

U n i v e r s i t é T u n i s E l - M a n a r

F a c u l t é d e s S c i e n c e s E c o n o m i q u e s
e t d e G e s t i o n d e T u n i s

M A S T E R E

E c o n o m i e m o n é t a i r e
e t b a n c a i r e

Essai en finance internationale

**Taux de change, les énigmes macroéconomiques et les
outils de la microstructure : théorie et essai de validation
empirique**

Avril 2004

Candidate

Saida Ktifa

Directeur de recherches

Chaker ALOUI

MASTERE

Economie monétaire
et bancaire

Essai en finance internationale

**Taux de change, les énigmes macroéconomiques et les
outils de la microstructure : théorie et essai de validation
empirique**

Avril 2004

Exchange rate, the macroeconomic puzzle And microstructure tools

Abstract

In this study, we make use of time series analyses to calculate natural real exchange rate, the relationship between exchange rate and fundamentals and between trading volumes and volatility. We find that while, terms of trade, the productivity and world interest rate affect the real exchange rate in long run. We find also that the TND was undervalued since 1986 refer to his equilibrium rate (NATREX). In other hand, we use estimates from a GARCH(1.1) model, we find that in most cases unexpected trading volumes and volatility are positively correlated (TND/EUR, TND/USD), suggesting that both are driven by the arrival of public information, as predicted by the mixture of distributions hypothesis. This argument is an indication of liquid interbank market for both TND/EUR and TND/USD parities (1997: 01-2004: 02) daily frequency

JEL Classification: G15, F31, F33, F41, F47

Key words : Overshooting, Exchange rate disconnect puzzle, NATREX, Microstructure, Foreign exchange, Volatility.

Taux de change, les énigmes macroéconomiques et les outils de la microstructure

Résumé

Dans ce travail, nous tenterons d'analyser les séries temporelles pour cerner et calculer le taux de change naturel réel, d'évaluer la relation entre le cours de change et ses fondamentaux et spécifier la relation entre volumes des transactions et volatilité. Les résultats obtenus stipulent qu'il existe une relation de long terme entre le taux de change et ses fondamentaux (les termes de l'échange, la productivité et le taux d'intérêt mondiale). Les mécanismes utilisés expliquent aussi une dépréciation du Dinar de faible ampleur dès 1986. Alors que les résultats obtenus à partir de la modélisation GARCH(1.1) stipulent la pertinence de l'hypothèse de distribution mixte, suggérant par voie de conséquence une relation de corrélation positive entre le volume non anticipé et la volatilité (TND/EUR, TND/USD). Ce résultat constitue un signal de bonne liquidité sur le marché des changes interbancaire tunisien pour le TND/EUR, TND/USD (1997 : 01-2004 : 02) fréquence journalière.

Classification JEL: G15, F31, F33, F41, F47

Mots clés : Overshooting, l'énigme de déconnexion du taux de change, NATREX, Microstructure, marché des changes, Volatilité.

Remerciements

Je tiens, tout d'abord, à remercier mon directeur de recherches ALOUI Chaker pour son intérêt, ses encouragements et les précieux conseils qu'il m'a accordés. Je tiens aussi à adresser mes vifs remerciements aux responsables du service des changes de la Banque Centrale de Tunisie.

Que tous ceux qui m'ont aidé de près ou de loin trouvent ici le témoignage de ma sincère reconnaissance.

DEDICACE

A mes chers parents

A mon cher frère Lotfi

A tous ceux que j'aime

TABLE DES MATIERES

Introduction générale.....	1
Chapitre I. L'énigme et l'approche fondamentale de détermination du taux de change : Théorie essai de validation empirique.....	4
1. L'énigme du taux de change	5
1.1. Les concepts alternatifs des taux de change d'équilibre.....	5
2. Etat de la question	7
2.1. Le modèle NATREX.....	7
2.1.1. La structure de base du modèle NATREX.....	7
2.1.2. Le modèle.....	9
2.2. L'approche BEER.....	10
2.3. Les modèles monétaires.....	12
2.3.1. Le modèle monétaire à prix flexible.....	12
2.3.1.1. L'équation fondamentale.....	12
2.3.1.2. Le modèle monétaire à prix rigide.....	13
2.4. Le modèle d'équilibre de portefeuille.....	13
2.4.1. Les équations du modèle.....	14
2.4. 2. Fonctionnements et résultats.....	14
3. Etat de la question	15
3.1. Statistiques du modèle NATREX.....	15
3.1.1. Test de racine unitaire.....	15
3.1.2. Le test de cointégration de Johansen.....	16
3.2. Les tests de stabilité et désalignement.....	16
3.2.1. Le test de désalignement.....	16
3.2. 2. Le test de stabilité.....	17
3.2. Les résultats d'estimation de l'approche BEER.....	17
3.3. Tests de la classe des modèles monétaires.....	18
4. L'interaction entre le cours de change et le modèle monétaire à prix flexible	19
4.1. Présentation du modèle.....	19
4.1.1. Application de procédure Irfan Civir [2003]	19
4.1.2. Données et commentaires des résultats.....	20

Conclusion.....	26
Référence.....	27
Chapitre II. L'overshooting, l'énigme de taux de change et les fondamentaux macroéconomiques : fondements théoriques et essai de validation empirique.....	29
1. L'overshooting et l'énigme de déconnexion du taux de change.....	30
1.1 Etat de la question.....	30
1.2. Pourquoi les taux de change sont volatiles et apparemment déconnecter des fondamentaux ?.....	31
1.3. L'overshooting des taux de change.....	32
2. L'overshooting et la controverse sur les régimes du taux de change.....	33
2.1. Est-ce que le régime du taux de change évite L'overshooting ?.....	33
2.2. Les régimes intermédiaires et les solutions accaparées.....	34
2.3. Le rationnement du control du capital.....	36
2.4. Les régimes du taux de change et la performance macroéconomique.....	37
3. L'énigme du taux de change et les fondamentaux macroéconomiques.....	38
3.1. Etat de la question.....	39
3.2. L'analyse de la relation entre le TCR et ces fondamentaux.....	40
3.2.1. Les termes de l'échange.....	40
3.2.2. Le TCR et le développement de la productivité.....	40
3.2.3. La relation taux de change –taux d'intérêt.....	41
4. Impact des fondamentaux sur la volatilité du dinar.....	42
4.1. Le modèle.....	42
4.1.2. Données et commentaire des résultats.....	43
Conclusion	51
Références.....	52
Chapitre III. Approche de la microstructure et dynamique du taux de change : théorie et essai investigation empirique.....	54
1. Vu d'ensemble de l'approche de la microstructure.....	55
1.1. symboles de l'approche de la microstructure.....	55
1.1.1. flux d'ordre.....	55
1.1.2. fourchettes de prix (bid-ask spread).....	56
1.2. Etat de la question.....	56
2. le change : les énigmes macroéconomiques et les outils microstructurels.....	60
2.1. le flux d'ordre : un ensemble d'information.....	60

2.1.1. le flux d'ordre et les taux de change.....	60
3. Dynamique de flux d'ordre et processus de fixation de prix.....	63
3.1. Evidence empirique sur le flux d'ordre informatif.....	63
3.1.1. Les effets persistants des flux d'ordre.....	63
3.1.2. Fourchette des prix et le flux d'ordre informatif.....	64
3.1.3. les fluctuations en réponse à des moments d'arrêt des transactions.....	64
3.1.4. Une enquête sur les dealers.....	64
3.2. l'information privée.....	65
3.3. processus de fixation de prix.....	65
4. Le volume des transactions et la volatilité du dinar sur le marché des changes tunisien.....	67
4.1 Présentation de la base des données.....	68
4.2 Analyse du volume des transactions par la méthode de Box-Jenkins [1976].....	68
4.3. la jonction volatilité-volume.....	73
Conclusion.....	79
Référence.....	80
Conclusion générale.....	82

INTRODUCTION GENERALE

Introduction générale

“Macroeconomists have long observed that exchange rates both in nominal and real terms are more volatile than would seem to be justified by conventional macroeconomic models and that the models’ short-term explanatory power is limited. Clearly, exchange rates can remain fairly long outside of the “fair” value, be it based on fundamental- or equilibrium-based calculations. In contrast, models augmented with microeconomic variables such as the order flow of foreign exchange in the field of microstructure finance seem to do much better in the short term” (Ales [2004], p. 4)

La finance internationale a constitué un champ d’investigation particulièrement recherché des économistes et il existe une littérature importante sur ce sujet. Celle-ci n’est pas toujours directement accessible à ceux qui n’ont eu qu’une formation superficielle aux disciplines économiques. Par contre, ce domaine particulièrement important pour la vie courante fait l’objet de commentaires et analyses régulières dans la grande presse ou dans les ouvrages. Les fluctuations du taux de change et les mouvements des échanges sont le produit de l’interaction d’événements et de circonstances particulières à beaucoup d’économies différentes. Comprendre donc pourquoi les taux enregistrent de telles variations constitue sans doute l’une des préoccupations principales des économistes spécialisés. Pour y parvenir, il convient de partir d’une idée simple. Celle de l’extrême sensibilité des cours de change aux déterminants et aux anticipations. La nécessité de définir un taux de change de références découle de l’échec récurrent des modèles traditionnels (parité des pouvoirs d’achat, parité de taux d’intérêt, modèles monétaires, modèles d’équilibre de portefeuille...) qui formalisent les taux de change à partir des déterminants fondamentaux ou sous-jacents. Le calcul d’un taux de change d’équilibre à partir d’un écart d’inflation cumulé depuis une période de référence choisie en fonction d’une situation d’équilibre antérieure a posé un problème de validation empirique. L’échec des modèles privilégiant, soit un équilibre monétaire, soit un équilibre de portefeuille est attribué à la non significativité des paramètres estimés qui changent de signes en fonction des périodes d’analyse ou des définitions retenues de taux de change (Cartapanis [1996]). L’instabilité des paramètres estimés touche aussi les modèles d’équilibre des marchés d’actifs ou le taux de change est un prix d’équilibre des structures désirées de portefeuilles d’actifs multidevises. En plus, les écarts persistants vis à

vis de la parité des taux d'intérêt ont suscité un renouvellement théorique consistant à tenir compte des changements de régimes monétaire et financier et l'introduction du problème du peso quand un choc de probabilité non nulle est intégré aux anticipations, créant une tension, sans que le choc ne se confirme ex-post. Comme le souligne Ales [2004], l'échec récurrent des déterminants fondamentaux touche aussi des modèles d'optimisation intertemporelle (Obstfeld et Rogoff [1994]) d'inspiration néoclassique qui décrivent des comportements individuels d'optimisation à court terme ou, le taux de change d'équilibre est la solution d'un modèle d'équilibre générale avec un seul agent « représentatif », ayant des anticipations rationnelles et évoluant sur un marché de concurrence pure et parfaite. Cependant, les développements récents de la modélisation économétrique dynamique autour des techniques de cointégration ont permis d'établir des mouvements conjoints de plusieurs séries tendancielle tels qu'elles vérifiant approximativement une relation d'équilibre de long terme. Les modèles à correction d'erreur (error correction models) ont rationalisé cette modélisation dynamique de long terme et précisé les schémas d'ajustement partiel ou de correction d'erreur d'une variable économique à une cible notionnelle. En appliquant ces techniques récentes dans la modélisation du taux de change.

Cet échec récurrent de l'économie traditionnelle du taux de change a amené les économistes à poser des questions quant au fonctionnement du marché des changes, mettent en évidence l'importance du cadre organisationnel ainsi que la nécessité de la prise en compte du comportement et de l'hétérogénéité des intervenants. A cet égard, il existe de nos jours, d'autres tentatives intéressantes, a coté des modèles traditionnels, pour situer les évolutions du change courant. Mentionnons ici, plus particulièrement les modèles de « *NEWS* » de redéfinitions des anticipations en réponse à l'afflux des nouvelles informations (Evans et Lyons [2004]), ou des modèles fondés sur la microstructure des marchés des changes (Flood [1991], Lyons [1999],...). Cette recherche s'inscrit dans le cadre de l'étude de la dynamique du taux de change, ainsi qu'une remise en question de la notion des énigmes macroéconomiques et des outils microstructurels. La problématique proposée consiste à évaluer l'apport de l'application des approches macroéconomique et microstructurelle à l'économie du taux. Le but est d'apporter des éléments de réponse à certaines interrogations : (i) compte tenu des effets prévisibles d'une variation du change, les fondamentaux peuvent-ils expliquer les mouvements du taux de change ? (ii) Est ce que les outils de la microstructure sont en mesure d'apporter des éléments de réponses aux mouvements du taux de change sur le marché des changes interbancaire ?

L'objet de cette étude consiste à vérifier des régularités à long terme entre le taux de change et les fondamentaux. Ainsi, que de caractériser la relation entre le cours de change et les outils microstructurels. Afin de tenir compte de tous les aspects ci-avant mentionnés, notre travail se présente comme suit : un chapitre premier fournira une revue de la littérature de la théorie macroéconomique à travers la présentation des modèles développés au sein de la littérature importante sur ce sujet. Des équations macroéconomiques sont déduites avec une description des variables ainsi que d'une présentation de la significativité économique des paramètres utilisés. Au niveau de la partie empirique, nous testerons au sein de ce chapitre le modèle monétaire à prix flexible de Civir [2003]. Le deuxième chapitre rappellera les conditions théoriques et empiriques de la démarche adoptée et spécifiera les relations de long terme du taux de change-fondamentaux macroéconomique à partir des développements récents de la littérature qui se présente comme un renouvellement face à l'échec récurrent des modèles traditionnels de change. Nous allons étudier dans le volet empirique le modèle NATREX de Stein et Lim [2002], qui nous permet de vérifier des régularités à long terme entre le taux de change et les fondamentaux. Le troisième chapitre présentera une vue d'ensemble de la théorie de la microstructure à travers la présentation des principaux outils et modèles développés, permettant de sélectionner les caractéristiques microstructurelles des marchés financiers en générale et des changes en particulier. En fin, nous testerons le modèle Galati [2000] afin d'analyser empiriquement la relation volume des transaction-volatilité du cours de change dans le cadre du marché des changes tunisien.

**CHAPITRE I : L'ENIGME ET L'APPROCHE
FONDAMENTALE DE DETERMINATION DU
TAUX DE CHANGE**

Chapitre 1

L'énigme et l'approche fondamentale de détermination du taux de change : théorie et essai de validation empirique

“In the last decade or so, exchange rate economics has been a number of important developments, with substantial contributions to both the theory and the empirical understanding of exchange rate determination. Important developments in econometrics and the increasing availability of high-quality data have also stimulated a large amount of empirical work on exchange rate”. (Christopher et Sarno [2003], p. 53).

L'insertion des pays dans la finance internationale a induit des transformations des structures d'échange, qui sont des facteurs d'efficacité et des sources de développement à long terme. Mais ces changements structurels ne peuvent s'accomplir régulièrement et progressivement que si la relation entre le cours de change - déterminants fondamentaux, abouti à des équilibres macroéconomiques soutenables. Ces équilibres sont influencés par la politique économique notamment la politique du taux de change. A cet égard, Plusieurs approches théoriques ont été proposées pour expliquer l'équilibre de long terme des cours de change. L'objet de ce chapitre est de spécifier l'interaction entre le cours de change et les modèles structurels en se fondant sur les enseignements économétriques. Nous contenterons de présenter dans la première section l'énigme du taux de change. Dans la deuxième section nous présenterons une revue de la littérature théorique des modèles fondamentaux du taux de change. La troisième section s'intéressera aux travaux empiriques cherchant à valider les modèles théoriques. La quatrième section mettant en évidence une application empirique sur l'économie tunisienne.

1. L'énigme du taux de change

La plupart des travaux empiriques en finance internationale ont utilisé la méthode de la parité de pouvoir d'achat (PPA) pour tester la stationnarité du taux de change. A cet égard, plusieurs approches théoriques ont été proposées pour expliquer le comportement du long terme des taux de change, à savoir, le modèle monétaire de Dornbush et Frenkel [1976], le modèle de taux de change d'équilibre fondamental (Williamson [1994]) et le modèle du taux de change réel naturel (*natural real exchange rate* [NATREX]) (Stein [1994]). Cependant, Meese et Rogoff [1983] ont mis en évidence l'incapacité des principaux modèles structurels à battre un processus simple de marche aléatoire.

De nombreuses autres études empiriques ont alors été menées pour tester l'existence de relation de cointégration entre le taux de change et ses fondamentaux. Généralement ces travaux sont fondés sur la méthode d'Engel et Granger [1987]. Plus récemment, Johansen [1988] a proposé une méthode d'estimation fondée sur le maximum de vraisemblances. Cette méthode est appliqué aux tests des modèles fondamentaux (Najand et Bond [2000]. En plus de ces méthodes, d'autres travaux empiriques ont utilisé la méthode de Panel pour circonvenir les problèmes de stationnarité, Mac Donald [1996]. Cheung et Lai [2001] ont utilisé le processus de mémoire longue et montrent que l'ordre d'intégration des séries utilisées est entre zéro et un. Néanmoins, l'échec relatifs aux approches fondamentales a incité les auteurs à chercher d'autres déterminants expliquant mieux les mouvements du taux de change tels que les modèles fondées sur l'approche de la microstructure (Lonys [1999] et autres).

1.1. Les concepts alternatifs des taux de change d'équilibre

Les relations fondamentales de détermination de change sont principalement la parité de pouvoir d'achat (PPA) et la parité de taux d'intérêt (PTI). C'est Cassel [1994] qui fut le premier à fournir un exposé systématique de la relation entre les pouvoirs d'achat et le change, dans son ouvrage « la monnaie et le change après 1914 ». Le cours de change réel peut s'exprimer par rapport à la relation de la PPA. En s'en tenant au cours effectif réel, on considèrera que le cours réel bilatérale mesure le pouvoir d'achat relatif des deux monnaies considérées. En termes de « paniers de biens » représentatifs, on dira, par exemple que le cours réel TND/EUR est le nombre d'unités de monnaie domestique nécessaire pour obtenir un panier de biens étrangers équivalent. Il n'est plus nécessaire, que le cours de change de la PPA soit égal au ratio des indices de prix, mais simplement que le ratio des

cours de change reste dans un rapport constant égal au quotient de la variation des indices de prix. Le cours qui coïncide avec la PPA relative n'est donc pas nécessairement égal à l'unité mais il doit être constant. La valeur du taux de change révèle les sous évaluations ou les surévaluations de la monnaie considérée. Une valeur supérieure à 1 (on a un cours réel qui augmente) témoigne d'une sous-évaluation de la monnaie domestique (dépréciation réel). Cela voudrait dire que les prix étrangers ont plus augmenté que les prix domestiques ou que le cours des devises étrangères a augmenté sans mouvement compensateur des prix relatifs. Inversement, en cas d'appréciation réel (surévaluation), on aura une valeur inférieure à l'unité, soit un accroissement du coût de la vie domestique par rapport à l'étranger, soit une baisse du taux de change sans changement compensateur de prix.

Toutefois, il existe un paradoxe de PPA, toujours très utilisée notamment dans les modèles de détermination des taux de change, on admet qu'en dehors même du cas d'hyper-inflation, elle subit des déviations sévères lorsqu'on veut la vérifier empiriquement, à cause d'une profonde instabilité des cours de change. Ces fluctuations interviennent aussi, mais de façon atténuée, sur les cours réels bilatéraux ou sur les taux effectifs réels. Elles peuvent, s'analyser en termes de sur (sous) réaction si on approche les variations des cours de change de celles des variables en particulier monétaires, susceptibles de les provoquer. Elles prennent également la forme de puissants mouvements en forme d'aller et retour traduisant des « *désalignements* » par rapport aux cours de référence. Comprendre donc pourquoi les taux de change enregistrent de telles variations constituent sans doute l'une des préoccupations principales des économistes spécialisés des dernières années. Pour y parvenir, il convient de partir d'une idée simple. Celle de l'extrême sensibilité des cours de change aux anticipations sur le marché financier et à partir des années quatre vingt dix les chercheurs ont focalisé leurs attentions au marché de change où l'on vend et on achète des représentations anticipées du futur. Tous cela signifie qu'une attention particulière doit être portée aux anticipations de change, telles que les anticipations liées au passé. A la fin des années soixante et au début des années soixante dix, on a, notamment fait grand usage de deux formes de fonction d'anticipations liées, aux événements passés. De plus, une troisième forme, celle des anticipations régressives, peut être, dans une certaine mesure, tenue pour proche des précédentes, à condition, toutefois, de faire du cours d'équilibre celui du passé (les anticipations extrapolatives, les anticipations adaptatives, les anticipations régressives). Au lieu, de prendre simplement pour base la tendance des cours passés (anticipations extrapolatives) ou, simplement, de faire des corrections de trajectoire en fonction des erreurs passées (anticipations adaptatives), on peut admettre d'emblée que les agents, non seulement

intègrent toute l'information tirée des faits antérieurs, mais encore utilisent tous les moyens de prévision, donc l'introduction des anticipations rationnelles permet de faire apparaître que plus le taux de change anticipé à la baisse (hausse) pour les périodes futures, plus il doit se déprécier (s'apprécier) aujourd'hui. L'anticipation conduit aussi à mieux expliquer l'instabilité des taux par les modèles avec « effets de surprise » (*News*) et de justifier la formation de mouvements cumulatifs du type « bulles ».

A côté de la PPA, il existe de nos jours, d'autres tentatives intéressantes pour situer les évolutions du change courant par rapport à un taux de référence sensé lui-même correspondre à l'équilibre. Le but demeure identique : il s'agit de juger des « désalignement » par rapport au niveau d'équilibre. Mentionnons ici, plus particulièrement, le taux de change d'équilibre fondamental (*Fundamental Equilibrium Exchange Rate* [FEER]) de Williamson [1994] et le taux de change naturel réel (*Natural Real Exchange Rate* [NATREX]) de Stein [1994].

Le FEER de Williamson [1994] n'est autre que le taux de change effectif assurant à moyen terme la réalisation simultanée d'équilibre interne et externe. Il correspond au taux qui prévaut quand l'économie se trouve sur son sentier de croissance potentielle et, simultanément, lorsque l'équilibre de la balance courante est « soutenable à long terme ». Le calcul du FEER nécessite donc de connaître, d'une part, l'écart entre la production réalisée et la production potentielle et, d'autre part, l'écart entre le compte courant observé et celui qui correspond à l'équilibre « soutenable ». De plus, il implique une estimation des variations du stock désiré d'actifs internationaux sous jacents nécessaires à l'équilibre de la balance courante, dont le niveau est, lui-même, dépendant de la gestion de la demande interne. Le NATREX de Stein [1994] est un taux de change réel d'équilibre à long terme. Il traite comme des exogènes non expliqués par le modèle : taux d'intérêt réel mondial de long terme, la préférence des agents (propension à consommer ou, son inverse, la propension à épargner), et la productivité du capital. Les déterminants endogènes qui sont expliqués par le modèle regroupent l'accumulation du capital réel et de la dette étrangère. Le taux de change réel dépend à la fois des arguments exogènes et des fondamentaux endogènes plus les facteurs cycliques et spéculatifs. Avec le NATREX, on est donc en présence d'un taux de change réel qui ajuste à court terme le marché des biens mais dont la dynamique à long terme dépend du stock réel de capital et de la dette extérieure. Son avantage est de permettre de tenir compte à la fois des effets à court et à long terme des chocs sur la productivité et sur les comportements d'épargne. L'importance qu'il accorde aux interactions stock-flux constitue sa principale avantage. Même s'il est un référentiel vers lequel tend l'économie mais

qui n'est pas observable, il peut être envisagé à un taux d'équilibre par rapport auquel on peut mesurer les désalignements. Plus riche que le concept de la PPA (qui ne fait intervenir que les niveaux de prix), celui du NATREX demeure néanmoins plus difficile à expliquer.

2. Etat de la question

2.1. Le modèle NATREX

L'approche NATREX n'exige pas que le taux de change effectif réel et le taux de change d'équilibre soient stationnaires. En effet, le NATREX varie dans le temps et dépend des variations des fondamentaux comme il est noté par Edwards [2000].

« Exchange rate overvaluation is very costly, and has been at the heart of most recent currency crises. Defining effective methodologies to determine the presence of overvaluation is essential »(Edwards [2000], p. 2).

Le NATREX est donc le taux déterminé par les fondamentaux économiques réels, *« is a theoretical model that implies testable econometric equations »* Stein et Lim[2002]. Stein et Paladino [1998] avancent que le modèle NATREX:

« Is based upon the attempt of micro agents, who make independent saving, investment, import and export decisions, to optimize when they know that there is significant uncertainty...the NATREX model is positive not normative ...it is precisely the real exchange rate associated with internal and external balance » (Stein et Paladino [1998], p. 1688).

2.1.1. La structure de base du modèle NATREX

Le modèle NATREX traite le taux de change réel comme variable endogène. Les équations structurelles de bases du modèle NATREX sont représentées comme suit :

$$S(K,F;Z,\mu)-I(K,Y,R,r;Z,\mu)=CA(R,Y,F,r;Z,\mu); \mu=0 \quad (1.1)$$

$$r+\dot{r}(t)=r^*;\dot{r}(t)=E\{\dot{r}(t)R^*[Z(t)]\} \quad (1.2)$$

$$dF/dt=-A(R,Y,F,r;Z,\mu); L=I-S \quad (1.3)$$

$$dK/dt=I \quad (1.4)$$

Avec :

R= Taux de change réel(TCR) ;

r= Taux d'intérêt réel (TIR) domestique ;

r*= Taux d'intérêt réel étranger ;

S = Epargne ;
 I = Investissement ;
 K = Stock de capital ;
 F = Dette extérieure ;
 CA = Compte courant ;
 $\lambda(t)$ = Prime de risque ;
 Z = Le vecteur des variables fondamentales ;

Ce vecteur Z inclue principalement les variables fondamentales exogènes réelles expliquent les mouvements du taux de change réel. L'équation (1) représente l'équilibre macroéconomique. Elle indique que l'excès d'investissement par rapport l'épargne de l'équation $(I-S)$ égale au déficit du compte courant. Le taux de change réel d'équilibre doit être ajusté de façon que le déficit du compte courant soit égal à la différence entre l'investissement et l'épargne, $(I-S), (I-S) > 0$. L'équation (2) représente l'équation de la parité du taux d'intérêt non couverte (PTINC) Stein [1996]. Elle est en fait, l'équation d'équilibre de portefeuille. Les équations (3) et (4) expriment les variations des dettes extérieures et des investissements respectivement durant une période donnée. En fait, le modèle NATREX tient compte de l'interaction entre les flux d'actions dynamiques et le modèle d'équilibre de l'approche macroéconomique standard.

2.1.2. Le modèle

En travail généralement par l'équation du modèle économétrique suivante :

$$natrex = f(z) \quad (1.5)$$

Pour la plupart des applications du modèle NATREX, le vecteur Z incluant les variables suivantes : Les termes de l'échange (tot), la productivité (prd), le taux d'intérêt réel mondial (r^*) et les dépenses publiques réels (g). Cette série des variables est cohérente avec d'autres modèles d'équilibre de base qui représentent les fondements théoriques du NATREX Edwards [2000], et Edwards et Savastano [1999]. Puisque le NATREX est non observable, nous estimons donc l'équation suivante :

$$reen = \beta_0 + \beta_1 g_t + \beta_2 r^*_t + \beta_3 prd_t + \beta_4 tot_t + \varepsilon_t \quad (1.6)$$

Avec :

$reen$: taux de change d'équilibre réel

(i) Les dépenses publiques (g) : d'après Obstfeld et Rogoff [1996] lorsque (g) augmente la demande relative pour les biens non échangeables augmente aussi, et par conséquent une augmentation du prix relatif des biens non échangeables (c'est à dire $\beta_1 > 0$). (ii) le taux d'intérêt réel mondial (r^*) : dans le long terme, l'augmentation du TIRM va déprécier le taux de change réel (c'est à dire $\beta_2 < 0$). (iii) Les termes de l'échange (tot) : l'amélioration des termes de l'échange entraîne des flux de capitaux internationaux au niveau du secteur échangeable. Et par conséquent une augmentation de l'investissement de l'économie domestique, ce qui va apprécier le taux de change réel (c'est à dire $\beta_3 > 0$). (iv) La productivité (prd) : sur le moyen terme, l'augmentation de la productivité doit stimuler l'investissement et, en plus, améliorer la position de la balance des paiements. Dans le long terme, l'accumulation du capital doit augmenter la capacité productive de l'économie en générale, donc le taux de change réel doit s'apprécier (c'est à dire $\beta_4 > 0$).

“there are two key areas in which Singapore worries about its capacity to compete internationally: whether it can improve the quality of growth sufficiently to compete with developed countries the total factor productivity growth debate, and whether it can cope effectively with pressures on costs and prices” (Wilson et Abeysinghe [2002], p. 273).

2.2 L'approche BEER (*Behavioural Equilibrium Exchange Rate*)

La relation appliquée généralement pour calculer les taux de change d'équilibre est la PPA qui implique que le taux de change réel constant dans le temps. En effet, empiriquement il était difficile de vérifier les hypothèses de la PPA et d'observer les mouvements des taux de change réels. A cet égard, plusieurs approches théoriques ont été proposées pour expliquer les mouvements de long terme des cours de change. Parmi ses modèles le modèle BEER utilise des méthodes d'estimation avancées pour calculer les cours de change d'équilibre. L'approche BEER est fondée sur une série des fondamentaux économiques. l'équation s'écrit comme suit :

$$q_t = \delta_0 + \delta_1(z_t) + \varepsilon_t \quad (1.7)$$

Avec ;

Z_t : le vecteur des fondamentaux économiques qui affectent le taux de change réel sur des horizons de long et de court terme ;

q_t : taux de change réel.

N'importe quelle déviation par rapport à l'équilibre est exprimé par ε_t , qui inclut les influences de court terme et les erreurs aléatoires. Le taux de change réel d'équilibre est défini comme suit :

$$\bar{q}_t = \delta_0 + \delta_1 Z_t \quad (1.8)$$

Dans ce modèle, les composantes systématiques déterminant les cours de change est le différentiel de productivité entre le pays domestique et l'étranger (PROD), La position des actifs extérieurs nets (NFA) et les facteurs de demande, mais puisque ces facteurs sont difficiles à mesurer, ils sont communément ignorés dans les études empiriques. Ainsi, nous avons l'équation suivante :

$$\bar{q}_t = f(\text{prod}, \text{NFA}) \quad (1.9)$$

La productivité élevée d'un pays engendre une appréciation réelle de sa monnaie. Plusieurs études empiriques trouvent des preuves qui soutiennent l'effet Balassa-Samuelson sur les cours de change des pays d'Europe centrale et de l'Est, Fisher [2002] trouve que la moitié de l'appréciation des cours de change réels dans les pays émergents peut être attribuée à l'effet BS. La position des actifs extérieurs nets affecte le taux de change réel à travers plusieurs voies. L'aggravation du position des actifs extérieurs nets (par exemple, les paiements des intérêts élevés sur leurs dettes pour les pays débiteurs nets, et les revenus faibles sur les dettes pour les pays créditeurs) doit être financé par l'amélioration de la balance des paiements à travers la dépréciation de la monnaie (La dette élevée revient aussi à l'augmentation du prime de risque). La méthode économétrique utiliser par l'approche BEER est la méthode de cointégration proposée par Johansen [1995]. En partant d'un modèle à correction d'erreur (VECM).

$$\Delta X_t = \eta + \sum_{i=1}^{p-1} \Phi_i \Delta X_{t-i} + \pi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.10)$$

Avec ;

$X_t = [RER_t, PROD_t, NFA_t, \eta]$ Le vecteur des constants ;

ε = C'est un bruit blanc ;

Φ = Matrice des coefficients de court terme ;

π = Matrice des coefficients, tel que si π diminue le rang ($r < 3$).

Il existe deux matrices β et α tel que : $\pi = \alpha\beta$ avec α est la matrice d'ajustement et β représente les vecteurs de cointégration indépendants linéairement de VECM.

2.3. Les modèles monétaires

Les modèles monétaires sont parmi les modèles structurels les plus explicites pour l'application des taux de change. Ces modèles essaient d'expliquer les taux de change en utilisant les agrégats monétaires domestiques et étrangers.

2.3.1. Le modèle monétaire à prix flexibles (MMPF)

Il occupe le devant de la scène au cours des premiers temps du passage aux changes flottants (1973).

2.3.1.1. L'équation fondamentale

En commençant par la définition du taux de change comme prix relatif de deux monnaies et cherche à exprimer le prix relatif en terme d'offre et de la demande de ses monnaies. La demande de monnaie, (m), dépend de la production réelle, (y), le niveau de prix, (p), et du taux d'intérêt réel, (i), (les variables étrangères notées par un asterix). Avec toutes les variables sauf les taux d'intérêt sont exprimées en logarithme, l'équilibre monétaire dans le pays domestique et dans le pays étranger est donné respectivement par:

$$m_t = p_t + k y_t - \theta i_t \quad (1.11)$$

$$m^*_t = p^*_t + k^* y^*_t + \theta^* i^*_t \quad (1.12)$$

Le MMPF a vérifié PPA, notons $\beta = -\beta^* = 1$ et normalise l'indice de prix. La condition de PPA est :

$$S_t = p_t - p^*_t \quad (1.13)$$

L'offre de la monnaie domestique détermine le niveau de prix domestique, donc le taux de change est déterminé par les offres de la monnaie relatives. En utilisant (1.11), (1.12) et (1.13) le taux de change est déterminé par :

$$S_t = m_t - m^*_t - k y_t + \theta i_t - \theta^* i^*_t \quad (1.14)$$

L'équation (1.14) est l'équation fondamentale de MMPF. D'après l'équation (1.14) on peut conclure qu'une augmentation importante de l'offre de monnaie domestique plus que le stock de monnaie étrangère, conduit à l'augmentation du taux de change (c'est à dire une dépréciation de la monnaie domestique en terme de la monnaie étrangère). L'augmentation du revenu domestique réel Toutes choses étant égales par ailleurs, crée un excès de demande de la monnaie domestique. Via la PPA, la baisse des prix domestique (avec les prix extérieurs restent constants) implique une appréciation de la monnaie domestique en terme de la monnaie étrangère, alors que une dépréciation à cause de l'augmentation du taux d'intérêt fait diminuer la demande de monnaie domestique.

2.3.2. Le modèle monétaire à prix rigides (MMPR)

Le MMPR de Dornbusch [1976], qui détermine les taux de change nominal et réel de court terme. Ses caractéristiques essentielles du modèle monétaire à prix rigide peuvent être présentées dans un modèle structurel à trois équations dérivées en temps continu, qui considère les variables étrangères et la production domestique constante.

$$S = i - i^* \quad (1.15)$$

$$m = p + k\bar{y} - \theta i \quad (1.16)$$

$$\dot{p} = \delta [\alpha + \mu(\delta - p) - \psi i + \bar{y}] \quad (1.17)$$

L'équation (1.15) est la condition de la parité du taux d'intérêt non couverte exprimée en temps continu et utilisant l'équivalent certain à cause de la linéarité du modèle. L'équation (1.16) est la condition d'équilibre du marché monétaire domestique et l'équation (1.17) est la relation de la courbe de Phillips, reliant les mouvements de prix domestique et l'excédent de la demande totale, avec la demande totale est une composante autonome. Cette composante dépend de la compétitivité internationale, et la sensibilité du taux d'intérêt. Si nous utilisons une barre pour noter la variable d'équilibre de long terme (non inflationniste), nous pouvons réduire le système un système d'équation différentielle à deux équations.

$$\begin{bmatrix} \dot{S} \\ \dot{P} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 1/\theta \\ \delta\mu - \delta & \mu + \psi/\theta \end{bmatrix} \begin{bmatrix} S - \bar{S} \\ P - \bar{P} \end{bmatrix} \quad (1.18)$$

Le coefficient de la matrice dans (1.18) est un déterminant négatif.

2.4. Le modèle d'équilibre de portefeuille

Ce type du modèle est né du constat des faiblesses multiples des modèles monétaires. Ces derniers se concentrent sur l'excès des facteurs monétaires de détermination du change et excluent trop systématiquement les déterminants réels (à l'exception de ceux qui passent par la demande de monnaie). Or, il paraît, en particulier, important de trouver un lien entre le solde de la balance courante et le cours du change. De la même façon, la réintégration des effets de richesse, qui ne seraient que résulter des effets positifs ou négatifs de valorisation dus aux variations du change, est également apparue nécessaire. Enfin, nous avons jugé indispensable de relâcher la condition de substituabilité parfaite des actifs financiers et par la même, celle de parité non couverte des taux d'intérêt que l'en sait fréquemment invalider dans les faits.

2.4.1. Formulation du modèle

Tout cela a conduit à considérer que le change nominal devrait être influencé par l'équilibre de stock de tout actifs financiers (y compris celui du marché de la monnaie), et que tout pays qui acquit des titres étrangers. Doit passer par un solde positif de ses paiements courants. Sur cette base, pour une petite économie, le modèle simple s'écrit :

$$M = m(i, i^* + x)w \quad (1.19)$$

$$B = b(i, i^* + x)w \quad (1.20)$$

$$SF = f(i, i^* + x)w \quad (1.21)$$

$$w = M + B + SF \quad (1.22)$$

Avec :

S = Le niveau (et non le logarithme) du cours du change ;

X = Le taux de variation du cours de change anticipe ;

M et B sont les stocks de monnaie et de titres domestiques ;

F = Le stock demandé d'actifs étrangers ;

i et i^* sont les taux d'intérêt domestiques et étrangers ;

w = Représente la richesse financière nette du secteur privé ;

Du fait de la contrainte de richesse équation (1.22), l'une des équations (1.19) à (1.21) n'est pas indépendante et ($m+b+f=1$).

2.4.2. Fonctionnement et résultats

Les équations (1.19) et (1.20) peuvent être résolues en considérant le taux d'intérêt domestique comme étant fonction à la fois du rendement sur les actifs étrangers et du ratio de monnaie/titre

$$i = g(i^* + x, M/B) \quad (1.23)$$

A partir de (1.21), (1.22) et (1.23), la valeur de SF s'écrit :

$$\begin{aligned} \frac{SF}{M+B} &= f(i, i^* + x) / [1 - f(i, i^* + x)] \\ &= b(i^* + x, M, B) \end{aligned} \quad (1.24)$$

Où la fonction (b) dépend de (f) et de (g), et où les dérivées partielles de (b) sont ($b_1 > 0$), ($b_2 > 0$), mais (b_3), peut être positive ou négative selon le degré de substituabilité des titres. Si les facteurs à long terme sont pris en considération on ajoute une équation pour expliquer les changements de F qui représente le solde de la balance courante Masson [1987]. Le solde de la balance commerciale dépend du cours de change réel et de l'absorption réelle A. Le revenu des capitaux est égal à la valeur des actifs nets multipliés par le taux d'intérêt étranger.

$$DF = F(SP^*/P, A) + r^*F \quad (1.25)$$

Dés lors on parvient à un résultat important : « Un surplus du compte courant qui se maintient, accroît le stock d'actifs étrangers et conduit l'équation (1.24) à une appréciation du cours de change ». Toutefois, cette appréciation du change tend à réduire l'excédent courant et par-là, le stock d'actifs étrangers accumulés. En longue période, le niveau d'actifs nets étrangers et le cours du change devraient être tels que l'équilibre du secteur financier et du marché des biens se réalise.

3. Revue de la littérature empirique

3.1. Statistiques préliminaires

Bien que, la discussion précédente des modèles de détermination des taux de change soit indicative, et afin d'évaluer la performance de ces modèles plus systématiquement, il est important de déterminer la cohérence des taux de change par rapport aux variables développés dans les modèles.

3.1.1. Test de racine unitaire

Rajan et Serigar [2002], afin de trouver l'ordre d'intégration des variables du modèle NATREX à Singapour et Hong kong pour la période (1984-2001), ils ont en recours au test de racine unitaire ADF (Augmented Dickey Fuller). Le critère de Akaike détermine le nombre approprié de retard du test ADF. Le tableau 1.1 indique que toutes les variables soit I(1).

TABLEAU 1.1.
 Résultats de Rajan et Siregar
 (test de racine unité ADF en différence première)

Variable	Singapore	HongKong
reer	-1.998	-3.358
	AIC(3): -8.004	AIC(4): -7.212
tot	-6.518	-8.658
	AIC(2): -7.155	AIC(5): -6.522
g	-4.923	-4.082
	AIC(3): -5.973	AIC(3): -4.511
r*	4.010	-4.010
	AIC(3): -4.449	AIC(3): -4.449
prod	-4.106	-2.786
	AIC(3): -9.017	AIC(2): -7.791

Source Rajan et Serégar [2002], p. 19

Cependant, en tenant compte de la présence des ruptures structurelles des variables. Le test ADF ne peut pas identifier les séries stationnaires de celles non stationnaires. Afin d'évaluer les propriétés de racine unitaire les plus structurelles, ils ont appliqué une autre série de tests introduite par Benerjee, Lumsdaine et Stock [1992]. Désormais BLS fournissent en profondeur une étude sur des séries temporelles des agrégats économiques qui peuvent être stationnaires autour « d'une seule rupture structurelle ou plusieurs ».

3.1.2 Le test de cointégration de Johanson [1988]

Dés lors que toutes les variations sont I(1), l'application des tests de cointégration de Johansen à l'équation (1.6), indique qu'il y a une relation de cointégration significative à un seuil de 1% et toutes les variables fondamentales pour les deux pays ont théoriquement des coefficients d'estimation cohérents, le seul coefficient d'estimation non significatif à 10% est celui de la variable dépenses publiques.

3.1.3. Les tests de stabilité et de désalignement

3.1.3.1. Test de désalignement

La détermination des séries NATREX en utilisant les coefficients d'estimations du taux de change du REER (*real equilibrium exchange rate*) observé montre que la différence positive (négative) entre le REER et le NATREX implique une surévaluation (sous évaluation) des monnaies. Rajan et Siregar [2002] ont montré que le Dollar de HongKong a connu une sous évaluation persistante entre 1991 et 1995 puis une sur évaluation dès 1995.

3.1.3.2. Le test de stabilité

Afin d'évaluer la performance Rajan et Siregar [2002] ont appliqué le critère standard suivant pour juger la stabilité des taux de change.

$$reen = -natrex_t = \varepsilon_t ; \text{ tel que } \varepsilon_t \rightarrow i(0) \quad (1.26)$$

Tel que, pour vérifier la stabilité du REER, il faut que le « *misalignement* » (représenté par ε_t) par rapport au taux d'équilibre soit stationnaire. Les auteurs montrent que durant la dernière décennie le REER de Singapour est stable, alors que le Dollar de HongKong n'était pas.

TABLEAU 1.2.
Résultats de Rajan et Serigar (test de racine unité ADF [REER-NATREX])

PAYS	ADF	Pillips-Perron(PP)
Singapour	Statistiques de test ADF: -3.5067	Statistiques de test PP: -1.9088
HongKong	Statistiques de test ADF: -2.0643	Statistiques de test PP: -2.2036
	V. critique (5%) = -2.9320	V. critique (5%) = -1.9488
	V. critique (10%) = -2.6039	V. critique (10%) = -1.6199

source: Rajan et Siregar [2002], p. 21

3.2. Les résultats de l'estimation du BEER

L'utilisation des tests ADF et de P. Perron [1991] et de la méthode de cointegration appliquée à l'approche BEER sur cinq pays par Rahan [2003], explique que la crise du taux de change de la Russie en 1998 a un impact significatif sur la détermination des taux de change réels. En effet, la récession du rouble apprécie le taux de change réel de ses partenaires commerciaux et d'un autre côté déprécie l'indice de prix à la consommation induit par le taux d'inflation élevé, la situation inverse se produit si le rouble se stabilise. Théoriquement, le différentiel de productivité et les actifs extérieurs nets ont un impact positif et significatif dans tous pays. La valeur absolue des coefficients de l'effet Balassa-Samuelson est plus élevée que celui des actifs extérieurs net induit par la volatilité importante de ces derniers. Cependant, en multipliant les variations des séries temporelles des fondamentaux par les coefficients révélés, l'effet productivité est plus significatif en Pologne et Estonie, alors celui des avoirs extérieurs nets est plus significatif en Slovaquie. Le coefficient significativement négatif dans les pays indique un ajustement du taux de change

réel évite la déviation par rapport à l'équilibre, et par conséquent, séries temporelles sont stationnaires. Plus récemment, des travaux empiriques sur les pays de l'OCDE aboutissent à des coefficients de la productivité variant entre (0.6) et (2) et ceux des actifs extérieurs nets entre (0.01)et (1).

TABLEAU 1.3.
Résultats de Nilsson (estimation de l'approche BEER)

		taux de change réel	différentiel de productivité	les avoirs extérieurs nets
Poland	Coefficient	1	-1.29	-0.05
	(valeur-t)		(-19.93)	(-2.14)
Hongrie	Coefficient	1	-1.84	-0.18
	(valeur-t)		(-7.15)	(-4.74)
République tchèque	Coefficient	1	-1.03	-0.04
	(valeur-t)		(-2.53)	(-2.08)
Slovenia	Coefficient	1	-0.79	-0.53
	(valeur-t)		(-1.97)	(-5.62)
Estonie	Coefficient	1	-2.19	-0.08
	(valeur-t)		(-14.84)0.14	(-3.79)

source: Nilsson [2002], p. 13

3.3 Tests de la famille des modèles monétaires

Le modèle de Dornbush et Frenkel [1976] et l'approche du marché des actifs supposent que les taux de change sont fortement sensibles aux informations et la variance du terme d'erreur peut être largement comparée à la variance des variables explicatives.

TABLEAU 1.4.
Résultats de Meese et Rogoff (1983)

Racine carrée de l'erreur moyenne de prévision à l'horizon de six mois				
cours du change	Marche aléatoire	Cours à terme	Modèle monétaire à prix flexibles	Modèle hybride(monétaire et portefeuille)
Dollar-mark	8.71	12.03	9.64	9.95
Dollar-yen	11.58	13.94	13.38	11.94
Dollar-livre	6.45	8.88	8.9	9.08
taux effectif du dollar	6.09	6.49	7.07	7.11

source: Meese et Rogoff [1883], p. 6

Dés les années 70, les modèles monétaires développés par Dornbush [1976] et Frenkel [1979] ont été les principales approches explicatives des mouvements du taux de change. Frenkel [1976] avance des preuves qui soutiennent le modèle monétaire à prix flexibles pour le taux de change DM/USD durant la période d'hyper-inflation en Allemagne en 1920. L'estimation du modèle monétaire à prix flexibles, durant les années 70 pour les principales parités fournissent des preuves soutenant ce modèle Bilson [1978], Dornbush [1978]. Après cette période, ce modèle cesse de donner une bonne explication de la variation du taux de change. Les estimations fournissent de faibles prévisions et des signes incohérents des paramètres Frenkel [1993]. En particulier, les estimations des équations du taux de change DM/USD produisent des coefficients qui impliquent qu'une augmentation de l'offre de monnaie. Les testes empiriques sur ce modèle à prix rigides pendant cette période est plus ou moins convaincantes. Par exemple, Driskell [1983] trouve des résultats d'estimation largement favorable à ce modèle pour le taux de change franc suisse-dollar américain pendant 1973-1977, Backus [1984] trouve moins de preuves en utilisant des données sur le dollar américain-dollar canadien pour la période 1971-1980. D'autres travaux ont échoués à affirmer cette relation, notamment Meese et Rogoff [1988] qui ne trouvent aucune relation de cointégration entre les taux de change réels et les différentiels des taux d'intérêt réels Edison et Pauls [1995].

4. L'interaction entre le cours de change et le modèle monétaire à prix flexibles : un essai de validation empirique

Il est bien connu qu'il est difficile de suivre la tendance du taux de change ainsi que les modèles développés pour expliquer les variations de ce dernier qui sont caractérisés par une instabilité des paramètres et un faible performance des prévisions. A cet égard, plusieurs approches ont été proposées pour expliquer la tendance du taux de change.

4.1. Le modèle

4.1.1. Application de la procédure de Irfan Civir [2003]

Plusieurs approches du taux de change sont devenues alternatives aux modèles traditionnels. Le modèle monétaire suscite le plus grand intérêt, il assure l'équilibre sur le marché des biens entre les pays (Civir [2003]). Dans cette section, nous proposons une validation empirique de l'approche monétaire (modèle monétaire à prix flexibles) sur le contexte tunisien (période d'étude (1994 : 01-2003 : 12)). Pour ce faire, nous présentons donc notre méthodologie ainsi que les résultats empiriques.

$$S_t = \beta_0 + \beta_1 m_{d_t} + \beta_2 y_{d_t} + \beta_3 i_{d_t} + \varepsilon_t \quad (1.27)$$

S_t : le logarithme du taux de change spot de la monnaie étrangère en terme de la monnaie domestique.

m_{dt} : le log de la différence entre l'offre de monnaie domestique et étranger.

y_{dt} : le log de la différence entre la production nationale et étrangère

i_{dt} : le log de la différence entre le taux d'intérêt national et étranger

ε_t : le terme d'erreur

4.1.2. Données

Les estimations présentées dans ce chapitre portent sur les parités suivantes TND/USD et TND/YEN que nous avons collecté des services de change de la Banque Central. Les données sont de périodicité mensuelle et couvrent la période (1994 : 01-2003 : 12) voir un total de 120 observations. Alors que les données se rapportant aux offres de monnaies domestiques et étrangères, la production industrielle domestique et étrangère et le taux d'intérêt sur le marché monétaire domestique et étrangère ont été extraites des statistique du fond monétaire (IFS).

4.1.3 Méthodologie empirique

Nous commencerons notre étude empirique par la validation du modèle sur le contexte tunisien. Ensuite nous appliquerons les tests de racine unitaire pour détecter la stationnarité des séries et en fin nous expliquerons les résultats des tests de cointégration.

4.2. Commentaires des résultats des estimations du modèle

TABLEAU.1.6.
Test de racine unité ADF (différence première avec constante)

variable	YND/YEN	TND/USD
S_t	-4.150826	-4.883321
m_{dt}	-4.426841	-4.977166
y_{dt}	-5.567123	-4.969637
i_{dt}	-4.124533	-4.06504
	Valeurs Critiques s'élèvent respectivement à : -4.0414, -3.4533, -3.1521	Valeurs critique s'élèvent respectivement à : -4.047, -3.4494, -3.1497

Estimation réalisée sur EVIEWS (version 4.0)

Le test ADF part d'un processus ARMA or ce test n'est valable que si les ε_t ne sont pas autocorrélés si non les résultats sont erronés.

Tableau 1.7.

Test de racine unitaire PP (avec constante)

TND/YEN	TND/USD
-27.79406	-13.56911
-12.34134	-10.72985
-21.22374	-22.8852
-9.379595	-7.856471

Valeurs critiques s'élèvent respectivement à : -4.038, -3.4481, -3.1497

Les ordres d'intégration des séries ont été déterminés à l'aide des statistiques Dickey – Fuller(DF), Dickey – Fuller augmenté (ADF) et de Phillips Perron(PP), tel que :

$$\Delta y_t = \alpha + \Phi y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ avec } (H_0: \Phi = 0)$$

On rejette H_0 donc y_t si non au moins $y_t \sim I(1)$

D'un point de vue statistique, aucune des séries temporelles des variables en présence n'est initialement stationnaire. En effet, les valeurs calculées des statistiques ADF et PP nous amènent à rejeter l'hypothèse nulle d'absence de racines unitaires. Le degré de retard est choisi sur la base des critères de AIC (Akaike) et SCH (Schwarz), on tenant compte des retards qui sont statistiquement significatifs. La valeur de K retenus est celle qui minimise la fonction de Akaike donnée par :

$$AIC = \ln\left(\frac{SCR_k}{n}\right) + \frac{2K}{n}$$

Avec :

SCR_k = Somme des carrées des résidus pour le modèle à k retards ;

n = Nombre d'observations ;

\ln = logarithme népérien ;

On dit une variable est stationnaire si l'écriture moyenne mobile existe(c'est à dire $MA(\infty)$ existe).

Avec l'équation $MA(q)$ s'écrit :

$$y_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

Puisque les séries des variables ne sont initialement stationnaires on essaye de les stationnariser en procédant par différenciation. En effet, l'application des tests ADF et PP appliqués aux premières différences indiquent que les variables sont $I(1)$. Les valeurs trouvées sont largement inférieures aux valeurs critiques, donc les séries sont stationnaire

quel que soit le seuil de 1% à 10%, voir tableau(1.2) et (1.3). La figure(1.1) montre que le Dinar s'est apprécié en moyenne de 5% durant 1994 – 1995 par rapport au dollar et de plus de 10% durant 1994 – 1998 par rapport au Yen japonais. Alors qu'une dépréciation était enregistrée dès 1996 mais la dépréciation la plus importante a été enregistrée en 2001 par rapport au dollar qui dépasse plus de 20%. Le Dinar s'est déprécié aussi par rapport au Yen japonais plus de 15% entre 1999-2003. cette dépréciation résulte d'une dépréciation nominale supérieure à l'écart d'inflation.

FIGURE 1.1.
Evolution du cours TND/YEN

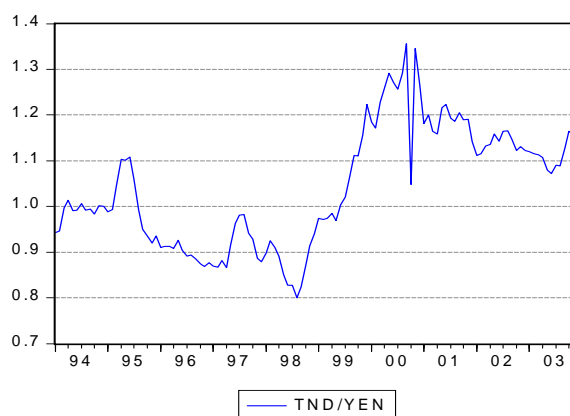


FIGURE 1. 2.
Evolution du cours TND/USD

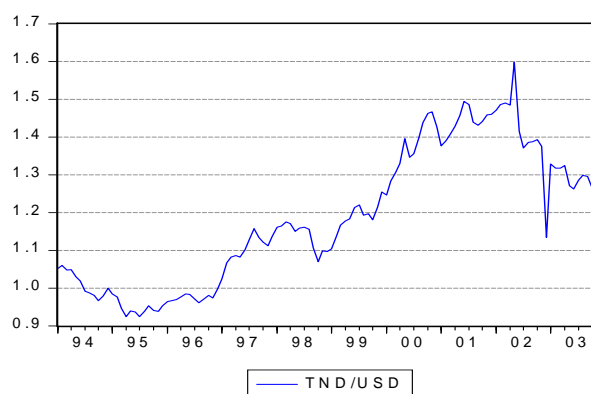


Figure réalisée sur logiciel EViews
(version 4)

L'observation graphique permet de savoir dans la majorité des cas si la série est stationnaire ou non, mais elle ne serait nous renseigner sur la nature de la tendance.

L'estimation du modèle par la méthode des moindres carrés ordinaires nous donne les résultats suivants :

TABLEAU1.8.
Estimation de l'équation du modèle par la méthode des MCO

Parité	β_0	β_1	β_2	β_3	R ²
TND/YEN	0.000182 (0.000424)	-0.066369 (-0.252068)	0.185409 (1.195342)	-0.017645 (-1.2269)	0.65
TND/USD	0.722644 (15.38942)	0.675219 (13.2813)	0.155031 (1.52271)	0.02251 (1.238505)	0.81

Les termes entre parenthèses correspondent aux statistiques t de Student

S'agissant du couple de pays (Tunisie- Japon), les résultats semblent être globalement satisfaisants. En effets, le pouvoir explicatif du modèle est globalement acceptable. Les variables prises en considération arrivent à expliquer 65%du comportement de la parité TND/YEN. Ce résultat est confirmé par la statistique de Fisher dont la valeur s'élève à 26.99. mais les signes des coefficients ne sont tous conformes, aux prédictions de la théorie. Pour le cours de change TND/YEN, le coefficient se rapportant à la production industrielle est conforme à la théorie ce qui explique qu'une grande partie de l'évolution à court terme du dinar par rapport aux YENS japonais est expliquée par l'évolution de la production. Pour le couple de pays (Tunisie - Etats unis), les résultats analogues se dégagent, la statistique de détermination est assez proche de l'unité R²=81.59%, ainsi que la statistique ce Fisher est de valeur égale 171.41 faisant apparaître une significativité au seuil de 1%. En outre, le coefficient estimé de la masse monétaire admet un signe conforme aux enseignements théoriques du modèle, qu'est statistiquement significatifs(aux seuils de 1 et 5%) ce qui explique que l'évolution de court terme du dinar vis à vis du dollar est expliquée en grande partie par l'évolution de l'écart des masses monétaires. Nos résultats ont été soutenus par d'autres chercheurs tel que une étude effectuée par Aloui. [2001] qui à mis en évidence le pouvoir explicatif du modèle monétaire pour les parités TND/FRF et TND/DEM. Biens qu'il trouve des coefficients de signes incorrects.

TABLEAU 1.9.

Test de cointégration de Johansen [1988] : parité TND/YEN

V. Propre	t-statistique	V. Critique(5%)	V. Critique(1%)
0.2039	47.37415	47.21	54.46
0.102628	21.1506	29.68	35.65
0.05952	8.69784	15.41	20.04
0.014167	1.640853	3.76	6.65

Estimation réalisée sur le logiciel EVIEWS (version 4)

Tableau 1.10.

Test de cointégration de Johansen [1988] : parité TND/USD

Valeur propre	t-statistique	V. Critique(5%)	V. Critique(1%)
0.211206	63.99121	47.21	54.46
0.197095	36.70744	29.68	35.65
0.57466	11.46278	15.41	20.04
0.039684	4.656678	3.76	6.65

Estimation réalisée sur le logiciel EVIEWS (version 4)

La deuxième partie de cette étude sera consacrée à l'application de la méthode de cointégration de Johansen(1988) qui part d'un modèle VAR qu'est un modèle théorique où chaque variable est fonction de ses propres retards et des retards des autres variables retenus. L'équation s'écrit :

$$y_t = \delta + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Nous sommes partis d'un vecteur composé de quatre variables (S_t , m^d , y^d , i^d). Les résultats des tests de cointégration de Johansen (1988) montrent la présence d'une relation de cointégration pour le cas du couple de pays (Tunisie- Etats-Unis). En effet, nous choisissons l'ordre de retard à partir du rapport de vraisemblance (LR)

Avec :

$$LR = 2 \log \left(\frac{\rho_0}{\rho_1} \right) \rightarrow \chi^2(\text{nombre de restrictions sous } H_0)$$

La valeur de la statistique LR inhérente à l'hypothèse ($H_0: r=0$) (63.99) est supérieure à la valeur critique (47.21) et de (54.46) pour les seuils de significativité 5% et 1% respectivement. Ces résultats nous conduisent à accepter l'hypothèse de présence d'au moins un vecteur de cointégration (rejet de $H_0: r=0$). D'autre part, cette même statistique afférente à

l'hypothèse ($H_0 : r \leq 1$) donne des valeurs de LR inférieures aux valeurs critiques au seuil de confiance de 1% et 5%. Pour le cas du couple (Tunisie - Japon) les résultats montrent que sous les deux hypothèses les valeurs de LR inférieures aux valeurs critiques, donc aucune relation de cointégration existe au seuil de 1%.

Les valeurs des coefficients des relations de cointégration pour chaque couple de pays donné par le test de Johansen sont écrites sous la forme suivante.

TABLEAU 1.11.

Coefficients des relations de cointégration normalisées

Couple de pays	S_t	m_{d_t}	y_{d_t}	i_{d_t}
Tunisie - Japon	1.000	-0.027175 (-0.33731)	0.228195 (-0.20791)	-0.058158 (-0.01931)
Tunisie – Etats-Unis	1.000	-1.691464 (-0.27652)	2.118097 (-0.61144)	-0.001519 (-0.00779)

Estimation fournie par le logiciel EVIEWS (version 4)

Conclusion

En se fondant sur les modèles structurels de détermination du taux de change notamment le modèle monétaire à prix flexibles et sur les tests de cointégration, nous avons essayé d'expliquer la tendance des cours de change dans le court terme, (TND/USD), (TND/YEN) et de chercher une relation d'équilibre de long terme à laquelle converge ces cours sur le marché des changes tunisien. En outre, nous avons essayé dans ce chapitre d'expliquer les énigmes fondamentales du taux de change dans une première section. La deuxième section a mis l'accent sur les modèles fondamentaux de détermination du taux de change. La troisième section a mis en évidence une revue de la littérature empirique des modèles théoriques déjà présenter. Notre étude empirique, dans la quatrième section, s'intéresse à la validation du modèle monétaire à prix flexible sur le court terme des cours de change TND/YEN et TND/USD pour la période (1994 : 01 - 2003 : 12). En effet, ce modèle arrive à expliquer les mouvements du cours de change sur le marché tunisien par les variables fondamentales notamment l'offre de monnaie pour la parité TND/USD et la production pour la parité TND/YEN. Nos résultats des tests de cointégration confirment que le modèle peut être considéré comme une relation d'équilibre de long terme. La question qui se pose, ces résultats peuvent être confirmés par d'autres variables macroéconomiques ? Nous allons répondre à cette question dans le deuxième chapitre.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Références

1. Aloui. C et Abaoub. O. N (2001), « Dynamique de change du dinar tunisien et approche fondamentale : analyse comparative de performance prédictive des modèles fondamentaux » *International Finance conférence Tunisie 2001*.
2. Bourbonnais. R (1999), « Econométrie » *Dunod, 3^{ème} édition*
3. Bourguinat. H (1999), « Finance internationale : après l'Euro et les crises », *PUF Paris, 4^{ème} édition*.
4. Cheung. Y et Wang. C (1999), « A survey of market practioners » *Journal. Of international Economics*.
5. Neely. C. J. et Lucio. S (2003), “How Will Do Monetary Fundamentals Forecast Exchange Rates ?” *The federal Reserve bank of St. Lewis*.
6. Costas. K (2003), “Exchange rate determination during hyper inflation: the case of the Romanian” *Applied Financial Economics 13, p. 473-476*.
7. Dornbush. R (1988), “Real exchange rate economics:a selective survy” *NBER 2775*.
8. Edwards. S (1989), “Exchange rate assesement: axtentions of the macroeconomic balance approach” *IMF, N°197*.
9. Edwards. S (2000), “Exchange Rate systems in emerging economies” *mimeo (January)*.
10. Edwards. S et M. Savastano (1999), “Exchange rates in emerging economics” *NBER 7228*.
11. Frankel. J et Rose. A (1995), “A panel, project on purchasing power parity” *NBER 5006*.
12. Georgios Chortareas et George Kapetanios (2003), “the yen Real Exchange rate May Be Stationary After All: Evidence from Non linear Unit Root tests” *University of Connecticut*.
13. Guy Meredith (2003), “Medium–term Exchange Rate Forecasting: what can we Expect?” *FMI /WP/03/21*.
14. Jerome L. Stein (2002), “The equilibrium Real Exchange Rate of the Euro: An Evaluation of Research” *ifo Institute fur Wirtschaftsforschung*.
15. Johansen.S(1988), ”Statistical analysisof cointégration vectors” *Journal.of economics and dynamics an control,12*.
16. Jorg. R (2003), “Bilateral Exchange rates of EU accession countries against the euro” *Institute for Economies in transition, BOFIT*.
17. Kouri P. J.K (1976), “The exchange rate and the balance of payements in the short run and the lon run a monetary approach” *Scandinavian. Jof economics vol 78*.
18. Kristian. N (2002), “Do Fundamentals Explain the Behaviour of the Real Effective Exchange Rate? *University of California*.
19. Lutz Kilian et Mark P. T, (2003) “Why is it so difficult to beat the Random walk forecast of exchange rate?” *University of Michigan et Centre for Economic Policy Research*.
20. M. Egeyazgan (2003), “the purchasing power parity hypothesis for a fright inflation country: a re-examination of the case of turkey” *Applied Economics letters, 10, p. 143-147*.

21. Marcos Alvarez Diaz et Alberto Alvarez (2003), "Forecasting exchange rates using genetic algorithms" *Applied Economics letters* 10, p. 319-322.
22. Mc donald. R et M.J. Moore (1996), "Long run purchasing power parity ad structural change" *Economie appliquée*, n°3, tomeXLIX.
23. Nicholas A. Pergis (2003), "Testing Purchasing Power Parity: results from a new foreign exchange market" *Applied Economics letters* 10, p 91-95.
24. Obstfeld .M et K.Rogoff (1996), "Foundations of international Macroéconomics" *Mit press, Cambridge*.
25. R. S. Rajan et R. Siregar (2000), "The Vanishing Intermediate Regime and the total of Two Cities: Hong Kong or versus Singapore" *Centre for international of Policy Studies*..
26. Rarmkishen S. Rajan et Reza Siregar (2002), " Choice of Exchange Rate Regime : currency Board(Hong kong) Monitoring band (Singapore)" *Institute of Policy Studies*.
27. Rarmkishen S. Rajan et Reza Siregar (2002), " Economic competitiveness and the equilibrium Real Exchange Rate: the case of Singapore" *Adelaide University et Institute of policy Studies*.
28. Richard. A. Meese et Kenneth Rogoff (1983), "Empirical Exchange Rate Models of the seventies do they fit out of sample?" *Journal of International Economics* 14, p. 3-24.
29. S. Zhou (2003) "Evidence on the stationary of ERM exchange rates" *Applied Economics letters*, 10, p 231-233.
30. Simon Wren – Lewis (2003), "Estimates of equilibrium exchange rates for Sterling against the Euro" *University of Exeter*.
31. Stefan Lundbergh (2003), "A time series Model for an Exchange Rate in a Target zone With Applications" *Stock Holm School of Economics*.
32. Stein. J et G. Paladino (1998), " Recent developements in international finance" *Journal of Banking and Finance*,21, pp1685-720.
33. Stein. J (1994), "the natural real exchange rate of the US dollar and déterminants of capital flows" *Institute for international economics*.
34. Taylor A.M (1995), "the economics of exchange rates" *of Economic literature* 33. p 13-47.
35. Taylor. AM (2000), "Century of purchasing power parity" *NBER/W 8012*.
36. Williamson.J (1994), "Estimating equilibrium exchange rates" *Institute for international economics*.
37. Yin. W. C, Menzie D. C et Antonio. G. P (2003), "What Do We Know about Recent Exchange rate Models? In –sample fit and out –of-sample Performance Evaluated" *University of California*.
38. Yin. W. C, Menzie D. C et Antonio. G. P (2002), "Empirical Exchange Rate models of the Nineties: are any Fit to survive?" *NBER/W9393*.

**CHAPITRE II : L'OVERSHOOTING, L'ENIGME DE
TAUX DE CHANGE ET LES FONDAMENTAUX
MACROECONOMIQUES**

Chapitre 2

L'overshooting, l'énigme des taux change et les fondamentaux macroéconomiques fondement théorique et essai de validation empirique

“A longstanding puzzle in international economics is the difficulty of tying floating exchange rates to macroeconomic fundamentals such as money supplies, outputs, and interest rates. Our theories state that the Exchange rate is determined by such fundamental variables, but floating Exchange rates are in fact, well approximated as random walks”(Engle et West [2003], p. 1).

La difficulté de prévoir le comportement du taux de change, de définir les variables fondamentales qui déterminent sa valeur et, par suite, se permettre de l'estimer et prévoir ses futures variations ont été les questions majeures en Finance internationale durant les dernières décennies. Dornbusch [1976], ainsi que Meese et Rogoff [1983] ont tenté d'apporter des réponses et des explications pertinentes en se basant sur la relation taux de change-fondamentaux macroéconomiques, en mettant l'accent sur le problème de l' "Overshooting" et l'énigme de déconnexion. L'objet de ce chapitre est de caractériser l'interaction entre le cours de change et ses fondamentaux et d'analyser, sous un angle empirique, la performance d'un modèle structurel en se fondant sur plusieurs méthodes économétriques avancées. Au niveau de la première section on mettra en évidence le problème de l'«overshooting». La deuxième section présente la controverse sur les régimes du taux de change et l'effet sur la performance macroéconomique. La troisième section s'intéressera à l'énigme de taux de change et la relation taux de change - fondamentaux

macroéconomiques. La quatrième section présente une évidence empirique menée sur le contexte tunisien.

1. L’“Overshooting” et l’énigme de déconnexion du taux de change

Depuis le début des années soixante dix, la période des changes flexibles a été associée à une forte volatilité des taux de change nominaux et réels, sans modification significative de la distribution des variables macroéconomiques fondamentales. Selon Dornbusch [1976] cette déconnexion entre la volatilité du taux de change et celle de ces fondamentaux serait liée à l’“overshooting” du taux de change. Lorsque la parité des taux d’intérêt non couverte et vérifiée, l’“overshooting” du taux de change provient d’un différentiel négatif et persistant entre le taux d’intérêt national et étranger.

1.1. Revue de la littérature

La plupart des travaux qui s’intéressent aux taux de change entre 1970 et 1980 se focalisent largement sur les mouvements de court terme des taux de change, ainsi que sa volatilité après l’effondrement du système de Bretton Woods surtout que les modèles d’actifs ont échoué de fournir une explication adéquate des variations du taux de change. D’autres travaux considèrent que les différentiels des taux d’intérêt réels expliquent les mouvements du taux de change réel, (Meese et Rogoff [1986]). (Edison et Pauls [1993] n’ont pas trouvé une relation de cointégration entre les taux de change réels et les différentiels de taux d’intérêt réels anticipés. Généralement ses travaux sont fondés sur la méthode de cointégration d’Engel et Granger. Aussi, (Campbell et Clarida [1987]) ont conclu que les mouvements du différentiel du taux d’intérêt *ex-ante* n’expliquent pas la volatilité des taux de change réels. L’échec des différentiels des taux d’intérêt réels à expliquer les mouvements des taux de change réels incite les chercheurs à utiliser d’autres variables explicatives. La littérature empirique récente prend en considération la productivité domestique et étrangère (Edwards [1989], Stein [1994]), l’accumulation du capital (Edwards [1989], Stein [1994] et Williamson [1994]), les équilibres du compte courant cumulé (Edison et Pauls [1993]), le niveau de dépenses publiques (Edwards [1989]), l’épargne (Stein [1994]) et les termes de l’échange (Edwards [1989]). A cet égard, la méthode de cointégration proposée par Johansen [1988] est la méthode la plus pertinente pour tester la relation de long terme entre le taux de change réel, les différentiels du taux d’intérêt et autres variables explicatives. A cet égard, Amano et Norden [1995] trouvent que les taux de change réels des Etats-Unis et Canada dépendent

des mouvements des termes de l'échange. Gruen et Wilkison [1994]), ont utilisé aussi la méthode de cointégration de Johansen [1988] et ils ont trouvé qu'il existe une relation de cointégration mais les contraintes imposées sur les coefficients estimés sont rejetées par les données. Hansen et Hutchison [1996] ont utilisé le modèle à correction d'erreur pour tester les données de New Zealand durant la période (1979-1993) et ils ont conclu qu'il existe une relation d'équilibre de long terme entre les termes de l'échange et le taux de change nominal, ainsi que les prix des biens non échangeables. Mac Donald [1998] a tenté de spécifier les déterminants de long terme de taux de change effectif réel pour le Japon, l'Allemagne et les Etats-Unis et il a conclu qu'il y a une relation de cointégration entre le taux de change réel et le différentiels de taux d'intérêt réel alors que les contraintes imposées aux termes de l'échange, aux différentiels de productivité, à l'équilibre fiscal et aux actifs extérieurs nets sont rejetées par les données. Les théories du commerce ont montré que les variations des termes de l'échange ont un choc exogène sur les taux de change réels des économies émergentes. Néanmoins, L'existence des contraintes théoriques conduisent à des conflits au niveau de la relation termes de l'échange - taux de change (Neary [1988]). Edwards [1989] a considéré les prix des marchés des biens et les termes de l'échange comme exogènes et montre que les différentiels du taux d'intérêt affectent le développement du marché financier, quoique les termes de l'échange affectent la demande et l'offre relatifs des biens domestique et étranger.

1.2. Pourquoi les taux de change sont volatiles et apparemment déconnecter des fondamentaux ?

Obstfeld et Rogoff [2000] soutiennent le phénomène de déconnexion du taux de change. Ils avancent :

« Exchange rates are remarkably volatile relative to any model we have of an underlying fundamentals such as interest rates, output and money supplies and no model seems to be very good explaining rates even ex-post » (Obstfeld et Rogoff [2000], p. 2).

Plusieurs auteurs ont développé le modèle complexe de deux pays en tenant compte de la discrimination des prix et de leurs rigidités, et ils ont montré que les taux de change réels et nominaux sont extrêmement corrélés et que la volatilité des taux de change réels est liée à l'aversion au risque et la volatilité des volumes des transactions. Un choc monétaire expansionniste induit une baisse persistant du taux d'intérêt nominal, et par conséquent l'« *overshooting* » est vérifié par la PTINC puisqu'il provient d'un différentiel négatif et persistant entre le taux d'intérêt domestique et étranger. L'inexactitude des mesures des

chocs monétaires peut aider à expliquer l'*Overshooting* du taux de change. A cet égard, (Bonert-Neal, Vance Roley et Sellon [1998]) ont utilisé le taux cible, plutôt que le taux actuel, comme le proxy des variations de la politique monétaire fondée sur des nouvelles méthodologies en plus de l'approche VAR. Ils ont montré que les hypothèses de l'*Overshooting* sont cohérentes avec les données pour la majorité des monnaies sauf le taux de change Yen/Dollar. Ainsi, Kelyvitis et Michaelides [2001] réexamine l'impact de la politiques monétaire des Etats-Unis sur le taux de change. Ils trouvent que l'«*Overshooting*» instantanée est vérifié, après le choc monétaire notamment lorsque la production relative et les prix relatifs sont inclus dans la spécification VAR. Faust et Rogers [2000] appliquent les techniques d'identification de Faust [1998] à la dynamique du taux de change USd/GBP et USd/DEM Ils trouvent que le résultat de l'«*Overshooting*» retardé est très sensible aux hypothèses d'identification . (Kim et Roubini [2000]) ont montré que, selon les hypothèses de la parité des taux d'intérêt non couverte, l'anticipation conditionnelle de l'excès de revenu doit être égale à zéro. En outre, ils trouvent que les chocs de la politique monétaire expliquent la plupart des variations de court terme du taux de change nominal.

1.3. L'«overshooting » des taux de change

L'overshooting des taux de change a été mis en évidence depuis 1976. Néanmoins, en 1976 Dornbusch¹ a expliqué que l'overshooting du taux de change est nécessaire pour l'équilibre temporaire des taux de change pour faire face aux chocs monétaire (Rogoff [2002]).

Le modèle de Dornbusch suppose que le taux d'intérêt domestique « i » à la période $(t+1)$ est égal au taux d'intérêt extérieur « i^* » plus les variations anticipées du taux de change « e » exprimé en terme logarithmique. De plus, la demande de monnaie est déterminée négativement par les taux d'intérêt et positivement par la production domestique « y ». Les équations doivent être organisées comme suit :

$$i_{t+1} = i^* + Et(e_{t+1} - e_t) \quad (2.1)$$

$$m_t - p_t = \eta i_{t+1} + \Phi y_t \quad (2.2)$$

i et i^* : Sont les taux d'intérêt domestique et étranger ;

y : la production domestique ;

e : taux de change exprimer sous la forme logarithmique ;

¹- R.Dorubusch (1976): « Expectations and exchange rate dynamics » journal of political economy.

m : l'offre de monnaie ;

p : l'indice de prix.

Dornbusch a expliqué l'«overshooting» comme la combinaison de l'équation (1.1) et (1.2) en tenant compte des hypothèses suivantes (i) les prix d'actifs sont ajustés relativement plus rapidement que les prix des produits (ii) la production est exogène (iii) la monnaie est neutre dans le long terme. Avec ces hypothèses, l'overshooting comme il a été décrit dans l'exemple précédent suppose, une augmentation permanente de l'offre de monnaie, qui est non anticipé, parce que les prix des équilibres réels de court terme augmentent, alors du côté droit de l'équation (2.2) la production est supposée être fixe, par conséquent, les taux d'intérêts doivent chuter pour amener l'équation (2.2) à l'équilibre. Pour l'équation (2.1) les taux d'intérêt étrangers sont supposés donnés, les taux d'intérêt domestique augmentent si et seulement si la monnaie domestiques s'apprécie. A cet égard, les agents doivent anticiper une appréciation seulement si la monnaie déprécie instantanément. Pour résumer, le choc de l'offre de monnaie induit par la dépréciation monétaire dans le long terme. Deux hypothèses cruciales dans ce modèle, d'abord, (i) les prix sont rigides dans le court terme et (ii) les taux d'intérêt étrangers sont considérés comme des donnés. L'«overshooting» de taux de change existe que si ces deux hypothèses sont vérifiées, si les prix doivent ajuster immédiatement l'overshooting n'existe pas. Il ne peut pas exister aussi bien si un grand pays peut influencer le taux d'intérêt mondiale « i^* ». Dans ces cas, les taux d'intérêt étrangers doivent diminuer par la même proportion que les taux d'intérêt domestiques.

2. L' "Overshooting" et la controverse sur les régimes des taux de change.

La vague des crises financières des économies développées en Asie de l'Est durant la dernière décennie a apporté plusieurs problèmes et énigmes théoriques. Le plus important est le problème de régime de change surtout des économies les moins développées et ouvertes sur l'extérieur, voir par exemple (Rajan [2002], P.6).

“national central bank have been key players in creating the financial vulnerability that was the back drop of the crises of the post few yearthere are few advantages to national money and none to a mismanaged one...but there is a genuine problem of what do with Asia...just pegging... to...the dollar may be aSolution –as suggested by Hong Kong, than mismanaged pegs or ad hoc policies.” (Dornbusch [1999], p 16).

2.1. Est ce que le régime du taux de change évite l'"Overshooting"?

Comment peut - en garder les taux de change stable ? Il y a trois prés requis : (i) la politique fiscale stable, (ii) la politique monétaire stable, et (iii) les prévisions d'inflation stable (Frankel [1979]). Le régime du taux de change fixe dans des pays possédant des politiques monétaires indépendantes n'est pas nécessairement stable plus que le régime de taux de change flottant, il dépend des règles dans un système de taux de change fixe. De plus, il dépend de la volonté de chaque pays de suivre ces règles. Frankel a conclu que le régime de taux de change fixe doit être appliqué dans le long terme mais qu'il est extrêmement inefficace pour l'appliquer dans le court terme. Egalement avec une politique monétaire stable, les variations monétaires sont nécessaires pour le développement économique. Ces variations causent la volatilité des taux de change et des différentiels d'intérêt. Dornbusch a signalé quelques points qui peuvent réduire l'effet de l'"overshooting", si les prix peuvent s'ajuster avec une accélération infinie ce dernier ne doit pas exister. Le système doit déplacer à l'équilibre instantanément (Dornbusch [1976]). C'est à dire chaque facteur qui augmente la vitesse d'ajustement doit réduire l'effet de l'"Overshooting". Ces facteurs sont: le taux d'intérêt, les dépenses totales et l'élasticité prix élevé (Dornbusch [1976]). Black [1973] a fournit trois solutions pour éviter l'instabilité du système du taux de change fixe:

- (i) la coordination internationale des politiques monétaires
- (ii) le contrôle des marchés monétaires internationaux
- (iii) recours aux taux de change flexible

Cette dissertation a montré que si la politique monétaire est instable l'"overshooting" des taux de change existe sous certaines hypothèses. L'effet de l'"overshooting" doit être réduit par l'introduction de certaines règles strictes, se sont les coordinations entre la politique monétaire et fiscale et les restrictions ou contrôler les mouvements de capitaux. D'où le régime de taux de change fixe n'est pas nécessairement plus pertinent.

2.2. Les régimes intermédiaires et les solutions accaparées

Divers régimes de taux de change sont vulnérables aux crises financières, à cause des fragilités financières induites par un niveau élevé d'endettement extérieur. A cet égard, plusieurs systèmes financiers sont incapables de les absorbé, à cause de leurs capacités fragiles de gérer le risque. Par conséquent, il n'y a pas un régime du taux de change qui garantir la stabilité dans ses circonstances. Les taux de change flexibles doivent atténuer la vulnérabilité des crises financières seulement si les dettes sont libellées en monnaie nationale et les prêteurs du dernier recours sont actifs. Les taux de change fixes ne peuvent pas mettre

en mieux la situation si le système financier est vulnérable à l'endettement étranger. Ainsi, le régime du taux de change n'est pas un instrument pour diminuer la fragilité financière. La réponse macroéconomique correcte et objective est de contrôler la dette en devise étrangère des résidents privés. Le régime de flottement dirigé est relié à cet objectif. En effet, ce régime a été essentiellement dicté par le double objectif assigné à la politique de change et dévolu à la banque centrale de promouvoir la compétitivité du commerce extérieur et de financer le déficit courant. Il est donc clairement souligné que ce double objectif relève, en fait, d'une seule stratégie qui consiste à contrôler et garantir la stabilité du taux de change effectif réel par rapport aux autres monnaies. Si on retire la nouvelle classification des différentes, réglementations officielles de change adopté récemment par le Fonds Monétaire international depuis 1999 (IMF, 1999), il s'agit plutôt d'un régime de flottement dirigé avec intervention ad hoc² de la banque centrale qui dispose, dès lors, d'une marge de manœuvre supplémentaire constituée par la gestion active et discrétionnaire de la politique de change. En fait, ce régime peut permettre de faciliter l'atteinte de l'objectif de stabilité du taux de change effectif réel, de réagir efficacement à la forte volatilité des termes de l'échange et surtout de mener des politiques de change volontaristes et délibérées de sur dépréciation réelle afin de réussir les stratégies d'ouverture et d'insertion dans l'échange international. Les régimes de change alternatifs

Fixes :

- rattachement(peg)
- caisse démission(currency board)

Hybrides :

- parité glissante(crawling peg)
- zone cible (target zone)
- zone régionale de coopération

Flottements :

- flottement « pur »
- flottement « impur »

Source Bourguinat [1999]

²- En effet, le régime de flottement dirigé est identique au régime d'ancrage sur un panier de monnaies représentatives de la concentration relative des échanges commerciaux mais aussi en fonction des structures d'endettement externe, à condition que la composition et les pondérations du panier ne sont pas termes secrets et font références à une règle.

Cette classification permet, d'abord, d'opposer les deux grands types de régimes (changes fixes et changes flottants) en distinguant dans chaque catégorie les différentes modalités.

Au sein du groupe de changes fixes, on partira du rattachement pur et simple (*peg*) fondé soit sur l'arrimage (*pegging*) à une autre monnaie, soit à un panier de monnaies.

Le *currency board* est une technique qui aujourd'hui connaît un net regain d'intérêt. Après avoir été, dès le dix neuvième siècles, le régime de change des colonies ou dépendances de la couronne britannique. Elle est aussi parfois évoquée aujourd'hui comme solution possible pour la Russie.

Trois principes fondamentaux régissent les *currency boards* : (i) le rattachement à une monnaie internationale de réserve, le plus souvent le dollar. (ii) La base monétaire (réserves des banques et monnaie fiduciaire) est gagée à 100% sur les réserves de change ; Le plus souvent, celles ci sont même prévus en excès (110 à 120%) pour prévenir les attaques spéculatives (HongKong). La politique monétaire revêt un caractère subordonné : l'augmentation de la base monétaire et, par suite, de la masse monétaire ne peuvent provenir que de la hausse des réserves en devises. C'est-à-dire que la politique monétaire perd tout caractère discrétionnaire et qu'il n'y a pas de création de monnaie autonome. A fortiori, il est hors question de financer le déficit budgétaire par la création de monnaie. L'ajustement s'effectue par les taux d'intérêt : lorsqu'un excédent apparaît, la base monétaire de monnaie augmente. L'offre excédentaire de monnaie est alors éliminée par une baisse des taux d'intérêt qui provoque une hausse de la demande interne (inversement en cas de déficit). Ce régime est, on le voit, extrêmement rigoureux. Cependant, il procure des résultats spectaculaires en matière d'inflation. Néanmoins, il pose aussi plusieurs problèmes sérieux. Outre, qu'il est difficile d'en sortir, alors qu'il est en principe conçu pour « casser » les anticipations qui nourrissent l'hyper-inflation, il provoque des crises bancaires souvent profondes (Argentine [1995]) dans la mesure où il ne permet pas, en principe, de fournir des liquidités aux banques en difficulté. Son incidence déflationniste retentit fréquemment sur l'économie réelle et se heurte souvent à la non flexibilité des salaires et des. Il en découle souvent une appréciation du taux de change réel. Enfin, sa mise en place, exige certaines conditions, en particulier du point de vue des réserves disponibles (cas de la Russie [1998]). Le *currency board* paraît une solution assez extrême qu'est surtout adaptée soit aux petits pays pour les quels, la perte de contrôle du taux de change nominal comme variable d'ajustement ne pose pas de problème majeur, soit à ceux qui connaissent l'hyper-inflation.

Dans la catégorie des régimes de change « *hybrides* », on trouve trois dispositifs qui, à vrai dire, sont fréquemment combinées les parités glissantes donnent lieu à des ajustements périodiques fréquents de faibles amplitudes le plus souvent pré annoncé. Ces adaptations des cours de change par petites touches successifs ont l'avantage d'éviter les traumatismes des dévaluations et réévaluations et de compenser, en particulier pour les pays à forte inflation, les variations de compétitivités. La formule des zones cible se concrétise par une bande de fluctuation établie autour d'un taux central (pivot) avec une variation des cours acceptées dès l'instant qu'elle se situe à l'intérieur des bornes préfixées. Le flottement, ce sont les offres et les demandes de devises qui seules devraient déterminer les cours constatés. Dans les faits, et même si les mécanismes de marché sont de plus en plus dominants le flottement de pur.

2.3. Le rationnement du contrôle du capital

Le contrôle de capital peut être utilisé comme moyen pour réduire l'accélération des crises de liquidité dans le futur. A cet égard, le contrôle d'entrée des capitaux peut être un pré requis pour une politique monétaire saine dans le but d'empêcher un excès d'endettement en monnaie étrangère. La crise asiatique peut être expliquée par les sorties des capitaux excessifs induit par le crédit bancaire de court terme. La relation entre le taux d'intérêt monétaire et le taux de dollar international sur les dépôts de court terme dans un pays est la suivante.

$$r = \frac{1}{(1+\tau)(r^* + \lambda + \delta)} + c \quad (2.3)$$

Avec :

- r : Est le taux d'intérêt domestique ;
- r^* : Le taux de dollar international ;
- λ : La variation anticipée du taux de change ;
- δ : La prime de risque incluant les deux risques de change interne et externe ;
- c : La prime de liquidité qui explique l'imperfection sur le marché domestique ;
- τ : C'est le coût de contrôle qu'est définit comme suit :

$$\tau(K) = \frac{\lambda}{1-\lambda} \frac{\rho}{K} \quad (2.4)$$

Avec :

- λ : Est le pourcentage des fonds extérieurs déposés à la Banque Centrale ;
- K : Est la maturité des investissements extérieurs ;

l : est la durée des dépôts demandés par mois.

L'analyse de cette formule montre qu'elle décourage l'entrée des capitaux de court terme, à ce propos, le coût est une fonction croissante des réserves, du coût élevé du contrôle, des flux de capitaux, de la sensibilité du taux d'intérêt domestique aux chocs externes et des variations anticipées de l'aversion au risque. En effet, le niveau du taux d'intérêt augmente (c'est à dire « c » élevé) si le marché domestique est protégé contre la concurrence étrangère. Edwards (1999-2000) a constaté que l'aversion au risque a augmenté après la crise asiatique dans tous ses marchés et il n'y a pas de régime de taux change qui peut protéger les marchés émergents de tels événements.

2.4. Les régimes du taux de change et la performance macro économique

La littérature moderne des régimes de taux de change souligne l'existence d'un échange important entre la crédibilité et la flexibilité (Edwards [1996]). Néanmoins, plusieurs analyses théoriques ont considéré deux cas extrêmement simplifié : la flexibilité totale du taux de change (flottement) avec intervention de la banque centrale minimale et un irrévocable (crédible) taux de change fixe. Conformément à ses caractéristiques, le régime de taux de change flexible permet au pays d'avoir une politique monétaire indépendante et d'accommoder les chocs domestiques et étrangers. Néanmoins, la flexibilité, toujours considéré comme le prix de la perte de crédibilité et tend d'être associé (en moyenne) avec l'inflation élevée. L'objectif principal des taux fixes est de préservés la parité de taux de change et de permettre de maîtriser le taux d'inflation. Cependant, l'histoire a montré plusieurs fois que les taux de change fixes ont toujours échoué d'imposer la discipline macroéconomique et de limiter les crises de dévaluations (Edwards [1989]). Pour cette raison, nombreux analystes qui favorisent la crédibilité de la flexibilité ont montré que les taux de change fixes sont nécessaires, mais n'est pas une condition suffisante pour atteindre la stabilité macro économique. Edwards [1993], a mené son étude empirique sur un échantillon de 52 pays développés que le régime du taux de change fixe délivre des faibles taux d'inflation beaucoup plus que les régimes flexibles.

3. L'énigme du taux de change et les fondamentaux macroéconomiques

La nécessité de définir un taux de change de référence découle de l'échec récurrent des modèles traditionnels qui formalisent les taux de change à partir des déterminants fondamentaux ou sous-jacents

“A key component of maintaining economic competitiveness in an open economy involves ensuring that the real exchange rate is maintained at a level that is consistent with underlying economic fundamentals” (Rajan et Siregar [2002], p. 1).

Cette énigme existe depuis longtemps avec la difficulté d’expliquer le flottement des taux de change par les fondamentaux macroéconomiques tels que l’offre de monnaie, la production et les taux d’intérêt... Meese et Rogoff [1983] ont testé plusieurs modèles structurels des taux de change. Ils ont mis en évidence l’incapacité des modèles fondamentaux à battre un processus de marche aléatoire. A ce propos, au terme d’une analyse comparative de performance prédictive des modèles structurels de change. Cheung, Chinn et Pascual (2002) avancent:

« The results do not point to any given model/specification combination as being very successful. On the other hand, it may be that one model will do well for one exchange rate, but not for another » (Cheung, Chin et Pascal [2002], p 52)

3.1. Etat de la question

Edwards [1989] a développé un modèle théorique pour tester l'existence de relation de cointégration entre le taux de change et ses fondamentaux en se fondant sur la méthode de cointégration de Johansen [1988]. Conformément à ses résultats, seulement les variables réelles affectent le TCR dans le long terme, mais dans le court terme les variables réelles et nominales contribuent à sa volatilité. Plus précisément, les variables les plus importantes affectant le niveau d'équilibre du TCR sont les termes de l'échange, le niveau des dépenses publiques, les mouvements des capitaux, le contrôle des changes et les mouvements des biens. (Elbadawi et Soto [1995]) ont montré que les déterminants de long terme de TCR sont principalement les termes de l'échange, le degré d'ouverture de l'économie, les flux de capitaux et le taux de change nominal. Plus précisément, est pour aller au-delà de la théorie de Balessa- samuelson (en particulier Drine et Rault [2003]) et Egert, Drive, Lommatzch et Rault [2003]) ont introduit d'autres facteurs, tels que la demande de monnaie, la politique économique et les mouvements de capitaux, aussi ont une influence sur la détermination du niveau du TCR d'équilibre, lorsque les prévisions des fondamentaux future sont très important dans la détermination du taux de change, il semble donc intéressant de posé la question si les taux de change peuvent prévoir ces fondamentaux. Mais, Granger a montré que l'approximation de processus de la marche aléatoire des taux de change n'est pas substantiellement attribuable à la minimisation des facteurs. D'après les modèles fondamentaux, tous les résultats empiriques sont cohérents avec l'explication que les mouvements des taux de change sont dominés par les chocs non observables le processus de la marche aléatoire. La plausibilité de cette explication a souligné que les modèles fondamentaux ont échoué de vérifier la cointégration entre le taux de change et les fondamentaux observables, l'échec qu'est rationalisés par la présence de I(1). Les suggestions que le taux de change doit suivre un processus de la marche aléatoire lorsque les facteurs réduits sont proches de l'unité mais ne veut pas dire que la prévision des taux de change est celle souhaité. Plus récemment, d'autres travaux ont montré le succès de prévision des taux de change dans le long terme, en utilisant les méthodes de non-linéarité.

Obstfeld et Rogoff [1996] avancent :

« One Very important and quite robust insight is that the nominal exchange rate must be viewed as an asset price. Like other assets, the exchange rate depends on expectations of future variable ». (Obstfeld et Rogoff [1996], p. 529)

3.2. L'analyse de la relation entre le TCR et ces fondamentaux

3.2.1. les termes de l'échange

Les termes de l'échange sont définis comme le rapport de prix d'export et le prix d'important

$$tot = \frac{p_x}{p_m} \quad (2.5)$$

Supposons que le taux de change nominal E est flexible mais les prix des biens non-échangeables, (PN), est fixes. Une amélioration des termes de l'échange (dû a une diminution de P_M) conduit à l'augmentation du taux de change nominal et aussi les prix relatifs des biens exportables avec le respect des non – échangeables (ex), doit augmenter pour restaurer l'équilibre interne. L'impact des termes de l'échange sur le TCR est théoriquement ambigu (Edwards [1989]) L'amélioration des termes de l'échange suscite un effet revenu direct, qui conduit à l'augmentation de demande des biens non – échangeables, et un effet substitution indirect qui induit une variation de l'offre et de la demande des biens non – échangeables. Par conséquent, conformément à ces effets, il doit produire une appréciation ou une dépréciation de TCR. Pour illustrer l'effet revenu, supposons une amélioration des termes de l'échange par le biais d'augmentation des prix des biens exportables et supposons que les prix des biens importés sont constants. L'augmentation du revenu domestique conduit, par voie de conséquence à l'augmentation de la demande des biens importés et non échangeables. Comme le prix des biens importés est constant, la demande augmente entraîne une augmentation du prix des biens non échangeables et, par conséquent, l'appréciation du TCR. La détérioration des termes de l'échange entraîne, aussi, l'augmentation du revenu et de la demande et par conséquent la dépréciation de TCR. Elbadawi et Soto [1995], ont testé les données de 7 pays développés et aboutissent que pour trois pays l'amélioration des termes de l'échange entraîne l'appréciation du TCR, alors que pour les autres ils conduisent à la dépréciation. Feyzioglu (1997) trouve que l'amélioration des termes de l'échange a conduit à l'appréciation du TCR en Finlande.

3.2.2. Le taux de change réel et le développement de la productivité

Conformément aux travaux Balassa – Samuelson (BS), la distribution des gains de productivité entre pays et selon les secteurs échangeables et non échangeables est important pour déterminer l'impact de la productivité sur le taux de change. L'intuition de ce qu'on appelle effet BS est plutôt direct, la représentation standard de BS dans la forme log différentiel.

$$\hat{q} = \hat{q}_t + (1 - \alpha) \cdot \hat{q} - (1 - \alpha^*) \hat{q}_1^* \quad (2.6)$$

$$= \hat{q}_t + (1 - \alpha) \left[\frac{\sigma_N}{\sigma_t} \hat{A}_T - \hat{A}_N \right] - (1 - \alpha^*) \left[\frac{\sigma_N^*}{\sigma_T^*} \hat{A}_T^* - \hat{A}_N^* \right]$$

Avec :

λ : Représente la variation dans le temps ;

q : Le TCR ;

q_T : Le prix relatif des biens échangeables entre le pays domestique et étranger ;

σ_i : Le différentiel du prix entre les biens échangeable et non échangeable ;

α : le part des biens échangeables dans le panier des biens ;

G_i : la part du revenu du travail dans le secteur I ;

A_i : le progrès technique dans le secteur i ;

i : échangeables et N. échange ;

* : représente les variables étrangères.

La première composante de l'équation, explique la relation entre les prix des biens échangeables et le taux de change réel. La seconde composante établit la relation entre le prix relatif des biens non échangeables et la productivité relative dans les secteurs échangeables et non échangeables.

3.2.3 La relation taux de change – taux d'intérêt

Plusieurs études ont étudié cette relation en utilisant les méthodes de cointégration pour expliquer la relation taux de change réel - différentiel d'intérêt réel :

$$q_t = \mu + \ell (r_t - r_t^*) + w_t \quad (2.7)$$

Avec :

q_t : est le TCR ;

$r-r^*$: Est le différentiel d'intérêt ;

w_t : est le terme d'erreur.

Meese et Rogoff [1988] ont utilisé la méthode d'Engel - Granger pour tester la cointégration entre les taux de change réel et les taux d'intérêt réel. D'autres travaux qui sont fondés sur la méthode de Johansen [1988] utilisent le maximum de vraisemblance tel que (Johansen et Juselius [1992]).

« *the real Exchange rate should not be cointegrated with the real differential* » (Baxter [1994] p. 29).

La dérivation standard de cette relation (Meese et Rogoff. [1988]) a comme point de départ la condition de la parité du taux d'intérêt non couverte.

$$E_t(S_{t+1}-S_t)=(i_t-i_t^*)+\sigma_t \quad (2.8)$$

Avec :

S_t : c'est le logarithme de taux de change spot ;

i : c'est le taux d'intérêt domestique ;

E_t : c'est l'opérateur des anticipations conditionnelles ;

σ : c'est le prime de risque stationnaire ;

L'astérix représente la variable étrangère.

L'équations (2.8) peut être réécrit comme suit :

$$S_{t+1}-S_t=(i_t-i_t^*)+\sigma_t+\varepsilon_t \quad (2.9)$$

Avec : ε_t est un bruit blanc.

$(S_{t+1}-S_t)$ doit être $I(0)$, par hypothèse $(\sigma_t+\varepsilon_t)$ est stationnaire. Il s'ensuit que le différentiel d'intérêt $(i_t - i_t^*)$, doit aussi être stationnaire, le taux d'intérêt domestique doit être cointégré avec le taux d'intérêt extérieur.

4. Impact des fondamentaux sur la volatilité du Dinar

L'équilibre extérieur avec un taux de change peu volatile constitue, pour les autorités un objectif primordial. A cet égard, il existe de nos jours, d'autres tentatives intéressantes à coté de la PPA pour situer les évolutions du change courant par rapport à un taux de référence sensé lui-même correspondre à l'équilibre. Le but demeure identique, il s'agit de juger des désalignements par rapport au niveau d'équilibre. Mentionnons ici, plus particulièrement, le taux de change naturel réel (NATREX) de Stein et Lim [2002]. Avec le NATREX, on est en présence d'un taux de change réel qui ajuste à court terme le marché des biens mais dont la dynamique à long terme dépend du stock réel de capital et de la dette extérieure. Son avantage est de permettre de tenir compte à la fois des effets à court et à long terme des chocs sur la productivité et sur les comportements d'épargne. L'importance qu'il accorde aux interactions stock flux constitue sa principale avantage.

4.1. Le modèle

Dans cette section nous tenterons d'estimer le NATREX dans le contexte tunisien.

Le taux de change naturel réel tel que spécifié par Stein et Lim [2002] est un taux de change réel d'équilibre à long terme.

$$reen = \alpha_0 + \alpha_1 g_t + \alpha_3 prd_t + \alpha_4 tot_t + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

Avec :

$reen$: Le taux de change effectif réel ;

g_t : Les dépenses publiques ;

r^*_t : Taux d'intérêt mondial ;

Nous avons soustrait l'inflation calculée à partir de l'indice des prix à la consommation des Etats-Unis annualisés de trois mois du taux de LIBOR du dollar des Etats-Unis de trois mois

prd : La productivité ;

tot : Les termes de l'échange qu'est le rapport entre prix d'export et le prix d'import.

4.1.1. Données

Afin d'effectuer l'estimation, nous avons collecté des données se rapportant aux cours de change quotidiennes TND/GBP, TND/USD auprès des services des changes de la Banque Centrale de tunisie. Alors que les données se rapportant au taux d'intérêt mondial, aux

dépenses publiques et aux indices de productivité ont été extraites des statistiques du fond monétaire (*International financial statistics*). En fin, les données se rapportant aux termes de l'échange ont été extraites des publications de l'institut national des statistiques (INS), pour la période qui s'étale entre 1986 et 2003, les données sont de fréquence trimestrielle voir 72 observations.

4.1.2. Méthodologie empirique

Nous commencerons notre étude empirique par la validation du modèle sur le contexte tunisien. En suite nous appliquerons les tests de racine unitaire pour détecter la stationnarité des séries ainsi que la stationnarité du (reer - natrex) pour juger les désalignements par rapport à l'équilibre, et en fin nous relaterons l'ensemble des résultats des tests de cointégration.

4.2. Résultats et interprétations

Tableau 2.1.

Test de racine unitaire ADF (différence première)

variable	TND/GBP	TND/USD
reer _t	-3.041084	-2.173985
g _t	-1.198505	-4.739422
r [*] _t	-2.516986	-2.516986
prd _t	-3.01569	-2.341391
tot _t	-3.221277	-3.221277

Les valeurs critiques s'élèvent respectivement à : -2.7411, -1.9658 et -1.6277

Tableau 2.2.

Test de racine unitaire pp (différence première)

variable	TND/GBP	TND/USD
reer _t	-3.409075	-3.86311
g _t	-4.091300	-4.091300
r [*] _t	-3.366506	-3.366506
prd _t	-4.217367	-4.349506
tot _t	-6.234594	-6.234594

Les valeurs critiques s'élèvent respectivement à : -3.9228, -3.0659 et -2.6745

Les tests de racine unitaire ADF et PP indiquent que les séries n'étaient pas initialement stationnaires. En effet, la confrontation entre les valeurs estimées et ceux critiques confirment ce résultat. L'ordre de retard retenu sur la base de critère de AIC. De ce fait, nous allons les stationnariser en procédant par différenciation. En effet, les statistiques ADF montrent que tous les variables sont I(1).

Ces résultats sont confirmés par l'examen de la figure 2.1 où les séries ne sont pas initialement stationnaires. La dépréciation du Dinar vis à vis du GBP et du USD était remarquable dès 1986 suite à la dévaluation du Dinar décidée en Août 1986 lors de l'adoption du plan d'ajustement structurel. Il faut remarquer que cette dépréciation était déférente d'une monnaie à l'autre.

FIGURE 2.1.
Evolution du cours de change TND/USD

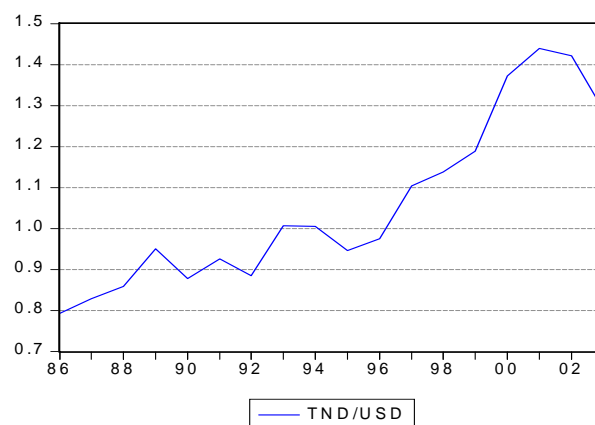


FIGURE 2.2.
Evolution du cours de change TND/GBP

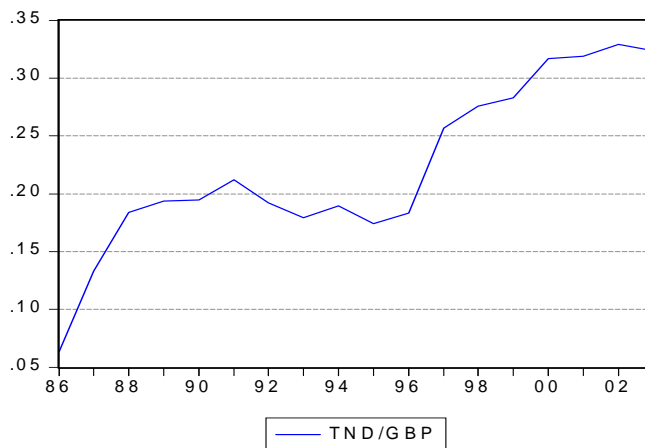


Figure réalisé sur le logiciel EVIEWS (version 4)

La régression de l'équation par la méthode des moindres carrés ordinaires nous donne les résultats suivants :

Tableau 2.3.
Régression du modèle NATREX par MCO

parité	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	R^2
TND/GBP	-1.0573817 (-2.944694)	0.283277 (2.743742)	0.2827 (3.391148)	0.131988 (2.062284)	0.511081 (2.554201)	0.90
TND/USD	-1.850691 (-3.558895)	0.038799 (0.345007)	0.099156 (1.22013)	0.394466 (3.34396)	0.291898 (1.474392)	0.89

Les résultats des estimations par les moindres carrés ordinaires du modèle sont globalement satisfaisants. Les coefficients de détermination R^2 pour la parité TND/USD sont proches de l'unité 0.90 et de 0.89 pour la parité TND/GBP. Ce résultat est encore approuvé par les statistiques de Fisher dont les valeurs sont 37.31 et de 27.152, mais les signes des coefficients

ne sont pas tous conformes. Pour la parité TND/USD, le coefficient se rapportant à la productivité sont conformes à la théorie ce qui explique qu'une grande partie de l'évolution de court terme du Dinar tunisien vis à vis du Dollar des Etats-Unis est expliquées par l'évolution de la productivité. Pour le couple (Tunisie – Grande Bretagne), l'estimation montre que la dynamique de court terme de la parité TND/GBP est expliquée par les dépenses publiques, le taux d'intérêt mondial, la productivité et les termes de l'échange.

Notre résultat a été soutenu par d'autres chercheurs, tel que Rajan et Siregar [2002] qui ont mis en évidence le pouvoir explicatif énorme du modèle NATREX pour le cas de Hong Kong et Singapour durant la période (1984-2000).

Après l'examen de la stationnarité de chaque variable, nous appliquons le test de cointégration multivariée de Johansen [1988], exigeant au préalable la spécification de l'ordre de retard du modèle VAR.

Notre étude débute par une désigne de la spécification du modèle VAR par la détermination du vecteur ($reer_t, g_t, r_t^*, prd_t, tot_t$).

Le modèle VAR s'écrit comme suit :

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_n y_{t-n} + \varepsilon_t$$

n : C'est l'ordre de retard du modèle choisit suivant le rapport vraisemblance comme déjà mentionné au niveau du premier chapitre.

Nous avons retenu un ordre de retard de 2 qui semble remplir les critères de cointégration pour le couple (Tunisie – Etats-Unis), (Tunisie- Grande Bretagne).

TABLEAU 2.4.
Test de cointégration multivariée de Johansen (1988) : (TND/GBP)

Valeur propre	t-statistique	V. Critique (5%)	V. Critique(1%)
0.994876**	146.533	68.52	76.07
0.784564**	62.15301	47.21	54.46
0.707172**	37.59152	29.68	35.65
0.632647*	17.9408	15.41	20.04
0.112963	1.917893	3.76	6.65

*(**) note le rejet de l'hypothèse à 5%(1%)

TABLEAU 2.5.
Test de cointégration de Johansen (1988) : (TND/USD)

V. propre	t-statistique	V. Critique(5%)	V. Critique(1%)
0.99973**	202.3426	68.52	76.07
0.913805**	70.885	47.21	54.46
0.700314*	31.6669	29.68	35.65
0.426737	12.38635	15.41	20.04
0.195663	3.483784	3.76	6.65

*(**) note le rejet de l'hypothèse à 5%(1%)

Les résultats des tests de cointégration nous permettent de détecter des relations de cointégration pour le couple de pays (Tunisie – Etats-Unis). En effet, les valeurs de la statistique (LR) de

maximum de vraisemblance inhérente à l'hypothèse ($H_0 : r=0$) (70.885) et (31.6669) sont supérieurs aux valeurs critiques (47.21) et (29.68) au seuil de significativité de 5% de même pour le seuil de 1%. Ces résultats nous conduisent à accepter l'hypothèse de présence d'au moins un vecteur de cointégration (rejet de $H_0 : r=0$). D'autre part, cette même statistique afférente à l'hypothèse ($H_0 : r \leq 1$) admet une valeur calculée de 39.21 supérieures à la valeur critique tabulée pour le cas TND/USD. Ce résultat nous conduit à accepter l'hypothèse de la présence d'au moins un vecteur de cointégration. Des résultats analogues sont obtenus pour le cas du couple de pays (Tunisie-Grande Bretagne). En d'autres termes, les variables sous jacentes au modèle NATREX semble avoir une certaine tendance d'équilibre de long terme. Le modèle retenu pourrait donc valider en tant qu'une relation d'équilibre de long terme Nous expliquons enfin les tests de désalignement et de stabilité. Pour se faire, nous allons déterminer les séries NATREX en utilisant les coefficients déjà estimés. La figure (2.2) retrace l'évolution des taux de change d'équilibre fondamental (NATREX) du Dinar par rapport au taux de change effectif réel observé. Comme il a été noté précédemment la différence positive (négative) entre le taux de change effectif réel et le taux de change naturel implique la surévaluation (sous évaluation) de la monnaie.

FIGURE 2.3.
Evolution du REER et du NATREX (Tunisie-Grande Bretagne)

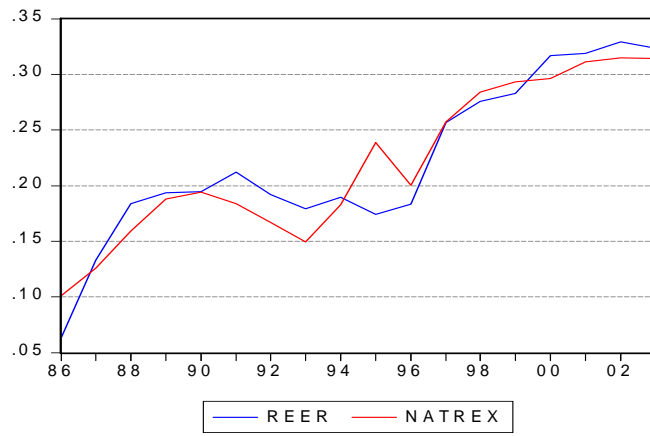


FIGURE 2.4.
Evolution du REER et du NATREX (Tunisie - Etats-Unis)

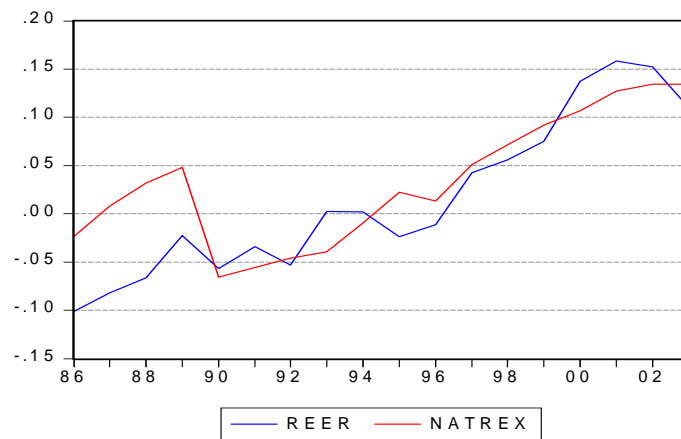


FIGURE 2.5.
Test de « désalignement » (TND/GBP)

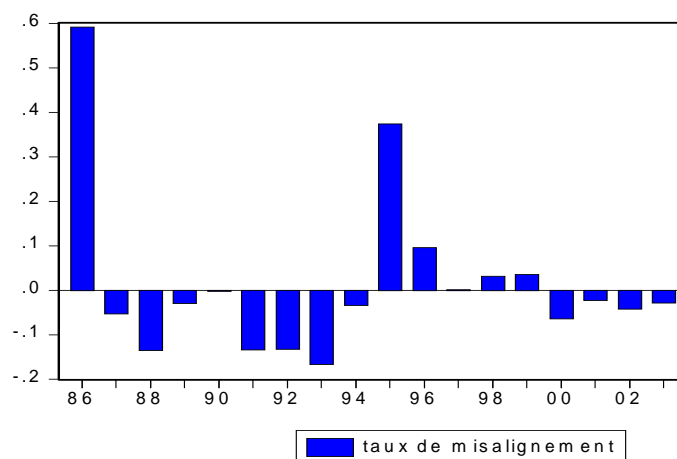


FIGURE 2.6.
Test de « désalignement » (TND/USD)

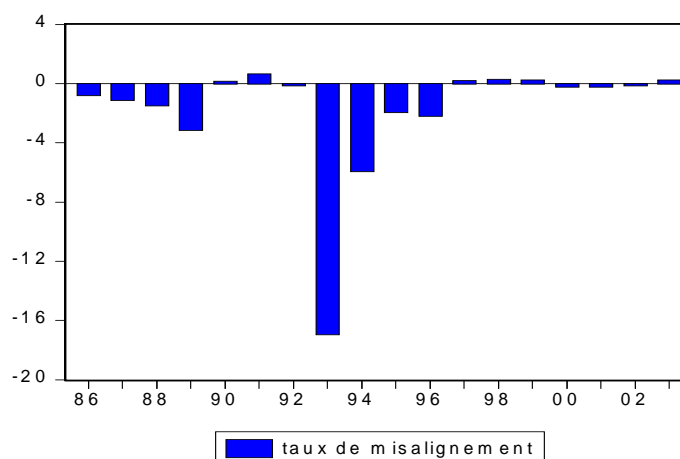


Figure réalisée sur le logiciel EVIEWS (version 4)

$$\text{Taux de désalignement} = \left[\frac{\text{NATREX} - \text{REER}}{\text{REER}} \right] * 100\%$$

A la lumière des figures le Dinar tunisien à enregistrer une sous-évaluation par rapport au dollar entre 1986 – 1989 suites à la sous évaluation décidée en août 1986 avant le retour à l'équilibre (c'est à dire au taux NATREX) au début 1990. Mais, la sous évaluation importante était enregistrée en 1993 puis un retour à l'équilibre à la fin du 1997. A ce propos, la parité TND/USD paraît trop volatil, dès 1986 jusqu'au début 1998. Pour le cas de TND/GBP, le Dinar a enregistré une sur évaluation par rapport au Livre sterling en 1986 et 1995, alors que entre (1988 – 1993) il a enregistré une sous évaluation assez importante et enfin dès le début de 1996 jusqu'à la fin 2003 la déviation par rapport à l'équilibre est faible.

Tableau 2.6.
Test de racine unitaire ADF : Pour (reer – natrex)

parités	ADF	PP
TND/GBP	-2.889286	-3.285154
TND/USD	-3.285154	-6.515861

Les valeurs critiques s'élèvent respectivement à : -2.7275, -1.9642, -1.6269

Pour tester la stabilité du Dinar nous appliquerons la procédure suivante pour tester la stabilité de la monnaie :

$$reer - natrex_t = \varepsilon_t \quad \text{avec: } \varepsilon_t \sim I(1)$$

Pour que le reer (taux de change effectif réel) soit stable il faut que le “désalignement” (présenté par ε_t) du taux d'équilibre soit stationnaire ! Le test (ADF) et (PP) montrent que les valeurs tabulées sont largement inférieures aux valeurs critiques quelque soit le seuil de significativité. Ainsi le taux de désalignement du REER est stable.

Conclusion

L'évolution du taux de change en fonction de ces fondamentaux permet aux autorités de réaliser l'objectif de l'équilibre extérieur, maîtriser les prix par l'amélioration de la productivité des termes de l'échange et du taux d'inflation par rapport à ses partenaires et stimuler, par voie de conséquence, la stabilité du taux de change. Cependant cette décision ne doit être décrétée que lorsque certaines conditions se trouvent au préalable vérifiées pour assurer un équilibre entre l'offre et la demande de devises pour éviter les retombées négatives notamment en termes de bien être de la nation. A cet égard, les autorités doivent procéder à des ajustements d'ordre macroéconomiques pour obliger les opérateurs nationaux à s'aligner sur les performances mondiales. Les résultats enregistrés montrent que le Dinar a tendance d'évoluer en fonction des fondamentaux et notamment la productivité et le différentiel des taux d'intérêt.

L'approche économétrique à travers l'étude du comportement du taux de change du dinar par rapport au USD et le GBP sur la période (1986 – 2003) en fonction des variables explicatives a révélé que : l'évolution du taux de change de court terme du Dinar tunisien vis à vis du Dollar des Etats-Unis est expliquée par l'évolution de la productivité, alors que pour le cas du cours TND/GBP les résultats montrent que la dynamique de court termes est expliquée par le taux d'intérêt mondial et la productivité. Les tests de désalignements et de stabilité expliquent que le Dinar est très volatile durant la période (1986 –1998), alors qu'il était peu volatil dès 2001. d'ou une remise en question des déterminants microéconomiques du taux de change. Nous essayerons de répondre à cette question dans le troisième et le dernier chapitre.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Références

1. Agathe. C (1994), "Exchange rate volatility and trade" *FMI/WP 94*.
2. Ariel. B, Martin. E et Serio. R (2003), "Large devaluations and the real exchange rate" *North western university et NBER*.
3. Balozs E et Amina L – R (2003), "Estimating the Fundamental Equilibrium Exchange Rate of central and Eastern European countries" *CEPII N° 2003-05*.
4. Bernd. S, Facco. V et Chiara. O (2003), "Productivity and the Euro-Dollar exchange rate" *FMI/WP n°225*.
5. Campbell. J et R. Clarida (1987), "The dollar and real interest rates" *Carnegie-Rochester Conference series on publicpolicy 27, pp. 103-140*.
6. Carlos. C. B (2003), "Interest rate-exchange rate dynamics in the Philippines : a DCC analysis" *Applied economics letters 10.p 107-111*.
7. Charles. E et Kenneth. D. W (2003), "Exchange rates and Fundamentals" *University of Wisconsin et NBER*.
8. Debabreta. B, Georgios. E. C et Stephen. M. M (2003), "the Dollar exchange rate in small open developed economies : evidence from cointegration analysis" *University of connecticut*.
8. Denims. P (2003), " Does the phenomenon of exchange rate overshooting imply that a fixed exchange rate regime is inherently more stable than a floating exchange rate regime?" *University of Sutherland*.
9. Dornbusch (1976), "Expectations and exchange rate dynamics" *Massachusetts Institute of technology*.
10. Frenkel. J (1979), "A theory of floating exchange rates based on real interest differentials" *American economic review,69(4)*.
11. Georgios. C et George. k (2003), "the year real exchange rate may be stationary after all : evidence from non linear unit-root tests" *University of connecticut*.
12. Guy. M (2002), "Medium-Term exchange rate forecasting : what can we expect?" *FMI/WP 03/21*.
13. Imed. D et Christophe. R (2003), "on the long-run determinants of real exchange rates for developing countries : Evidence from Africa, latin America and Asia" *Evry university*.
14. J.S. Ferris et J.A Galbraith (2003), "Indirect convertibility as a money rule for inflation targeting" *Applied Financial economics 13. P. 753-761*.
15. Jan. F et Lubos. K (2001), " Real Exchange rate trends in transitional countries" *The University of warwick*.
16. Jean. I, Haron. M, Morten. O. R et Hélène. R (2003), "PPP Strikes Back: Aggregation and the real Exchange rate" *Institute of economics Hungarian Academy of sciences*.
17. Jean-O H, Patureau. L et T. Raseuth (2003), "overshooting and the exchange rate disconnect Puzzle : A reappraisal" *Université d'Evry Val d'Essonne*.
18. Joshua Aizenman (1999), "Real exchange rate overshooting and capital controls in a crisis" *Dartmouth college et NBER*.
19. Kristian Nilsson (2002), "Do Fundamentals explain the Behaviour of the real Effective exchange rate?" *Working papers N°78*.
20. M. Doganlar (2002), "Estimating the impact of exchange rate volatility on exports : evidence from Asian countries" *Applied economics letters.vol9 n°13.P859-865*.

21. Mathias. H et R. MacDonald (2003), "A Re-examination of the link between real exchange rates and real interest rate differentials" *University of strathclyde Glosgow*.
22. Michael. A, Michael. E (2003), "The exchange rate as shock absorber or source of shocks? A study of four open economies" *EUI, CEPR et European Central Bank*.
23. Michael B.D (2001), "Monetary Policy, exchange rate flexibility and exchange rate pass-through" *University of British Columbia*.
24. Michael. D.G et R. Frydeman (2001), "Macroeconomic fundamentals and the DM/\$ Exchange rate : imperfect knowledge and the monetary model" *University of New Hanpshire et New York university*.
25. Michel aglietta, Camille Baulant et Sandra Moatti (2002), "Exchange Rate regimes, Monetary Policies and competitiveness in central Europe" *Conference international mars 26 et 27. 2002*.
26. P.R. Lane et F.M. Milesi – Ferretti (2002), "External Wealth, the Trade Balance and the real Exchange Rate" *DNB staff Reports No-80 De Nederlands bank*.
27. Philip shively (2003), "The shold stationary real exchange rates : a non linear, multivariate approach" *Economics Bulletin, vol 6,16, pp 1-11*.
28. Pronab B (1999), "Exchange rate management and manufactured exports in sub-Saharan Africa" *Free university of Brussels*.
29. Rogoff, K (2002), "Dornbusch's overshooting model after twenty-five years" *Second annual research conference. FMI*.
30. Rogoff. K (2002), "Dornbusch's overshooting model after twenty-five years" *Second annual reserch conference, IMF*.
31. Sebastian Edwards et Miguel A. Savastano (1989), "Exchange rates in emerging economies : what do we know? what de we need to know?" *NDER/W 7228*.
32. Silvana Taureyro (2003), "On the trade Impact of Nominal Exchange Rate volatility" *Federal Reserve Bank of Boston*.
33. Simon wren-Lewis (2003), "Medium term exchange rate dynamics" *NESR conference on macroeconomics and the policy process*.
34. Stein. J et G. Lim (2002), "Introduction to exchange rates in Europe and Australasia:Fundamentaldetermenants,Adjustments and policy implications" *Australian Economic papers*.
35. Gruen. D et J. wilkinson (1994), "Australia's Real exchange rate is it explained by the terms of trade or by real interest differentials" *Econpmic recrd, pp 204-219*.

**CHAPITRE III : L'APPROCHE DE LA
MICROSTRUCTURE ET LA DYNAMIQUE DU
TAUX DE CHANGE**

Chapitre 3

Approche de la microstructure et Dynamique du taux de change : théorie et essai d'investigation empirique

" Combining our perspectives focuses attention on the causal links among news, order flow, and forex movements, which in our view is a prime candidate for research" (Andersen, Bollerslev, Diebold et Vega [2003], p. 59).

Après le succès empirique limité des modèles structurels standards des taux de change, les chercheurs en finance internationale ont focalisé leurs attentions sur les phénomènes microéconomiques incluant le rôle de l'organisation du marché, le volume des transactions ainsi que la gestion des opérateurs sur le marché. A cet égard, ils ont élaboré des modèles expliquant les mouvements des prix en prenant en considération la diversité de l'information sur le marché et des mécanismes d'échange. Mais ces travaux étaient limités aux marchés financiers. Ce n'est qu'à partir des années quatre vingt dix les chercheurs sont heurtés à des problèmes d'évidence empirique sur le marché des changes et ils ont développé des modèles spécifiques à ce dernier en mettant l'accent sur l'influence des flux d'ordres et la fixation de la fourchette des prix. L'objet de ce chapitre est de caractériser l'expérience sur le marché des changes, en ce qui concerne l'interaction entre l'approche de la microstructure et le cours de change. Nous présenterons dans une première section une vue d'ensemble de l'approche de la microstructure en mettant l'accent sur les fondements de cette approche et leurs effets sur les taux de change. Dans une deuxième section nous s'intéresserons à l'explication des énigmes macroéconomiques par les outils microstructurels ainsi que la relation flux d'ordre-taux de change. Dans la troisième section nous présenterons la

dynamique de flux d'ordres ainsi que le processus de fixation des prix. Enfin, la quatrième section présentera une application empirique sur le marché des changes tunisien.

1. Vu d'ensemble de l'approche de la microstructure

Est-ce que les économies des taux de change ont besoin d'une nouvelle approche ? Les économies de taux de change sont en crise, c'est à dire les approches macroéconomiques des taux de change ont empiriquement échoué. En effet, Flood et Taylor [1996] avancent:

«Given the exhaustive interrogation of the macro fundamental in this, respect over the last twenty years, it would seem that our understanding of the short-run behaviour of exchange rates is unlikely to be further examination of the macro fundamental. And it is in this context that new work on the microstructure of the foreign exchange market seems both warranted and promising.»(Flood et Taylor [1996], p. 23)

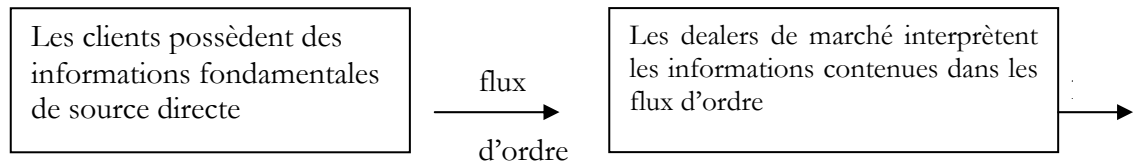
1.1. le fondement de l'approche de la micro structure

O'Hara (1995) définit la microstructure du marché comme "Le processus et les résultats des actifs échangés dans le cadre des règles explicites". Lorsqu'on passe de l'approche macro à l'approche micro, deux variables qui ne jouent aucun rôle dans la première prennent le stade central. Ses variables sont les symboles de l'approche de la microstructure, qui sont : (i) les flux d'ordre (ii) Fourchette de prix (*bid-ask spread*).

1.1.1. Le flux d'ordre

Comprenons le flux d'ordre est essentiel pour apprécier comment l'approche de la microstructure des taux de change se distingue des anciennes approches. D'abord, il est important de connaître que le volume de transaction et le flux ne sont pas similaire. Par exemple, si on décide de vendre des unités à un opérateur (teneur de marché), donc le volume de transaction est égal 10, mais le flux d'ordre est -10. Le flux d'ordre peut être mesuré comme la somme des signes des ordres achats et des ordres de vente. La somme négative signifie la vente net dans le temps. Lyons [2000] a illustré un schéma expliquant le rôle de flux d'ordres dans son ouvrage « *the microstructure approach to exchange rates* ». Il a montré que le processus de formation des prix passe par les clients (non-dealers) (tel que un individu qui possède des informations privilégiées) alors que le deuxième est l'interprétation par (les dealers) des flux d'ordres observés qui serviront de base de fixation de prix.

FIGURE.3.1.
Processus de fixation de prix



Source Lyons [2000]

1.1.2. La fourchette de prix

La fourchette est la deuxième variable distinguée de l'approche de la microstructure qui attire l'attention des théoriciens. Il y a trois raisons, une scientifique, une pratique, et un historique. La raison scientifique est liée aux données, les données sur la fourchette sont l'élément le plus intéressant de la plupart des séries des données. Les fourchettes sont des cibles prêtes pour des hypothèses testables (c'est à dire mesurables). La seconde raison est que la fourchette est pratique parce que les praticiens s'intéressent aux coûts de gestion des transactions. La troisième raison est que la fourchette reçoit plus l'attention du côté historique. Dès le départ, le domaine de la microstructure cherche d'être séparé de la littérature des transactions sous les anticipations rationnelles donc comment les mécanismes de change, influences les prix ? Cette orientation s'intéressent à la détermination des prix de transaction (c à d bid-ask).

1.2. Etat de la question

1.2.1. Le modèle des anticipations rationnelles

Ce modèle suppose que tous les agents (informés ou non informés) présents sur le marché forment des anticipations rationnelles. En effet, si le prix d'équilibre transmettent toute information privée, les agents informés ne peuvent pas réaliser des profits supérieurs à ceux obtenus par les agents non informés, d'où aucun agent n'a intérêt à payer un coût pour s'informer et les prix d'équilibre ne peuvent donc transmettre aucune information privée. Le modèle montre que les prix d'équilibre sont déterminés à partir des variables aléatoires.

Résumé du modèle des anticipations rationnelles

Les participants :

- (i) un opérateur informé
- (ii) un opérateur non informé

Information :

- (i) Rendement final de l'actif risqué normalement distribué
- (ii) l'opérateur informé détient des informations privées sur le rendement final
- (iii) l'opérateur non-informé n'observe que le mécanisme d'établissement du prix d'équilibre de marché

Protocole :

- (i) une seule période de transaction
- (ii) toutes les transactions sont réalisées à un seul prix.

Source Lyons [2001], p. 65

1.2.2. Le modèle des transactions séquentielles

Le modèle présente trois types d'opérateurs : des opérateurs informés averses au risque, un opérateur neutre vis à vis du risque et des opérateurs non informés. Il existe un seul actif risqué de valeur finale aléatoire qui peut être élevée ou faible, d'où les opérateurs informés vont décider si ce dernier est élevé ou faible.

Résumé du modèle des transactions séquentielles

Les participants :

- (i) un dealer (neutre vis à vis du risque)
- (ii) plusieurs opérateurs informés (neutre vis à vis du risque et non stratégique)
- (iii) plusieurs opérateurs non informés (non stratégique)

Information :

- (i) la valeur finale de l'actif risqué qui peut être élevée ou faible
- (ii) tous les opérateurs informés savent s'il s'agit de valeur faible ou élevée
- (iii) le dealer connaît la probabilité inconditionnelle de la valeur élevée (p)
- (iv) le dealer connaît la probabilité stipulant que le prochain opérateur est informé (q)
- (v) le dealer observe la séquence de provenance des ordres

Le protocole :

-
- (i) la séquences des périodes de transaction : une transaction au maximum par période
 - (ii) le dealer participe dans toutes les transactions
 - (iii) la taille de transaction est limitée à une unité
 - (iv) l'opérateur potentiel est choisi de façon aléatoire pour chaque période
 - (v) le dealer présente son cours acheteur et vendeur à l'opérateur potentiel
 - (vi) le dealer fixe les prix pour éviter les profits anticipés

Source : Lyons [2001], p. 78

1.1.2. Le modèle des transactions simultanées

Ce modèle décrit mieux le protocole des transactions sur le marché des changes que les autres modèles et tiennent compte de l'importance des transactions inter dealer, l'existence d'une information privée induit par les flux d'ordres et l'aversion au risque des dealers.

Résumé du modèle des transactions simultanées

Les participants :

- (i) les clients (averse au risque et non stratégique)
- (ii) N dealers (averse au risque et stratégiques)

information :

- (i) la valeur finale de l'actif risqué distribué selon la loi normale
- (ii) chaque dealer reçoit un signal distribué selon la loi normale
- (iii) tous les dealers reçoivent un signal distribué selon la loi normale
- (iv) chaque dealer reçoit les ordres des clients distribués selon la loi normale
- (v) après avoir effectué leurs transactions, les opérateurs observent un signal de flux d'ordre inter dealers

institution :

cotation :

- (i) les cotations des dealers sont simultanées, indépendantes et requises
- (ii) les cours sont disponibles à tous les dealers
- (iii) un cours est un prix unique auquel le dealer accepte d'acheter ou de vendre à n'importe quelle quantité

l'échange :

-
- (i) les transactions sont simultanées et indépendantes
 - (ii) les transactions avec des partenaires multiples sont possibles.
-

Source : Lyons [2001], p. 93

1.3. Application des outils de la microstructure aux énigmes du taux de change

Les résultats les plus récents sur les effets de l'amplification de volume ce qui appel Lyons [2000] par "*hot potato*" montrent que le change en "*hot potato*" est les adaptations des positions d'une opération à un autre suivant un client initial, qu'est la conséquence de la gestion du risque de l'opérateur. Au contraire, d'après l'approche d'actif, le volume est attribué à la spéculation. Comprendre les causes du volume élevé n'est pas assez intéressant comme celui de la détermination du prix, mais il est important. Considérant par exemple le problème des taxes sur les transactions. L'imposition des taxes sur les transactions à tendance d'associer le volume élevé avec la spéculation excessive, puisque, le volume élevé peut être un obstacle pour l'information transmise via le flux d'ordre.

Quels sont les énigmes des économies du taux de change ? Il y a trois énigmes. (i) L'énigme de détermination : Les mouvements du taux de change ne sont pas reliés aux fondamentaux macroéconomiques (au moins durant des périodes mois de deux ans). (ii) L'énigme de l'excès de volatilité : Les taux de change sont excessivement volatils relativement aux mesures des fondamentaux. (iii) L'énigme de biais à terme : l'excès de rendement de spéculation de change sont prédictible et inexplicable.

2. Le change : les énigmes macroéconomiques et les outils microstructurels

Il est utile de vérifier les régularités de long terme de redéfinitions des anticipations en réponse à l'afflux de nouvelles informations sur le marché des changes interbancaires, en plus des fondamentaux.

"to repeat a central fact of life, there is remarkably little evidence that macroeconomic variables have consistent strong effects on floating exchange rates, except during extraordinary circumstances such as hyperinflations. Such negative findings have led the profession to a certain degree of pessimism vis a vis exchange-rate research". (Frank et Rose [1995], p. 709).

Est-ce que le marché des changes globalise l'information ? Sûrement il est, puisque en plus des variables macroéconomiques qui agissent sur le processus de fixation des prix (la productivité, les demandes monétaires, les préférences particulières, les arbitrages...). En trouve les informations qui sont l'un des variables qui explique la volatilité du taux de change.

2.1. Le flux d'ordres : un ensemble d'information

Lorsque l'une des informations se déplace de l'ancienne approche à la nouvelle approche en trouve une variable qui ne joue aucun rôle dans l'ancienne prend le stade central dans la seconde qu'est le flux d'ordre.

2.1.1. Le flux d'ordre et les taux de change

Malgré la diversité des travaux empiriques la finance de la microstructure est généralement appliquée en cas de haute fréquence, mais ça ne veut pas dire que les outils de la microstructure ne sont pas applicables au phénomène à faible fréquence. Concernant les effets de long terme, le plus important à comprendre est que lorsque le flux d'ordres transmet l'information ses effets sur les prix doivent être à long terme. Par exemples, (Evans [1997,2001], Evans et Lyons [2002], Payne [1999] et Rime [2000]) ont montré que le flux d'ordre à des effets significatifs et persistants sur les taux de change. En effet, statistiquement ces effets significatifs sont permanents et ils ont des implications dans le long terme.

2.1.1.1. Enigmes de détermination

les modélisations macroéconomiques se sont heurtées à des problèmes d'évidence empirique, d'autres modélisations ont expliqué l'évolution du taux de change, c'est le cas notamment des modèles de la microstructure (c'est à dire de redéfinitions des anticipations en réponse à l'afflux de nouvelles informations).

"the Meese and Rogoff analysis at short horizons has never been convincingly overturned or explained. It continues to exert a pessimistic effect on the field of empirical exchangesuch results indicate that no model based on such standard fundamentals like money supplies, real income, interest rates, inflation rates, and current account balances will ever succeed in explaining or predicting a high percentage of the variation in the exchange rate, at least at short or medium-term frequencies."
(Frankel et Rose [1995], p. 704).

Si les déterminants ne sont pas des fondamentaux macroéconomiques tel que le taux d'intérêt, l'offre de monnaie, et la balance commerciale, donc quels sont ses déterminants Deux alternatives ont attiré l'attention des économistes. La première est que les déterminants du taux de change incluent des variables spécifiques. Les variables spécifiques sont typiquement modelées comme des bulles spéculatives. La bulle c'est une composante du prix d'actif qu'est non fondamentale. La bulle peut causer l'augmentation des prix plus rapidement quand les investisseurs sont incités à acheter pourtant la bulle peut s'éclater à n'importe quel moment, Meese [1986]. Généralement, l'évidence empirique sur les bulles n'est pas un support suffisant (Flood et Hodrik [1990]). La seconde alternative des fondamentaux macroéconomiques est l'irrationalité. Par exemple, les taux de change peuvent être déterminés, à partir des erreurs prévisionnelles (Frankel et Froot, 1987 [1998]). Evans et Lyons [2002] ont introduit des variables microéconomiques qui déterminent les taux de change, parmi ses variables les flux d'ordre qui peut être important, et donc plusieurs modèles ont cherché la validation empirique tel que le modèle hybride avec les deux déterminants macroéconomiques et microstructurels, ainsi que le modèle Evans – Lyons [2002]. A cet égard, la question qui se pose est comment le flux d'ordre explique les taux de change ?

Les modèles traditionnels des taux de change sont basés sur les informations macroéconomiques disponibles au public. Plus précisément cette information ne peut être transmise par les transactions parce que l'information publique est déjà incluse dans les prix. Evans et Lyons [1999] ont avancé une hypothèse selon laquelle que toutes informations macroéconomiques pertinentes est disponibles au public et montrent que le flux d'ordres est considéré comme la cause immédiate des fluctuations du taux de change. Empiriquement, ils ont trouvé que les flux d'ordres sont à l'origine des variations quotidiennes du taux DM/USD. Ils ont déterminé la relation entre les flux d'ordres et les informations macroéconomiques. Donc nous distinguons trois sources de variations du taux de change. La première montre que l'information annoncée au public est inclus directement dans les prix (c'est à dire les flux d'ordre ne joue aucun rôle). La seconde est un effet indirect opéré via le flux d'ordres. La troisième, le flux d'ordres n'est pas lié à l'information annoncée au public.

2.1.1.2. L'énigme de l'excès de volatilité

Les fluctuations signifient que les cours de change sont trop volatiles par rapport aux fondamentaux. A ce propos, la question qui se pose est la suivante : Pourquoi

l'environnement macroéconomique induit davantage la volatilité lorsque les taux de change flottent librement ? Il y a deux approches, une théorique et une empirique. L'approche théorique est celle de Dornbusch [1976] dans son modèle monétaire à prix rigide. Il a montré que lorsque les prix des biens sont rigides, et le taux de change flotte librement, puisque, les chocs économiques ont un effet disproportionné sur les taux de change, ce qu'on appelle l'"overshooting". L'approche empirique est celle de Flood et Rose [1995], l'idée centrale est que la fluctuation du taux n'affecte pas les fondamentaux. L'analyse de Killen, Lyons et Moore [2000] montre que les cours de change varient avec la variation du flux d'ordres.

La question la plus importante de l'approche informationnelle est le degré de causalité entre le flux d'ordre et le taux de change. En particulier, si les variables sont cointégrées, donc il y a une représentation de processus à correction d'erreur (Engle et Granger [1987]). Ces représentations expliquent la causalité (flux d'ordre - taux de change). Notamment, la représentation à correction d'erreur montre que l'ajustement de l'équilibre de long terme du taux de change a un effet sur le flux d'ordre et par conséquent, le flux d'ordre agit sur le reste du système. La conclusion de KLM montre qu'il existe une relation de causalité entre le flux d'ordre et le prix, et ils ont testé cette causalité en estimant le terme à correction d'erreur. Ils ont trouvé que le terme à correction d'erreur est significatif pour le taux de change alors que pour le flux d'ordre non. Ce qui signifie que les flux d'ordre sont faiblement exogènes que l'ajustement de l'équilibre de long terme existe via le taux de change. A ce propos, Lyons avance :

"More intuitively, when a gap in the long run relationship between cumulative order flow and the exchange rate, is it the exchange rate that adjusts to reduce the gap, not cumulative order flow" (Lyons [2002], p. 4).

Concluons donc qu'il existe une relation de causalité entre le flux d'ordres et les prix. Cette relation se dirige du flux d'ordre vers les prix, bien qu'il existe des hypothèses alternatives selon lesquelles le sens de causalité est renversé le timing de la relation flux d'ordre – prix admet trois hypothèses dépendantes : hypothèse d'anticipation, hypothèse de pression et hypothèse de feedback. Lyons [2000] affirme que sous les hypothèses d'anticipation, les flux d'ordre précèdent les prix puisque l'ajustement de ces derniers n'est effectué qu'après l'observation de nouvelles informations contenues dans les flux d'ordre, et après l'observation des ordres. Contrairement, aux marchés financiers dans lesquels les flux d'ordre des « *insiders* » peuvent améliorer la prévision des dividendes ou rentabilités des firmes, les flux d'ordre sur le marché de change ne sont pas connus par le public ce qui

induit un retard des ajustements des prix qui ne viole pas l'efficience du marché et ne change pas le sens de causalité mais le fait retardé. Le modèle Lyons et Evans [1999] induit cette variable de retard mais les résultats montrent qu'elle est non significative et qu'à une fréquence quotidienne ce retard est inclus dans les prix.

3. Dynamique du flux d'ordre et processus de fixation du prix

On s'intéresse au processus de fixation de prix à travers l'analyse de l'écart entre cours acheteurs et cours vendeur. Deux paradigmes ont eu lieu, le paradigme de position basé sur l'aversion au risque des dealers et leur gestion intensive de leurs inventaires et le paradigme d'asymétrie d'information basé sur l'hétérogénéité des informations disponibles chez les opérateurs.

"Perhaps the most important missing generalization in almost all work on asset prices thus far has been uncertainty about the demand curves (via uncertainty about endowments or preferences) of other investors. This injects a form of endogenous uncertainty about fundamentals" (Rubinstein [2000], p. 11).

3.1. Evidence empirique sur le flux d'ordre informatif

Plusieurs méthodes empiriques ont été utilisées pour expliquer le rôle de l'information du flux d'ordre.

3.1.1. Les effets persistants des flux d'ordre

Il est important de distinguer l'effet transitoire du flux d'ordre sur le prix de l'effet permanent. Les effets transitoires sont connus par les effets d'inventaires. Alors que les effets permanents reflètent les informations fondamentales sous-jacentes aux flux d'ordre (French et Roll [1986]). Empiriquement, la méthode utilisée est celle des modèles VAR (vecteur auto - régressif) pour tester l'effet de long terme des flux d'ordres sur les prix. Evans [1999] s'est fondé des données du marché des changes pour conclure qu'il y a une relation de long terme entre les flux d'ordres et les prix. Rim [2000] montre que les flux d'ordre quotidiens sont fortement et positivement corrélés aux variations quotidiennes des prix.

3.1.2. Fourchette des prix et le flux d'ordre informatif

Afin de comprendre comment la fourchette fournit un test aux informations provenant du flux d'ordre, il est important de comprendre les déterminants de la fourchette qui n'est autre qu'une résultante de trois coûts supportés par les dealers, tel que les coûts de sélection adverse résultant de l'asymétrie d'information. En effet, le dealer sait que lorsqu'il opère avec

un autre mieux informé que lui, il peut anticiper la perte d'argent suite à cette transaction, parce que ce dernier ne peut pas identifier le mieux informé que lui avant d'effectuer la transaction pour qu'il décide de faire la transaction ou ajuster les prix en conséquence. Pour ce protéger, il doit diminuer la largeur de la fourchette cotée à la fois pour des agents informés et non informés. A cet égard, les prix peuvent changer en faveur des dealers avant qu'ils commencent à perdre. Empiriquement, il est possible de tester si cet effet existe ou non. Plusieurs résultats confirment l'existence d'un effet de sélection adverse en se basant sur les observations des dealers qui tiennent compte l'importance des flux d'ordre dans l'anticipation des mouvements futurs des prix.

3.1.3. Les fluctuations en réponse à des moments d'arrêt des transactions

Cette méthode cherche à montrer que les flux d'ordre sont informatifs en mettant l'accent sur la volatilité des prix durant les périodes d'arrêt de transactions. Le problème, dans ce cas, est d'identifier ces moments d'arrêt non reliés aux flux des informations publiques tel que les week ends si non la volatilité pendant cette période est due aux flux d'informations publiques ou autre facteur. La baisse de la volatilité durant les périodes d'arrêts de transaction indique soit :

(i) les flux d'ordres informatifs ne circulent pas dans le marché durant l'arrêt. (ii) l'arrêt des transactions réduit les erreurs de prix. (iii) la combinaison des deux.

3.1.4. Une enquête sur les dealers

Cheung et Wong [1999,2000] ont examiné le rôle informationnel des flux d'ordre aux participants sur le marché des changes. Ils ont trouvé que la moitié des opérateurs sur le marché ont un avantage compétitif qui dérive du fait qu'ils sont mieux informés et qu'ils constituent une large base pour les clients.

"a further source of informational advantage to the traders is their access to, and trained interpretation of, the information constrained in the order flow" (Goodhart [1998], p. 3)

3.2. L'information privée

L'information privée est : (i) celle n'est pas connue par tout le monde. (ii) produit une bonne anticipation du prix que l'information publique(si l'opérateur a une information privilégiée qui lui aide à anticiper les prix mieux que les autres). Lyons (2000) a identifié deux catégories d'informations privées. (Considérons deux périodes de change où l'échange a eu lieu

initialement à un prix (P_0), au (P_1) au temps ($t=1$), et la valeur finale du rendement (V) qu'est réalisée au temps ($t=2$). Le premier type d'information privée est celle concernant la valeur finale du rendement (V) qu'est clairement relevée des prix (P_0) et (P_1). Par exemple l'information concernant l'intervention de la banque centrale sur le marché des changes; l'opérateur qui reçoit un ordre de la banque centrale a reçu aussi une information privée (Peiers [1997]). Un second exemple est l'information privée concernant les composants particuliers des fondamentaux des taux de change c'est à dire la balance commerciale, l'échange réel des biens et services génèrent des ordres de change qui fournissent une information aux opérateurs sur la balance commerciale (Lyons 1997).

L'approche microstructurelle tient compte de trois hypothèses : (i) l'existence d'une information pertinente à la détermination du taux de change qui ne sont pas disponible publiquement et donc l'existence d'une information privée le plus souvent véhiculée à travers le flux d'ordre. (ii) la prise en compte de l'hétérogénéité des participants qui affecte le prix. (iii) le mécanisme d'échange affecte le processus de fixation des prix.

3.3. Processus de fixation des prix

Considérons une économie d'échange à deux actifs, le premier est sans risque et le deuxième présente la monnaie étrangère. Le marché interbancaire est organisé comme un marché décentralisé avec « n » cambistes. Le modèle met l'accent sur les décisions de prix d'un cambiste représentatif noté i , la période est définie par le temps séparant chaque commande reçue du cambiste i de son homologue cambiste j sur la base des cotations observées. Lyons prend en considération le problème d'asymétrie d'information sur le marché, il assure que les transactions sont ex-postes aux cotisations des cambistes dans le sens de Glosten et Milgrom [1985]. Par exemple : si un cambiste i cote un cours vendu pour une quantité de 10 unités alors il répond à la question : Quel est le niveau de variation de mes anticipations de valeur si le cambiste j achète les 10 unités étant donné qu'il peut posséder des informations privilégiées. Afin de répondre à tous les ordres, le cambiste fixe le prix proportionnellement aux quantités achetées au vendeur ce qui le protège contre les rejets ex-post.

L'ensemble des informations sur la devise F_x (monnaie étrangère) à l'instant t est noté par V composé de séries d'incrément, (plus-value, différentiel d'intérêts) d'où :

$$V = \sum r_i \quad (3.1)$$

V_i : sont indépendants et identiquement distribués de variance nulle. Cette variation V_i est réalisée immédiatement après les transactions dans la période t .

La valeur de la devise à l'instant t est celle définie par $V_t = \sum_{i=0}^t r_i$; avec V_t est une variable aléatoire à l'instant de cotation t, donc le prix coté à l'instant t, V_t doit être égale à V_{t-1} , qu'est la valeur espérée à l'instant t.

$$\hat{S}_t = V_t + \hat{\eta}_t \quad (3.2)$$

$$\hat{C}_{jt} = V_t + \hat{W}_{jt} \quad (3.3)$$

$$Q_t = V_t + \hat{\epsilon}_t \quad (3.4)$$

Les trois variables représentent l'environnement des informations contenues dans les cotations du cambiste i.

$\hat{\eta}_t, \hat{W}_{jt}$ et $\hat{\epsilon}_t$ Sont des termes d'erreurs.

A l'instant t, tous les cambistes reçoivent un signal public S_t , sur la valeur totale se l'information V_t alors que le cambiste j reçoit un signal privé C_{jt} de V_t .

Le troisième signal Q_t est un signal additionnel introduit afin de refléter les institutions du marché interbancaire. Il se distingue de S_t par le fait d'être mesuré par les économistes.

Ce signal met l'accent sur les relations entre les cambistes et les courtiers. Afin d'éclaircir ce point :

- 1- Environ la moitié des transactions entre cambistes est arrangé à travers les cambistes.
- 2- Typiquement 50% ou plus des transactions des courtiers sont liées avec le meilleur prix d'achat et de vente.

Les courtiers sont la seule source des flux d'ordre valables aux cambistes.

La dernière variable utilisée par le cambiste i afin de déterminer ses cotations est la quantité que le cambiste j prêt à satisfaire notée Q_{jt} .

La quantité réalisée Q_{jt} fournit un signal C_{jt} reçu par le cambiste j sous les conditions normales, la quantité choisie par le cambiste j est linéairement reliée à la différence entre les anticipations du cambiste j et les prix de transaction, plus une quantité qui représente la demande de liquidité X_{jt} non corrélée avec V_t .

$$\Phi_{jt} = \theta(\mu_{jt} - p_{jt}) + X_{jt} \quad (3.5)$$

μ_{jt} : expérience de V_t conditionnelle aux informations disponibles au cambiste j à l'instant t.

X_{jt} : connu par le cambiste j seulement.

\tilde{S}_t : signal public de valeur des informations V_t .

\hat{C}_{jt} : signal privé du cambiste j sur V_t avec j note le cambiste qui demande des cotations du cambiste i .

Q_t : signal public entre cambistes sauf le cambiste i .

P_{it} : cotations du cambiste i au cambiste j .

Q_{it} : commande d'ordre positif en cas d'achat négatif en cas de vente.

r_t : l'augmentation de V_t à l'instant t .

4. Le volume de transaction et la volatilité du dinar sur le marché des changes tunisien

La littérature de la microstructure a typiquement avancé qu'il y a une corrélation positive entre le volume des transactions et la volatilité. Ce résultat stipule que ces deux variables sont guidées par une autre variable commune non observable : l'arrivée des nouvelles informations. Ce résultat est fourni par l'hypothèse de distribution mixte (Galati [2000]) qui stipule que la volatilité varie avec les volumes non anticipés. Plus précisément, le volume non anticipé et la volatilité sont positivement corrélés, suggérant par voie de conséquence, que les deux réagissent directement à l'arrivée des nouvelles informations.

“an alternative explanation of the volume-volatility correlation is based on the mixture of distributions hypothesis. According to this unobservable factor. This factor reflects the arrival of new public information and determines a positive correlation between unexpected turnover and unexpected volatility”(Galati [2000], p. 12).

Notre objectif est de tester la validité de l'hypothèse mixte sur le marché des changes tunisien. Nous présentons d'abord notre base de données, puis en se fondant sur les enseignements économétriques, nous essayerons d'étudier la modélisation de la série temporelle du volume de transaction, après quoi nous devons estimer le modèle Galati [2000]. Pour ce faire, nous décomposons le volume en une composante anticipée et une composante non anticipée.

4.1. Données

Le support empirique de notre étude empirique porte sur quatre parités TND/USD, TND/GBP, TND/YEN et TND/EUR. Il s'agit d'une base de données journalière allant de janvier 1997 jusqu'au février 2004 pour les trois premières parités et de janvier 1999 jusqu'au

février 2004 pour la parité TND/EUR, soit au total 1791 observations quotidiennes pour la parité TND/USD, 1293 pour le TND/EUR, 1244 pour la parité TND/GBP et 970 pour le TND/YEN. Ces données concernent les volumes des transactions ainsi que les cours spot qui sont collectés des services de change de la Banque Centrale. Le volume représente le montant total des transactions en MD, échangé sur l'ensemble du secteur interbancaire durant la journée.

4.2. Spécification de la dynamique du volume de transaction

Pour tester l'hypothèse de corrélation entre le rendement et la volatilité qui sont guidés par l'arrivée des nouvelles informations nous partageons le volume des transactions en deux composantes, une composante anticipée et une autre non anticipée. Nous utilisons la modélisation de la série log-volume qui minimise les critères de Akaike et de Schwartz, pour se faire, nous utilisons la méthodologie de Box – Jenkins pour identifier la série temporelle du volume de transaction la plus parcimonieuse. Cette méthodologie consiste à choisir la modélisation reproduisant la meilleure estimation. Il faut faire remarquer que la méthode de Box-Jenkins ne s'applique qu'à des séries stationnaires. Par voie de conséquence, cette méthodologie ne doit être décrétée que lorsque la stationnarité des séries log volume des quatre parités se trouve au préalable vérifiée pour éviter les retombées négatives. Cependant, l'application du test de racine unitaire ADFaux séries log-volumes montre que les statistiques ADF pour les quatre parités sont largement inférieures aux valeurs critiques, d'où nous acceptons l'hypothèse de stationnarité quelque soit le seuil de 1% à 10%.

TABLEAU 3.1.
Test de racine unitaire ADF (Présence d'une
tendance et d'une constante)

Parité	Statistique ADF
TND/EUR	-9.83691
TND/USD	-14.48087
TND/GBP	12.67655
TND/YEN	-11.28646

*Les valeurs critiques des tests ADF (présence d'une constante et d'une
tendance) sont respectivement de -3.4398, -2.8649, -2.5686.*

Maintenant nous pouvons donc appliquer la méthode de Box-Jenkins. Trois étapes nécessaires pour l'application du modèle de type ARMA (*Auto Régressif Moyenne Mobile*).

4.2.1. Phase d'identification

A partir de l'application des fonctions d'autocorrélation et d'autocorrélation partielle nous pouvons choisir les modèles candidats pour déterminer le volume anticipé et non anticipé ainsi que les ordres de retards p et q . Après avoir montré l'existence d'une autocorrélation des séries utilisées. Le tableau suivant décrit les coefficients d'autocorrélation et d'autocorrélation partielle des séries log-volume respectivement pour les parités TND/EURO, TND/USD, TND/GBP et TND/YEN.

Tableau 3.2.
Autocorrélation et Autocorrélation partielle des séries log-volumes

Retard(k)	TND/EURO		TND/USD		TND/GBP		TND/YEN	
	ACF	PACF	ACF	PACF	ACF	PACF	ACF	PACF
1	0.27	0.27	0.141	0.141	0.168	0.168	0.121	0.121
2	0.217	0.155	0.118	0.101	0.096	0.069	0.068	0.054
3	0.196	0.115	0.089	0.062	0.093	0.069	0.069	0.055
4	0.233	0.148	0.108	0.08	0.109	0.081	0.05	0.033
5	0.227	0.117	0.111	0.076	0.055	0.026	0.102	0.088
6	0.151	0.024	0.057	0.013	0.133	0.106	0.011	-0.018
7	0.175	0.058	0.047	0.01	0.12	0.072	0.011	-0.002
8	0.019	0.076	0.043	0.012	0.107	0.056	0.025	0.013
9	0.132	-0.005	0.016	-0.015	0.084	0.033	0.042	0.032
10	0.175	0.071	0.067	0.048	0.113	0.063	0.013	-0.006
11	0.156	0.039	0.062	0.04	0.129	0.076	0.066	0.062
12	0.165	0.043	0.04	0.011	0.081	0.014	0.027	0.008
13	0.179	0.065	0.071	0.048	0.088	0.031	-0.003	-0.019
14	0.175	0.054	0.068	0.038	0.092	0.031	0.034	0.022
15	0.168	0.033	0.089	0.051	0.086	0.026	-0.014	-0.025
16	0.157	0.027	0.066	0.024	0.094	0.036	0.043	0.034
17	0.157	0.028	0.107	0.069	0.09	0.023	0.044	0.033
18	0.177	0.045	0.042	-0.011	0.125	0.065	0.014	0.004
19	0.22	0.099	0.06	0.018	0.129	0.062	-0.015	-0.031
20	0.19	0.043	0.07	0.03	0.116	0.045	-0.034	-0.037

ACF : Autocorrélation fonction, PACF : Pariciel Autocorrélation fonction

Les fonctions ACF et PACF sont distribuées normalement de moyenne nulle et d'écart type $T^{-1/2}$ (avec T est le nombre d'observations). La ACF permet de déterminer l'ordre d'un processus MA mais ne permet pas de déterminer l'ordre d'un processus AR pour cela nous procédons par la PACF (généralement le PACF s'annule après le retard p). D'après le tableau précédent, il apparaît que la PACF relative à la série log-volume de la parité TND/EUR est significative jusqu'à l'ordre 5. Par conséquent, la série volume EUR peut être représentée par un modèle autorégressif d'ordre 5. L'ordre du modèle moyenne mobile « q » est conclu à partir de la ACF. La PACF relative à l'EUR devient non significative à partir de l'ordre 5, d'où il existe une composante moyenne mobile significative jusqu'à l'ordre

8. Toutefois, pour éviter les retombées négatives notamment la modélisation du volume par un modèle purement moyenne mobile et surtout avec un nombre de retard assez intéressant, nous procédons à des modèles autorégressifs AR ou mixtes ARMA. A cet égard, nous limitons notre choix des modèles ARMA à des ordres de retard ne dépassant pas 4. Ce résultat stipule que nous devons retenir pour la parité TND/EUR cinq modèle candidats pour estimer la série log-volume sur le marché interbancaire tunisien AR(5), ARMA(4.1), ARMA(1.4), ARMA(3.2), ARMA(2.3). Concernent la série relative à la parité TND/USD et TND/GBP nous aboutissons aux résultats similaires. La PACF est significative à partir de l'ordre 5, et la ACF devient non significative à partir de l'ordre 5, ce qui nous fournit une modélisation AR(5) ou mixte vu la significativité de la ACF jusqu'à l'ordre 5. Concernant la série volume YEN, la PACF est significative jusqu'à l'ordre 3 et la ACF jusqu'à l'ordre 2, d'où nous retenons trois modèles pour la modélisation du volume des transactions sur le marché interbancaire Tunisien AR(3), ARMA(2.1) et ARMA(1.2).

4.2.2. Phase de validation

Pour choisir l'ordre de retard souhaité, nous devons estimer les processus ARMA(p,q) et AR(p) choisi, tel que :

AR(p) prend la forme suivante : $y_t = \delta + \rho_1 y_{t-1} + \dots + \rho_p y_{t-p} + \varepsilon_t$

MA(q) prend la forme : $y_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$

D'où ARMA(p,q) est de la forme :

$$y_t = \delta + \rho_1 y_{t-1} + \dots + \rho_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

Avec : ρ_p et θ_q représentent respectivement les coefficients de la partie autorégressive et de la partie moyenne mobile.

Tableau 3.3.

Estimation des modèles du volume journalier : parité TND/EUR

Paramètres	AR(5)	ARMA(4.1)	ARMA(1.4)	ARMA(3.2)	ARMA(2.3)
ϱ_1	0.177362 (6.396875)	1.119315 (39.8162)	0.997846 (1144.919)	0.335203 (2.0790906)	0.239026 (1.275956)
ϱ_2	0.098184 (3.514815)	-0.081795 (-1.957918)		0.773846 (4.450168)	0.757263 (4.052337)
ϱ_3	0.072678 (2.602791)	-0.01445 (-0.346317)		-0.112348 (-3.584323)	
ϱ_4	0.126888 (4.554529)	-0.024933 (-0.891344)			
ϱ_5	0.116872 (4.229592)				
θ_1		-0.992964 (-284.077)	-0.876033 (-31.40613)	-0.205447 (-1.285376)	-0.115779 (-0.61414)
θ_2			-0.066749 (-1.801125)	-0.205447 (-4.866357)	-0.75956 (-4.464773)
θ_3			-0.035218 (-0.952998)		-0.103557 (-3.307649)
θ_4			-0.011557 (-0.419299)		
AIC	1.008308	0.96315*	0.967373	0.965898	0.966615
SCH	1.032349	0.987176*	0.991354	0.989909	0.990611

*L'Astérix indique l'AIC et le SCH minimum**Les valeurs entre parenthèses sont les statistiques t de Student*

Tableau 3.4.

Estimation des modèles du volume journalier : parité TND/USD

Paramètres	AR(5)	ARMA(4.1)	ARMA(1.4)	ARMA(3.2)	ARMA(2.3)
ϱ_1	0.108495 (4.590709)	1.066874 (43.1936)	0.994672 (337.2493)	1.246684 (6.262324)	1.61249 (6.612071)
ϱ_2	0.080921 (3.411973)	-0.025517 (-0.735917)		-0.215757 (-0.993844)	-0.614336 (-2.532295)
ϱ_3	0.04581 (1.927111)	-0.031797 (0.016857)		-0.034822 (-1.177577)	
ϱ_4	0.071141 (2.998315)	-0.014062 (-0.582645)			
ϱ_5	0.077017 (3.253582)				
θ_1		-0.980624 (-142.7135)	-0.908457 (-38.05095)	-1.160511 (-5.851665)	-1.527454 (-6.23819)
θ_2			-0.023269 (-0.727112)	0.176976 (0.910298)	0.543753 (2.516366)
θ_3			-0.034883 (-1.090882)		-0.0085 (-0.241059)
θ_4			-0.01018 (-0.429185)		
AIC	0.919392	0.900223	0.899303	0.89968	0.898416*
SCH	0.937828	0.91865	0.917705	0.918099	0.916827*

*L'Astérix indique l'AIC et le SCH minimum**Les valeurs entre parenthèses sont les statistiques t de student*

Tableau 3.5.

Estimation des modèles du volume journalier :parité TND/GBP

paramètres	AR(5)	ARMA(4.1)	ARMA(1.4)	ARMA(3.2)	ARMA(2.3)
ρ_1	0.141685 (4.970771)	1.069411 (37.15533)	0.993589 (702.4483)	0.716402 (1.851234)	0.03852 (0.528425)
ρ_2	0.052732 (1.836684)	-0.083538 (-2.003209)		0.298966 (0.721251)	0.948926 (13.1035)
ρ_3	0.055707 (1.940685)	0.002867 (0.068775)		-0.023421 (-0.567633)	
ρ_4	0.077645 (2.707367)	0.005109 (0.179033)			
ρ_5	0.026529 (0.93249)				
θ_1		-0.991747 (-241.072)	-0.915189 (-32.11891)	-0.638836 (-1.650529)	0.040953 (0.529322)
θ_2			-0.079848 (-2.070437)	-0.349999 (-0.912958)	-0.942106 (-12.9575)
θ_3			-0.005086 (-0.132107)		-0.081649 (-2.879155)
θ_4			0.009421 (0.332625)		
AIC	1.728659	1.665363	1.664528	1.665543	1.6641*
SCH	1.753463	1.690151	1.689268	1.690315	1.688856*

*L'Astérix indique l'AIC et le SCH minimum**Les valeurs entre parenthèses sont les statistiques t de student*

Tableau 3.6

Estimation des modèles du volume journalier parité : TND/YEN

paramètres	AR(3)	ARMA(2.1)	ARMA(1.2)
ρ_1	0.11124 (3.46065)	1.078077 (30.11742)	0.989757 (98.5266)
ρ_2	0.049503 (1.53281)	-0.087075 (-2.6265)	
ρ_3	0.055175 (1.71686)		
θ_1		-0.975081 (-63.47763)	-0.89224 (-26.7931)
θ_2			-0.079032 (-2.434376)
AIC	2.569697	2.563131*	2.564448
Sch	2.589859	2.583276*	2.584577

*L'Astérix indique l'AIC et le SCH minimum**Les valeurs entre parenthèses sont les statistiques t de student*

Le choix de l'ordre de retard optimal est effectué à partir du processus AR ou ARMA qui minimise les critères de Akaike (AIC) et de Schwarz (SCH). Le processus qui minimise ces

deux critères pour le volume relatif à l'EUR, USD, GBP, YEN sont respectivement ARMA(4.1), ARMA(2.3), ARMA(2.3) et ARMA(2.1)

4.2.3. Phase de diagnostic

Afin de s'assurer de la validité du modèle retenu, nous devons vérifier que les résidus représentent un bruit blanc. A cet égard, nous utilisons le test de portemanteau pour un ordre de retard 20, pour tester l'autocorrélation des résidus des modèles ARMA(4.1), ARMA(2.3), ARMA(2.3) et ARMA(2.1) respectivement pour les parités TND/EUR, TND/USD, TND/GBP et TND/YEN.

La statistique (Q) de Ljung – Box (LB) déterminée par l'estimation de l'équation suivante :

$$LB = T(T-2) \sum_{j=1}^s \frac{\rho_j^2(\varepsilon)}{T-j} \rightarrow \chi^2_{(s-p-q-1)}$$

$$H_0: \rho_1 = 0$$

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$$

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_s = 0$$

La statistique Q des résidus est significative. Les valeurs calculées sont supérieures aux valeurs critiques tabulées donnée par une distribution Khideux de même ordre [$Q_{TND/EURO}(20)=240.42 > 37.660$, $Q_{TND/USD}(20)=456.3 > 37.660$, $Q_{TND/GBP}(20)=161.52 > 37.660$, $Q_{TND/YEN}(20)=25.73 > 37.660$]. Nous pouvons donc dire que les résidus proviennent d'un processus bruit blanc, d'où le volume relatif aux différentes devises utilisées ne présente pas un effet ARCH à cause de l'absence d'une hétéroscédasticité dans les séries log-volumes. Pour conclure, au cours de la période 02/01/1997 au 23/02/2004, les volumes des transactions quotidiennes relatifs à l'EURO, USD, GBP et le YEN japonais suivent respectivement un ARMA(4.1), ARMA(2.3), ARMA(3.2) et un ARMA(2.1) et n'exhibent pas un effet ARCH puisque les résidus suivent un bruit blanc.

4.3. La jonction volatilité-volume

4.3.1. Le modèle

Après avoir estimé les séries log-volume et la détermination des modèles qui minimise les critères de Aic et SCH, nous pouvons passer à la validation du modèle Galati [2000] sur le marché des changes interbancaire tunisien. Nous testons l'équation suivante pour les différentes parités :

$$R^2_{t+1} = \alpha + \beta_1 h_{t+1} + \beta_2 E_t(v) + \beta_3 [v_{t+1} - E_t(v)] + \varepsilon_{t+1} \quad (3.6)$$

Avec :

R^2_{t+1} : est assimilé au rendement au carré qui mesure la volatilité totale sur le marché.

h_{t+1} : C'est la variance conditionnelle des rendements (rendement est le rapport entre le cours au temps t et celui au temps t-1) issue d'une modélisation GARCH(1.1). Cette variable est définie comme la volatilité anticipée.

$E_t(v)$: Représente le volume anticipé

$V_{t+1} - E(v)$: Représente le volume non anticipé

- ✓ Pour la parité TND/EURO le volume anticipé est déterminé à partir de l'estimation du modèle ARMA(4.1) et le non anticipé est assimilé à la série des résidus du même modèle, alors pour les parités TND/USD, TND/GBP, TND/YEN les deux composantes sont extraites respectivement des modèles ARMA(2.3), ARMA(2.3) et ARMA(2.1)

$$R_t = \mu + r \quad \text{avec } r \rightarrow N(0, h_t) \quad (3.7)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 r^2_{t-1} + \beta_1 h_{t-1} \quad (3.8)$$

La variance conditionnelle des rendements est modélisée selon un processus GARCH(1.1).

TABLEAU 3.7.
Estimation de la variance conditionnelle[GARCH(1.1)]

	α_0	α_1	β_1
TND/EURO	3.03*10 ⁻⁷ (2.440251)	0.080776 (3.23714)	0.6661561 (5.599934)
TND/USD	1.65*10 ⁻⁵ (0.485816)	-5.99*10 ⁻⁵ (6.99*10 ⁷)	0.551452 (0.597267)
TND/GBP	7.21*10 ⁻⁷ (2.545736)	0.041335 (4.081727)	0.831528 (14.80270)
TND/YEN	1.36*10 ⁻⁵ (20.43144)	1.145626 (95.40531)	0.00173 (9.65*10 ⁹⁷)

Il faut remarquer que les paramètres α_1 et β_1 sont largement significatifs, ce qui explique que le modèle GARCH constitue un bon support pour l'estimation des rendements sur le marché des changes. Ce résultat est cohérent avec plusieurs autres travaux dont on cite

Batten et Bhar [1993] qui ont affirmé ce résultat pour les marchés futurs, de même Galati [2000] a trouvé un résultat similaire sur les marchés émergents.

“This result is consistent with the conclusion of the literature that used data on currency futures (Jorion [1996]). These results are independent of market size: they hold both for the smallest market and for the biggest in emerging market countries, as well as for the even bigger yen/dollar interbank market in Tokyo” (Galati [2000], p. 12).

4.3.2. Résultats

Après avoir estimé les variables explicatives de l'équation fondamentale du modèle, nous pouvons passer à la régression de l'équation(3.6) pour les différentes parités utilisées.

TABLEAU 3.8.

Estimation de l'équation du modèle Galati (2000)

parité	α	β_1	β_2	β_3	R ²
TND/EURO	1.19*10 ⁻⁶ (2.244208)	-1.98*10 ⁻⁵ (-0.000712)	-0.063887 (5.322418)	0.674308 (5.322418)	0.001321
TND/USD	6.48*10 ⁻⁵ (0.674994)	0.008861 (0.266717)	0.009422 (0.340845)	0.556387 (0.846509)	-0.000521
TND/GBP	3.09*10 ⁻⁶ (2.389396)	-0.012395 (-0.407265)	-0.057329 (-1.840517)	0.822068 (12.85980)	0.002147
TND/YEN	6.43*10 ⁻⁵ (11.85986)	-0.075520 (-2.613080)	-0.091180 (-1.13*10 ⁹⁸)	-0.002230 (-0.066701)	-0.001706

Les termes entre parenthèses désignent la statistique t de Student

Nous remarquons d'après le tableau (3.8) que tous les coefficients de la régression de l'équation(3.6) concernant la parité TND/USD sont positifs. Ce résultat est conforme avec celui trouvé par Jorion [1996] et Galati [2000] pour sept parités sur les marchés émergents et stipule que la validité de l'hypothèse mixte est indépendante de la taille du marché. En effet, Galati trouve que cette hypothèse est vérifiée pour les petits marchés (peso colombien/dollar), ainsi que pour les grands marchés, tel que (rand/dollar) et aussi pour des marchés internationaux tel que le marché interbancaire de Tokyo (yen/dollar).

Concernant les parités TND/EUR et TND/GBP les coefficients β_3 relatifs au volume non anticipé sont positifs et largement significatifs. Ce résultat est conforme aux conclusions de l'hypothèse de distribution mixte, suggérant, que le volume et la volatilité sont guidés par une variable commune : l'arrivée des nouvelles informations. Un tel résultat stipule que la volatilité, ainsi que le rendement dépendent du volume des transactions et plus particulièrement le volume non anticipé, qu'est à son tour dépendant des cambistes informés

ou disposant d'une information privilégiée sur le marché des changes. Au contraire, les coefficients issus du modèle GARCH et le coefficient du volume non anticipé des mêmes parités sont négatifs et statistiquement non significatifs. Ce résultat est en concordance avec les résultats de Galati [2000] pour les parités peso mexicain/dollar et real/dollar surtout pour le coefficient issu de modélisation GARCH.

S'agissant de la parité TND/YEN, tous les coefficients sont négatifs et statistiquement non significatifs, d'où l'hypothèse de distribution mixte est non validée pour cette parité. En effet, ce résultat, suggérant, l'existence d'une relation négative entre le volume et le risque (mesuré par la volatilité) pour la parité TND/YEN. Cette conclusion est conforme à celui de Galati [2000] pour les parités real/dollar et le peso mexicain/dollar.

Galati [2000] a conclu que la corrélation positive entre le volume et la volatilité est un indicateur d'une bonne liquidité sur le marché des changes. Par contre, la corrélation négative est le « symptôme » d'une liquidité inadéquate. A l'instar de Galati, nous pouvons avancer que l'hypothèse de distribution mixte est vérifiée pour les parités TND/EUR, TND/USD, TND/GBP. Par voie de conséquence, le marché des changes interbancaire tunisien dispose d'une bonne liquidité pour les trois devises (EUR, USD, GBP). Par contre, la corrélation négative, suggérant la non vérification de l'hypothèse mixte, et par conséquent, le symptôme d'une liquidité faible du marché des changes pour le yen japonais.

FIGURE 3.1.
Evolution de volume des transactions et de la parité TND/EUR

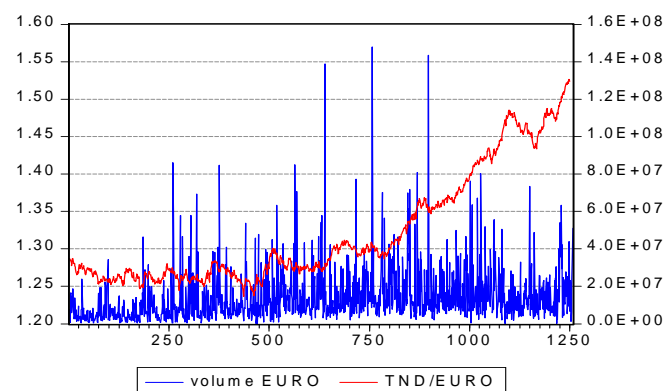


FIGURE 3.2.
Evolution de volume des transactions et de la parité TND/USD

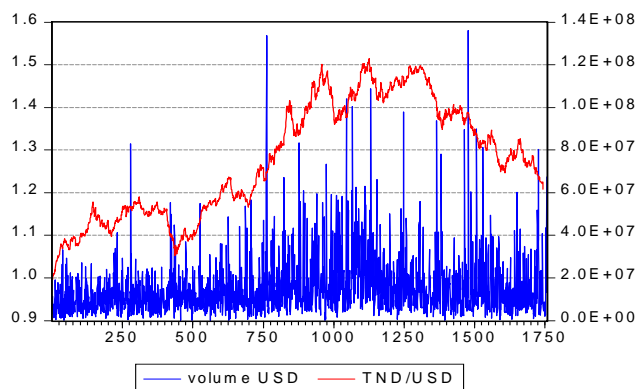


FIGURE 3.3.
Evolution de volume des transactions et de la parité TND/GBP

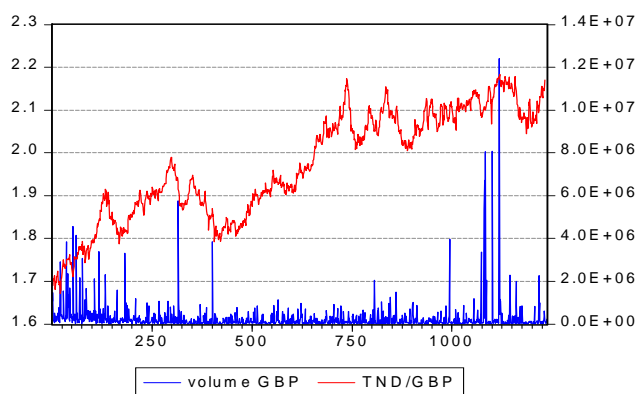


FIGURE 3.4.
Evolution de volume des transactions et de la parité TND/YEN

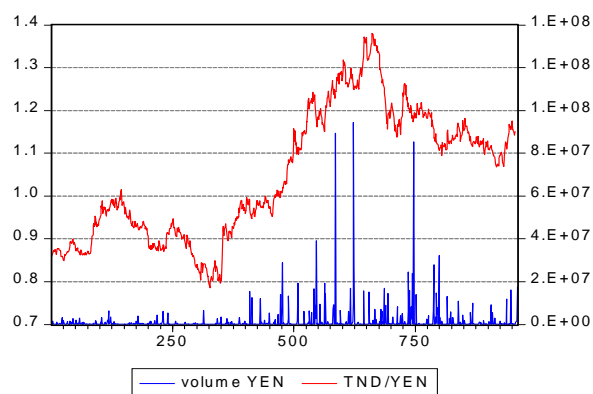


TABLEAU 3.9.
Statistiques des niveaux de variation des parités

	TND/EUR	TND/USD	TND/GBP	TND/YEN
Moyenne	1.284860	1.188947	1.927941	1.049936
Médiane	1.274300	1.165100	1.912000	1.023050
Maximum	1.371700	1.491800	2.173400	1.380790
Minimum	1.236700	0.996900	1.670800	0.785920
Ecart-type	0.031301	0.102382	0.111419	0.150137
Sekwness	1.263381	0.997266	0.054435	0.192695
Kurtosis	3.771324	3.324829	2.149882	1.839728

Estimation réalisée sur le logiciel EVIEWS (version 4)

TABLEAU 3.10.
Statistiques des niveaux de variation des volumes

	V. EUR	V. USD	V. GBP	V. YEN
Moyenne	13360504	13584378	239255.6	1358224.
Médiane	8874806.	10553837	100536.2	82194.16
Maximum	1.48E+08	1.34E+08	5744994.	94440150
Minimum	32413.89	2483.082	487.7220	33.68000
Ecart-type	14717480	12095834	462026.7	6067283.
Sekwness	3.592568	3.381325	6.015917	10.67197
Kurtosis	24.42812	23.85683	51.13490	145.3695

Estimation réalisée sur le logiciel EVIEWS (version 4)

Nous remarquons d'après les graphiques et le tableau (3.9) traçant l'évolution des cours de change, que le Dinar est sous évalué par rapport aux quatre devises étudiées. La dépréciation est de plus en plus élevée dès 1999, mais la plus importante est enregistrée en 2001 et 2002. En effet, le Dinar est déprécié en moyenne de plus de 20% entre 2000-2003 par rapport au Dollar, EUR et Livre sterling. Alors, qu'elle était environ 10% par rapport au Yen japonais. Ainsi, dès la fin 2003, le taux de change du Dinar s'est relativement stabilisé autorisant ainsi un dynamisme du marché des changes tunisien. S'agissant, des volumes des transactions, nous remarquons que le volume du Dollar et de l'EUR sont beaucoup plus important de ceux du Livre sterling et de Yen japonais. Ainsi, le volume en Dollar et en EUR atteint respectivement un montant de $134 \cdot 10^8$ et $148 \cdot 10^8$ justifiant ainsi le nombre d'observations le plus important pour le Dollar qui s'élève à 1791 par rapport au GBP (1244) et le Yen (970) durant la même période 02/01/1997 – 23/02/2004 et celui de l'EUR s'élève à 1293 entre 04/01/1999 – 23/02/2004. Ce résultat stipule que les flux d'ordre sont informatifs, et ils ont un effet permanent reflétant les informations fondamentales sous jacentes aux opérateurs informés ou disposant d'une information privilégiée. En effet, ce résultat vient prouver la validité de l'hypothèse de distribution mixte pour les parités TND/USD et TND/EUR. Un

tel résultat confirme celui avancé par Galati [2000]. A l'instar de Galati, nous pouvons avancer que le volume important du Dollar et de l'EUR justifiant, ainsi, la vérification de l'hypothèse de distribution mixte et la bonne liquidité sur le marché interbancaire pour ces deux devises.

Conclusion

Dans ce troisième chapitre, nous avons examiné certaines des particularités du marché des change, en mettant l'accent sur le volume des transactions en tant que variable informationnelle qu'est nécessaire à la compréhension des motivations des intervenants (opérateurs). Comme, il est déjà avancé par O'Hara [1995] et Jorion [1996] qui ont montré que plus le volume est important plus le flux d'ordre qui ont des effets permanent qui à leurs tours reflètent les informations fondamentales sous jacentes aux flux d'ordre (French et Roll 1986). Nous avons présenté en premier lieu une vue d'ensemble de la théorie de la microstructure, qui met en relief le pouvoir important du volume des transactions en tant que variable informationnelle ainsi que de déterminer les caractéristiques du processus de transaction et des intervenants sur le marché des changes. En deuxième lieu, et à l'instar de Galati nous avons essayé, de vérifier l'hypothèse de distribution mixte sur le marché interbancaire tunisien et la pertinence des résultats trouvés. Cette hypothèse stipule une corrélation positive et significative entre le volume non anticipé et le risque (mesuré par la volatilité). Nous avons trouvé que cette hypothèse est vérifiée pour l'Euro, le Dollar et le Livre sterling vis à vis du Dinar, alors qu'elle n'était pas pour le Yen japonais. Par voie de conséquence, le marché interbancaire tunisien dispose d'une liquidité adéquate pour le cas de l'Eur, le Dollar et le Livre alors que la relation négative est un symptôme d'illiquidité cas du Yen japonais. Nous avons signalé aussi que les résidus issus des modèles ARMA sont représentatifs d'un bruit blanc. Par conséquent, les différents volumes étudiés n'exhibent pas un effet ARCH.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Références

1. Ales. B (2004), "Liberalisation markets have more stable exchange rates: short- run evidence from four transition countries" *IMF WP/04/35*.
2. Batten et Bahar (1993), "Volume and volatility in yen futures markets: within and across three different exchanges" *Macquarie University working paper*.
3. Dominguez K. M. E (2003), "The market microstructure of central bank Intervention" *Journal of International Economics* 59 pp 25-45.
4. Evans. M et Lyons. R (2004), "A new micro model of exchange rate dynamics" *Georgetown University*..
5. Frank W. et Cristian W. (2003), "Spill over dynamics of central band intervention" *University of Osnabrueck*..
6. Galati. G (2000), "Trading volumes, volatility and spreads in foreign exchnage markets: evidence from emerging market countries" *BIS working papers N°93*.
7. Joon G.K. (1999), "Do macro-economic news announcements effect the volatility of foreign exchange rates? Some evidence from Australia" *Applied Economics*, 31, pp. 1515-1521.
8. Jorion. P (1996), "Risk and turnover in the foreign exchange market" *University of Chicago press*..
9. Juanyi. X (2003), "Noise traders and the exchange rate disconnect puzzle" *University of British Columbia*..
10. Kathryn M. D. et Ann. A (2003), "The microstructure approach to exchange Rates" *Institute of International Economics*
11. Kathryn. M. D (1999), "The market microstructure of central bank Intervention" *NBER /W 7337*.
12. Luc B, W. Ben omrane, et P. Giot (2003), "News announcements Market activity and volatility in the Euro / Dollar Foreign Exchange Market" *Care Discussion Paper, University Catholique de Louvain*..
13. Lyons. R (1995), "tests of Microstructure hypotheses in the foreign exchange market" *Jornal. of Financial Economics*39, pp 321-351.
14. Lyons. R (2000), "the microstructure approach to exchange rates" *www. haas Berkeley. Edu/ lyons*..
15. Lyons. R (2001), "The microstructure Approach to exchange rates" *Massachusetts Institute of technology, Mit Press*..
16. Lyons. R (2002), "Foreign Exchange: Macro Puzzles, Micro Tools" *www. haas. Berkeley. Edu/Lyons*..
17. Lyons.R (1997), "A simultaneous trade model of foreign exchange rate hot potato" *institute Of Internatic. Economics*.
18. M. Bein, A. Bénassy-Quére, E. Dauchy et R. MacDonald (2002), "The impact of central bank intervention on exchange-rate fore cast heterogeneity" *CEPII N°2002-05*.
19. M. Evans et R.. Lyons (1999), "Order Flow and exchange rate dynamics" *NBER /W 7317*.
20. M.Evans (2001), "Fx trading and Exchange rate dynamics" *NBER/W 8116*.

21. Martin D D. Evans et Richard K Lyons (2001), " Why Order Flow Explains Exchange rates" *w.w.w.baas.berkeley.edu /Lyons*.
22. Martin D D. Evans et Richard K Lyons (2003), "How is macro news Transmitted to Exchange Rates?" *NBER /W 9433*.
23. P. Bacchetta et E. van wincoop (2002), "Can Information Dispersion Explain the Explani the Exchange rate disconnect puzzle" *Study centre Gerzensee, university of Lausanne*.
24. Rim. D (2001), "Private or public information in foreign exchange rate markets" *Université d'Oslo et Norwegian school of management*.
25. S. Manzan et F. Westerhoff (2003) "Representative news and Exchange Rate Dynamics" *CENDEF, University of Amsterdam*.
26. Sanjay.R et R. Raymond Sant (2002), "The impact of federal reserve intervention on exchange rate volatility : evidence from the futures markets" *Applied financial Economics, 12, pp. 231-240*.

CONCLUSION GENERALE

Conclusion générale

L'objectif de ce mémoire a été d'analyser et d'examiner, d'abord l'approche macroéconomique à partir de l'analyse des déterminants du taux de change réel de référence ou d'équilibre de la monnaie étudiée notamment le Dinar et de vérifier à partir d'une analyse portant sur la crédibilité du taux de change, la dynamique d'ajustement d'équilibre qui dépend en particulier de la stabilité des relations de long terme entre le niveau de change et une batterie de variables fondamentales. Puis, d'examiner une approche nouvelle du marché des changes qui vérifie les régularités à long terme entre le cours de change et l'énorme volume des transactions. Cependant, l'analyse théorique et économétrique qui vient d'être menée au niveau du premier et du deuxième chapitre avait pour conséquence principale d'évaluer les implications macroéconomiques sur la dynamique du cours de change, ainsi que d'élaborer des projections de l'évolution des parités réelles du Dinar. Ces projections ont cherché à analyser la question cruciale des déterminants réels du Dinar à partir d'une grille de lecture empruntant les techniques récentes de modélisation des taux de change. En particulier, la spécification économétrique de relations cointégrantes de long terme liant les parités du taux de change réel du Dinar à un ensemble des fondamentaux et de variables spécifiques dont les séries temporelles sont stationnaires en différences première avait pour objectif de déterminer l'évolution du taux de change du Dinar. Selon la logique, des modèles monétaire (Civir [2003] et NATREX (Stein et Lim [2002])). La crédibilité des mécanismes utilisés est notamment traduite à partir des tests de stabilité et de désalignement utilisés dans les scénarios d'estimation, expliquant des dépréciations réelles de faible ampleur sont parfaitement soutenables et une très courte phase d'appréciation réelle par rapport à l'équilibre (Taux NATREX) n'a été que transitoire, ce qui dénote de la crédibilité de la politique suivie (Stein [2003]). Bien entendu, ces résultats mériteraient d'être approfondis pour inclure notamment les impacts macroéconomiques de l'évolution du taux de change sur les équilibres externes, ainsi que la possibilité de transmission de chocs éventuels sur les parités du Dinar. Au demeurant, les arguments discutés ne manquent pas d'apporter un éclairage nouveau pour la réorientation prospective de la politique suivie. Finalement, au niveau du troisième chapitre, l'analyse théorique et économétrique qui vient

d'être menée avait pour objectif principal d'élaborer l'énorme volume interbancaire, ainsi que la redéfinition des anticipations en réponse à l'afflux de nouvelles informations véhiculées par une telle variable. L'approche microstructurelle le volume des transactions interbancaire comme la conséquence de l'existence du risque sur le marché des changes et de l'afflux de nouvelles informations (Evans et Lyons [2004] et Ales [2004]). Nous avons essayé de vérifier l'impact du volume des transactions sur la volatilité du taux de change notamment le Dinar, selon le modèle Galati [2000]. A partir de l'analyse économétrique (AR, ARMA, ARCH, GARCH...), nous avons vérifié la pertinence de l'hypothèse de distribution mixte sur le marché des changes interbancaire. Une relation positive et significative entre le volume anticipé et la volatilité est vérifiée pour les parités TND/EUR, TND/USD et TND/GBP, qui nous conduit à accepter cette hypothèse, alors elle est rejetée pour la parité TND/YEN. A l'instar de Galati, un tel rejet est un signe de symptôme d'illiquidité pour le TND/YEN sur le marché interbancaire, alors que sa vérification pour les trois autres parités est un signal de bonne liquidité du marché des changes tunisien. Bien entendu, ces résultats encore provisoires mériteraient d'être approfondie pour inclure notamment les impacts des news sur la volatilité, ainsi que du spread qu'est nul sur le marché interbancaire. Cependant, les arguments discutés ne manquent pas de fournir un éclairage sur la crédibilité du marché interbancaire tunisien. Notre travail ne doit pas être interprété comme l'acceptation ou le rejet de l'un des approches macroéconomique ou microstructurelle, mais plutôt comme un essai visant à montrer que ces deux approches sont complémentaires. Tel qu'il est spécifié par plusieurs auteurs, a savoir (Ales [2004] et Rim [2001]). Ces auteurs soutiennent que l'approche de la microstructure vient pour compléter l'approche macroéconomique dans la mesure ou elle tient compte des anticipations en réponse à l'arrivée de nouvelles informations, de l'hétérogénéité des intervenants. L'étude des régularités à long terme entre les deux approches peut être considérée comme un sujet de recherche future.

