domestique provoque une vente (achat) de devises étrangères par la banque centrale domestique. De plus, si $g(d_t, \beta)$ est une fonction croissante de d_t alors le paramètre β_1 sera négatif. Il n'y a aucune restriction sur le paramètre β_1 .

Dans le chapitre I, il a été question de l'existence d'une relation simultanée entre le taux de change et l'intervention. Ainsi, dans une même période, non seulement la déviation a un impact sur l'intervention mais cette dernière affecte le taux de change. Il en découle que la déviation est une variable explicative endogène dans la fonction d'intervention. Par conséquent, d_t est corrélée avec u_{1t} . Toutefois w_{1t} est supposée exogène. La deuxième équation du modèle qui caractérise l'effet de réaction (i_t) sur la déviation (d_t) a la forme suivante :

$$d_t = \beta_0 + \beta_1 i_t + q_2(w_{2t}, \beta_2) + u_{2t}, \quad (2-3)$$

où $q_2(w_{2t}, \beta)$ est une fonction qui peut inclure seulement les retards de d_t et non ceux de i_t car, par la même raison que celle précédente, le niveau de taux de change courant est affecté par ceux précédents et par une opération d'intervention courante. Le vecteur w_{2t} est un sous vecteur de w_t (le deuxième groupe des éléments de w_t). Le vecteur des paramètres inconnus β est un vecteur de p_2 éléments à estimer. Le terme d'erreur u_{2t} est indépendant et identiquement distribué avec une densité $f(u_2)$. Le coefficient β_1 devrait avoir un signe négatif car si la banque centrale domestique achète (vend) de devise étrangère, la monnaie domestique s'appréciera (se dépréciera). Il n'y a aucune restriction sur le paramètre β_2 . La variable i_t doit être corrélée avec le terme d'erreur u_{2t} en raison de la simultanéité du modèle mais le vecteur w_{2t} ne l'est nécessairement pas. Pour ce qui est du reste de ce chapitre, il est consacré à la spécification de la forme fonctionnelle des trois fonctions dans le système d'équations (2-2) & (2-3).

2.2. SPÉCIFICATION DU MODÈLE

Puisque la littérature était insatisfaisante quant à la spécification de la forme fonctionnelle de $g(d_t, \beta)$, Hodgson (2005) a suggéré une alternative. Les évidences empiriques montrent que les banques centrales réagissent de manières différentes aux fluctuations du taux de change. Tel que mentionné, leurs comportements comportent de l'asymétrie, de la convexité, des effets limites ou des combinaisons de celles-ci. Pour capter ces évidences empiriques, la fonction $g(\cdot)$ s'écrit sous la forme suivante:

$$g(d_t, \beta) = d_t^\beta I(d_t > 0) - \beta |d_t|^\beta I(d_t < 0), \quad (2-4)$$

où $I(\cdot)$ dénote la fonction d'indicateur. Autrement dit :

$$g(d_t, \beta) = \begin{cases} d_t^\beta & \text{si } d_t > 0 \\ -\beta |d_t|^\beta & \text{si } d_t < 0 \end{cases}.$$

Dans ce cas, le vecteur β comprend deux paramètres β_1 et β_2 . La forme de la fonction $g(\cdot)$ dépend de la valeur du paramètre β : si $\beta = 1$ alors l'équation (2-4) devient linéaire; si $\beta > 1$ alors la fonction $g(d_t, \beta)$ est convexe en d_t et $\beta < 1$ n'est pas désiré dans ce modèle puisque le fait d'augmenter le volume d'intervention à un taux décroissant ne nous semble pas intuitif (la fonction $g(d_t, \beta)$ est concave en d_t). Le paramètre β est supposé positif. Si $\beta = 1$, l'intervention est symétrique, c'est-à-dire que la banque accorde un même poids à l'appréciation et à la dépréciation. Par contre, si la dépréciation du taux de change provoque une plus forte réaction que l'appréciation, alors β est dans l'intervalle $[0, 1]$. Dans le cas contraire, alors $\beta > 1$. La Figure 2.1 (page 24) illustre la fonction $g(\cdot)$ pour le cas $\beta = 1$.

Puisque les vecteurs w_{1t} et w_{2t} contiennent respectivement des retards de i_t et d_t , la spécification de la forme des termes $q_1(w_{1t}, \beta_1)$ et $q_2(w_{2t}, \beta_2)$ est simplifiée en prenant la forme d'une autorégression des variables dépendantes. Hodgson (2005) prend note que son modèle se concentre seulement sur la forme de la fonction d'intervention $g(\cdot)$ et l'hypothèse de linéarité de $q_1(\cdot)$ et $q_2(\cdot)$ est identifiée pour relaxer le problème car la spécification appropriée de ces termes n'a pas un sens économique et n'affecte pas les résultats principaux. Ainsi :

$$q_1(w_{1t}, \beta_1) = \sum_{j=1}^{p_1} \beta_{1j} i_{t-j} = \beta_1^T w_{1t} \quad \text{où } w_{1t} = (i_{t-p_1}, \dots, i_{t-1}), \quad (2-5)$$

$$q_2(w_{2t}, \beta_2) = \sum_{j=1}^{p_2} \beta_{2j} d_{t-j} = \beta_2^T w_{2t} \quad \text{où } w_{2t} = (d_{t-p_2}, \dots, d_{t-1}). \quad (2-6)$$

Les retards de i_t peuvent être utilisés comme des instruments valides pour estimer le paramètre β_1 dans l'équation (2-3). Ainsi, les fonctions non linéaires des retards de d_t peuvent être aussi utilisées comme des instruments valides pour estimer les paramètres β_1 et β_2 dans l'équation (2-2). Il est toutefois important de s'interroger sur

la qualité de ces variables instrumentales lors de l'estimation des équations simultanées. Celles-ci peuvent être faiblement (fortement) corrélées avec la variable endogène ou fortement (faiblement) corrélées avec le terme d'erreur. Par exemple, en ce qui concerne l'équation (2-2), peut-on trouver des fonctions des retards de d_t qui sont corrélées avec $g(d_t, \varpi)$ pour ce qui est de l'estimation de ϖ_1 et corrélées avec $\frac{\partial g(d_t, \varpi)}{\partial \varpi^T}$ pour l'estimation de ϖ ? Dans le chapitre suivant, nous allons analyser successivement deux méthodes d'estimation à savoir celle de variables instrumentales et celle de l'efficacité semi-paramétrique.

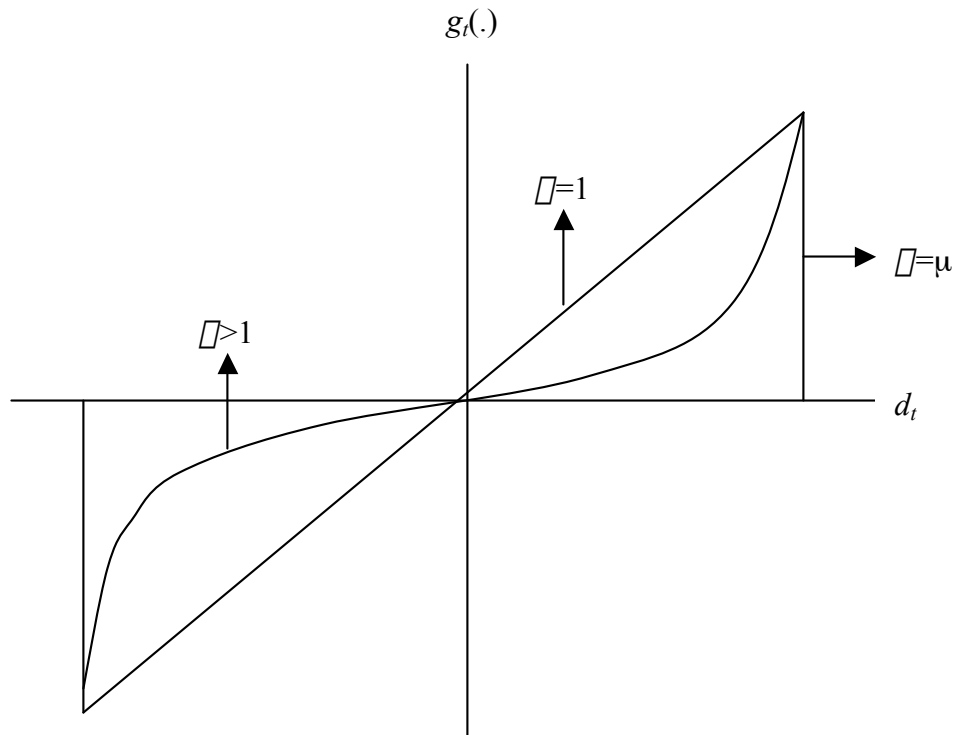


Figure 2.1: Réaction à la déviation du taux de change ($\varpi = 1$)

CHAPITRE III

ESTIMATION DU MODÈLE

Avant de procéder à l'estimation du modèle, il est important de distinguer deux cas à savoir celui d'un β connu et celui d'un β inconnu. Noter que dans ce mémoire, on s'intéresse à tester la présence de la fonction $g(\cdot)$ dans l'équation (2-2) qui consiste en l'hypothèse nulle $H_0 : \beta_1 = 0$. En pratique, β est rarement connu mais la théorie économétrique développée ne nous permet que de tester cette hypothèse sous la condition β connue. Ainsi, nous allons d'abord estimer le modèle en considérant le cas β connu et ensuite procéder au cas β inconnu qui doit être estimé quant à lui avec des paramètres inconnus. Selon Hodgson (2005), en raison de la simultanéité du modèle, il faudra l'estimer par les méthodes des doubles moindres carrés (D.M.C) et des triples moindres carrés (T.M.C) en utilisant les instruments valides. Ce qui est différent avec la méthodologie de ce dernier est que nous allons adopter la méthode d'estimation de l'efficience semi-paramétrique lorsque la distribution du terme d'erreur est inconnue. Un estimateur semi-paramétrique efficient est un estimateur préliminaire (par exemple: M.C.O, D.M.C ou T.M.C) auquel on ajoute le produit de la matrice d'information asymptotique et du vecteur de score de la fonction du log de vraisemblance.

3.1. MÉTHODE DES VARIABLES INSTRUMENTALES

Par définition, un bon instrument doit être corrélé avec les régresseurs et non corrélé avec le terme d'erreur. Si cette corrélation est faible, on dit que c'est un instrument faible. L'utilisation des instruments faibles pour estimer un modèle pourrait produire des estimés biaisés et des tests de grande taille de distorsion. Stock et Yogo (2002) ont proposé une méthode afin de détecter des instruments faibles pour un modèle linéaire. Toutefois, il s'avère difficile de corriger le problème des instruments faibles qui est actuellement un vaste domaine de recherche de la théorie économétrique. Dans le cadre de ce mémoire, nous considérons que les instruments utilisés sont valides. Notre objectif consiste en une présentation de la méthode d'estimation de l'efficacité semi-paramétrique lorsque la distribution du terme d'erreur est inconnue.

Cas 1 - β connu

Dans le cas où β connu, le système d'équations (2-2) et (2-3) est linéaire dans les paramètres $\beta_1 = (\beta_0, \beta_1, \beta_1^T)^T$ et $\beta_2 = (\beta_0, \beta_1, \beta_2^T)^T$. En supposant que les instruments sont valides, ces paramètres peuvent être estimés de manière convergente par les méthodes D.M.C et T.M.C. Simplifions $g(d_t, \beta) = g_t(\beta)$ où β fait partie de l'espace des paramètres β . De plus, supposons qu'il existe un instrument $g_t^*(\beta)$ optimal qui peut être le premier retard de $g_t(\beta)$ tel que :

$$E[g_t(\beta) \cdot g_t^*(\beta)] \neq 0 \text{ et } E[g_t^*(\beta) \cdot u_{1t}] = 0.$$

Les vecteurs des variables explicatives et ceux des instruments du système d'équations (2-2) & (2-3) sont notés respectivement par: $x_{1t}(\beta) = (1, g_t(\beta), w_{1t}^T)^T$, $z_{1t}(\beta) = (1, g_t^*(\beta), w_{1t}^T)^T$, $x_{2t} = (1, i_t, w_{2t}^T)^T$, $z_{2t} = (1, i_{t-1}, w_{2t}^T)^T$, où i_{t-1} est supposé optimal parmi tous les instruments valides disponibles pour i_t . En terme matriciel :

$$X_1(\square) = \begin{bmatrix} x_{11}(\square)^T \\ \vdots \\ x_{1n}(\square)^T \end{bmatrix}, \quad Z_1(\square) = \begin{bmatrix} z_{11}(\square)^T \\ \vdots \\ z_{1n}(\square)^T \end{bmatrix}, \quad X_2 = \begin{bmatrix} x_{21}^T \\ \vdots \\ x_{2n}^T \end{bmatrix}, \quad Z_2 = \begin{bmatrix} z_{21}^T \\ \vdots \\ z_{2n}^T \end{bmatrix}.$$

Les vecteurs des variables dépendantes sont : $Y_1 = (i_1, \dots, i_n)^T$ et $Y_2 = (d_1, \dots, d_n)^T$.
L'estimateur D.M.C (un estimateur des variables instrumentales) de (2-2), qui dépend de \square , est :

$$\hat{\square}_1(\square) = (Z_1(\square)^T X_1(\square))^{-1} Z_1(\square)^T Y_1. \quad (3-1)$$

L'estimateur D.M.C (un estimateur des variables instrumentales) de (2-3), qui ne dépend pas de \square , est :

$$\hat{\square}_2 = (Z_2 X_2)^{-1} Z_2 Y_2 \quad (3-2)$$

Pour obtenir l'estimateur T.M.C du modèle, notons d'abord les résidus D.M.C par : $\hat{U}(\square) = (\hat{U}_1(\square), \hat{U}_2)$ où $\hat{U}_1(\square) = Y_1 - X_1(\square) \hat{\square}_1(\square)$ et $\hat{U}_2 = Y_2 - X_2 \hat{\square}_2$. On peut alors estimer la matrice de covariance des résidus, $\square(\square)$, par : $\hat{\square}(\square) = \frac{1}{n} \hat{U}(\square)^T \hat{U}(\square)$. Les matrices des variables dépendantes, des paramètres, des variables explicatives et des instruments sont maintenant notées par :

$$Y = (Y_1^T, Y_2^T)^T, \quad \square = (\square_1^T, \square_2^T)^T,$$

$$X(\square) = \begin{bmatrix} X_1(\square) & 0 \\ 0 & X_2 \end{bmatrix}, \quad Z(\square) = \begin{bmatrix} Z_1(\square) & 0 \\ 0 & Z_2 \end{bmatrix}.$$

L'estimateur T.M.C est donc :

$$\hat{\beta}(\beta) = \left(Z(\beta)^T (\hat{\beta}(\beta)^{\square} - I_n) X(\beta) \right)^{\square} Z(\beta)^T (\hat{\beta}(\beta)^{\square} - I_n) Y, \quad (3-3)$$

où I_n indique la matrice d'identité d'ordre n . Cependant, l'estimateur T.M.C est un estimateur asymptotiquement convergent car il satisfait toutes les conditions d'un estimateur des variables instrumentales. Par ailleurs, cet estimateur est asymptotiquement efficient parmi tous les estimateurs des variables instrumentales. Si la densité des erreurs est gaussienne, alors l'estimateur T.M.C a la même distribution asymptotique que celui du maximum de vraisemblance.⁹

Cas 2 - β inconnu

Dans ce cas, l'équation (2-2) est non linéaire dans les paramètres $\beta = (\beta_0, \beta_1, \beta^T, \beta^T)^T$. L'équation (2-3) demeure toutefois linéaire dans les paramètres $\beta_2 = (\beta_0, \beta_1, \beta^T)^T$. L'estimateur des variables instrumentales du vecteur β_2 ne change pas mais le vecteur β_1 est plus complexe à estimer en raison de la présence de β . Il faut alors utiliser des fonctions non linéaires comme variables instrumentales pour estimer l'équation (2-2). Pour l'équation seule (2-2), un vecteur des instruments $z_{1t}^*(\beta_1)$ doit satisfaire :

$$E[x_{1t}^*(\beta_1).z_{1t}^*(\beta_1)] \neq 0 \text{ et } E[z_{1t}^*(\beta_1).u_{1t}] = 0,$$

où $x_{1t}^*(\beta_1) = \begin{bmatrix} 1 \\ \beta_1 \end{bmatrix}$, $g_t(\beta) = \beta_1 \frac{\partial g_t(\beta)}{\partial \beta^T}$, $w_{1t}^T = \begin{bmatrix} 1 \\ \beta_1 \end{bmatrix}$ est la première dérivée de $x_{1t}(\beta_1)$ par

rapport à β_1 . L'estimateur de variable instrumentale non linéaire (V.I.N.L) $\hat{\beta}_{IV}$ doit satisfaire la condition d'orthogonalité :

⁹ Greene (2002), chap. 15, p. 407.

$$\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n u_{1t}(\hat{\beta}_{1IV}) z_{1t}^*(\hat{\beta}_{1IV}) = 0.$$

L'estimateur V.I.N.L est choisi pour faire en sorte que les produits croisés entre les instruments et les résidus soient égaux à zéro :

$$\hat{\beta}_{1IV} = \arg \min_{\beta} \sum_{t=1}^n u_{1t}(\beta)^T z_{1t}^*(\beta)^T \left(\sum_{t=1}^n z_{1t}^*(\beta) z_{1t}^*(\beta)^T \right)^{-1} \sum_{t=1}^n z_{1t}^*(\beta) u_{1t}(\beta). \quad (3-4)$$

En pratique, il est difficile de résoudre le problème d'optimisation non linéaire. Ce dernier est résolu par la méthode itérative de Newton-Raphson. L'estimateur V.I.N.L du paramètre β est finalement : $\hat{\beta}_{1IV} = \begin{pmatrix} \hat{\beta}_{1IV}^T, \hat{\beta}_{2IV}^T \end{pmatrix}$.

Cependant, si la distribution des erreurs est non gaussienne ou inconnue, est-ce que les estimateurs D.M.C et T.M.C demeurent efficaces? Une méthode alternative qui est largement utilisée lorsque la distribution du terme d'erreur est inconnue se veut celle de l'efficacité semi-paramétrique. Cette dernière a été introduite par Bickel (1982) et développée par Newey (1989). Selon eux, un estimateur semi-paramétrique quelconque doit avoir une variance asymptotique qui n'est pas plus petite que la borne de Cramer-Rao pour tous les sous modèles paramétriques.

3.2. MÉTHODE SEMI-PARAMÉTRIQUE

Bickel (1982) a proposé la méthode de l'efficacité semi-paramétrique pour estimer une équation linéaire. Avant de considérer le modèle non linéaire et multivarié de Hodgson (2005), il s'avère important de commencer par ce modèle de base qui prend la forme suivante :

$$y_t = x_t \beta + u_t,$$

où y_t est une variable dépendante qui a la forme d'un scalaire, x_t est un vecteur de variables explicatives, u_t est un terme d'erreur et $u_t \sim i.i.d.(0, \sigma_u^2)$. β est un vecteur de paramètres inconnus qui doit être estimé. L'hypothèse de la connaissance de la densité du terme d'erreur, $f(u)$, permet d'écrire la fonction du log de vraisemblance sous la forme suivante :

$$L_n(\beta) = \sum_{t=1}^n \ln f(y_t - x_t \beta).$$

Une méthode d'estimation régulière consiste à maximiser la fonction $L_n(\beta)$ en choisissant $\hat{\beta}$. Par ailleurs, si $f(u)$ est gaussienne, l'estimateur du maximum de vraisemblance est efficient. En général, si la densité $f(u)$ est non gaussienne, il s'avère difficile de résoudre le problème d'optimisation non linéaire. Néanmoins, il existe la méthode de l'efficacité semi-paramétrique pour éviter cette difficulté en partant d'un estimateur préliminaire qui est convergent (par exemple : M.C.O ou D.M.C, selon le modèle). Sous les conditions générales, cette méthode résulte en un estimateur qui a une même distribution asymptotique qu'un estimateur du maximum de vraisemblance. C'est-à-dire :

$$\sqrt{n}(\hat{\beta} - \beta_0) \xrightarrow{d} N(0, I(\beta_0)^{-1}),$$

où β_0 est la vraie valeur de β . $I(\beta_0)$ étant la matrice d'information asymptotique de $L_n(\beta)$ telle que :

$$p \lim \frac{1}{n} \frac{\partial^2 L_n(\beta_0)}{\partial \beta \partial \beta'} = I(\beta_0).$$

Or, la formule qui détermine la matrice d'information asymptotique $I(\beta_0)$ s'écrit sous la forme :

$$I = \int f E[x_t x_t^T].$$

où $\int_f = E[\int(u_t)^2]$ est définie comme la fonction d'information de la densité $f(u)$ et, par conséquent, $\int(u_t) = f[\int(u_t)] / f(u_t)$ est définie comme la fonction de score de la densité $f(u)$. En général, la densité $f(u)$ est inconnue, on doit donc la remplacer par un estimateur non paramétrique à noyau. La méthode itérative de Newton-Raphson est utilisée pour estimer le vecteur de score. L'estimateur semi-paramétrique efficient se veut alors :

$$\tilde{\int} = \hat{\int} + \hat{I}_n(\hat{\int})^{-1} \hat{\int}_n(\hat{\int}), \quad (3-5)$$

où $\hat{\int}$ est un estimateur préliminaire convergent (par exemple M.C.O ou D.M.C), $\hat{\int}_n$ et \hat{I}_n sont les estimateurs de la première et de la seconde dérivée de $L_n(\int)$ par rapport à \int . Ainsi, nous avons :

$$\hat{\int}_n(\hat{\int}) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n x_t \hat{\int}_t(\hat{u}_t) \text{ et } \hat{I}_n(\hat{\int}) = \int_f \sum_{t=1}^n x_t x_t^T,$$

où $\hat{\int}_t(\hat{u}_t)$ et \int_f sont des estimateurs convergents de $\int(u_t)$ et \int_f , et $\hat{u}_t = y_t - x_t \hat{\int}$.

En pratique, lorsqu'on travaille avec les séries comme le taux de change et la réserve internationale, l'hypothèse de la normalité de la distribution des erreurs générées par ces séries est contraire à l'intuition en raison de leur volatilité. Ainsi, il est pertinent d'estimer le modèle par la méthode de l'efficience semi-paramétrique lorsque la densité du terme d'erreur est inconnue. Newey (1989) a développé cette méthode pour la catégorie des modèles non linéaires simultanés dans un contexte où les données sont indépendantes et identiquement distribuées avec une densité

inconnue (incluant le cas de la densité symétrique).¹⁰ Brown et Hodgson (2005) font une extension de l'analyse de Newey pour ce qui est des séries temporelles et considèrent le cas de la symétrie elliptique de la distribution du terme d'erreur. Selon Hodgson (2005), les résultats de ces papiers sont applicables pour les β connus et les β inconnus. Étant donné la non-normalité de nos données, nous allons appliquer cette méthode pour le modèle décrit dans le chapitre II. D'abord, la seule équation d'intervention (2-2) est estimée. L'estimation de l'équation (2-3) consistera en la même procédure, bien qu'on ne présentera pas, nous procéderons à l'estimation du système entier qui se veut plus complexe.

Cas 1 - β connu

Dans ce cas, l'équation (2-2) est linéaire dans les paramètres. Supposons que la densité du terme d'erreur, $f_1(u_1)$, soit inconnue et elle doit donc être estimée par la méthode non-paramétrique noyau. Nous suivons la méthode de Bickel (1982) pour obtenir un estimateur semi-paramétrique efficient de $\beta_1(\beta)$:

- (i) Prendre l'estimateur D.M.C., $\hat{\beta}_1(\beta)$, et calculer le résidu :

$$\hat{u}_{1t} = y_{1t} - x_{1t}(\beta)^T \hat{\beta}_1(\beta).$$

- (ii) Estimer la densité par une fonction noyau gaussienne :

$$\hat{f}_1(\hat{u}_{1t}) = \frac{1}{n} \sum_{s=1}^n K\left(\frac{\hat{u}_{1s} - \hat{u}_{1t}}{h}\right), \text{ où } h \text{ est une «fenêtre» ou un paramètre de}$$

stabilité et $K(\cdot)$ est une fonction noyau gaussienne d'une dimension,

$$K\left(\frac{z}{h}\right) = \frac{1}{(2\pi h)^{1/2}} \exp\left[-\frac{z^T z}{2h^2}\right].$$

¹⁰ Voir aussi Newey (1990).

- (iii) Estimer la fonction de score et celle de l'information de $f_1(u_1)$:¹¹

$$\hat{\psi}_1(\hat{u}_{1t}) = \frac{\partial \hat{f}_1(\hat{u}_{1t}) / \partial u_{1s}}{\hat{f}_1(\hat{u}_{1t})}, \quad \hat{\Omega}_{f_1} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \psi_1(\hat{u}_{1t})^2.$$

- (iv) Estimer le vecteur de score et la matrice d'information de la fonction du log de vraisemblance:

$$\hat{S}_1(\hat{\varphi}_1(\varphi)) = \sum_{t=1}^n z_{1t}(\varphi) \psi_1(\hat{u}_{1t}),$$

$$\hat{I}_1(\hat{\varphi}_1(\varphi)) = \hat{\Omega}_{f_1} \sum_{t=1}^n z_{1t}(\varphi) x_{1t}(\varphi)^T \sum_{t=1}^n z_{1t}(\varphi) z_{1t}(\varphi)^T \sum_{t=1}^n z_{1t}(\varphi) x_{1t}(\varphi)^T,$$

où $z_{1t}(\varphi)$ est un vecteur des instruments (voir section 3.1).

- (v) L'estimateur semi-paramétrique efficace de $\varphi_1(\varphi)$ est donc:

$$\tilde{\varphi}_1(\varphi) = \hat{\varphi}_1(\varphi) + \hat{I}_1(\hat{\varphi}_1(\varphi))^{-1} \hat{S}_1(\hat{\varphi}_1(\varphi)). \quad (3-6)$$

Ceci a une distribution asymptotiquement normale:

$$\sqrt{n}(\tilde{\varphi}_1(\varphi) - \varphi_1^0(\varphi)) \xrightarrow{d} N(0, I_1(\varphi_1^0(\varphi))^{-1}),$$

où $\varphi_1^0(\varphi)$ est la vraie valeur de $\varphi_1(\varphi)$.

Effectuons la même démarche pour le système d'équations (2-2) & (2-3). Il est à noter que le problème est maintenant plus complexe que lorsqu'on avait une seule

¹¹ Il est à noter qu'ici, le dénominateur de la fonction de score estimée peut avoir des valeurs très petites ou la fonction de score estimée est trop grande lorsqu'on utilise une fonction noyau gaussienne. Cependant, nous devons ajouter quelques «trimming conditions» dans la partie empirique pour assurer la consistance de l'estimateur de la fonction de score. «Trim» une observation de la fonction de score estimée signifie que cette observation est imposée égale à zéro. Pour plus de détails, voir Hodgson, Linton, et Vorkink (2002, p. 621).

équation. Soient y_t le vecteur des variables dépendantes et x_t la matrice des variables explicatives du système. Chaque élément du vecteur des erreurs est maintenant un

vecteur de deux lignes : $u_t = \begin{bmatrix} i_t & d_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_0 + \beta_1 g_t(\beta) + \beta_1^T w_{1t} \\ \beta_0 + \beta_1 i_t + \beta_2^T w_{2t} \end{bmatrix} = \beta(y_t, x_t, \beta) = \beta_t(\beta)$,

où $y_t = (i_t, d_t)^T$ et $x_t = (x_{1t}(\beta), x_{2t})^T$. Selon Newey (1989) la fonction du log de vraisemblance d'un sous-modèle paramétrique est dans ce cas donnée par :

$$\ln l_t(\beta) = J_t(\beta) + \ln f(\beta_t(\beta)),$$

où $J_t(\beta) = \ln |\det(\beta_{yt}(\beta))|$ est la fonction de pondération, $\beta_{yt}(\cdot)$ est la première

dérivée de $\beta(\cdot)$ par rapport à y_t : $\beta_{yt}(\beta) = \frac{\partial \beta_t(\beta)}{\partial y_t} = \begin{bmatrix} \beta_1 g_{dt}(\beta) \\ \beta_1 \end{bmatrix}$, et $g_{dt}(\cdot)$ est

la première dérivée de $g_t(\cdot)$ par rapport à d_t . On peut alors calculer une seule observation du vecteur de score de la fonction du log de vraisemblance :

$$s_t(\beta) = J_{\beta}(\beta) + \beta_{\beta}(\beta)^T \beta(u_t),$$

où $J_{\beta}(\beta) = \frac{\partial J_t(\beta)}{\partial \beta^T} = \begin{bmatrix} 0 & \frac{g_{dt}(\beta)}{\beta_1 g_{dt}(\beta) \beta_1} & 0_{p_1}^T & 0 & \frac{1}{\beta_1 g_{dt}(\beta) \beta_1} & 0_{p_2}^T \end{bmatrix}$,

$$\beta_{\beta}(\beta) = \frac{\partial \beta_t(\beta)}{\partial \beta^T} = \begin{bmatrix} \beta_1 & g_t(\beta) & w_{1t}^T & 0 & 0 & 0_{p_2}^T \\ 0 & 0 & 0_{p_1}^T & 1 & i_t & w_{2t}^T \end{bmatrix},$$

avec 0_{p_i} est un vecteur des zéros de p_i éléments et $\beta(u_t) = \frac{\partial f(u_t) / \partial u_t}{f(u_t)}$ est le vecteur

de score de la densité des erreurs. Suivons les mêmes étapes qu'avec une seule équation pour obtenir un estimateur semi-paramétrique efficient :

- (i) Prendre les estimateurs D.M.C et calculer les résidus :

$$\hat{u}_t = \begin{bmatrix} \hat{u}_{1t} \\ \hat{u}_{2t} \end{bmatrix} \text{ où } \hat{u}_{1t} = y_{1t} - x_{1t}(\beta)^T \hat{\beta}_1(\beta) \text{ et } \hat{u}_{2t} = y_{2t} - x_{2t}^T \hat{\beta}_2.$$

- (ii) Estimer la densité par une fonction noyau gaussienne :

$$\hat{f}(\hat{u}_t) = \frac{1}{n} \sum_{s=1}^n K\left(\frac{\hat{u}_s - \hat{u}_t}{h}\right), \text{ où } h \text{ est une «fenêtre» et } K(.) \text{ est une fonction}$$

$$\text{kernel gaussienne de 2 dimensions : } K\left(\frac{z}{h}\right) = \frac{1}{2\pi h} \exp\left[-\frac{z^T z}{2h^2}\right].$$

- (iii) Estimer le vecteur de score de la densité en ajoutant des «trimming conditions» :

$$\hat{\eta}(\hat{u}_t) = \frac{\partial \hat{f}(\hat{u}_t) / \partial u_t}{\hat{f}(\hat{u}_t)}.$$

- (iv) Estimer le vecteur de score et la matrice d'information asymptotique de la fonction du log de vraisemblance :

$$\hat{s}_t(\hat{\eta}(\beta), \beta) = J_{\beta}(\hat{\eta}(\beta), \beta) + \eta_{\beta}(\hat{\eta}(\beta), \beta) \hat{\eta}(\hat{u}_t),$$

$$\hat{I}(\hat{\eta}(\beta), \beta) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{s}_t(\hat{\eta}(\beta), \beta) \hat{s}_t(\hat{\eta}(\beta), \beta)^T.$$

- (v) L'estimateur semi-paramétrique efficient du paramètre entier $\beta(\beta)$ est alors :

$$\beta^*(\beta) = \hat{\beta}(\beta) + \hat{I}(\hat{\eta}(\beta), \beta)^{-1} \sum_{t=1}^n \hat{s}_t(\hat{\eta}(\beta), \beta). \quad (3-7)$$

Ceci a une distribution asymptotiquement normale :

$$\sqrt{n}(\beta^*(\beta) - \beta^0(\beta)) \xrightarrow{d} N(0, I(\beta^0(\beta), \beta)^{-1}),$$

où $\beta^0(\beta)$ est la vraie valeur de $\beta(\beta)$.

Cas 2 - β inconnu

Dans ce cas, le vecteur des paramètres entiers $\beta = (\beta_0, \beta_1, \beta^T, \beta_1^T, \beta_0, \beta_1, \beta_2^T)^T$ inclut β qui doit être estimé. Nous pouvons suivre la même procédure que précédemment afin d'obtenir les estimateurs semi-paramétriques efficaces de la fonction d'intervention. Cependant, il faut d'abord estimer le modèle par la méthode des variables instrumentales non linéaires (V.I.N.L) comme dans la section 3.1.

En ce qui concerne l'inférence statistique du modèle, on s'intéresse à tester l'hypothèse nulle de la non-intervention de la banque centrale. Cependant, le modèle fait partie particulièrement de la catégorie des modèles non linéaires simultanés. Il faudra alors utiliser un test de forme fonctionnelle. Un tel test présentera probablement des propriétés non standards puisque le paramètre β n'est pas identifié sous l'hypothèse nulle mais est identifié sous l'alternative (défini comme paramètre de nuisance). Au cours des dernières années, Andrews et Ploberger (1994) et Hansen (1996) ont proposé une méthode économétrique pour régler de tels problèmes. Ce test sera dérivé dans le chapitre suivant.

CHAPITRE IV

TEST DE LA PRÉSENCE DE L'INTERVENTION

Avant de traiter du test pour évaluer s'il y a présence d'intervention de la banque centrale, il s'avère important de présenter un modèle de base qu'on retrouve dans le papier de Hansen (1996). Ce dernier porte sur un modèle qui se veut semblable au modèle non linéaire d'Hodgson (2005) :

$$y_t = x_t' \beta_1 + h(x_t, \beta_2) \beta_2 + \varepsilon_t, \quad (4-1)$$

où x_t est un $k_1 \times 1$ sous vecteur du $k \times 1$ vecteur x_t , ε_t est le terme d'erreur avec $E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2 < \infty$; $\beta_1, \beta_2, \beta_2$ sont les paramètres du modèle ; $h(x_t, \beta_2)$, étant le terme non linéaire, est simplifié par $h(\beta_2)$.

Dans ce modèle, il est intéressant de tester si le terme non linéaire $h(\beta_2)$ se présente dans la régression. L'hypothèse nulle est $H_0 : \beta_2 = 0$ versus l'alternative $H_1 : \beta_2 \neq 0$. Lorsque $\beta_2 = 0$, le paramètre β_2 disparaît de la régression de l'équation (4-1) et n'est alors pas identifié sous l'hypothèse nulle mais demeure toutefois identifié sous l'alternative. Il en résulte que les tests standards comme les tests de Wald, LM et LR seront invalides dans cette situation. Dans ce cas, β_2 est appelé un paramètre de nuisance. Sous H_0 , le modèle se réduit à :

$$y_t = x_t' \beta_1 + \varepsilon_t. \quad (4-2)$$

β_1 peut être estimé par M.C.O. Sous H_1 , si β est connu, alors β_1 et β_2 peuvent aussi être estimés par les M.C.O. Mais si β est inconnu, il faudra alors estimer β_1 , β_2 et β par la méthode des moindres carrés non linéaire (M.C.N.L). Lorsque β est connu à priori, il n'est pas difficile de formuler un test car le modèle est linéaire dans les paramètres. En choisissant une valeur «raisonnable» de β un test de type Wald robuste à la présence d'hétéroscédasticité est un exemple pour tester H_0 . Sous les conditions conventionnelles régulières, ce dernier aura une distribution asymptotique nulle de *Khi-deux* en grand échantillon. Hansen (1996) affirme que la distribution de ce test dépend du choix de β . L'auteur considère que ce test fonctionne bien si β est connu à priori ou si le test utilisé est insensible au choix de β . Selon lui, ni l'une ni l'autre de ces conditions sont respectées dans plusieurs situations. Les chercheurs ont alors un dilemme. Si β est choisi arbitrairement, la puissance du test est réduite. Si β est choisi selon les données du modèle, la distribution asymptotique *Khi-deux* est invalide. De plus, si β n'est pas connu à priori, il faudra l'estimer avec le modèle sans contrainte. Il faut toutefois se demander si le modèle sans contrainte se veut statistiquement plus significatif que le modèle avec contrainte. Malheureusement, la théorie économétrique développée lorsque β est inconnu ne nous permet pas de répondre à cette question. Il faut donc considérer la connaissance de β à priori pour effectuer le test de l'hypothèse nulle.

L'idée de Hansen, étant très utile, sera utilisée dans le cadre de ce mémoire. Rappelons la fonction d'intervention (2-2) :

$$i_t = \beta_0 + \beta_1 g(d_t, \beta) + q_1(w_{1t}, \beta_1) + u_{1t}.$$

Notre objectif est de tester la présence de l'intervention de la banque centrale pour cibler le taux de change. Entre autres, ce test vise à déterminer si le terme non linéaire

$g(\beta)$ se présente dans la régression. L'hypothèse de la non-intervention est $H_0 : \beta_1 = 0$ versus l'alternative $H_1 : \beta_1 \neq 0$. Sous H_0 , le modèle se réduit à:

$$i_t = \beta_0 + \beta_1^T w_{1t} + u_{1t} . \quad (4-3)$$

Puisque le paramètre β disparaît de la régression, n'étant donc pas identifié sous l'hypothèse nulle mais identifié sous l'alternative, le test sera non standard. Andrews et Ploberger (1994) ont dérivé une série de tests optimaux pour régler un tel problème. Toutefois, ces auteurs n'ont pas traité des méthodes pour obtenir des valeurs critiques. Ces dernières ont toutefois été calculées par Hansen (1996).

4.1. TEST OPTIMAL

Selon Andrews et Ploberger (1994), les tests standards de Wald, du multiplicateur de Lagrange (LM) et du ratio de vraisemblance (LR) ne peuvent pas s'appliquer dans le cas où le modèle contient un paramètre de nuisance. Ceux-ci utilisent alors un critère de puissance de la moyenne pondérée pour générer une série de tests optimaux. Ce critère, qui est similaire à celui de Wald (1943), est utilisé pour obtenir les mêmes propriétés classiques du test de Wald. Les tests de Wald, LM et LR sont en fait des cas particuliers du test d'Andrews-Ploberger lorsque certaines conditions de régularité sont respectées. En ce qui concerne le modèle dont il est question, en considérant le cas β connu à priori, on peut calculer le test de Wald, de LM ou de LR de l'hypothèse nulle. La statistique standard de Wald est par exemple:

$$W_n(\beta) = \frac{n\hat{\beta}_1^2(\beta)}{\hat{se}(\hat{\beta}_1(\beta))}, \quad (4-4)$$

où $\hat{\theta}_1(\theta)$ est un estimateur quelconque du paramètre $\theta_1(\theta)$. Le dénominateur est un estimateur convergent de l'écart-type de $\hat{\theta}_1(\theta)$. Ce test étant non standard, Andrews et Ploberger suggèrent le test asymptotiquement optimal de Wald exponentiel:

$$Exp \int W_n = (1 + c)^{1/2} \int \exp \left(\frac{c}{2(1 + c)} W_n(\theta) \right) dJ(\theta), \quad (4-5)$$

où $J(\theta)$ est une fonction pondérée sur des valeurs de θ dans l'espace des paramètres θ , $c > 0$ est un scalaire constant qui est choisi par l'économetre. Cette constante détermine la puissance du test allouée aux différentes hypothèses alternatives. Plus précisément, plus c est grand, plus la puissance du test est placée sur l'hypothèse alternative où θ_1 est grand. Il est à noter que c et $J(\theta)$ sont sélectionnés par l'économetre. Les auteurs présentent aussi deux versions du test optimal avec chaque écart associé entre l'hypothèse nulle et l'alternative. La première est la moyenne des statistiques de Wald (**Ave-W**) qui se veut la limite de la statistique de Wald exponentielle lorsque c tend vers zéro:

$$Ave \int W = \lim_{c \rightarrow 0} Exp \int W_n = \int W_n(\theta) dJ(\theta). \quad (4-6)$$

Ce test est construit pour la situation où l'hypothèse alternative est très proche de l'hypothèse nulle. La deuxième version est la statistique du log de Wald exponentielle (**Log-exp-W**) qui se veut la limite de la statistique de Wald exponentielle lorsque c tend vers infini:

$$Log \int exp \int W = \lim_{c \rightarrow \infty} Exp \int W_n = \log \int \exp \left(\frac{1}{2} W_n(\theta) \right) dJ(\theta). \quad (4-7)$$

Ce test est construit pour la situation où la distance entre l'hypothèse nulle et l'alternative serait large. Les deux tests (4-6) & (4-7) auront une distribution limite non standard. Il faut noter que dans toutes les versions du test optimal, il est nécessaire de calculer $W_n(\beta)$ pour chaque choix de β appartenant à l'espace des paramètres β . Toutefois, Andrews et Ploberger (1994) n'ont pas abordé la question de la distribution asymptotique de ces tests statistiques optimaux. C'est Hansen (1996) qui a proposé une méthode pour obtenir des valeurs critiques en faisant des simulations.

4.2. VALEUR CRITIQUE

Sous H_1 , le vecteur des paramètres $\beta = (\beta_0, \beta_1, \beta_h^T)^T$ peut être estimé par D.M.C et l'estimateur D.M.C est $\hat{\beta}_1(\beta)$. L'hypothèse nulle $H_0: \beta_1 = 0$ peut s'écrire sous la forme $H_0: R^T \beta = 0$, où R est un vecteur de $2 + p_1$ éléments dont tous les éléments sont égaux à zéro à part le deuxième élément qui est égal à 1. Nous pouvons prendre le test de Wald tel qu'indiqué à l'équation (4-4), mais Hansen suggère plutôt le test robuste à la présence d'hétéroscédasticité de Wald :

$$W_n(\beta) = n \hat{\beta}_1(\beta)^T R \left(R^T \hat{\beta}_1(\beta) R \right)^{-1} R^T \hat{\beta}_1(\beta), \quad (4-8)$$

où $\hat{\beta}_1(\beta) = M_{zz1}^{\beta_1}(\beta, \beta) M_{ss1}(\beta) \left(M_{zz1}^{\beta_1}(\beta, \beta) \right)^{-1}$ est un estimateur convergent de la matrice de covariance de $\hat{\beta}_1(\beta)$, $M_{ss1}(\beta) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n s_{1t}(\beta) s_{1t}(\beta)^T$ un estimateur de la matrice d'information asymptotique de la fonction du log de vraisemblance, $s_{1t}(\beta) = z_{1t}(\beta) u_{1t}$ est un estimateur de la régression de score qui définit $\hat{\beta}_1(\beta)$ et $M_{zz1}(\beta_1, \beta_2) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n z_{1t}(\beta_1) z_{1t}(\beta_2)^T$ est une matrice de covariance des variables

instrumentales évaluée aux deux points différents β_1 et β_2 dans l'espace des paramètres β .

Il faut maintenant appliquer la méthode de Hansen pour calculer la valeur- p du test optimal de Wald exponentiel, $Exp-W_n$, dans (4-5). Pour tous $j = 1, \dots, J$, les 4 étapes suivantes doivent être effectuées:

- (i) Générer J suites des variables aléatoires $\{r_{ij}\}$ (pour $t = 1, \dots, n$) où leurs densités sont Gaussiennes : $\{r_{ij}\} \sim i.i.d. N(0,1)$.
- (ii) Calculer la régression du score et le test robuste à la présence d'hétéroscédasticité de Wald :

$$\begin{aligned} \hat{S}_n^j(\beta) &= \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{t=1}^n \hat{s}_{1t}(\beta) r_{tj}, \\ \hat{W}_n^j(\beta) &= \hat{S}_n^j(\beta)^T M_{zz1}^{-1}(\beta, \beta) R \left(R^T \hat{\beta}_1(\beta) R \right)^{-1} R^T \left(M_{zz1}^{-1}(\beta, \beta) \right) \hat{S}_n^j(\beta). \end{aligned}$$

- (iii) Calculer la statistique de Wald exponentielle dans (4-5):

$$Exp \hat{W}_n^j = (1+c)^{1/2} \exp \left(\frac{c}{2(1+c)} \hat{W}_n^j(\beta) \right) dJ(\beta)$$

- (iv) Dénoter $h_n^j = Exp \hat{W}_n^j$, $h_n = Exp-W_n$ et calculer la valeur- p de la manière suivante :

$$\hat{p}_n^j = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J I\{h_n^j \geq h_n\}, \text{ où } I\{h_n^j \geq h_n\} = \begin{cases} 1 & \text{si } h_n^j \geq h_n \\ 0 & \text{si } h_n^j < h_n \end{cases}.$$

Selon Hansen (1996), J est sous le contrôle de l'économètre et on peut alors estimer la vraie valeur critique avec de haute précision en prenant un J suffisamment grand.

De la même manière, nous pouvons construire des valeurs- p lorsqu'on utilise l'estimateur T.M.C ou l'estimateur semi-paramétrique efficient. Prenons par exemple

l'estimateur T.M.C, le vecteur des paramètres entier est $\beta(\beta) = (\beta_1(\beta), \beta_2)^T$. L'hypothèse nulle est exprimée par $H_0: R^T \beta = 0$, où R est un vecteur de $4 + p_1 + p_2$ éléments avec tous les éléments égaux à zéro à part le deuxième élément qui est égal à 1. La matrice des régresseurs et celle des instruments sont respectivement :

$$x_t(\beta) = \begin{bmatrix} x_{1t}(\beta)^T & 0 \\ 0 & x_{2t}^T \end{bmatrix}, \quad z_t(\beta) = \begin{bmatrix} z_{1t}(\beta)^T & 0 \\ 0 & z_{2t}^T \end{bmatrix}.$$

Le test robuste à la présence d'hétéroscédasticité de Wald (4-8) devient :

$$W_n(\beta) = n \beta(\beta)^T R \left(R^T \hat{\beta}(\beta) R \right)^{-1} R^T \beta(\beta), \quad (4-9)$$

où l'estimateur de la régression de score qui définit $\beta(\beta)$ est :

$$\beta(\beta) = z_t(\beta)^T \begin{bmatrix} 1 \\ -n \end{bmatrix} u_t(\beta)^T u_t(\beta) \begin{bmatrix} 1 \\ -n \end{bmatrix} u_t(\beta).$$

Dans le cas de l'estimateur semi-paramétrique, le test robuste à la présence d'hétéroscédasticité de Wald devient :

$$W_n(\beta) = n \beta(\beta)^T R \left(R^T \hat{I}(\hat{\beta}(\beta)) R \right)^{-1} R^T \beta(\beta) \quad (4-10)$$

où l'estimateur du vecteur de la fonction de score est :

$$\hat{s}_t(\hat{\beta}(\beta)) = J_D(\hat{\beta}(\beta), \beta) + \beta_D(\hat{\beta}(\beta), \beta)^T \hat{u}_t.$$

CHAPITRE V

DONNÉES & RÉSULTATS

Dans son étude sur l'intervention de la Banque du Canada, Hodgson (2005) utilise le changement de la réserve en dollars américains comme mesure de l'intervention. L'autre série utilisée est le taux de change qui représente le prix d'un dollar américain en terme de dollar canadien. Ces deux séries statistiques sont de fréquence hebdomadaire et s'étendent sur la période du 7 juillet 1997 au 8 janvier 2003. La réserve provient des données de Statistiques Canada (CANSIM) alors que le taux de change est quant à lui obtenu à partir du site Internet de la Banque. Pour les méthodes d'estimation M.C.O et D.M.C, l'auteur obtient des valeurs critiques du test de l'hypothèse nulle $H_0: \beta_1 = 0$ qui sont respectivement de 0.46 et 0.64 ($> 5\%$). L'hypothèse nulle n'est pas donc rejetée. Ceci implique que la Banque du Canada n'intervenait pas pour cibler le taux de change sur cette période. Ce résultat est le même que celui de Rogers et Siklos (2003) qui corrobore l'annonce de la politique d'intervention trouvée sur le site Internet de la Banque du Canada :

[...] Avant septembre 1998, le Canada avait pour politique d'intervenir systématiquement sur le marché des changes afin de contrer de façon automatique les fortes pressions à la hausse ou à la baisse qui s'exerçaient sur le dollar canadien. La politique fut changée en septembre 1998 car on estimait alors que les interventions visant à contrer les mouvements causés par des changements dans les facteurs fondamentaux étaient inefficaces. Le Canada a donc maintenant pour politique d'intervenir sur le marché des changes de façon discrétionnaire, plutôt que systématique, et seulement dans des circonstances exceptionnelles.¹²

¹² [Http://www.banqueducanada.ca/fr/documents/bg-e2-f.htm](http://www.banqueducanada.ca/fr/documents/bg-e2-f.htm)

Dans le cadre de ce mémoire, nous utilisons le modèle d'Hodgson (2005) afin de tester la présence d'intervention des banques centrales de l'Allemagne, du Mexique et du Japon dans l'objectif de cibler le taux de change au cours de la période qui s'étend de janvier 1980 à juin 2004.

5.1. DONNÉES

Le taux de change est exprimé ici en unités de devises domestiques par dollar américain (devise étrangère) alors que le changement de la réserve internationale mesure le volume d'intervention. Ces deux séries mensuelles sont obtenues à partir de Statistiques Financières Internationales (SFI) du Fonds Monétaire International (FMI).¹³ Il est à noter que dans les cas du Japon et du Mexique, nous avons 294 observations qui représentent la période de janvier 1980 à juin 2004. Puisque l'Allemagne a adopté l'euro depuis janvier 1999, la période étudiée arrête en décembre 1998 (228 observations). Il est important de mentionner que les données qui portent sur la réserve internationale ont un certain défaut puisqu'elles ne reflètent pas exactement les activités d'intervention officielle. En effet, la réserve internationale inclut plusieurs monnaies internationales qui sont toutes converties en dollars américains dans cette base de données. Il est difficile, voire impossible, de savoir exactement la réserve officielle de chaque devise en raison de la confidentialité (celles-ci ne sont pas annoncées publiquement par les autorités monétaires). Toutefois, en pratique, les dollars américains occupent la plus grande proportion des réserves de ces trois banques centrales. Par ailleurs, les données portant sur le taux de change ciblé (si la banque en cible le niveau) sont aussi confidentielles puisque les autorités monétaires n'annoncent pas de telles cibles. Dans la littérature, différents auteurs identifient entre autres cette cible comme un taux de la parité du pouvoir

¹³ [Http://www.imf.org](http://www.imf.org)

d'achat (PPA); une moyenne mobile des taux retardés ou tout simplement le taux de la période précédente. Dans le cadre de cette étude, nous supposons que le taux de change ciblé s_t^* est une moyenne mobile des 12 premiers retards de s_t : $s_t^* = \frac{1}{12} \sum_{i=1}^{12} s_{t-i}$.

Autrement dit, il représente le taux de change moyen de l'année dernière. Il est important de noter qu'avec un choix différent quant au nombre de retards, les moyennes mobiles sont approximativement similaires.

5.2. RÉSULTATS

5.2.1. Intervention de la Banque Fédérale allemande

Les mouvements du changement de la réserve internationale et de la déviation du taux de change sont illustrés à la Figure 5.1. Il s'avère que la série d_t est généralement plus volatile que i_t bien qu'il y avait des mouvements substantiels de i_t durant la période allant de septembre 1992 à février 1993. Les statistiques descriptives de ces dernières et de la série du taux de change ciblé sont présentées dans le Tableau 5.1. Selon ce tableau, les deux premières séries sont en moyenne corrélées négativement avec un coefficient de corrélation de -15.4% . La série d_t est positivement et fortement autocorrélée puisque le degré d'autocorrélation est décroissant du premier ordre (0.91) au cinquième (0.54). Néanmoins, la série i_t demeure négativement et légèrement autocorrélée. Elle est positivement corrélée avec le troisième retard (0.09). La série s_t^* est positivement corrélée avec de forts degrés d'autocorrélation à tous les retards (≥ 1.00). La mesure de l'asymétrie de la distribution d'une série autour de sa moyenne est positif pour les trois séries (620, 4.08, 48.3) ce qui signifie que leurs distributions ont une queue de droite épaisse. La stabilité de la distribution de chaque série (mesurée par le kurtosis) est différente. Celles de i_t et de s_t^* sont fortement leptokurtiques ($26045, 21.6 > 3$) tandis que celle de d_t est platykurtique ($1.10 < 3$) par rapport à la distribution normale. Sous l'hypothèse nulle de la

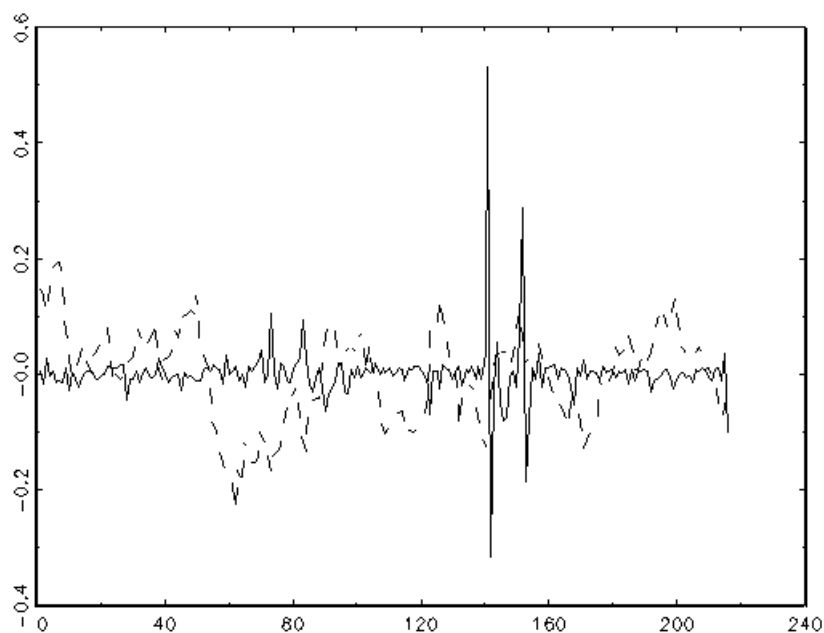


Figure 5.1 : Changement de la réserve (ligne solide) & déviation du taux de change (ligne cassée)

Tableau 5.1 : Statistiques descriptives

Statistiques	Réserve i_t	Déviation d_t	Taux ciblé s_t^*
Moyenne	0.001	-0.002	0.645
Écart type	0.053	0.082	0.214
Corrélation entre i_t et d_t	-0.154		
ρ_1	-0.25	0.91	1.00
ρ_2	-0.15	0.82	1.00
ρ_3	0.09	0.72	1.00
ρ_4	-0.02	0.62	0.99
ρ_5	-0.04	0.54	0.99
Asymétrie	620	4.08	48.3
Kurtosis	26045	1.10	21.6
Jarque-Bera	26665	5.19	69.9
Test ADF	-14.2	-3.46	-1.04

ρ_j indique l'autocorrélation d'ordre j .

normalité, le test de Jarque-Bera est distribué selon une loi du *Khi-deux* avec 2 degrés de liberté. Avec un niveau de significativité de 5%, la valeur critique est de 5.99 ce qui implique qu'on rejette la normalité de i_t et de s_t^* (26665, 69.9 > 5.99). Toutefois, on ne rejette pas cette hypothèse pour ce qui est de la déviation du taux de change (5.19 < 5.99). Le test de racine unitaire (ADF) nous indique que i_t et d_t sont stationnaires (14.2, 3.46 > 2.89) mais que le taux ciblé contient quant à lui une racine unitaire (1.04 < 2.89) avec un niveau de significativité de 5%. De plus, la stationnarité de d_t implique que le taux de change et le taux de change ciblé sont cointégrés avec un coefficient de cointégration unitaire. Ainsi, les hypothèses imposées dans la section 2.1 sur ces trois variables sont raisonnables.

L'estimation du modèle est présentée dans les Tableaux 5.2, 5.3 et 5.4. L'équation non linéaire (2-2) est estimée par les méthodes M.C.N.L, V.I.N.L et semi-paramétrique. L'équation (2-3), étant linéaire, est quant à elle estimée par les méthodes M.C.O, D.M.C et semi-paramétrique. Ensuite, le système d'équations est estimé par la méthode semi-paramétrique. Les instruments pour estimer le modèle sont les premiers retards des variables dépendants (ou les deux variable endogènes dans ce modèle). En régressant respectivement i_t et d_t sur une constante et leur premier retard, nous obtenons le coefficient du premier retard qui se veut statistiquement significatif. En effet, les statistiques t sur ces coefficients sont respectivement 33.1 et -3.74. Cela confirme la validité de nos instruments. Nous utilisons deux retards des variables dépendantes pour chacune des équations en raison de la forte autocorrélation jusqu'au deuxième retard de ces séries. Bien que ce choix ne se base pas sur un critère particulier, les expériences avec des choix alternatifs n'ont pas affecté nos résultats principaux. Le Tableau 5.2 présente les résultats de l'estimation de l'équation d'intervention (2-2) en utilisant la méthode itérative de Newton-Raphson pour résoudre le problème d'optimisation non linéaire. Cependant, le choix des valeurs initiales dépend de la robustesse des résultats d'estimation. En effet, plus les estimés sont proches des valeurs initiales, plus notre choix est

raisonnable. Après avoir choisi des valeurs initiales différentes, celles qui se veulent proches des estimés sont $\beta^0 = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5) = (0, -0.5, 1, 1, 0, 0)$. Le code terminal dans GAUSS qui est égal à 1 confirme cette conclusion.¹⁴ L'estimé de β_0 est proche de zéro, positif dans le premier cas et seulement significatif dans le troisième cas. L'estimé de β_1 est négatif et les estimés de β_2 et β_3 sont positifs dans les trois cas

Tableau 5.2 : Estimation de l'équation d'intervention de la BFa:

$$i_t = \beta_0 + \beta_1 g(d_t, \beta) + \beta_2 i_{t-1} + \beta_3 i_{t-2} + u_{1t}$$

M.C.N.L			
Paramètre	Estimé	Écart-type	Statistique t
β_0	0.0002	0.004	0.057
β_1	-3.985	10.21	n.a
β_2	2.843	1.352	n.a
β_3	1.130	0.990	n.a
β_4	-0.320	0.067	-4.778
β_5	-0.235	0.067	-3.513
V.I.N.L			
β_0	-0.0003	0.004	-0.063
β_1	-3.652	30.18	n.a
β_2	3.063	4.495	n.a
β_3	1.761	2.783	n.a
β_4	-0.317	0.069	-4.61
β_5	-0.232	0.068	-3.40
Semi-paramétrique			
β_0	-0.0003	0.0001	-3
β_1	-3.827	0.610	n.a
β_2	3.089	0.091	n.a
β_3	1.759	0.058	n.a
β_4	-0.317	0.001	-223
β_5	-0.232	0.001	-163

Tableau 5.3 : Estimation de l'équation caractéristique de la BFa :

¹⁴ Dans GAUSS, lors de la résolution d'un système d'équations non linéaire, le code terminal qui est égal à 1 indique que la valeur initiale d'une variable est proche de la solution.

$$d_t = \beta_0 + \beta_1 i_t + \beta_{21} d_{t-1} + \beta_{22} d_{t-2} + u_{2t}$$

M.C.O			
Paramètre	Estimé	Écart-type	Statistique t
β_0	-0.001	0.002	-0.43
β_1	-0.148	0.041	-3.64
β_{21}	0.974	0.066	14.7
β_{22}	-0.076	0.066	-1.17
D.M.C			
β_0	-0.001	0.002	-0.46
β_1	-0.075	0.147	-0.51
β_{21}	0.983	0.069	14.2
β_{22}	-0.083	0.067	-1.24
Semi-paramétrique			
β_0	-0.001	0.0001	-6.77
β_1	-0.074	0.010	-7.38
β_{21}	0.983	0.007	149
β_{22}	-0.084	0.006	-14.1

Tableau 5.4 : Estimation du système d'équations de la BFa

Semi-paramétrique			
Paramètre	Estimé	Écart-type	Statistique t
β_0	-0.0003	0.0001	-2.20
β_1	-3.665	0.143	n.a
β_2	3.063	0.020	n.a
β_3	1.760	0.020	n.a
β_{h1}	-0.317	0.001	-343
β_{h2}	-0.232	0.002	-100
β_b	-0.001	0.0002	-6.43
β_h	-0.075	0.0005	-162
β_{21}	0.983	0.004	223
β_{22}	-0.083	0.005	-18

avec des écart-types qui sont substantiellement différents. Il est à noter que les statistiques t de ces trois paramètres ne peuvent pas être calculées en raison de l'invalidité de celles-ci (voir la discussion dans le chapitre IV). Les coefficients des deux retards de l'intervention sont statistiquement significatifs à un niveau de 5% dans les trois cas. Un tel résultat signifie que les décisions d'intervention antérieures de la BFa ont un effet sur la décision courante.

Les résultats d'estimation de l'équation (2-3) sont résumés au Tableau 5.3. Les estimés de β_0 et de β_1 sont négatifs et proches de zéro. À un niveau de 5%, β_0 est significatif seulement dans le cas de l'estimation semi-paramétrique ($6.767 > 1.96$) alors que β_1 est significatif avec les méthodes M.C.O et semi-paramétrique. Il en résulte que si la BFa augmente le changement de la réserve internationale de 1%, il y aura une appréciation du DM de 7.4 % (selon l'estimé semi-paramétrique). Le coefficient du premier retard est fortement significatif tandis que celui du deuxième est seulement significatif dans le cas de l'estimation semi-paramétrique.

Pour comparer les résultats précédents avec ceux de l'estimation du système entier, il faut consulter le Tableau 5.4. En général, nous avons trouvé que les estimés sont approximativement les mêmes entre l'estimation d'une seule équation et celle d'un système d'équations. De plus, ils sont approximativement les mêmes peu importe la méthode d'estimation en excluant les cas de l'estimation M.C.O et M.C.N.L. Toutefois, la différence des écart-types entre l'estimation semi-paramétrique et les autres méthodes est un résultat intéressant. En effet, les écart-types des estimés semi-paramétriques sont toujours inférieurs.

Les tests de la non-intervention, $H_0: \beta_1 = 0$, sont présentés au Tableau 5.5. Les hypothèses de la convexité de la fonction d'intervention et d'une forte intervention vers la dépréciation du taux de change font en sorte que β_1 doit être supérieur à 1 et β_2

Tableau 5.5 : Test de la présence de l'intervention de la BFa :

$H_0: \beta_1 = 0$		
M.C.O		
Test	Valeur de la statistique	Valeur- p
<i>Log-exp-W</i>	1.840	0.061
<i>Ave-W</i>	3.680	0.061
D.M.C		
<i>Log-exp-W</i>	0.810	0.249
<i>Ave-W</i>	1.620	0.249

doit être dans l'intervalle $[0, 1]$. En considérant 50 choix de la valeur de β dans l'intervalle $[1, 4]$ et 50 choix de la valeur de β dans l'intervalle $[0.75, 1]$, le vecteur β peut prendre 2500 formes différentes. La fonction de pondération $J(\beta)$ est linéairement décroissante en β et linéairement croissante en β . Autrement dit, le poids maximal est placé sur le point $\beta = (1, 1)$ et le poids minimal est placé sur le point $\beta = (4, 0.75)$. Le nombre de simulations utilisé pour calculer la valeur- p est $J = 1000$. Les tests de Wald de type moyenne, du log de Wald exponentiel et leurs valeurs- p montrent qu'on ne rejette pas l'hypothèse $\beta_1 = 0$ avec un niveau de significativité de 5%. Le non-rejet de H_0 implique que la BFa n'est pas intervenue pour cibler le taux de change au cours de la période de janvier 1980 à décembre 1998. Par souci de temps, le Tableau 5.5 ne présente pas les tests ainsi que les valeurs- p qui sont calculés à partir des estimateurs T.M.C et semi-paramétrique. En effet, afin de calculer une valeur- p en utilisant l'estimateur T.M.C, aucun résultat n'a été obtenu après un jour d'attente! Une même expérience a eu lieu, cette fois, avec un appareil de haute performance. Nous remarquons qu'en général, la différence des résultats de la méthode d'estimation M.C.N.L de l'équation (2-2) et de la méthode M.C.O de

l'équation (2-3) par rapport à ceux des autres méthodes peut s'expliquer par le fait que les régresseurs de ces deux équations ne sont pas exogènes bien que nous ne construisions pas un test d'exogénéité comme celui d'Hausman pour le confirmer.¹⁵

5.2.2. Intervention de la Banque du Mexique (BdM)

À la Figure 5.2, on observe que la série d_t est beaucoup plus volatile que la série i_t . Le changement de la réserve internationale est presque insensible par rapport aux larges déviations du taux de change. En effet, le Tableau 5.6 montre que ces deux

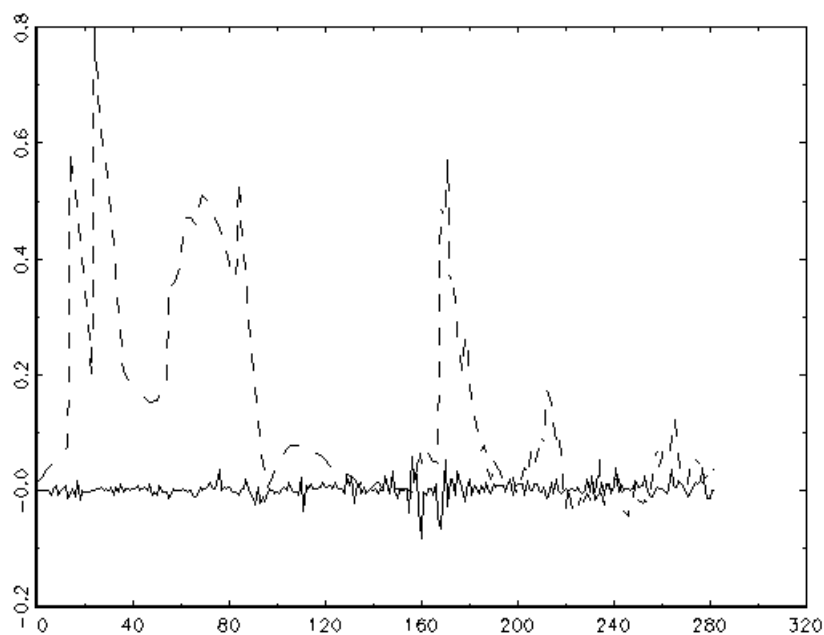


Figure 5.2 : Changement de la réserve (ligne solide) & déviation du taux de change (ligne cassée)

¹⁵ Le test d'Hausman est valide dans le cas _ connu mais invalide dans le cas contraire.

Tableau 5.6 : Statistiques descriptives

Statistiques	Réserve i_t	Déviation d_t	Taux ciblé s_t^*
Moyenne	0.002	0.143	0.540
Écart type	0.014	0.180	1.89
Corrélation Entre i_t et d_t	-0.059		
\square_1	0.05	0.94	0.99
\square_2	0.002	0.89	0.98
\square_3	-0.03	0.84	0.97
\square_4	-0.06	0.79	0.96
\square_5	0.08	0.75	0.95
Asymétrie	8.0	190	0.76
Kurtosis	694	26	17.3
Jarque-Bera	702	216	18.06
Test ADF	-11.66	-3.82	-1.72

séries sont faiblement corrélées négativement avec un coefficient de corrélation de -5.9% . La série d_t est, quant à elle, positivement et fortement autocorrélée avec des degrés d'autocorrélation décroissants du premier ordre (0.94) au cinquième (0.75). Pour ce qui est de la série i_t , elle demeure légèrement autocorrélée. Le taux de change ciblé, s_t^* , est positivement autocorrélé avec de forts degrés d'autocorrélation à tous les retards (\square_1 1.00). L'asymétrie est positif pour les trois séries, ce qui signifie que leurs distributions ont une queue de droite épaisse. Les trois séries sont fortement leptokurtiques par rapport à la distribution normale en raison de leurs kurtosis qui sont supérieurs à 3. Le test de Jarque-Bera confirme qu'on rejette l'hypothèse de la normalité des séries i_t , d_t et s_t^* avec un niveau de significativité de 5% (les tests J-B > 5.99). Le test de racine unitaire (ADF) nous indique que i_t et d_t sont stationnaires (11.66, 3.82 > 2.89) mais que le taux ciblé contient une racine unitaire (1.72 < 2.89). En résumé, on remarque que les hypothèses imposées sur ces trois variables sont valides.

Pour estimer l'équation (2-2) par les méthodes M.C.N.L et V.I.N.L, nous choisissons les valeurs initiales qui sont les mêmes que celles dans le cas de la BFa, $\beta^0 = (0, -0.5, 1, 1, 0, 0)$. Le code terminal dans GAUSS qui est égale à 1 indique que la solution du problème d'optimisation est robuste. D'après le Tableau 5.7, les estimés de β_0 , β_1 , β_{h1} , et β_{h2} sont proches de zéro. Cependant, le terme constant β_0 est significatif avec les méthodes M.C.N.L et semi-paramétrique avec un seuil de significativité de 5%. Le coefficient β_{h1} est significatif seulement avec la méthode

Tableau 5.7 : Estimation de l'équation d'intervention de la BdM :

$$i_t = \beta_0 + \beta_1 g(d_t, \beta) + \beta_{h1} i_{t-1} + \beta_{h2} i_{t-2} + u_{1t}$$

M.C.N.L			
Paramètre	Estimé	Écart-type	Statistique t
β_0	0.002	0.001	2.05
β_1	-0.007	0.021	n.a
β	2.089	5.119	n.a
β	-67.37	1043	n.a
β_{h1}	0.046	0.060	0.76
β_{h2}	-0.005	0.090	-0.08
V.I.N.L			
β_0	0.002	0.003	0.58
β_1	0.002	0.010	n.a
β	1.028	8.659	n.a
β	-29.96	717	n.a
β_{h1}	0.049	0.060	0.82
β_{h2}	0.001	0.060	0.01
Semi-paramétrique			
β_0	0.002	0.0001	13.4
β_1	0.002	0.0004	n.a
β	1.035	0.376	n.a
β	-30.54	31.34	n.a
β_{h1}	0.049	0.003	18.9
β_{h2}	0.001	0.003	0.24

semi-paramétrique tandis que β_{h2} n'est pas significatif dans tous les cas. L'estimé de β_{h1} , étant positif dans les deux derniers cas, n'est pas prévu dans le modèle. Par ailleurs, l'estimé de β est largement négatif avec un écart-type extrêmement grand dans tous les cas. Il faut noter qu'une telle valeur n'est pas souhaitable dans le modèle.

Le Tableau 5.8 rapporte les résultats de l'estimation de l'équation (2-3) de la BdM. Avec un niveau de 5%, tous les paramètres de cette équation sont statistiquement significatifs dans le cas de l'estimation semi-paramétrique. Le signe négatif de l'estimé de β signifie que si la BdM augmente le changement de la réserve internationale de 1%, il y aura une appréciation du peso de 771% (selon l'estimé semi-paramétrique). Un tel résultat, qui est vraiment surprenant, n'est intuitivement

Tableau 5.8 : Estimation de l'équation caractéristique de la BdM :

$$d_t = \beta_0 + \beta_1 i_t + \beta_{21} d_{t|Q1} + \beta_{22} d_{t|Q2} + u_{2t}$$

M.C.O			
Paramètre	Estimé	Écart-type	Statistique t
β_0	0.010	0.005	2.20
β_1	-0.929	0.261	-3.56
β_{21}	0.917	0.058	15.68
β_{22}	0.024	0.058	0.41
D.M.C			
β_0	0.025	0.027	0.94
β_1	-9.288	13.98	-0.66
β_{21}	0.838	0.183	4.57
β_{22}	0.117	0.200	0.58
Semi-paramétrique			
β_0	0.022	0.001	16.6
β_1	-7.710	0.548	-14.1
β_{21}	0.909	0.025	36.1
β_{22}	0.048	0.024	2.00

Tableau 5.9 : Estimation du système d'équations de la BdM

Paramètre	Semi-paramétrique		
	Estimé	Écart-type	Statistique t
β_0	0.0016	0.002	0.80
β_1	0.002	0.003	n.a
β	0.870	1.546	n.a
β	-35.04	172.8	n.a
β_{h1}	0.051	0.033	1.53
β_{h2}	0.002	0.049	0.04
β_b	0.025	0.0005	51
β_h	-9.288	0.008	-1098
β_{b1}	0.838	0.005	162
β_{b2}	0.117	0.005	23.6

pas souhaitable car l'estimé est deux ordres de grandeur plus élevé que celui de la BFa.

Le Tableau 5.9 nous permet de comparer les résultats de l'estimation avec une seule équation avec ceux de l'estimation d'un système entier. Nous obtenons les écart-types des estimés qui sont substantiellement différents. Par rapport au Tableau 5.7, les écart-types des estimés semi-paramétriques du système entier sont supérieurs à ceux de la seule équation. Toutefois, les estimés semi-paramétriques sont efficaces contrairement aux estimés des autres méthodes. Malgré le fait que le test d'exogénéité des régresseurs ne soit pas effectué, la différence entre les estimés M.C.O (M.C.N.L) et ceux D.M.C (V.I.N.L) suggère la présence possible d'endogénéité des régresseurs.

À la Figure 5.2, on constatait une faible corrélation négative entre les deux séries i_t et d_t avec un coefficient de corrélation de -5.9% . Seulement en observant ce Tableau, on constate que le changement de la réserve internationale est insensible à la variation de la déviation du taux de change. Il apparaît évident que la BdM n'intervenait pas sur le marché peso-dollar américain afin de cibler le taux de change

Tableau 5.10 : Test de la présence de l'intervention de la BdM :
 $H_0: \beta_1 = 0$

M.C.O		
Test	Valeur de la statistique	Valeur- p
<i>Log-exp-W</i>	0.181	0.549
<i>Ave-W</i>	0.180	0.549
D.M.C		
<i>Log-exp-W</i>	0.362	0.785
<i>Ave-W</i>	0.360	0.785

au cours de la période de janvier 1980 à juin 2004. Les valeurs- p du test H_0 qui sont présentés dans le Tableau 5.10 confirment cette conclusion. Celles-ci étant toujours supérieures à 5%, on ne rejette donc pas l'hypothèse nulle.

5.2.3. Intervention de la Banque du Japon

D'après la Figure 5.3, la déviation du taux de change est plus volatile que le changement de la réserve à travers la période examinée. Toutefois, on remarque que la série i_t a des sauts substantiels au cours des derniers mois. Les statistiques descriptives dans le Tableau 5.11 montrent que les deux séries sont fortement corrélées négativement avec un coefficient de corrélation de -20% . De plus, celles-ci sont fortement autocorrélées. Le taux de change ciblé, s_t^* , est positivement corrélé avec de forts degrés d'autocorrélation à tous les retards ($\beta_1 = 1.00$). L'asymétrie qui est positif pour les trois séries nous indique que leurs distributions ont une queue de droite épaisse. Les séries i_t et s_t^* sont fortement leptokurtiques ($6762, 46.3 > 3$) tandis que la série d_t est platykurtique par rapport à la distribution normale ($0.27 < 3$). Le test de Jarque-Bera confirme qu'on doit rejeter l'hypothèse de la normalité des séries

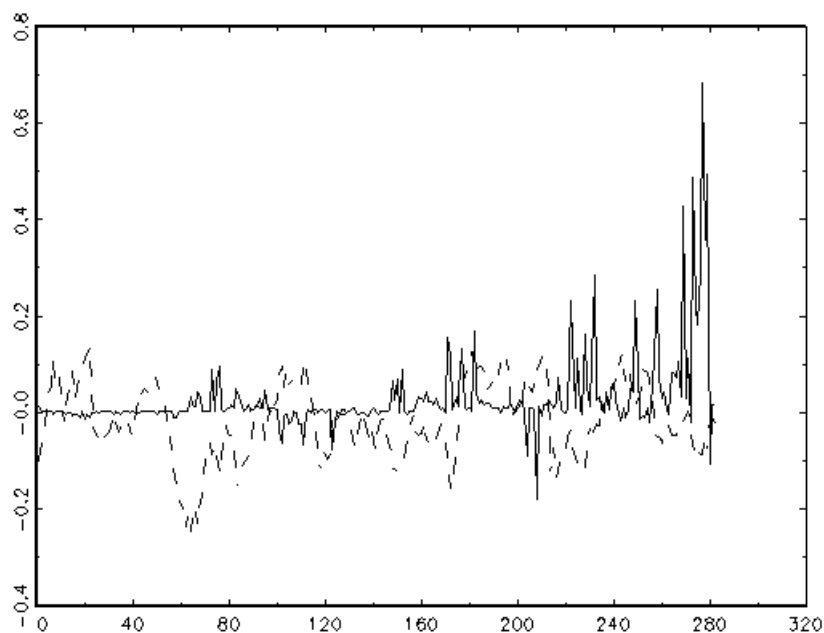


Figure 5.3 : Changement de la réserve (ligne solide) & déviation du taux de change (ligne cassée)

Tableau 5.11 : Statistiques descriptives

Statistiques	Réserve i_t	Déviation d_t	Taux ciblé s_t^*
Moyenne	0.028	-0.016	4.963
Écart type	0.081	0.078	0.300
Corrélation entre i_t et d_t	-0.20		
ρ_1	0.45	0.90	0.99
ρ_2	0.41	0.80	0.99
ρ_3	0.24	0.69	0.99
ρ_4	0.38	0.57	0.98
ρ_5	0.23	0.48	0.97
Asymétrie	962	38.2	47.5
Kurtosis	6762	0.27	46.3
Jarque-Bera	7725	38.5	93.8
Test ADF	-5.10	-4.08	-0.70

i_t , d_t et s_t^* avec un niveau de significativité de 5% (les tests J-B > 5.99). Le test de racine unitaire nous indique que i_t et d_t sont stationnaires (5.10, 4.08 > 2.89) alors que le taux ciblé contient une racine unitaire (0.7 < 2.89). En résumé, on remarque que les hypothèses imposées sur ces trois variables sont valides.

Le choix des valeurs initiales pour estimer l'équation d'intervention (2-2) par M.C.N.L et V.I.N.L est différent de celui des deux exemples précédents, notamment, $\varphi^0 = (0, -1, 1, 1, 0, 0)$. Le code terminal dans GAUSS qui est égal à 1 conclut que la

Tableau 5.12 : Estimation de l'équation d'intervention de la BdJ :

$$i_t = \varphi_0 + \varphi_1 g(d_t, \varphi) + \varphi_{11} i_{t-1} + \varphi_{12} i_{t-2} + u_{1t}$$

M.C.N.L			
Paramètre	Estimé	Écart-type	Statistique t
φ_0	0.011	0.005	2.30
φ_1	-0.559	9730	n.a
φ	6.039	6231	n.a
φ	0.635	7546	n.a
φ_{11}	0.336	0.058	5.80
φ_{12}	0.259	0.058	4.48
V.I.N.L			
φ_0	0.012	0.008	1.41
φ_1	1.175	191	n.a
φ	3.562	58	n.a
φ	1.609	133	n.a
φ_{11}	0.336	0.059	5.65
φ_{12}	0.259	0.059	4.41
Semi-paramétrique			
φ_0	0.012	0.0003	37.7
φ_1	1.156	7.23	n.a
φ	3.575	2.18	n.a
φ	1.686	5.07	n.a
φ_{11}	0.335	0.002	149
φ_{12}	0.259	0.002	116

solution du problème d'optimisation est robuste. Les paramètres de β_0 , β_{11} , β_{12} sont statistiquement significatifs avec un seuil de significativité de 5% sauf β_0 ne l'est pas dans le cas de l'estimation V.I.N.L. Au Tableau 5.12, dans tous les cas, l'estimé de β_0 n'est pas loin de zéro. Les estimés de β_1 , β et β sont différents dépendamment qu'on utilise la première méthode ou la deuxième. Leurs écart-types sont tellement grands bien qu'ils diminuent avec la dernière méthode. L'estimé de β_1 qui se veut positif dans les deux derniers cas est contraire aux attentes. La grande différence entre les estimés M.C.N.L et ceux V.I.N.L suggère la possibilité d'endogénéité des régresseurs.

Les résultats de l'estimation de l'équation (2-3) de la BdJ sont présentés dans le Tableau 5.13. Avec un niveau de significativité de 5%, tous les paramètres de cette

Tableau 5.13 : Estimation de l'équation caractéristique de la BdJ :

$$d_t = \beta_0 + \beta_1 i_t + \beta_{21} d_{t-1} + \beta_{22} d_{t-2} + u_{2t}$$

M.C.O			
Paramètre	Estimé	Écart-type	Statistique t
β_0	0.0001	0.002	0.06
β_1	-0.067	0.024	-2.77
β_{21}	0.979	0.059	16.6
β_{22}	-0.096	0.058	-1.64
D.M.C			
β_0	-0.003	0.003	-1.00
β_1	0.037	0.057	0.65
β_{21}	1.005	0.062	16.2
β_{22}	-0.107	0.061	-1.77
Semi-paramétrique			
β_0	-0.002	0.0001	-20
β_1	0.037	0.003	12.5
β_{21}	1.005	0.003	306
β_{22}	-0.108	0.003	-34

Tableau 5.14 : Estimation du système d'équations de la BdJ

Paramètre	Semi-paramétrique		
	Estimé	Écart-type	Statistique t
β_0	0.012	0.0002	66.4
β_1	1.179	0.089	n.a
β	3.562	0.040	n.a
β	1.610	0.047	n.a
β_{h1}	0.336	0.0012	280
β_{h2}	0.259	0.0016	161
β_b	-0.002	0.0001	-16.2
β_h	0.037	0.0002	209
β_{b1}	1.005	0.004	253
β_{b2}	-0.107	0.004	-29.5

équation sont statistiquement significatifs dans le cas de l'estimation semi-paramétrique. Il y a seulement le coefficient β_{b1} qui se veut statistiquement significatif dans tous les cas. L'estimé de β_h , qui est positif dans les deux derniers, est un résultat non attendu pour le modèle. Selon le résultat de l'estimation semi-paramétrique, si la BdJ augmente le changement de la réserve internationale de 1%, il y aura une dépréciation du yen de 3.7%. Un tel résultat est surprenant. Toutefois, l'estimation semi-paramétrique est toujours efficiente en raison des écart-types des estimés qui sont les plus petits.

Le Tableau 5.14 présente les résultats d'estimation du système entier. Nous obtenons des estimés qui sont approximativement les mêmes que ceux à une seule équation mais on constate que leurs écart-types sont généralement inférieurs.

Le Tableau 5.15 illustre le fait qu'on ne rejette pas l'hypothèse $\beta_1 = 0$ avec un niveau de significativité de 5% car les valeurs critiques sont très élevées. Ainsi, d'après ce résultat, la BdJ n'est pas intervenue pour cibler le taux de change au cours

de la période allant de janvier 1980 à juin 2004. Ce résultat est contraire à celui trouvé dans la littérature qui soutient que la BdJ est régulièrement intervenue sur le marché yen-dollar américain afin de cibler le taux de change (voir Frenkel et al, 2005).

Tableau 5.15 : Test de la présence de l'intervention de la BdJ :

$H_0: \varpi_1 = 0$		
M.C.O		
Test	Valeur de la statistique	Valeur- p
<i>Log-exp-W</i>	0.050	0.764
<i>Ave-W</i>	0.100	0.764
D.M.C		
<i>Log-exp-W</i>	0.049	0.940
<i>Ave-W</i>	0.098	0.940

CONCLUSION

Un large champ de la littérature porte sur la spécification de la fonction d'intervention de la banque centrale lorsqu'elle intervient sur le marché des changes. La littérature met plus particulièrement l'accent sur la politique monétaire dans cette fonction afin d'expliquer le mieux possible le comportement de la banque centrale. Le modèle linéaire, synthétisé par Edison (1993), est dérivé sur une base *ad hoc*. Almekinders et Eijffinger (1996) ont démontré que ce modèle s'avère inapproprié pour capter l'intervention discontinue de la banque. Ces auteurs ont alors présenté un modèle dérivé de manière formelle. Leur fonction d'intervention consistait en effet à la combinaison d'un modèle GARCH du taux de change et d'une fonction de perte de la banque centrale. De son côté, Hodgson (2005) a proposé un modèle non linéaire d'équations simultanées auquel on retrouve toutes les évidences empiriques dans la littérature. Que ce soit au sujet de la structure des modèles qu'à la construction de variables, différentes avenues n'ont pas encore été explorées.

L'objectif de ce mémoire consiste à appliquer le modèle d'Hodgson (2005) qui se veut plus informatif pour capter adéquatement le comportement réel de la banque centrale. De plus, ce mémoire préconise l'utilisation de la méthode de l'efficacité semi-paramétrique afin d'estimer un modèle dans lequel la distribution du terme d'erreur est inconnue. Par ailleurs, nous soutenons que les tests optimaux d'Andrews-Plobergers (1994) doivent être utilisés lorsqu'il existe un paramètre de nuisance dans le modèle. En utilisant les données mensuelles de la réserve internationale et du taux de change qui sont disponibles dans SFI du FMI, les résultats de notre étude démontrent que la Banque Fédérale allemande, la Banque du Mexique et la Banque

du Japon n'étaient pas intervenues pour cibler leurs devises domestiques par rapport au dollar américain au cours de la période allant de janvier 1980 à décembre 2004. Toutefois, le changement de la réserve internationale a un impact sur la déviation du taux de change même si la variation de la déviation ne provoque pas de réaction de la banque centrale. En effet, une hausse du changement de la réserve de 1% dans chacune des banques domestiques provoque une appréciation du DM de 7.4%, une appréciation du peso de 771% et exceptionnellement, une dépréciation du yen de 3.7%. Il est certain que le manque de données de qualité ainsi que la qualité des variables instrumentales peuvent avoir affecté nos résultats. Néanmoins, l'efficacité des paramètres estimés du modèle dans un contexte d'estimation semi-paramétrique est utilisée est un résultat intéressant et désirable. Nous proposons aux chercheurs d'améliorer nos résultats en trouvant les variables instrumentales optimales pour estimer le modèle d'Hodgson (2005). Aussi, nous espérons que les banques centrales mettront les données caractérisant la politique d'intervention à la connaissance du public.

BIBLIOGRAPHIE

Almekinders, G.J. 1995. *Foreign Exchange Intervention: Theory and Evidence*. Edward Elgar.

Almekinders, G.J. et Eijffinger, S.C.W. 1991. «Empirical evidence on Foreign Exchange Market intervention: Where do we stand?». *Weltwirtschaftliches Archiv*, p. 645-677.

Almekinders, G.J. et Eijffinger, S.C.W. 1996. «A friction model of daily Bundesbank and Federal Reserve intervention». *Journal of Banking and Finance*, vol. 20, p. 1365-1380.

Andrews, D.W.K. et Ploberger, W. 1994. «Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative». *Econometrica*, vol. 62, p. 1383-1414.

Artus, J.R. 1976. «Exchange rate stability and managed floating: The experience of the Federal Republic of Germany». *Staff Papers*, International Monetary Fund, vol. 23, p. 312-333.

Bickel P.J. 1982. «On adaptive estimation». *Annals of Statistics*, vol. 10, p. 647-671.

Brown, B.W. et Hodgson, D.J. 2005. «Efficient semiparametric estimation of dynamic nonlinear systems under elliptical symmetry». *Working paper*, Rice University et Université du Québec à Montréal.

Dominguez, K. et Frankel, J. 1993a. «Does foreign exchange intervention matter? The portfolio effect». *American Economic Review*, vol. 83, no. 5, p. 1356-1369.

Dornbusch, R. 1980. «Exchange rate economics: Where do we stand?». *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1, p. 143-185.

Edison, H. 1993. «The effectiveness of central bank intervention: A survey of the literature after 1982». *Princeton University Special Papers in International Economics*, no. 18.

Flood, R.P., Rose, A.K. et Mathieson, D.J. 1991. «An empirical exploration of exchange rate target zones». *Carnergie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 35, p. 7-66.

Frenkel, M., Pierdzioch, C. et Stadtmann G. 2005. «Japanese and U.S. interventions in the yen/U.S. dollar market: estimating the monetary authorities' reaction functions». *The Quarterly Review of Economics and Finance*, vol. xxx, p. xxx-xxx.

Greene, W. H. 2003. *Econometric Analysis*. Prentice Hall, vol. 5.

Hamilton, J.D. 1994. *Time Series Analysis*. Princeton, NJ: Princeton University Press.

Hansen, B.E. 1996. «Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis». *Econometrica*, vol. 64, p. 413-430.

Hodgson, D.J. 2005. «Models of foreign exchange intervention: estimation and testing». *Working paper*, Université du Québec à Montréal.

Hodgson, D.J., Linton, O. et Vorkink, K. 2002. «Testing the Capital Asset Pricing Model efficiently under elliptical symmetry: a semiparametric approach». *Journal of Applied Econometrics*, vol. 17, p. 617-639.

International Monetary Fund, 1993. The Articles of Agreement, no. IV, Washington, DC.

Krugman, P.A. et Obstfeld, M. 2000. *International Economics: Theory and Policy*. Addison-Wesley.

Longworth, D. 1980. «Canadian intervention in the foreign exchange market : A note». *The Review of Economics and Statistics*, vol. 62, p. 284-287.

Newey, W. K. 1989. «Locally efficient, residual-based estimation of nonlinear simultaneous equations». *Belcore Economics Discussion Paper*, vol. 59.

Newey, W. K. 1990. «Efficient instrumental variables estimation of nonlinear models». *Econometrica*, vol. 58, p. 809-837.

Newey, W. K. 1990. «Semiparametric efficient bounds». *Journal of Applied Econometrics*, vol. 5, p. 99-135.

Newey, W. K. 1994. «The Asymptotic Variance of Semiparametric Estimators». *Econometrica*, vol. 62, p. 1349-1382.

Rogers, J.M. et Siklos, P.L. 2003. «Foreign exchange market intervention in two small open economies: the Canadian and Australian experience». *Journal of International Money and Finance*, vol. 22, p. 393-416.

Rosett, R.N. 1959. «A statistical model of friction in economics». *Econometrica*, vol. 27, p. 263-267.

Sarno, L. et Taylor, M.P. 2001. «Official intervention in the foreign exchange market: Is it effective and, if so, how does it work?». *Journal of Economic Literature*, vol. 39, p. 839-868.

Staiger, D. et Stock, J.H. 1997. «Instrumental Variables Regression with Weak Instruments». *Econometrica*, vol. 65, p. 557-586.

Stock, J.H. et Yogo, M. 2002. «Testing for Weak Instruments in linear IV regression». Forthcoming in J.H. Stock and D.W.K. Andrews (eds), *Identification and Inference in Econometrics Models: Essay in Honor of Thomas J. Rothenberg*, Cambridge University Press.

Wald, A. 1943. «Tests of statistical hypotheses concerning several parameters when the number of observation is large». *Transactions of the American Mathematical Society*, vol. 54, p. 426-482.