

UNIVERSITE PARIS-OUEST NANTERRE LA DEFENSE

UFR DE SCIENCES ECONOMIQUES

THESE DE DOCTORAT

Présentée et soutenue publiquement par

Akin USUPBEYLI

Titre

**TAUX DE CHANGE REELS D'EQUILIBRE ET DYNAMIQUES D'AJUSTEMENT NON-
LINEAIRES :**

Une application aux données de la Turquie

Directeur de Thèse :

Remzi UCTUM

Chargé de recherche au CNRS (Université Paris-Ouest Nanterre la Défense)

Jury

Mme Mélika BEN SALEM	Professeur à l'Université Paris-Est Marne-la-Vallée (rapporteur)
Mme Cécile COUHARDE	Professeur à l'Université Paris-Ouest Nanterre la Défense
M. Christophe RAULT	Professeur à l'Université d'Orléans (rapporteur)
M. Remzi UCTUM	Chargé de recherche au CNRS (Université Paris-Ouest Nanterre la Défense)

L'UNIVERSITE PARIS - OUEST NANTERRE LA DEFENSE n'entend donner aucune approbation, ni improbation aux opinions émises dans les thèses : ces opinions doivent être considérées comme propre à leurs auteurs.

Remerciements

Mes remerciements s'adressent tout d'abord à mon directeur de thèse Remzi Uctum, pour avoir accepté de diriger mes travaux de recherche. Son soutien constant, sa patience, sa rigueur, sa disponibilité exceptionnelle pour mes questions et son amitié ont rendu possible l'accomplissement de ce travail.

Je tiens également à remercier l'Université Paris-Ouest Nanterre La Défense de m'avoir permis d'intégrer son équipe de recherche. L'environnement de travail fourni par l'université m'a permis d'accélérer considérablement l'avancement de mes travaux.

Mes remerciements s'adressent également aux membres de mon jury de soutenance pour avoir accepté d'évaluer les résultats de mes recherches. Je tiens particulièrement à remercier Mélika Ben Salem et Christophe Rault pour avoir accepté la lourde tâche de rapporteur.

Mes dettes vont également à mes anciens professeurs de l'Université Galatasaray, notamment à Ahmet Insel et Seyfettin Gürsel, qui œuvrent depuis des années pour assurer le bon déroulement des recherches de leurs étudiants venus en France. J'ai effectué mes premiers pas en France grâce à leur soutien.

Table des Matières

INTRODUCTION GENERALE.....	6
Partie I : Modèles de taux de change réel d'équilibre : aspects théoriques et vérifications empiriques	15
Chapitre 1 : Survol de la littérature sur les modèles de taux de change d'équilibre	15
1.1 Une théorie du taux de change d'équilibre constante : La parité des pouvoirs d'achat (PPA).17	
1.1.1 La théorie de la PPA.....	17
1.1.2 Les limites de la PPA	18
1.2 Les approches macroéconomiques de détermination du taux de change d'équilibre	20
1.2.1 L'approche macroéconomique : le taux de change d'équilibre fondamental (Fundamental Equilibrium Exchange Rate, FEER)	21
1.2.1.1 Le modèle partiel.....	24
1.2.1.2 Le modèle complet	27
1.2.2 L'approche économétrique: le taux de change d'équilibre comportemental (BEER)	32
1.2.3 L'approche dynamique: le taux de change réel naturel (NATREX).....	41
1.3 Discussion comparative des modèles	48
1.3.1 Comparaison théorique	48
1.3.2 Comparaison empirique	53
Chapitre 2 Application théorique et empirique du modèle NATREX au cas d'un petit pays ...	57
2.1. La décomposition du taux de change réel	57
2.2. Les analyses de Edwards et de Balassa	59
2.3 Le modèle NATREX dans le cas d'un petit pays: le modèle de Lim et Stein (1997).....	63
2.3.1 Equations structurelles du modèle.....	64
2.3.2 Le prix relatif des biens non-échangeables et l'équilibre sur le marché des biens	73
2.3.3 L'évolution temporelle du capital et de la dette.....	75
2.4 L'analyse empirique du modèle NATREX de Lim et Stein (1997).....	78
2.4.1 Les équations de cointégration du taux de change réel	78
2.4.2 Explication des Résultats Empiriques.....	81
2.4.2.1 L'appréciation due aux augmentations du taux d'épargne.....	82
2.4.2.2 L'effet d'une hausse de la productivité	83
2.4.2.3 Les termes de l'échange et le taux d'intérêt réel	85

Partie II: Applications économétriques au cas de la Turquie.....	87
Chapitre 3 : Faits stylisés et modèles de la littérature sur le taux de change réel de la Livre Turquie	87
3.1 L'évolution de l'économie turque	88
3.1.1 Les tournants majeurs et le début de la période de libéralisation (1980-1989).....	91
3.1.2 De la période post libéralisation aux crises financières de 1989-1994	95
3.1.3. La crise de 1994	99
3.1.4. La crise financière de 1999	102
3.1.5. Crises financières de 2000-2001	109
3.2. Un survol de la littérature sur la modélisation des taux de change réels de la Livre Turquie	113
Chapitre 4 : Une application du modèle Natrex sur les données turques.....	117
4.1 Taux de change réel, valeur d'équilibre et dynamiques non-linéaires.....	117
4.1.1 Dynamique non linéaire du taux de change	120
4.1.1.1 Hétérogénéité des investisseurs.....	120
4.1.1.2 Coûts de transaction	127
4.1.2 Spécification d'un modèle STECM	130
4.2 Analyse empirique.....	140
4.2.1 Les données	141
4.2.2 Estimation d'une relation de long terme et d'un modèle à correction d'erreur linéaire	143
4.2.3 Test de linéarité.....	159
4.2.4 Estimations des modèles STECM	161
4.2.4.1 STECM avec seuils fixes	163
4.2.4.2 STECM avec seuils variables.....	166
CONCLUSION	183
ANNEXE 1	191
ANNEXE 2	203
A.2 Tests de linéarité.....	203
A.2.1 Test de linéarité contre LSTAR:	203
A.2.2. Tests de linéarité contre ESTAR	205
BIBLIOGRAPHIE	206

INTRODUCTION GENERALE

Depuis de nombreuses années, le taux de change est au centre du débat politique dans les pays en voie de développement. Avec la libéralisation des marchés financiers dans les années 1990, la progression fulgurante des flux de capitaux destinés aux pays en voie de développement a eu un effet mitigé sur leurs économies. Bien que ces pays aient été en mesure d'accéder aux capitaux internationaux pour financer leurs besoins d'emprunt afin de pouvoir accélérer leur croissance, la nature instable des flux de capitaux internationaux a entraîné des fluctuations sur les marchés des changes et les a mis en crise de balance des paiements.

Dans un tel environnement instable marqué par des interdépendances, identifier les causes et les conséquences réelles des fluctuations sur les marchés des changes devient pour chaque économie un objectif intermédiaire nécessaire pour assurer un taux de croissance désiré et stable. Pour y parvenir, l'analyse des taux de change réels constitue une étape déterminante. La pensée dominante des économistes est que le gouvernement doit poursuivre une politique de change appropriée dans le cadre de la libéralisation de l'économie afin de renforcer la compétitivité des entreprises nationales contre les producteurs. L'insuffisance de la performance économique d'un pays est souvent le résultat d'une politique de change non-appropriée. Maintenir le taux de change réel à un 'faux' niveau a des effets négatifs sur la compétitivité de l'économie.

Pourtant, le caractère volatile du taux de change réel pose de manière récurrente le problème de la détermination d'un niveau de référence ou d'équilibre. En outre, déterminer l'ampleur d'une intervention sur le taux de change en tant qu'instrument de politique économique nécessite de prendre en compte la référence à son niveau d'équilibre. Sous l'hypothèse que ce niveau d'équilibre est connu, le mésalignement est défini comme la différence entre le taux de change effectif réel et le taux de change réel d'équilibre, exprimant une situation de sur- ou sous-évaluation du taux de change réel. En effet, pour que les notions de sous ou surévaluation d'une monnaie par rapport à une autre aient un sens, la référence à une telle valeur d'équilibre est obligatoire. Le degré de mésalignement du taux de

change réel se traduit par des déséquilibres de court et moyen termes. Les nombreux travaux dans ce domaine ont pour objet de mettre en évidence une valeur de référence de long terme ou d'équilibre vers laquelle doit converger le taux de change réel.

Cassel (1916) introduit la PPA (parités des pouvoir d'achat), pour la première fois, pour expliquer la dynamique du taux de change à court et moyen terme. La PPA est considérée comme le point de départ des études empiriques sur les taux de change et la première méthode pour apprécier si un taux de change est à son « bon » niveau. Le concept de la PPA en tant que point de repère s'avère insuffisant. La PPA, dans sa version relative, suggère que l'écart d'inflation entre pays soit compensé par les mouvements de change nominaux. C'est ainsi que le taux de change réel devrait rester relativement stable dans le temps. Autrement dit, cette théorie postule la stationnarité du change réel. Cependant, en tant que modèle de détermination du taux de change flexible, la forte variabilité observée du taux de change nominal et la non stationnarité du taux de change réel dans les pays émergents ont mis en cause la capacité du principe de la PPA à expliquer la dynamique du taux de change à court et à moyen terme. Indépendamment des difficultés de validation empirique, son attrait apparaît limité, dans la mesure où le taux de change réel auquel elle fait référence fait abstraction de toute considération d'équilibre macroéconomique. Elle ne construit aucune relation entre le taux de change réel et les fondamentaux économiques et elle ne permet pas de relier le taux de change réel à la situation économique d'un pays, surtout à sa position extérieure. Face à ces limites théoriques et aux nombreuses difficultés empiriques de cette théorie, nous nous sommes tournés vers les approches macroéconomiques de détermination du taux de change réel d'équilibre visant à dépasser ces insuffisances de la PPA.

En fait, pendant longtemps, les économistes sont restés pessimistes quant à la possibilité d'expliquer les variations de change. Les études empiriques réalisées après l'apparition de la PPA montrent que la difficulté de faire apparaître des déterminants macroéconomiques de la dynamique des taux de change ne constitue pas l'exception mais un fait bien établi. Au début des années quatre-vingts, les différents modèles macroéconomiques de la dynamique des taux de change ont été rejetés et la marche aléatoire semblait dominer tous les modèles existants (Meese et Rogoff, 1983). En outre, Frankel et Rose (1995) suggèrent qu'il y a remarquablement peu de preuves que les variables macroéconomiques aient des effets forts et cohérents sur les taux de change. Cependant, depuis

quelques années, on assiste à un certain retour aux déterminants fondamentaux des taux de change. Dixon (1999) se pose la question suivante : les taux de change sont-ils contraints par des fondamentaux économiques ou fluctuent-ils de manière aléatoire sur l'océan de la spéculation ? Pour répondre à cette question, une partie de la littérature a montré que le taux de change réel dépend bien de facteurs macroéconomiques, offrant ainsi un cadre d'analyse en termes de taux de change réel d'équilibre.

Les travaux de Williamson (1985, 1994) font figure de pionnier dans ce domaine. Ils définissent le taux de change d'équilibre dit FEER (*Fundamental Equilibrium Exchange Rate*) comme le taux de change qui permet à la balance courante d'atteindre une cible donnée, lorsque l'équilibre interne est réalisé. Ainsi, le FEER représente le taux de change réel d'équilibre qui assure simultanément à moyen terme l'équilibre interne et l'équilibre externe d'une économie. Il s'écarte alors radicalement d'une problématique en termes de PPA. La méthode macroéconométrique utilisée pour le FEER permet de trouver une valeur d'équilibre du taux de change réel en fonction des fondamentaux décrivant les équilibres interne et externe. Cette méthode du FEER s'applique dans un cadre dit de « statique comparative ». Autrement dit, elle consiste à évaluer l'écart du taux de change réel à sa valeur d'équilibre à chaque instant. Toutefois, la mise en œuvre de cette méthode nécessite la connaissance des blocs macroéconomiques du commerce extérieur, c'est-à-dire les élasticités de commerce en volume. Ces dernières sont des séries rarement disponibles sur de longues périodes pour les pays en voie de développement. De plus, définir une cible pour la balance courante et une production potentielle représentant l'équilibre interne attribue un caractère normatif au modèle FEER.

Mc Donald (1997) et Clark et Mc Donald (1998) ont développé une méthode d'évaluation de la valeur d'équilibre du taux de change connue sous le nom de BEER (*Behaviourial Equilibrium Exchange Rate*). L'idée générale est d'évaluer le taux de change d'équilibre par une équation réduite, et non pas par des modèles économétriques complets comme le FEER. Cette équation réduite s'appuie sur les relations de long terme qui existent entre le taux de change réel et des variables économiques fondamentales agissant sur les équilibres internes et externes. La mise en place de telles relations fait donc appel à la théorie de la cointégration ainsi qu'à l'estimation des modèles à correction d'erreurs (ECM). Le modèle BEER est considéré donc comme une forme simple qui permet d'estimer facilement le taux de change réel d'équilibre. C'est certainement la raison de sa popularité. Toutefois, il existe de

nombreuses critiques adressées au modèle BEER malgré cette popularité. Le modèle ne fait aucune distinction entre les horizons et l'estimation devient un mixte de déterminants de court, moyen et long terme du taux de change. De plus, les fondamentaux du taux de change réel sont introduits dans l'équation du taux de change réel d'une manière *ad hoc* sans référence à des fondements théoriques.

Une approche alternative aux modèles FEER et BEER est celle du taux de change naturel réel ou NATREX (Natural Real Exchange Rate) de J. Stein (1994). Tout comme le FEER, le NATREX a été principalement développé afin de tenir compte des insuffisances de la PPA. Le NATREX vise à relier le taux de change réel à la situation économique d'un pays et notamment à sa position extérieure en prenant en considération l'équilibre macroéconomique. Le modèle de Stein vise à expliquer la dynamique du taux de change réel et le passage d'une situation d'équilibre de moyen terme à un état stationnaire de long terme. Le modèle se fonde sur une construction théorique rigoureuse qui fait appel au principe d'optimisation intertemporelle en situation d'incertitude, pour décrire le comportement d'épargne et d'investissement des différents agents. Le FEER et le NATREX sont considérablement différentes dans leur méthode d'estimation. En effet, au niveau de l'application empirique, le NATREX est proche du BEER parce qu'il a recours, comme celui-ci, à une estimation du taux de change d'équilibre au moyen d'une équation réduite, ceci au moyen d'une relation de long terme entre le taux de change réel et ses fondamentaux. Le modèle NATREX détermine le taux de change réel en satisfaisant les conditions d'équilibre de moyen terme et de long terme. En outre, il décrit dans un cadre théorique le processus d'ajustement vers l'équilibre de long terme alors que dans le modèle BEER cet ajustement n'est considéré qu'au travers l'analyse statistique.

Pour ces raisons, nous choisissons dans notre travail de modéliser le taux de change réel d'équilibre en privilégiant l'approche NATREX.

Les études portant sur les pays en voie de développement, où la libéralisation des marchés financiers et des mouvements de capitaux a atteint un stade avancé, soulignent de plus en plus l'importance de la non-linéarité dans l'ajustement des taux de change réels vers leurs valeurs d'équilibre. Concernant le marché des changes, surtout dans les pays émergents, la libéralisation des mouvements

de capitaux s'accompagne de la modernisation des marchés financiers assurant ainsi l'existence d'un marché de change liquide et animé. Les questions et les problèmes relatifs à l'ajustement du taux de change vers son équilibre s'articulent autour de l'hétérogénéité des agents sur ce marché (par exemple *noise traders* et *arbitrage traders*, chartistes et fondamentalistes etc.), l'efficacité des interventions des Banques centrales et finalement les coûts de transaction.

Le marché de change est composé par de différents types d'agents et les anticipations sont un processus mixte qui varie en fonction de ces différents types des agents (Prat et Uctum (1996)). Les interactions de ces différents comportements jouent un rôle important sur les marchés. Sarantis (1999) admet que cette hétérogénéité des participants au marché des changes est la source majeure de la non linéarité de la dynamique de taux de change. De Grauwe et Dewachter (1993) montrent que l'interaction entre ces différentes catégories d'opérateurs peut impliquer une alternance de périodes de hausse et de baisse ainsi qu'un délai dans l'ajustement à la valeur d'équilibre. Leurs degrés de perception de l'information et leurs horizons d'investissement différent les uns des autres ce qui produit une hétérogénéité dans leurs modes de calculs ainsi que dans leurs anticipations.

Les interventions des Banques centrales sur le marché de change ont la capacité d'influencer durablement le taux de change. Pour cette raison, l'efficacité des interventions des Banques centrales provoque un débat. Ce débat se concentre notamment autour de la question qui consiste à savoir si l'intervention des autorités monétaires réussit à modifier le niveau du taux de change et à inverser sa tendance actuelle. Tandis que E.g. Edison (1993) et Domiguez et Frankel (1993) montrent clairement l'incapacité à long terme des Banques centrales à influencer le taux de change, Dominguez (1998, 1999) et Schwartz (2000) montrent que l'objectif de Banque centrale consiste à influencer les anticipations des opérateurs de marché en leur transmettant de nouvelles informations concernant soit la politique officielle future, soit l'évolution des fondamentaux. Quels que soient ses effets, il est clair que les interventions des Banques centrales injectent un caractère non linéaire à l'ajustement du taux de change vers son équilibre en provoquant de l'incertitude sur les marchés des changes.

Les coûts de transaction se trouvent au cœur de ce débat de non linéarité. Les modèles développés par Dumas (1992) puis Sercu, Uppal et Van Hulle (1995), analysent les effets des coûts de transaction sur le taux de change nominal. Ces auteurs suggèrent que la présence des coûts de transactions, qui peut entraîner des déséquilibres restant non corrigés, peut justifier un ajustement non linéaire vers l'équilibre. De plus, le comportement des investisseurs est défini par le niveau des coûts de transaction. Lorsque ces coûts sont élevés, ceux-ci sont découragés à intervenir sur le marché et empêchent un arbitrage nécessaire à l'ajustement des prix. En revanche, les opérateurs n'hésitent pas à intervenir sur les marchés quand les coûts sont bas.

Quels que soient les fondements de la non-linéarité, ils ont des implications importantes sur le processus d'ajustement du taux de change vers sa valeur d'équilibre. Ils peuvent expliquer la persistance des écarts observés des taux de change par rapport à leur valeur de long terme en créant un marché de change inefficace.

Dans notre travail, nous décrirons donc un processus d'ajustement non-linéaire du taux de change réel vers sa valeur d'équilibre donnée par le NATREX afin de prendre en compte les sources de non-linéarité évoquées ci-dessus. Une telle approche est d'autant plus pertinente qu'elle peut reproduire un ajustement linéaire comme un cas particulier.

Notre travail exploite les données de la Turquie. Le taux de change effectif réel de la Turquie a connu de manière répétée sur la période 1987-2007 des mouvements de grande amplitude et de forte volatilité. Afin de s'intégrer aux marchés financiers internationaux, la Turquie a mis en place des politiques de libéralisation financière entamées à la fin des années 1980, sans se préparer ni économiquement ni institutionnellement à ces réformes. Pour cette raison, elle n'a pas su s'adapter à l'énorme flux de fonds étrangers adressé à son marché de capitaux. Ces flux ont provoqué des fluctuations de la Livre turque et ces dernières ne se sont pas résorbées par des réalignements rapides et des dynamiques de retour à l'équilibre. Ces fluctuations ont engendré des crises monétaires qui ont déstabilisé entièrement l'économie turque. En outre, le taux de change a toujours joué un rôle majeur dans les programmes de stabilisation faites avec le FMI suite à différentes crises pendant la période

1987-2007. Pour ces raisons, la Turquie se présente comme un champ d'application intéressant pour un travail sur le taux de change réel d'équilibre.

Le choix de ce pays conduit naturellement à toute une série de questions: Quel sont les déterminants du taux de change réel de la Livre turque? Est-il possible d'estimer le taux de change réel d'équilibre de la Livre turque? Quel est le meilleur modèle pour le calculer ? Quel est le degré de mésalignement de la Livre turque ? Quelles sont les raisons et les conséquences de ce mésalignement ? Le processus d'ajustement de ce mésalignement vers le taux d'équilibre est-il linéaire ou non-linéaire ? S'il est non-linéaire, comment pouvons-nous modéliser ce processus non-linéaire ?

Sur le plan théorique, nous faisons référence plus précisément au modèle NATREX développé pour le cas d'un petit pays par Lim et Stein (1997). Bien que notre travail ne soit pas le premier qui tente de calculer un taux de change réel d'équilibre pour la Turquie, il est le premier qui mobilise un modèle aussi élaboré que le NATREX. En fait, en mettant l'accent sur l'interaction entre le taux de change réel et les fondamentaux macroéconomiques par une estimation d'une relation de cointégration de long terme, notre approche se trouve à la croisée de l'approche macroéconomique proposée par Lim et Stein (1997) et de l'approche comportementale de Clark et MacDonald (1997).

Après avoir estimé le taux de change réel d'équilibre de la Livre turque via le NATREX, nous calculerons le degré de mésalignement de la Livre turque. Nous analyserons les raisons et les conséquences de ce mésalignement en nous référant à l'évolution de l'économie turque que nous allons discuter dans notre thèse.

L'application de ces méthodologies aux données de la Turquie présente un caractère novateur, car les travaux consacrés aux taux de change réel d'équilibre pour la Turquie se sont limités à des calculs simples et ne se sont jamais intéressés à son ajustement à l'équilibre. Notre méthodologie économétrique nous permet de tenir compte de l'ajustement vers l'équilibre. Un autre apport de cette thèse est que nous dépassons le cadre traditionnel de la cointégration linéaire et recourons aux

approches basées sur la cointégration non linéaire à seuil afin de prendre en compte l'influence des chocs structurels. Il est très important de prendre en considération de tels chocs car ces derniers, par exemple la libéralisation des marchés financiers ou un changement de régime de change, conduisent aux changements durables de l'environnement économique. Plus précisément ils engendrent des changements de régime du système économique ; changements institutionnels, inflexions de politique économique, modifications des préférences des agents. En cela, sur le plan de l'analyse empirique, nous proposons le recours au modèle STECM (*Smooth Transition Error Correction Model*) développé par Van Dijk et Franses (2000), afin de modéliser l'ajustement non-linéaire de la Livre turque vers son équilibre calculé par le NATREX. A notre connaissance, la mise en oeuvre d'un modèle STECM pour décrire l'ajustement non-linéaire vers une cible donnée par le NATREX constitue un apport à la littérature sur le NATREX où la dynamique d'ajustement est décrite par modèles à correction d'erreur linéaire.

Le modèle STECM, que nous allons présenter en détail dans notre thèse, est introduit et utilisé pour la première fois par van Dijk et Franses (2000) afin d'étudier l'asymétrie des ajustements du taux d'intérêt hollandais à un mois vers sa valeur d'équilibre représentée par le taux à 12 mois et ses étapes d'estimation sont développés explicitement par Van Dijk et al. (2002). La littérature empirique montre que pour décrire la dynamique des taux de change réels, les modèles à seuil contenant une fonction de transition exponentielle (ESTEKM) sont plus adaptés que les modèles à seuil contenant une fonction de transition logistique (LSTEKM)¹. En revanche, un STECM avec une fonction de transition exponentielle nous impose des seuils symétriques. Pour pallier cette hypothèse restrictive, nous combinons ce STECM avec une fonction de transition quadratique-logistique afin d'autoriser l'asymétrie des seuils, la symétrie pouvant alors apparaître comme un résultat de calcul et non comme une hypothèse. D'autre part, le modèle standard suppose des seuils fixes déterminés par les coûts de transaction. Toutefois, cette hypothèse de constance des seuils est trop restrictive pour une période longue. Il existe en effet des travaux (Clemens et Williamson (2001), Mohammed et Williamson (2004) et Jacks et al. (2008)) indiquant que les coûts de transaction ont varié considérablement au cours du temps. Nous croyons que négliger ce fait peut nous conduire à des résultats fallacieux. Pour cette raison, nous nous différencions de l'approche standard du STECM et, à la lumière des travaux de Liu (2001), nous autorisons les seuils à

¹ Voir (Michael, Nobay et Peel (1997), Sarrantis (1999), Taylor et Peel (2000), Taylor, Peel et Sarno (2001), Baum et Barkoulas et Caglayan (2001), Kilian et Taylor (2001) et O'Connell et Wei (2002))

être asymétriques et à varier au cours de temps. Nous espérons que l'élaboration de cette extension au modèle STECM contribuera à une description plus fidèle des réalités du marché des changes.

Cette thèse s'articule autour de quatre chapitres :

Le *premier chapitre* de la thèse a pour objectif de décrire les différents modèles de taux de change réel d'équilibre (PPA, BEER, FEER, NATREX) et d'explicitier les raisons pour lesquelles nous privilégierons l'approche NATREX dans notre choix de modélisation

Dans le *deuxième chapitre* nous discutons en détail le modèle NATREX dans le cas d'un petit pays proposé par Lim et Stein (1997) dont nous nous inspirerons plus particulièrement dans nos applications économétriques

Le *troisième chapitre*, consacré comme le quatrième à une application empirique sur les données de la Turquie est constitué de deux sections. La première a pour objectif de décrire une rétrospective du contexte économique et financier turc entre 1987 et 2007 à travers une analyse descriptive. Dans la seconde section nous montrons comment ces faits stylisés ont inspiré une littérature portant sur les tentatives de modélisation du taux de change réel d'équilibre de la Livre Turque.

Dans le *quatrième chapitre*, nous nous intéressons aux justifications économiques de la présence des non linéarités dans le taux de change et proposons une formulation théorique du modèle à correction d'erreur non-linéaire de type STECM (section première). L'application empirique fera l'objet de la deuxième section, où nous calculons un taux de change réel d'équilibre pour la Livre Turque sur la base du modèle NATREX dans le cas d'un petit pays et où nous examinons la dynamique non-linéaire du taux de change réel vers cette valeur d'équilibre. Pour ce faire, nous proposons une extension du modèle STECM autorisant des seuils asymétriques et variables au cours du temps.

Partie I : Modèles de taux de change réel d'équilibre : aspects théoriques et vérifications empiriques

Chapitre 1 : Survol de la littérature sur les modèles de taux de change d'équilibre

L'émergence du régime de change flottant, après l'effondrement du système de Bretton Woods, a causé des fluctuations des taux de change réels. Ces fluctuations ont eu des effets macro-économiques indésirables sur les économies. Les prix nominaux du pétrole et de la majorité des dettes internationales étant libellés en dollar, les fluctuations étaient capables de désordonner les marchés. Elles ont alors lourdement pesé sur le niveau et la structure de l'activité productive des pays. Ces problèmes ont provoqué des crises financières ayant des conséquences destructrices sur le chômage, sur l'allocation des ressources, sur le secteur réel et sur le moral des sociétés.

L'analyse traditionnelle considérait le taux de change comme le reflet de l'état de la balance courante du pays émetteur de la monnaie. Cependant, après le développement des marchés internationaux de capitaux, la libéralisation financière et la suppression des contrôles des changes au début des années 80 ont renversé les schémas d'analyse traditionnelle des marchés des changes. L'observation des taux de change effectifs à moyen et à long termes montre que les écarts se creusent entre pays, certains connaissant une tendance à l'appréciation de leur monnaie par rapport à celles de leurs partenaires commerciaux et d'autres à la dépréciation.

Sachant que le taux de change d'équilibre est supposé représenter le bon fonctionnement de l'économie, une meilleure connaissance des mécanismes déterminants le taux de change d'équilibre est devenue un indicateur essentiel pour les *policy makers*. En somme, l'efficacité du taux de change en tant

qu'instrument de la politique économique dépend fortement de la connaissance de son niveau d'équilibre.

La volatilité observée des taux de change réels a conduit les économistes, notamment après les années 80, à rechercher les déterminants d'un niveau d'équilibre pour le taux de change réel. La théorie de référence en termes de détermination du taux de change d'équilibre est la théorie de la parité des pouvoirs d'achat. Énoncé pour la première fois par Cassel, il y a trois quarts de siècle, la PPA est considérée comme le « bon » prix relatif entre deux pays, autrement dit le bon niveau de change. Elle stipule que le taux de change varie de façon à compenser les différences d'inflation entre les économies concernées. Pourtant, face aux insuffisances de la théorie de la PPA, des approches alternatives ont été développées pour définir le taux de change réel d'équilibre. Bien que différentes approches permettant de le déterminer soient proposées, le taux de change réel d'équilibre est généralement défini comme la valeur du change réel assurant simultanément la réalisation de l'équilibre interne et de l'équilibre externe.

Nous efforçons de présenter ici une vue d'ensemble de ces diverses approches. Après avoir examiné la théorie de la PPA et ses insuffisances, nous présenterons les approches macroéconomiques de détermination des taux de change réels d'équilibre. Nous présenterons brièvement les modèles du taux de change d'équilibre fondamental (*FEER (fundamental equilibrium exchange rate)* de Williamson (1985)), le taux de change d'équilibre désiré (*DEER (desired equilibrium exchange rate)* de Bayoumi, Clark, Symansky et Taylor (1994)), NATREX (*natural real exchange rate*) de Stein (1994, 1995, 2002), et le taux de change d'équilibre comportemental (*BEER (behavioural equilibrium exchange rate)* de Clark et MacDonald (1999)). Après cette présentation, nous ferons une discussion comparative sur ces modèles et argumenterons le choix du NATREX. Nous nous intéresserons ensuite plus précisément sur cette approche de Stein (1995). Nous examinerons sa théorie et ses composants de manière plus détaillée en nous référant à un panorama de la littérature théorique et empirique du modèle en question.

1.1 Une théorie du taux de change d'équilibre constante : La parité des pouvoirs d'achat (PPA)

La PPA est considérée comme le point de départ des études empiriques sur les taux de change. Elle suggère que le taux de change d'équilibre doit être constant au cours du temps. Après avoir rappelé cette théorie de taux de change d'équilibre sans doute la plus connue, nous mettrons en avant les insuffisances de ce modèle simpliste dans la détermination du taux de change réel d'équilibre.

1.1.1 La théorie de la PPA

La PPA, introduite par Cassel (1916), constitue la théorie de détermination du taux de change d'équilibre la plus simple et la plus utilisée. En termes simples, elle indique que la variation du taux de change entre les monnaies de deux pays est fonction des écarts des niveaux de prix relatifs entre ces deux pays. Cette approche se fonde sur la loi du prix unique, selon laquelle chaque marchandise ne peut avoir qu'un seul prix, quelle que soit la monnaie utilisée pour l'exprimer. Elle a été présentée en deux versions différentes : la version absolue et la version relative

Selon la version absolue, le pouvoir d'achat d'une monnaie est identique sur le marché intérieur et à l'étranger. Ainsi, le taux de change entre deux monnaies appartenant à deux pays produisant deux biens (ou deux paniers de biens) parfaitement substituables et librement échangés, serait égal au rapport des deux indices de prix : $E = P/P^*$ où E est le taux de change défini à l'inverse (ce qui veut dire qu'une hausse de E correspond à une dépréciation de la monnaie nationale), P et P^* représentant respectivement les niveaux des indices des prix domestiques et étrangers. La réalisation de cette loi suppose alors que les taux de change réels bilatéraux sont toujours égaux à l'unité.

Dans un univers économique où il existe des obstacles sur le commerce international, la loi du prix unique ne peut plus s'appliquer. La version relative de la PPA découle alors de la version absolue, tout en étant moins restrictive car elle dépasse l'aspect statique de la version absolue pour nous donner une vision dynamique du taux de change. Dans ce sens, elle n'implique plus l'égalité du niveau du taux de change au rapport du niveau absolu des prix domestiques et étrangers, mais plutôt l'égalité de la variation du taux de change entre deux instants à l'écart entre les variations des prix domestiques et étrangers entre ces deux instants. En d'autres termes, la variation relative du taux de change ($\Delta E / E$) entre (t) et (t-1) se déduit de l'écart d'inflation entre le pays domestique et l'étranger :

$$\frac{\Delta E}{E} = \pi - \pi^* \quad (1)$$

Alors, à la lumière de ces deux versions de la PPA, nous pouvons déduire que le taux de change d'équilibre apparaît comme un prix qui ne peut s'établir que sur une longue période de temps et que ce taux de change *normal* doit assurer l'équilibre interne et l'équilibre externe de l'économie.

1.1.2 Les limites de la PPA

Même si cette théorie peut s'avérer utile pour déterminer un niveau de référence à long terme des taux de change nominaux, elle apparaît fortement limitée dès lors que l'on raisonne en termes réels. Le taux de change réel auquel fait référence la PPA ne prend pas en considération d'équilibre macroéconomique. En d'autres termes, elle ne permet pas de relier le taux de change réel à la situation économique d'un pays, surtout à sa position extérieure.

Il est par ailleurs difficile de mettre en avant la validité empirique de cette théorie. Selon la PPA, le taux de change est déterminé par les changements relatifs des prix domestiques et étrangers. Elle suggère donc que le taux de change réel d'équilibre est une constante, ce qui semble difficilement s'accorder avec les importantes fluctuations observées empiriquement. La littérature montre que le taux

de change réel est non stationnaire et censé converger vers sa norme de long terme dictée par la parité des pouvoirs d'achat. Par exemple, Darby (1983) ou encore Huizinga (1987) montrent que le taux de change réel suit une marche aléatoire.

Les critiques adressées à la PPA portent également sur l'existence des biens et services non échangeables internationalement et c'est ainsi que se pose le problème du choix de l'indice des prix, ou encore celui de la remise en cause du bien fondé de cette théorie quand les écarts de niveaux de vie sont importants entre deux pays étudiés (effet Balassa). Comme par exemple, ceux entre pays développé et pays en voie de développement.

Dohni et Hainut (2004) montrent que le phénomène qui invalide empiriquement la théorie de la PPA de la façon la plus convaincante est sans doute l'effet Balassa-Samuelson. Balassa (1964) montre qu'un pays à forte croissance (un pays en voie de développement) se caractérise par une progression plus rapide de la productivité du travail dans le secteur exposé que dans les pays à faible croissance (pays développés). En revanche, il suppose que la productivité du travail dans le secteur abrité progresse à des rythmes voisins dans les deux pays dans la mesure où il s'agit d'activités où l'impact du progrès technique est peut être plus limité et où l'accumulation du capital est plus faible. Ainsi, la loi du prix unique n'est valide que pour les biens du secteur exposé, en raison de la concurrence internationale, mais elle ne l'est pas pour les biens non échangeables où les prix dans les deux pays exprimés en monnaie commune n'évoluent pas de la même façon. L'effet Balassa-Samuelson a été étudié de manière plus détaillée par Hirsch (1982), Marston (1990) et Miles-Ferretti et Micossi (1994).

Toutefois, la plupart des économistes démontrent les insuffisances de la PPA par l'absence de références aux déterminants réels des taux de change. Autrement dit, la théorie de la parité des pouvoirs d'achat ignore toute référence à l'équilibre macroéconomique. Ainsi, afin de surmonter ces insuffisances liées à la PPA, d'autres approches de la détermination du taux de change d'équilibre sont élaborées. Nous présenterons ces approches dans la section suivante.

1.2 Les approches macroéconomiques de détermination du taux de change d'équilibre

Les insuffisances des modèles traditionnels de détermination des taux de changes, comme la PPA ou l'approche monétaire, ont conduit les économistes à développer des nouvelles approches pour estimer le taux de change d'équilibre. Ces nouveaux modèles cherchent à capter les déterminants structurels des taux de change. Ils n'interprètent plus les variations des taux de change comme des déviations par rapport à une valeur d'équilibre de long terme supposée stable. Ils considèrent au contraire qu'une explication satisfaisante de l'évolution des cours de change nécessite la prise en considération des variations du taux de change d'équilibre lui-même, celles-ci étant conditionnées par des fondamentaux réels.

L'approche macroéconomique de la détermination des taux de change consiste à construire des modèles macroéconomiques (théoriques ou économétriques). Cette approche calcule un taux de change d'équilibre, celui qui permet la réalisation simultanée de l'équilibre interne et de l'équilibre externe. Elle propose aux marchés financiers un point d'ancrage à partir duquel les agents peuvent former leurs anticipations. Elle permet d'évaluer l'existence et l'ampleur de la sur (ou sous) évaluation des monnaies. Elle définit des parités d'équilibre que les autorités peuvent utiliser pour élaborer des stratégies de gestion du taux de change ou de coordination des politiques de change.

Cette partie de notre travail présente les principales théories du taux de change d'équilibre, leurs hypothèses et les difficultés qu'elles soulèvent.

1.2.1 L'approche macroéconomique : le taux de change d'équilibre fondamental (Fundamental Equilibrium Exchange Rate, FEER)

Le modèle FEER a été introduit pour la première fois par Williamson (1985), en cherchant à expliquer les insuffisances de la PPA par l'absence de référence aux déterminants réels des taux de change. La littérature sur le modèle FEER ne cesse de se développer par divers économistes par exemple Williamson et Miller (1987), Wren Lewis et al. (1991), Wren Lewis (1992), Clark et al. (1994), Williamson (1994), Isard et Faruquee (1998), Wren Lewis et Driver (1998).

Selon la définition de Williamson, le FEER est « le taux de change susceptible de générer un excédent ou un déficit courant égale au flux de capitaux sous-jacents durant la période, étant acquis que le pays poursuit du mieux possible l'équilibre interne et ne prend pas en considération les mesures protectionnistes pour des raisons liées à la balance des paiements. »

D'après cette définition, l'idée essentielle de ce modèle est de considérer le taux de change réel d'équilibre fondamental comme étant le taux de change effectif réel permettant d'atteindre simultanément les équilibres internes et externes à moyen terme. Il repose sur une définition intertemporelle de l'équilibre extérieur, même si ce dernier dépend *in fine* des conditions de l'équilibre interne.

Il s'agit donc de calculer le taux de change réel permettant d'obtenir une valeur cible de compte courant "structurel", une fois éliminées les influences "conjoncturelles" de l'activité domestique et étrangère sur le solde extérieur. Puisque le modèle vise à calculer le taux de change d'équilibre en s'appuyant sur les conditions économiques fondamentales qui persistent à moyen terme, il ne tient pas compte des cycles de court terme et des mouvements conjoncturels. L'une des caractéristiques principales du FEER est qu'il s'agit d'un modèle de moyen terme.

Borowski et Couharde (1999) soulignent que l'approche de Williamson est une approche en termes de statique comparative. Elle identifie à chaque période le mésalignement réel induit par les déséquilibres internes et externes en ignorant les modalités du retour du taux de change à son niveau d'équilibre.

Afin de dépasser cette faiblesse, Artis et Taylor (1993) ont proposé le concept de taux de change d'équilibre désiré DEER (*Desired Equilibrium Exchange Rate*). Bien que présentant beaucoup de similitudes, la différence entre le FEER et le DEER est que l'équilibre externe, dans le modèle DEER, est défini en termes de politique optimale. Autrement dit, la cible de compte courant doit être en conformité avec les politiques appliquées par les *policy makers* qui les considèrent optimaux. Cette terminologie n'implique pas que le DEER calculé est celui qu'on a souhaité mais c'est le taux issu de la réalisation des positions « désirées » des équilibres externe et interne.

Il existe trois facteurs influençant le FEER. Ces facteurs suggèrent que le FEER décrive une trajectoire plutôt qu'une valeur constante.

Le premier facteur est la différence de taux de croissance entre les pays. Balassa (1964) montre que la productivité dans les secteurs des biens échangeables croît beaucoup plus vite que celle dans les secteurs des biens non-échangeables et pour cette raison, elle est plus grande dans les pays ayant un taux de croissance élevé. Ainsi, si nous calculons les taux d'inflation en utilisant un indice de prix couvrant les deux secteurs, les taux de l'inflation calculés qui sont égaux pourraient correspondre à une compétitivité croissante du secteur des biens échangeables dans les pays ayant une croissance plus grande et qui nécessite une appréciation réelle de leurs monnaies.

Le deuxième facteur est le déficit de la balance courante. Les déficits augmentent les dettes extérieures nettes. Afin de maintenir les balances du compte courant, une dépréciation réelle de monnaie est alors nécessaire pour le financement des paiements des intérêts de ces dettes en améliorant la balance commerciale.

Quant au troisième et dernier facteur, si le produit de l'élasticité revenu de la demande d'importation et du taux de croissance domestique dépasse celui de l'élasticité revenu de la demande d'exportation et du taux de croissance du tiers monde, nous observons une détérioration du compte courant (Johnson (1958); (Houthaker et Magee 1969)). Il est probable que cette situation provoque une dépréciation. Krugman (1989) affirme que même si ces rapports sont égaux, s'il existe une divergence importante initiale entre les niveaux d'exportation et d'importation, une dépréciation du taux de change serait alors observée. Williamson (1994) appelle ce phénomène le "gap factor".

Il faut aussi ajouter qu'il existe des facteurs exogènes (comme la chute ou la hausse des prix du pétrole) qui sont capables d'engendrer des modifications du FEER. En outre, un changement observé du FEER peut provoquer une variation sur des investissements directs étrangers via les coûts relatifs de production, dont, en particulier, les coûts relatifs de travail. Par exemple, un FEER faible augmentera l'exportation nette, mais il peut également engendrer un afflux de capitaux lié à l'augmentation des investissements directs. Si nous ne prenons en considération que le premier effet, en supposant les investissements directs exogènes, nous risquons de surestimer le FEER. Borowski et Couharde (1999) ajoutent aussi que les politiques qui affectent le niveau d'investissement peuvent modifier la croissance potentielle et donc le niveau d'activité à moyen terme.

Wren Lewis et Driver (1998) soulignent d'autre part que la politique fiscale joue un rôle important dans les calculs du FEER :

“Une diminution des dépenses publiques entraîne une diminution directe de la demande de production intérieure, tendant à causer une dépréciation du FEER. A contrario, une diminution des impôts (qui sera finalement introduite si la réduction des dépenses publiques perdure) entraînera une augmentation de la consommation, ce qui dynamisera la demande de production intérieure. Ces deux effets tireront les taux dans des directions opposées, et il est impossible de dire à priori lequel sera la plus forte.”

Il en résulte qu'il existe une interdépendance entre les politiques budgétaires des gouvernements et le FEER.

D'après les analyses de ces facteurs et des exemples spécifiques, il est certain que le taux de change réel compatible avec l'équilibre macroéconomique peut changer au cours du temps. Il semble nécessaire de prendre en considération la trajectoire suivie du taux de change vers son équilibre et cette nécessité est soulignée par des économistes, comme Bayoumi, Clark et. al. (1994), Wren Lewis (1992).

Malgré son importance, pour les *policymakers*, le taux de change d'équilibre fondamental n'est pas un instrument de politique économique qu'il s'agirait de manipuler pour retrouver les équilibres interne et externe. Le FEER analyse la dynamique de change de moyen terme en faisant explicitement référence aux déterminants de taux de change, et en particulier aux déséquilibres de la balance courante et aux écarts de production. Il paraît plutôt comme une variable endogène. Il revient à la politique économique (politique budgétaire et politique monétaire) de résorber l'écart à l'équilibre identifié.

Nous passons maintenant le calcul analytique du taux de change réel d'équilibre. Il s'agit de deux types de modèle. Le premier modèle considère l'équilibre interne comme exogène. Autrement dit, le taux de change réel n'a aucun impact sur la production potentielle. En revanche, dans le modèle complet, l'équilibre interne est endogénéisé en utilisant le taux de chômage d'équilibre.

1.2.1.1 Le modèle partiel

Formellement, le compte courant (CA) est une fonction de l'activité domestique (Y), de l'activité étrangère (Y^*), du change réel (R) et d'autres variables exogènes (Z).

$$CA = f(Y, Y^*, R, Z) \quad (2)$$

Alors, le taux de change d'équilibre $\tilde{R}$ s'exprime par l'équation suivant ;

$$C\tilde{A} = f(Y_d, Y_d^*, \tilde{R}, Z) \quad (3)$$

où $C\tilde{A}$, Y_d , Y_d^* , $\tilde{R}$ représentent respectivement les valeurs d'équilibre du compte courant, du PIB domestique, du PIB étranger et du taux de change réel. Ainsi, il faut trouver le taux de change réel qui permet d'obtenir une valeur du compte courant structurel en éliminant toutes les influences conjoncturelles de l'activité domestique et étrangère sur les soldes extérieurs.

La forme de la fonction f est pratiquement difficile à évaluer et les variables exogènes (Z) délicats à préciser. L'évaluation du change réel d'équilibre s'effectue donc en log-linéarisant le système pour déterminer l'écart à l'équilibre

$$CA - C\tilde{A} = f(Y, Y^*, R, Z) - f(Y_d, Y_d^*, \tilde{R}, Z) \quad (4)$$

Tout d'abord, nous modélisons le commerce extérieur d'un pays donné à l'aide de deux équations de comportement en suivant Borowski, Couharde et al. (1998) :

$$X = X_o Y_d^{\eta_x} R^{\varepsilon_x} \quad \text{exportation en volume} \quad (5)$$

$$M = M_o Y_d^{\eta_m} R^{-\varepsilon_m} \quad \text{importation en volume} \quad (6)$$

$$CA = PX - PRM \quad \text{balance courante en valeur} \quad (7)$$

$$\tau = \frac{PX}{PRM} \quad \text{taux de couverture} \quad (8)$$

avec :

Y_d : demande mondiale en volume

Y : demande interne en volume

R : taux de change réel

P : prix intérieur (exogène)

En écrivant (5) et (6) en variations logarithmiques, on obtient :

$$x = \frac{dX}{X} = \eta_x y_d + \varepsilon_x r \quad (9)$$

$$m = \frac{dM}{M} = \eta_m y - \varepsilon_m r \quad (10)$$

où $y_d = \frac{dY_d}{Y_d}$, $y = \frac{dY}{Y}$ et $r = \frac{dR}{R}$

En différenciant l'équation de la balance courante en valeur et en divisant par PRM, nous obtenons :

$$\frac{dCA}{PRM} = \tau \frac{dX}{X} - \frac{dR}{R} - \frac{dM}{M} = \tau\alpha - r - m \quad (11)$$

Puis, en remplaçant α et m dans la relation (11) par leurs expressions respectives données par (9) et (10), nous obtenons l'expression de l'écart du taux de change à sa valeur d'équilibre (r).

$$r = \frac{\eta_m y + \frac{1}{\mu} ca - \tau \eta_x y_d}{\tau \varepsilon_x + \varepsilon_m - 1} \quad (12)$$

1.2.1.2 Le modèle complet

Dans le modèle partiel ci-dessus, l'équilibre interne est considéré exogène, ce qui signifie que le taux de change réel n'a aucun impact sur la production potentielle. La majorité des travaux concernant le taux de change d'équilibre s'appuient en effet sur une évaluation du NAIRU, qui est indépendant du niveau du taux de change réel. C'est pourquoi, la courbe d'offre est verticale : c'est l'offre qui détermine le niveau de l'activité. Selon cette analyse, le taux de change réel d'équilibre est la valeur du taux de

change réel compatible avec une cible de compte courant, l'activité domestique et étrangère étant supposées données par leur niveau d'équilibre de moyen terme.

Avec les développements récents des théories du chômage d'équilibre et la synthèse de Layard, Nickel et Jackman (1991), il est désormais possible d'endogénéiser le bloc d'offre supposé jusqu'ici rigide à court terme. Selon cette approche, la description d'un équilibre macroéconomique déterminant simultanément le taux de change réel et l'offre potentielle, qui est liée au chômage d'équilibre et non plus au NAIRU, est donc possible, si bien que la confrontation des deux courbes permet alors de déterminer non seulement le change réel d'équilibre mais également le niveau potentiel du PIB. Tandis que la courbe décrivant l'équilibre externe n'est pas modifiée, la courbe de l'équilibre interne est décroissante dans la mesure où une dépréciation du change réel augmente le chômage d'équilibre et déprime l'offre potentielle.

Joly et al. (1996) décrivent l'équilibre interne en s'appuyant sur l'équilibre partiel du marché du travail. Le modèle s'écrit, sous sa forme log-linéaire :

$$c_w - p = y - l = (y - n) + u \quad (\text{PS}) \quad (13)$$

$$c_w - p_c = a - \varepsilon \cdot u + Z_w \quad (\text{WS}) \quad (14)$$

où c_w représente le coût de travail, p le prix à la production, p_c le prix à la consommation, u le taux de chômage, l l'emploi, n la population active, y la production, a le trend de progrès technique incorporé au travail (où la fonction de production est $Y = (A L)^\alpha K^{1-\alpha}$) et Z_w les autres facteurs susceptibles de peser sur la négociation salariale.

Coût réel du travail



PS

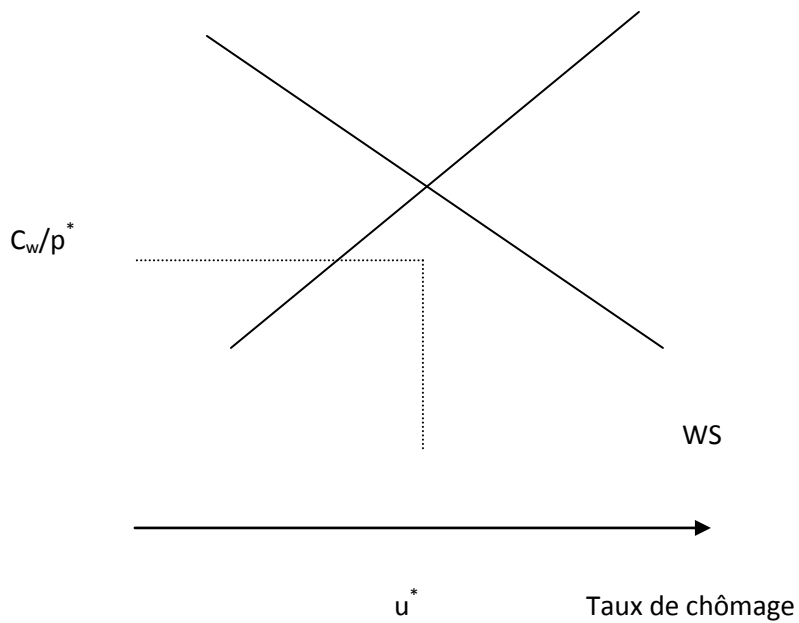


Figure 1 : Le taux de chômage d'équilibre

La courbe (PS), dans la figure 1, représente la demande de travail. Elle signifie simplement le fait que le producteur applique un taux de marge constant sur ses coûts salariaux unitaires. Quant à la courbe (WS), elle schématise la négociation salariale entre l'employeur et le syndicat, qui constitue l'offre agrégée de travail. Surtout, les salariés négocient sur la base du maintien de leur pouvoir d'achat, c'est pourquoi l'indexation s'établit sur les prix à la consommation et non pas sur les prix de production. Les deux courbes déterminent alors simultanément le coût de travail.

En éliminant c_w entre (PS) et (WS), on peut formuler le chômage d'équilibre :

$$u^* = \frac{1}{(1 + \varepsilon)} \{Z_w + (p_c - p) + (a - (y - n))\} \quad (15)$$

L'endogénéisation de l'accumulation du capital nous donne aussi la possibilité de relier le terme de productivité ($\gamma - n$) au coût relatif du capital. Notamment, si le taux d'intérêt réel est imposé par la mobilité des capitaux, il peut être considéré comme exogène. Or, il est aisé de montrer que les deux coûts des facteurs vérifient la relation suivante, dite frontière du prix des facteurs.

$$\alpha \cdot \{(c_w - p) - a\} + (1 - \alpha) \cdot r = C^{\text{te}} \quad (16)$$

où r représente le logarithme du coût réel du capital, et α représente la part de travail dans la production. A long terme, le coût unitaire réel du travail est donc lié à la valeur du taux d'intérêt. Alors, comme Cotis et al. (1996) le note, on peut exprimer le chômage d'équilibre de la façon suivante:

$$u^* = \frac{1}{\varepsilon} \{Z_w + (p_c - p) + \left(\frac{1 - \alpha}{\alpha} \cdot r \right)\} \quad (17)$$

Selon cette équation du taux de chômage d'équilibre, que le capital soit fixe ou endogène, le chômage d'équilibre est une fonction croissante des termes de l'échange intérieur ($p_c - p$).

Comme le rappellent Borowski et al. (1998), ce mécanisme de l'endogénéisation s'appuie sur l'écriture d'une boucle prix-salaires en niveau dont l'une des principales caractéristiques est de faire dépendre le chômage d'équilibre du niveau des variables susceptibles d'engendrer les tensions inflationnistes (SMIC, taux de remplacement, coin fiscal-social: l'écart entre le coût réel du travail payé par employeur et le pouvoir d'achat d'un salarié). L'équation de prix se rapporte alors à l'application d'un *mark up* (taux de marge) sur les coûts salariaux unitaires. L'équation du salaire provient d'un processus de négociation entre syndicats et entreprises disposant du "droit à gérer". En d'autres termes, les entreprises fixent le niveau de l'emploi une fois que le montant du salaire est déterminé. Il est nécessaire

de souligner ici que ce sont les prix à la consommation, et non pas les prix à la production, qui sont pris en compte dans la détermination des salaires nominaux.

Le mécanisme, dont nous avons fait état ci-dessus en nous référant à Joly et al. (1996), fonctionne comme suit : une dépréciation du taux de change d'équilibre provoque une augmentation des prix à la consommation par rapport aux prix à la production via les prix à l'importation, entraînant par là même une augmentation du coût nominal du travail par rapport aux prix de production. Alors le coût réel du travail augmente, ce qui implique une chute de la demande de travail de la part des entreprises et donc une hausse du chômage d'équilibre qui est désignée avec le déplacement de la courbe WS vers le haut. Finalement, le chômage d'équilibre s'accroît afin de permettre au coût réel du travail de se remettre à son niveau d'équilibre de long terme imposé par la frontière du prix des facteurs et le niveau inchangé du taux d'intérêt réel.

En utilisant les termes de l'échange intérieur, il est possible de faire une reformulation afin de relier ces derniers et le taux de change réel. Les prix à la consommation hors-tax s'écrivent en effet comme une moyenne pondérée des prix à l'importation et des prix de production (en logarithmes, λ représente la part des importations dans la consommation totale) :

$$p_c = \lambda \cdot p_m + (1 - \lambda) \cdot p \quad (18)$$

où encore $p_c - p = \lambda(p_m - p) \quad (19)$

Par ailleurs, les prix à l'importation sont déterminés en fonction des prix étrangers p^* , des prix domestiques p et le taux de change domestique e (nombre d'unités de monnaie domestique par unité de monnaie étrangère où une hausse du taux de change représente une dépréciation). (*pricing to market*)

$$p_m = \delta \cdot (e + p^*) + (1 - \delta) \cdot p \quad (20)$$

où encore $p_m - p = \delta.(e + p^* - p) = \delta.R$ (21)

Alors, en réécrivant les deux équations,

$p_c - p = \mu.R$ où $\mu = \lambda \cdot \delta$ et R est le logarithme du taux de change réel. Le taux de chômage d'équilibre dépend donc positivement du change réel.

$$u^* = \frac{1}{\varepsilon} \left[\frac{1-\alpha}{\alpha} . r + Z_w + \mu.R \right] \quad (22)$$

Selon ce processus, une augmentation de taux de change réel R (qui représente une dépréciation) engendre une hausse des prix étrangers par rapport aux prix domestiques. Le prix à l'importation augmente, tout comme le prix à la consommation, si bien que le coût du travail nominal, indexé sur le prix à la consommation, s'accroît lui aussi par rapport au prix de production. Le coût réel du travail a donc renchéri, ce qui induit une augmentation du chômage d'équilibre.

1.2.2 L'approche économétrique: le taux de change d'équilibre comportemental (BEER)

Mac Donald (1997) et Clark et MacDonald (1999) introduisent une approche comportementaliste ; le Taux de Change d'Equilibre Comportemental (*Behavioural Equilibrium Exchange Rate BEER*). Le modèle BEER ne vise pas à expliquer théoriquement la détermination du taux de change réel mais à rendre compte empiriquement de son évolution en employant une technique qui étudie les mouvements du taux de change. Selon Clark et MacDonald (1999), le point de départ du modèle est le plus souvent la déviation du taux de change courant du niveau de la PPA. Dufrenot, Lardic, Mathieu, Mignon et Peguin-Feissolle (2006) montrent que l'approche BEER consiste à estimer une équation

réduite qui exprime le comportement du taux de change en fonction de facteurs économiques explicatifs.

Le modèle s'appuie sur les modèles alternatifs de taux de change d'équilibre pour choisir les déterminants du taux de change non seulement à moyen terme mais aussi à long terme, en évitant de fixer des contraintes a priori. Selon Dufrenot et al. (2006), le modèle BEER nous permet d'expliquer non seulement la trajectoire de long terme du taux de change, mais également les mouvements cycliques de plus court terme.

Le BEER constitue la référence la moins normative car il repose sur l'évolution observée (et non souhaitée) du taux de change et de ses déterminants sur une longue période. La mise en place de telles relations fait donc appel à la théorie de la cointégration ainsi qu'à l'estimation des modèles à correction d'erreurs (MCE).

Clark et MacDonald (1999) proposent d'estimer tout d'abord une équation réduite, qui inclut l'ensemble des facteurs économiques fondamentaux suggérés par la théorie économique (comme le terme de l'échange, la productivité du travail, le prix du pétrole, le stock d'actifs étrangers nets, le taux de chômage, etc.) sur un panel de pays. Les auteurs testent ensuite des relations de cointégration entre le taux de change et ces variables.

$$q_t = \beta_1' Z_{1t} + \beta_2' Z_{2t} + \tau' T_t + \varepsilon_t \quad (23)$$

où : q_t = le taux de change réel courant ou observé

Z_1 = un vecteur des fondamentaux économiques qui sont susceptibles d'avoir des effets persistants à long terme

$Z_2 =$ un vecteur des fondamentaux économiques qui affectent le taux de change réel à moyen terme, qui peut coïncider avec le cycle économique.

$T =$ un vecteur des facteurs transitoires affectant le taux de change réel à court terme.

Le taux de change réel courant est expliqué par les ensembles de variables fondamentales Z_1 et Z_2 , l'ensemble de variables qui affectent le taux de change à court terme, T , et une erreur aléatoire ε_t . Par contre, Clark et MacDonald (1999) définissent le taux de change d'équilibre comme la somme des termes relatifs aux facteurs fondamentaux de moyen et long termes.

$$q'_t = \beta'_1 Z_{1t} + \beta'_2 Z_{2t} \quad (24)$$

Puis, ils définissent le *mésalignement courant* en prenant la différence entre le taux courant et le taux d'équilibre.

$$cm_t = q_t - q'_t = q_t - \beta'_1 Z_{1t} - \beta'_2 Z_{2t} = \tau' T_t + \varepsilon_t \quad (25)$$

Puisque les valeurs courantes des fondamentaux économiques elles-mêmes peuvent diverger de leur niveau souhaitable, il est également utile de définir le *mésalignement total*, comme la différence entre le taux réel courant et le taux d'équilibre qui dépend des fondamentaux économiques de long terme, représentés par $\bar{Z}_{1t}$ et $\bar{Z}_{2t}$

$$tm_t = q_t - \beta'_1 \bar{Z}_{1t} - \beta'_2 \bar{Z}_{2t} \quad (26)$$

Clark et MacDonald (1999) décomposent ensuite le mésalignement total en deux composants, en introduisant l'équation (24) dans le membre de droite de (26)

$$tm_t = (q_t - q'_t) + [\beta'_1(Z_{1t} - \bar{Z}_{1t}) + \beta'_2(Z_{2t} - \bar{Z}_{2t})] \quad (27)$$

Le premier terme de l'équation (27) représente le mésalignement courant expliqué par l'équation (25). Les termes entre crochets montrent les effets de la divergence des variables économiques fondamentaux de leurs valeurs soutenables. Compte tenu de la dernière expression de cm_t dans (25), on peut aussi écrire l'équation (27) comme:

$$tm_t = \tau' T_t + [\beta'_1(Z_{1t} - \bar{Z}_{1t}) + \beta'_2(Z_{2t} - \bar{Z}_{2t})] + \varepsilon_t \quad (28)$$

Ainsi, Clark et MacDonald (1999) admettent que l'approche du BEER décompose le mésalignement total du taux de change en 3 éléments : les facteurs transitoires, les écarts des fondamentaux économiques à leurs valeurs d'équilibre et une perturbation aléatoire. Pour cette raison, ce modèle est plus utile pour expliquer les mouvements conjoncturels et cycliques du taux de change. Selon Driver et Westaway (2005), le BEER pourrait être défini comme le « taux de change d'équilibre courant et cyclique », puisque leur calcul est basé sur les niveaux courants et d'équilibre des facteurs fondamentaux. D'ailleurs, ils incluent également les variables cycliques qui peuvent avoir un effet persistant sur le taux de change, qui est voué à disparaître avec le temps.

Conformément à l'approche retenue par Clark et MacDonald (1999), le point de départ du modèle BEER est la condition de parité des taux d'intérêt non couverts ajustée au risque ou *risk-adjusted uncovered interest rate parity (UIP)* :

$$E_t(e_{t+1}) - e_t = (i_t - i_t^*) - \lambda_t \quad (29)$$

où $E_t(e_{t+1})$ est la valeur du taux de change nominal anticipée en t à l'horizon $(t+1)$ (e_t est le logarithme du taux de change nominal au certain), i_t, i_t^* sont les taux d'intérêts nominaux national et étranger calculés sur des titres publics d'échéance n et λ_t représente la prime de risque.

Par soustraction dans les membres de gauche et de droite du différentiel d'inflation anticipée $E_t(\Delta p_{t+1} - \Delta p_{t+1}^*)$, nous obtenons :

$$E_t(q_{t+1}) - q_t = r_t - r_t^* - \lambda_t \quad (30)$$

avec $E_t(q_{t+1})$ la valeur anticipée du taux de change réel en t pour $t+1$, et $r_t = i_t - E_t(\Delta p_{t+1})$ le taux d'intérêt réel national ex-ante. En réorganisant l'équation (30), nous obtenons l'expression du taux de change réel qui dépend de la valeur anticipée du taux de change réel en t pour $t+1$, le différentiel de taux d'intérêt réel ex-ante et la prime de risque de change.

$$q_t = E_t(q_{t+1}) - (r_t - r_t^*) - \lambda_t \quad (31)$$

$E_t(q_{t+1})$ est supposé dépendre des fondamentaux de moyen et long termes, ainsi :

$$q_t = \bar{q} - (r_t - r_t^*) - \lambda_t \quad (32)$$

où $\bar{q}$ est le vecteur des fondamentaux.

Clark et Macdonald (1999) définissent la variable des fondamentaux de moyen et long termes ($\bar{q}_t$) en se basant sur le modèle *stock-flux* de Frankel et Mussa (1986) :

$$\bar{q}_t = (nfa_t, tot_t, tnt_t) \quad (33)$$

où nfa_t est la valeur nette des actifs extérieurs, tot_t est les termes de l'échange, tnt_t le rapport entre les prix des biens non échangeables sur les prix des biens échangeables domestiques (la variable tnt_t est donc une mesure de l'effet Balassa-Samuelson). Alberola, Susana, Humberto et Ubide (1999) et Stein (1999) proposent d'introduire les variables de coin fiscal et de rapport du déficit public au PIB domestique. MacDonald (1997) ajoute aussi le prix réel du pétrole comme une variable explicative à l'équation (33).

Meese et Rogoff (1988) invoquent que la risk premium ont une signe négative dans l'équation (31) indiquant qu'une augmentation de la prime de risk nécessite une dépréciation de taux de change réel. Clark et Macdonald (1999) expriment la composante de la prime de risque (λ_t) comme une fonction positive du rapport entre la dette domestique et la dette étrangère du gouvernement:

$$\lambda_t = g(gdebt/gdebt^*) \quad (34)$$

Ainsi, une augmentation de la dette intérieure par rapport à la dette extérieure augmente la prime de risque domestique, ce qui nécessite une dépréciation du taux de change d'équilibre réel courant.²

En combinant les équations (31)- (34), nous obtenons l'équation générale suivante :

$$\text{BEER} = (r_t - r_t^*, \text{gdebt}/\text{gdebt}^*, \text{nfa}_t, \text{tot}_t, \text{tnt}_t) \quad (35)$$

Puisque le taux d'équilibre n'est pas une variable observable, une approche empirique commune pour estimer le modèle BEER implique deux étapes. La première étape consiste à estimer le rapport de long terme (cointégration) entre le taux de change réel et l'ensemble de fondamentaux économiques à court terme et à long terme énumérés dans l'équation

$$q_t = \alpha + \beta_0(r_t - r_t^*) + \beta_1 \text{tot}_t + \beta_2 \text{nfa}_t + \beta_3 \text{tnt}_t + \beta_4(\text{gdebt}/\text{gdebt}^*) + u_t \quad (36)$$

où u_t est un processus d'erreur indépendamment et identiquement distribué (iid).

Dans une deuxième étape, on réutilise la relation de cointégration pour calculer le BEER :

$$q_t^{\text{BEER}} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_0(r_t - r_t^*) + \hat{\beta}_1 \text{tot}_t + \hat{\beta}_2 \text{nfa}_t + \hat{\beta}_3 \text{tnt}_t + \hat{\beta}_4(\text{gdebt}/\text{gdebt}^*) \quad (37)$$

² Pour une analyse empirique des effets de la dette du gouvernement sur la prime de risque du taux de change, voir Giorgianni et Milesi-Ferretti (1997).

Cependant, l'estimation économétrique du BEER dépend aussi des facteurs transitoires à court terme et des déviations des fondamentaux de leur valeur à long terme. Clark et MacDonald (2000) ont raffiné l'approche du BEER par l'introduction du concept de taux de change d'équilibre permanent (PEER). Ils utilisent la technique économétrique proposée par J. Gonzalo et Granger (1995) pour décomposer le vecteur de cointégration utilisé par le BEER en composantes permanentes et transitoires afin d'obtenir le taux de change d'équilibre permanent. Si cette décomposition est le fruit de méthodes purement statistiques, sans fondement économique explicite sur la dynamique des taux de change, comme le filtre de Beveridge et Nelson tel que pratiqué par Clark et MacDonald (2004), il s'agit de APEER (*Atheoretical Permanent Equilibrium Exchange Rate*). La composante permanente est considérée comme le niveau d'équilibre du taux de change soit le taux de change d'équilibre permanent. Clark et MacDonald (2000) fondent leur analyse sur le taux de change des Etats-Unis, du Canada et du Royaume-Uni. Selon leurs résultats, le PEER calcule un taux de change réel d'équilibre moins volatile que le BEER en éliminant des facteurs transitoires. Fernandez et al. (2001) calculent le taux bilatéral entre l'euro et le dollar. Égert et Halpern (2005) se concentrent sur les taux de change réel d'équilibre des pays de l'est et du centre d'Europe en utilisant le modèle PEER. Clark et MacDonald (2000) indiquent que les estimations du PEER montrent les éléments permanents du mésalignement courant. Ainsi, le modèle nous permet de séparer les variables qui déterminent la trajectoire du taux de change d'équilibre et les variables qui influencent cette trajectoire. Clark et Macdonald (2000) précisent que cette distinction est très importante pour construire les politiques économiques. Néanmoins, comme le suggèrent Driver & Westaway (2005), cette approche demeure plus statistique qu'économiquement fondée.

Le modèle BEER a une perspective purement économétrique : il s'agit d'introduire des variables fondamentales susceptibles de comprendre des mouvements de taux de change, sans expliciter la théorie économique sous-jacente. Leur interaction est analysée empiriquement en appliquant des techniques standard de cointégration. Le modèle est donc ad hoc, puisque le choix des variables Z et T est arbitraire.

Bouveret et Sterdyniak (2005) affirment que cette approche n'incorpore pas explicitement la dynamique du taux de change. Lorsqu'il y a un mésalignement, les fondamentaux de la relation de long terme sont censés exercer une force de rappel sur le taux de change courant pour le faire converger vers

sa valeur d'équilibre. Pourtant, cette convergence provient du mécanisme statistique (le modèle à correction d'erreur) sous-jacent et non du modèle théorique. Le MCE suppose implicitement que le taux de change réel converge de façon monotone vers sa valeur de long terme. L'utilisation d'un MCE peut être justifiée par des raisons économétriques tant qu'il existe une relation de cointégration entre le taux de change réel et les fondamentaux. Or, selon l'analyse théorique, cette propriété n'est obtenue que dans des cas très particuliers (il faut qu'il n'y ait qu'une seule variable rigide dans l'économie, voir Féroldi et Sterdyniak, 1984). Bouveret (2010) indique qu'il existe une substitution entre les concepts économiques et économétriques. Par exemple, dans l'analyse réalisée par MCE, l'équilibre de long terme, en tant que concept économique, est représenté par la relation de cointégration qui est un concept économétrique. En plus, le mésalignement du taux de change est représenté par le terme d'erreur du MCE. Dans ce contexte, soit nous ne pouvons pas obtenir une relation de cointégration avec les «vraies» fondamentaux et ne pouvons pas estimer un BEER, soit nous aurons une relation de cointégration avec d'autres fondamentaux (ou bien nous les inventerons afin d'en obtenir une) et le BEER estimé va être considéré comme le taux de change réel d'équilibre, ce qui n'est évidemment pas le cas.

En outre, Bouveret (2010) ajoute que les dynamiques des taux de change dans le BEER sont en contradiction avec les dynamiques des taux de change dans les modèles économiques. Dans les modèles macro-économiques, la dynamique des taux de change dépend des anticipations et de l'ajustement lent des variables nominale et réelle comme les prix ou la position nette d'actifs étrangers. Dans ce contexte, Féroldi et Sterdyniak (1984) démontrent que s'il existe au moins deux variables prédéterminées dans l'économie, la convergence du système après un choc n'est plus monotone et, le taux de change converge vers son équilibre. Par conséquent, la dynamique des taux de change ne peut pas être réduite à un simple paramètre de correction d'erreur comme dans les modèles BEER. Ainsi, Bouveret et Sterdyniak (2005) précisent que les performances empiriques du BEER sont à juger à l'aune de l'absence d'un modèle théorique explicite, ce qui en limite la rigueur.

Le passage entre l'équation théorique et l'équation estimée suppose un grand nombre d'hypothèses. En particulier, l'équation estimée suppose implicitement un ajustement simultané du taux de change nominal, celui des prix et celui des actifs, dont les vitesses sont *a priori* très différentes.

L'équation teste en même temps une pluralité d'hypothèses (parité non couverte des taux d'intérêt, parité des pouvoirs d'achats, relation de Fisher, etc.). Le fondement économique de la relation de long terme estimée est négligé et il s'agit d'une relation statistique.

1.2.3 L'approche dynamique: le taux de change réel naturel (NATREX)

Développé dans une série d'articles de Stein (1994, 1995, 2002), le taux de change réel naturel (NATREX) vise à expliquer la dynamique du taux de change réel de moyen à long terme. Il utilise le mot « naturel » pour exprimer le taux de change déflaté des taux d'inflation, des mouvements spéculatifs et des interventions des banques centrales. Il est un modèle d'optimisation fondé sur les comportements d'épargne et d'investissement des agents. Ce n'est pas un modèle à une équation mais plutôt un groupe de modèles chacun conçu en fonction des caractéristiques de l'économie à l'étude. Le NATREX peut être considéré comme la forme réduite de l'équation de taux de change d'un modèle macroéconométrique.

Le modèle de Stein reprend la même idée du FEER, selon laquelle le taux de change permet au compte courant d'atteindre une valeur "normale", l'activité étant à son niveau de plein emploi, mais évite de se prononcer sur le caractère "normal" du compte courant. Par ailleurs, le NATREX suppose que les agents sont incapables d'anticiper les variations du change. Le NATREX suppose que les agents forment des anticipations naïves. Cette hypothèse est certes restrictive, car la littérature montre sur données d'enquêtes que les agents forment leurs anticipations en utilisant des processus mixtes extrapolatifs, régressifs et adaptatifs. (MacDonald (1991), Prat et Uctum (2007))

Allen (1995) distingue dans le modèle NATREX trois horizons de taux de change : le court terme, le moyen terme sur lequel l'intensité capitaliste et la dette sont données, et le long terme, sur lequel elles varient. À court terme le taux de change réel dépend des fondamentaux (Z), du stock d'actifs nets (a) et de facteurs cycliques et spéculatifs (c). Soit:

$$q_t^c = q_t^c(z, a, c) \quad (38)$$

Le NATREX de moyen terme ne dépend que des facteurs fondamentaux et du stock d'actifs nets:

$$q_t^m = q_t^m(z, a) \quad (39)$$

Dans l'état stationnaire, le NATREX de long terme ne dépend que des fondamentaux :

$$q_t^l = q_t^l(z) \quad (40)$$

Selon Faruquee (1994), le NATREX porte un caractère intercyclique qui assure l'équilibre de la balance des paiements en excluant les facteurs cycliques, les flux de capitaux spéculatifs et les variations des réserves internationales. En d'autres termes, le NATREX est le taux de change réel d'équilibre lorsque tous les facteurs conjoncturels sont exclus et que le PNB est à sa capacité maximale. Une perturbation sur les fondamentaux du système économique pousse le taux de change d'équilibre sur une nouvelle trajectoire de moyen-à-long terme. Comme les facteurs cycliques, transitoires et spéculatifs sont considérés comme « bruit », ayant la moyenne zéro à long terme, le taux de change réel converge à la trajectoire d'équilibre. La théorie de la PPA s'avère être seulement un cas particulier de l'approche de NATREX : Selon Stein (1995) "le problème n'est pas de savoir si le taux de change réel est stationnaire sur une période arbitraire, mais s'il reflète les fondamentaux économiques. "

Federici et Gandolfo (2002) affirment que le modèle de Stein (1995) suppose la neutralité de la monnaie, en se référant l'égalité entre l'excès d'épargne sur l'investissement et le compte courant d'une part et l'hypothèse que la politique monétaire maintient l'inflation à un niveau compatible avec

l'équilibre interne d'autre part (au pire à long terme). Par conséquent, le modèle se concentre sur le marché réel et le marché monétaire n'a pas besoin d'être modélisé.

Puisqu'il définit un concept d'équilibre, le NATREX devrait garantir l'équilibre interne et externe à long terme. L'équilibre interne est réalisé quand le PNB est à son niveau potentiel. L'équilibre externe est réalisé quand les comptes de la balance des paiements sont en équilibre.

Tout d'abord, le taux de change réel s'ajuste de façon à égaliser l'écart épargne-investissement ($S - I$) ex-ante au solde des paiements courants (CA) :

$$S - I = CA \quad (41)$$

Ce qui implique :

$$I - S = LTK$$

$$LTK + CA = 0$$

LTK représentant le solde des mouvements de capitaux à long terme, qui compensent donc le déficit des comptes courants à l'équilibre.

Les mouvements des capitaux spéculatifs et les changements dans les réserves officielles sont négligés. Le modèle se concentre sur les investissements de portefeuille à long terme et les investissements directs étrangers. Ces flux capitaux nets, qui sont non spéculatifs, sont déterminés par la différence entre l'épargne et investissement national. Ainsi, le compte de capital est déterminé par ($S-I$) qui dépend de l'intensité capitalistique k_t , de la dette F_t et des fondamentaux exogènes Z_t , que sont les

préférences pour le présent des agents, ainsi que les termes de l'échange qui est un déterminant important du taux q de Tobin et le taux de change réel.

Par conséquent, si l'on suit le modèle de NATREX, l'apparition d'un besoin de financement interne va entraîner un ajustement du taux de change réel (R), ce qui va pousser le solde des comptes courants (CA) à s'égaliser à l'écart ($S-I$) produite par une variation des fondamentaux.

$$Z \rightarrow (I-S) (k, F; Z) \rightarrow LTK \rightarrow CA(R, k, F; Z)$$

Ainsi l'écart ($I-S$) peut être financé par un excédent des mouvements de capitaux à long terme. Selon ce mécanisme, on peut clairement constater que le modèle NATREX est un modèle « *self – equilibrating* » d'où le qualificatif « naturel » se trouvant dans le nom du modèle :

Nous pouvons maintenant définir le solde des comptes courants :

$$CA = BC - r^* F \quad (42)$$

où BC est le solde de la balance des biens et services, r^* est le taux d'intérêt étranger de long terme et F est la dette externe. Le second terme représente donc les paiements d'intérêts de la dette externe.

BC est l'exportation moins l'importation. Elle est une fonction négative des importations, fonction de la richesse des agents, définie comme le capital diminué de la dette externe. Elle est une fonction positive des exportations, fonction du R et de la demande mondiale, exogène. Alors, la balance

courante dépend du R , des fondamentaux étrangers (qui déterminent l'exportation), de la richesse domestique et les fondamentaux domestiques (qui déterminent l'importation).

La condition pour que la balance des capitaux de court terme soit équilibrée est, en émettant l'hypothèse d'égalité du risque entre les pays, que le taux d'intérêt réel domestique converge vers le taux d'intérêt réel étranger :

$$r = r^* \quad (43)$$

avec r le taux d'intérêt réel domestique et r^* le taux d'intérêt réel étranger. Selon cette équation, il n'existe pas une prime de risque.

Enfin, nous nous situons à l'équilibre en production de plein emploi (y) :

$$Y = y(k, Z) \quad (44)$$

Le taux de variation de l'intensité capitaliste est:

$$dk / dt = J(k, r, Z) \quad (45)$$

Le taux d'investissement est donc corrélé positivement aux fondamentaux réels (niveau et diffusion du progrès technique, prix exogène des consommations intermédiaires importées), et négativement à l'intensité capitaliste k (il s'agit d'un effet de contrôle visant à assurer la stabilité de la

fonction d'investissement : plus l'intensité capitaliste est forte, plus le taux d'investissement sera faible).

Nous exprimons maintenant les flux entrants de capitaux et le taux de variation de l'intensité de la dette.

Tout d'abord, nous avons:

$$dF(t) / dt = -CA = LTK = I - S \quad (46)$$

Nous pouvons maintenant introduire la fonction d'épargne, qui fournit une contrainte budgétaire intertemporelle pour que $F(t)$ se stabilise à une valeur $F^*(t)$. Quand la dette est stabilisée, c'est à dire que nous avons $F(t) = F^*(t)$, $CA = 0$ et nous pouvons alors écrire :

$$BC = r^* F \quad (47)$$

Le service de la dette, issu de la dette passée, doit alors être compensé par un excédent commercial, pour que $CA = 0$.

Lors de l'ajustement, quand $I > S$, $F(t)$ augmente. Si nous voulons assurer une stabilisation de $F(t)$ à un horizon fini, afin d'éviter une explosion de la dette, qui rendrait le modèle instable, il faut introduire une corrélation positive entre dette et épargne : une hausse de $F(t)$ entraîne une hausse de l'épargne. Cela s'explique par le fait que la montée de l'endettement incite le gouvernement à réduire le déficit et, à cette fin, à baisser des dépenses et dégager ainsi de l'épargne publique, ou bien par le fait

que la détérioration de la situation économique mine la confiance des investisseurs et des ménages, ce qui entraîne une baisse de la consommation et de l'investissement. Ces deux processus vont alors induire une hausse du taux d'épargne, privée et publique. La fonction d'épargne est alors :

$$S = S(k, F, Z) \quad (48)$$

avec $dS / dF > 0$.

Il vient alors :

$$I - S = I(k, Z) - S(k, F, Z) = L(k, F, Z) \quad (49)$$

avec $dL / dF < 0$ et $dL / dk < 0$.

Enfin, hypothèse centrale du modèle, le taux de change réel d'équilibre (TCRE) s'ajuste pour que CA s'équilibre à $I - S$ (49) avec CA :

$$CA = -dF / dt = BC(k-F, R, Z) - r' F = CA(R, k, F, Z) \quad (50)$$

avec $dCA / dR < 0$, R représentant le TCRE (une hausse de R signifie, dans le cadre de ce modèle, une appréciation).

L'approche du NATREX est dynamique et repose explicitement sur les déterminants de long terme du taux de change réel d'équilibre. Contrairement au BEER, le NATREX incorpore des effets de stock à travers la dynamique de la position extérieure nette et du stock de capital. En plus, le modèle de Stein, en introduisant une fonction d'épargne agrégée corrélée positivement à la dette étrangère, permettra d'expliquer les évolutions du solde de la balance des paiements courants et de la balance des mouvements de capitaux à le long terme. Ainsi, il permet de calculer une trajectoire d'équilibre du moyen terme au long terme. Néanmoins le NATREX souffre, comme le FEER, d'hypothèses restrictives sur l'équilibre interne : le marché du travail est supposé être à l'équilibre ; la dynamique d'ajustement des prix et des salaires est passée sous silence.

1.3 Discussion comparative des modèles

Bien que toutes ces approches présentent des différences significatives dans les méthodes d'évaluation du taux de change réel d'équilibre, leur comparaison demeure une tâche difficile. Ces méthodes recèlent encore trop d'insuffisances théoriques pour conduire à des estimations précises du taux de change réel d'équilibre et les estimations sont sans doute trop lourdes à mener dans le cadre d'une politique de *benchmarking*. Dans cette section, nous allons comparer les modèles en discutant leurs avantages et inconvénient aux niveaux théorique et empirique.

1.3.1 Comparaison théorique

Sur le plan théorique, l'une des critiques fréquentes adressées au FEER affirme que cette méthode ne constitue pas un véritable équilibre puisque l'équilibre de stock-flux n'est pas réalisé. Par conséquent des effets d'hystérésis apparaissent sur le FEER puisque le compte courant, à moyen terme, est affecté par des chocs provisoires (Driver et Westaway, 2005). En outre, l'analyse théorique des déterminants des taux de change réels -de même que celle de leurs mésalignements- dans le FEER s'effectue largement hors modèle, lorsque l'on étudie le solde des flux de capitaux « sous-jacents » et le niveau de production « potentiel ». De plus, les effets de stocks -notamment celui de la position

extérieure nette- ne sont pas pris en compte, ou le sont peu, si bien que l'analyse reste confinée au moyen terme.

MacDonald (2000) met en avant aussi la limitation analytique du modèle FEER en raison des fluctuations possibles de la valeur nette des actifs extérieurs. Supposons que, dans la période initiale, le taux de change courant soit au niveau du FEER et les équilibres interne et externe soient assurés. A la suite d'un choc exogène, par exemple une hausse des prix du pétrole, le taux de change courant se déprécie dans la période suivante, améliorant l'équilibre courant ainsi que la position de la valeur nette des actifs extérieurs. Cette dernière, alternativement, implique que dans les périodes futures le taux de change réel, conforme à l'accumulation de capital à moyen terme, ne sera plus le FEER; en particulier, le FEER doit s'apprécier pour compenser les effets de l'accumulation nette. Cet effet d'hystérésis est la conséquence inévitable d'accepter le taux de change réel comme un concept de moyen terme.

Cependant, le NATREX, contrairement au FEER, considère non seulement le moyen terme, mais analyse également le long terme, car le cadre théorique dynamique du NATREX est un cadre stock-flux. Le NATREX s'efforce d'intégrer les « effets de stocks » (dynamique de la position extérieure nette, voire du stock de capital), dont l'impact sur la dynamique de long terme des taux de change réel d'équilibre est fondamental. Alors le passage du moyen terme à l'équilibre de long terme pourrait être démontré explicitement. Ainsi, contrairement au FEER, le NATREX n'est pas récursif, car le compte de capital a un effet sur le taux de change d'équilibre de moyen et long termes.

En comparaison avec le FEER, le NATREX analyse aussi davantage la relation entre l'évolution du taux de change réel et les comportements microéconomiques des agents. A mesure que l'épargne et l'investissement, qui sont les variables fondamentales, changent, le NATREX flotte et converge vers un taux de long terme statique. Ainsi, contrairement aux autres modèles de taux de change réel d'équilibre, le NATREX devient un taux de change d'équilibre mobile, autrement dit, le taux de change réel d'équilibre se détermine dans un cadre dynamique. Dans cette théorie, les flux de capitaux vont directement dépendre des comportements d'épargne et de consommation des différents agents économiques. Ainsi selon les préférences des différents agents, les flux des capitaux entrants et sortants

vont être modifiés. De plus, dans le modèle NATREX, le niveau d'investissement dépend positivement du progrès technique. Le NATREX prend donc en compte les niveaux d'investissements et d'épargne qui entraînent un solde des flux de capitaux moyens. En conséquence, le taux de change réel est déterminé par les niveaux d'épargne, de consommation et par les progrès techniques. Le taux de change d'équilibre évolue donc dans le temps jusqu'à ce que la position extérieure nette se stabilise. Supposons un cas où il s'agit d'une hausse du niveau de consommation. Celle-ci entraîne logiquement une baisse de l'épargne des différents agents économiques qui fait monter le taux d'intérêt réel du pays. Théoriquement cette augmentation du taux d'intérêt devrait attirer les capitaux et donc faire monter le taux de change réel. Ainsi la hausse du niveau de la consommation entraîne une hausse des entrées de capitaux, une appréciation du taux de change réel et donc une dégradation du solde courant. Le modèle NATREX n'arrête pas son analyse à ce point là comme le FEER, et il continue à analyser le passage du moyen terme au long terme. Ainsi ce nouveau taux de change d'équilibre continue à se modifier: en effet, cette situation entraîne une hausse de la dette du pays du fait des taux d'intérêts plus élevés, la consommation doit donc baisser pour réduire cette dette. Cela entraîne à long terme une baisse du taux de change réel. Par conséquent, le NATREX prolonge les modèles similaires tels que la PPA et le FEER en concentrant ses analyses sur les périodes où les fondamentaux ne sont pas stationnaires et conduisent par conséquent la trajectoire du taux de change de moyen terme à la position statique de long terme

Quant à l'approche du BEER, elle prend en considération les facteurs à court terme, contrairement au modèle FEER, qui peuvent contribuer fortement aux mouvements du taux de change réel d'équilibre du moyen au long terme. Il analyse le mésalignement total de taux de change, à un point quelconque dans le temps, en le décomposant en trois parties: des facteurs transitoires, des perturbations aléatoires et un point où les principes fondamentaux économiques divergent de leurs valeurs soutenables. Ainsi, l'estimation du BEER fournit aussi des informations au sujet du mésalignement courant. Ce dernier signifie un mésalignement provenant des effets transitoires et aléatoires, c'est-à-dire des facteurs non traités en tant que déterminants « fondamentaux » du taux de change (MacDonald, 2000). En particulier, l'adoption de la parité de taux d'intérêt permet à l'approche du BEER de révéler les sources des changements du compte capital qui peuvent alors également influencer le compte courant et le "comportement" du taux de change. Le BEER permet aussi de calculer un taux de change « fondamental » d'équilibre et alternativement le mésalignement total (comme dans la notion du FEER). En revanche, considérant que l'approche du FEER révèle seulement le comportement

du taux de change conduit par des changements des positions des équilibres externes et internes, le BEER , plus général, peut être employé pour expliquer le mouvement cyclique du taux de change réel.

Outre son caractère statique, le FEER est critiqué aussi pour être un modèle normatif. Dans la théorie du modèle FEER, le taux de change d'équilibre représente le taux qui permet simultanément l'équilibre interne, identifié comme le niveau de la production potentiel compatible avec le plein emploi de la capacité productive et la stabilité des prix, et l'équilibre externe réalisé quand le compte courant est soutenable à long terme, autrement dit la balance courante « d'équilibre » est en égalité avec le flux de capital d'équilibre. Ainsi le modèle FEER impose des contraintes qui attribuent un caractère normatif au modèle. Tout d'abord, l'équilibre interne est supposé toujours réalisé, puisque chacun des pays utilise sa politique de change pour atteindre son objectif de balance commerciale. Autrement dit, nous avons le plein emploi de manière permanente, alors que ce n'est pas toujours le cas. En outre, la méthode du FEER nécessite la coordination des pays pour un solde courant soutenable. Par contre il n'est pas garanti que chaque pays veuille que son taux de change soit en permanence au niveau d'équilibre. Un pays peut souhaiter surévaluer son taux de change pour réduire son inflation, ou bien le sous-évaluer pour relancer sa croissance. Surtout pour les économies émergentes la notion de plein emploi n'a pas de sens bien que ceux-ci disposent d'un stock important de travailleurs potentiels. Quant à l'équilibre externe, le FEER suppose aussi que le compte courant à l'équilibre est égal au flux net du capital privé et officiel déterminé par l'écart épargne-investissement. Ceci implique que le taux de change d'équilibre vérifie cette égalité à moyen terme d'où la notion de balance courante d'équilibre puisque nous pouvons avoir une balance courante déficitaire mais soutenable à moyen terme. Alors, le FEER recherche une mesure du taux de change réel qui guide les politiques vers un équilibre du compte courant avec des mouvements de capitaux souhaitables.

Outre l'aspect normatif de la mesure du compte capital soutenable, MacDonald (2000) admet que les estimations des élasticités commerciales imposent "une couche supplémentaire" au caractère normatif du modèle FEER. Siregar and Rajan (2006) supposent que selon la forme la plus simple de compte courant ($CA = ntb + nfa$ où ntb (net foreign assets) est la balance de commerce nette et ntb (net trade balance) est la valeur nette des actifs extérieurs)) où le composant (nfa) est nul ou faible relativement à (ntb), l'élasticité du taux de change réel par rapport aux importations doit donc être

proche de l'élasticité du taux de change réel par rapport aux exportations, sous l'hypothèse de "l'équilibre externe". Autrement dit, l'élasticité commerciale estimée du FEER est effectivement proche de zéro (Goldstein et Khan, 1985 et Wren-Lewis, 1992). Une dépendance importante de FEER à l'élasticité commerciale peut produire une évaluation imprécise (*inaccurate*) de la trajectoire du FEER. Une dépréciation du taux de change réel domestique mènerait non seulement à une amélioration de (*ntb*) mais aussi à une augmentation de (*nfa*). Si le FEER mesure seulement les changements dans (*ntb*) et suppose que l'impact sur *nfa* (*returns on net foreign assets*) est déterminé de façon exogène, alors le taux de l'appréciation du taux de change nécessaire risque d'être surestimé. En outre, Barisone, Driver et Wren-Lewis (2006) décrit les paiements d'intérêt des actifs nets extérieurs comme « le talon d'Achille » du modèle FEER. Par conséquent, le mésalignement estimé par le FEER est susceptible de ne pas être fiable.

Le modèle NATREX se distingue de l'approche FEER par son aspect résolument positif, tourné vers l'empirisme. Plutôt que de déterminer ce que devrait être le « bon » taux de change, il se propose d'expliquer les mouvements de moyen et de long terme effectivement observés.

Dans ce sens, le NATREX est le taux impliqué par les fondamentaux réels et par les politiques économiques existantes. Il ne s'intéresse pas à l'optimalité au niveau social de ces politiques et n'a pas l'ambition d'être le taux de change réel optimal. Le NATREX nous donne le taux d'équilibre imposé par les fondamentaux économiques. Par exemple, le NATREX prévoit les effets d'un choc exogène dans l'économie publique ou privée sur le taux de change réel d'équilibre sans considérer si c'est une perturbation désirée ou pas. Les modèles de NATREX ne portent aucun jugement par rapport à la conformité des fondamentaux à la richesse sociale. À cet égard, le NATREX diffère du FEER. Alors que le FEER représente le taux de change permettant au compte courant d'atteindre une valeur "normale" imposée de façon arbitraire en supposant que les productions domestiques et étrangères potentielles sont atteintes, les théoriciens du NATREX ne se prononcent pas sur le caractère « normal » du compte courant, mais se fondent sur des facteurs structurels comme déterminants du taux de change réel d'équilibre. Tandis que le FEER dépend des notions abstraites et subjectives comme "l'équilibre externe soutenable" et "l'équilibre interne", le NATREX est calculé en utilisant les niveaux courants des fondamentaux économiques. Cet élément normatif est l'une de différences principales entre la définition

du NATREX et du FEER. Selon Allen (1994), bien que les politiques optimales prescrites ne font pas partie de la définition du NATREX, de telles politiques pourraient être introduites dans un modèle de NATREX pour déterminer le taux de change d'équilibre désiré.

Le BEER explique, lui aussi, le taux de change en se fondant sur différents facteurs économiques (valeurs des exportations, importations et niveau des taux d'intérêts), tout comme le FEER. Mais le BEER fait de plus une différence entre secteurs exposés et arbitrés, ce qui a pour avantage de prendre en compte des effets Balassa-Samuelson. Une autre différence principale entre le FEER et le BEER est que le BEER est estimé en utilisant des valeurs courantes des déterminants fondamentaux du taux de change réel. Alors, la théorie du BEER a pour avantage de se fonder sur l'évolution observée (et non souhaitée ou estimée) du taux de change, contrairement aux modèles du FEER qui exigent des variables non-observables générant ainsi un caractère normatif.

De surcroît, Clark et Macdonald (1999) supposent que pour le BEER, il n'est pas nécessaire d'attribuer une valeur « soutenable » pour l'équilibre externe pour deux raisons. Premièrement, le modèle repose sur la parité des taux d'intérêt non couverts et donc il n'existe aucune contrainte sur le financement d'un déséquilibre externe. Deuxièmement, le modèle contient des mécanismes d'ajustement qui permettent au taux de change réel de s'ajuster par rapport aux changements des actifs extérieurs nets et de la dette de gouvernement, de sorte que l'équilibre externe est atteint, au moins à long terme. En plus, le modèle BEER peut s'adapter aux besoins ou priorités économiques des économistes.

1.3.2 Comparaison empirique

Malgré leurs fondements théoriques assez similaires, ces approches sont considérablement différentes dans leur méthode d'estimation. L'approche du FEER est fondée sur un modèle structurel qui décrit principalement les relations de commerce extérieur. En plus, il relie explicitement les mouvements

des taux de change aux déséquilibres internes et externes. Il existe essentiellement deux approches pour estimer le FEER. La première consiste à prendre un modèle macroéconométrique estimé, d'imposer les équilibres externe et interne, et de le résoudre pour trouver le taux de change réel qui correspond au FEER. En outre, le modèle macroéconométrique multinational permet d'estimer des taux de change d'équilibre des principaux partenaires commerciaux. Dans les modèles macro multinationaux appliqués pour estimer le FEER, où les taux de change réel d'équilibre sont déduits pour l'ensemble de pays inclus dans le modèle, on suppose que le taux de change réel du pays d'origine affecte les variables économiques des autres économies. Cependant, Macdonald (2000) affirme que les développements dans de petites économies sont susceptibles de n'avoir aucun impact sur le monde extérieur. C'est pourquoi lorsqu'on analyse le taux de change d'équilibre d'un petit pays, les modèles structurels du seul pays décrivant seulement le commerce extérieur de l'économie d'origine sont bien plus fiables.

La deuxième approche utilisée pour estimer le FEER est la plus populaire et consiste à se concentrer sur une équation de compte courant telle que $CA = ntb + nfa$ et de l'égaliser à un compte de capital soutenable.

En outre, le FEER s'applique dans un cadre dit de "statique comparative" c'est-à-dire qu'il consiste à examiner la distance du taux de change réel par rapport à sa valeur d'équilibre à un instant donné. La mise en œuvre de cette statique comparative nécessite la connaissance des blocs macroéconomiques du commerce extérieur, plus précisément des élasticités de commerce en volume, dont les séries sont rarement disponibles sur de longues périodes pour les pays émergents.

Bien que les applications des modèles FEER se fondent sur un modèle structurel, elles sont très coûteuses à mettre en œuvre dans la mesure où elles nécessitent soit la construction d'un modèle économétrique décrivant les échanges mondiaux (Wren-Lewis et Driver, 1998), soit l'utilisation du bloc des échanges extérieurs d'un modèle multinational (Borowski et Couharde, 1998 et 1999).

Bien qu'ils présentent plusieurs limites spécifiques et que l'interprétation de leurs résultats soit moins intuitive que celle des FEERs, le NATREX et le BEER présentent l'avantage essentiel d'être fondés sur une estimation par les techniques modernes de l'économétrie des séries temporelles. Ce faisant, elles permettent de calculer une trajectoire du taux de change réel d'équilibre de long terme, voire une autre de moyen terme, à partir desquelles les mésalignements peuvent être directement quantifiés. Le NATREX a recours tout comme le BEER à une estimation du taux de change d'équilibre par une équation réduite, au moyen de relations de long terme existant entre le taux de change réel et ses fondamentaux (dans le cadre du NATREX (préférence pour le présent et progrès technique)). Les principes fondamentaux et les spécifications de l'équation réduite des modèles NATREX et BEER sont fondés sur un modèle structurel qui se concentre sur la soutenabilité de l'équilibre externe ou sur un équilibre de portefeuille.

Au sein des ces approches dynamiques, le NATREX paraît plus solide que le BEER sur le plan théorique. En effet, dans le NATREX, les fondamentaux théoriques du taux de change y sont clairement identifiés. L'implémentation empirique du modèle de NATREX se fonde habituellement sur l'estimation d'une relation de cointégration entre le taux de change et ces principes fondamentaux.

Cependant, le BEER se fonde sur la notion statistique de l'équilibre. L'idée générale est d'évaluer le comportement du taux de change d'équilibre par une équation réduite, ceci au moyen de relations de long terme existant entre le taux de change réel et diverses variables macroéconomiques. Celles-ci sont choisies parmi les variables que la théorie économique prescrit comme variables influençant les équilibres internes et externes et susceptibles d'avoir un rôle à jouer au court et moyen terme. Alors, dans le BEER, les fondamentaux ne sont pas identifiés à partir d'un modèle théorique consacré. L'approche du BEER modélise directement le taux de change réel d'équilibre pour des biens commerciaux en fonction notamment de la position externe nette. Dans le modèle BEER, l'endogénéité de certains régresseurs peut conduire à des biais d'endogénéité. De plus, le modèle BEER ne montre pas la nature du processus de convergence du taux de court terme/courant au taux d'équilibre (MacDonald, 2000)

Le caractère ad-hoc du choix des variables exogène se voit également au travers des évaluations empiriques : puisque beaucoup de différentes variables peuvent être potentiellement introduites dans la relation de cointégration de long terme dans les estimations du BEER, les résultats souffrent aussi d'un manque de généralité.

Une autre limite tient à ce que le modèle BEER ne justifie pas l'origine ni la forme de la force de rappel vers la relation de long terme. Bouveret et Di Filippo (2009) soulignent que, dans ce type de modèle, la force de rappel est en fait imposée par le modèle économétrique utilisé, et non par un modèle macroéconomique sous-jacent. De plus, le modèle BEER suppose que le taux de change courant converge de façon monotone vers le taux de change de long terme. Or s'il existe plus d'une source de rigidités dans l'économie (rigidité des prix et ajustement lent de la position extérieure nette par exemple), la convergence n'est plus forcément monotone et le taux de change courant peut fluctuer autour de sa valeur de long terme, ou encore converger de façon asymétrique nécessitant la mise en œuvre de modèles non-linéaires (voir *infra*).

Même si ces approches sont différentes l'une de l'autre, nous avons vu qu'il était difficile de déterminer si l'une d'elles est meilleure ou non que l'autre. L'approche du FEER présente l'avantage de reposer sur des fondements macroéconomiques solides mais elle a un caractère absolument normatif. De plus, elle est difficile à mettre en œuvre empiriquement. Quant à l'approche du BEER, elle ne dispose pas de fondement théorique solide. De plus, elle laisse même la détermination des variables expliquant le taux de change réel au modèle économétrique. Face à ces insuffisances théoriques du BEER et aux nombreuses difficultés empiriques soulevées par l'application du FEER, nous nous sommes tournés vers l'approche de NATREX qui présentent plusieurs avantages sur le plan à la fois théorique et à la fois empirique et qui reste toujours le modèle le plus approprié pour l'estimation de taux de change réel d'équilibre. Dans les chapitres suivants, nous nous proposons d'estimer le NATREX pour la livre turque. A cette fin, le chapitre 2 présente une tentative de modélisation du taux de change réel d'équilibre à partir de l'approche NATREX pour le cas d'un petit pays.

Chapitre 2 Application théorique et empirique du modèle NATREX au cas d'un petit pays

Notre modèle empirique qui estime le taux de change d'équilibre est fondé sur les travaux de Lim et Stein (1995). Ces derniers appliquent le modèle NATREX au cadre de Sebastien Edwards et Balassa.

2.1. La décomposition du taux de change réel

Les déterminants principaux du taux de change réel sont, de manière générale, déduits de sa décomposition

$$Q = SP/P^* \quad (51.a)$$

$$q = s + p - p^* \quad (51.b)$$

où Q représente le taux de change réel, S le taux de change nominal, P^* le niveau des prix à l'étranger et P le niveau des prix³.

Les niveaux des prix sont donnés par la moyenne géométrique des prix des biens produits.

³ Les lettres en minuscules représentent les logarithmes naturels (à l'exception du taux d'intérêt). L'indice “*” indique les prix étrangers.

$$p = a p_n + (1-a) p_e \quad (52)$$

$$p^* = b p_n^* + (1-b) p_e^* \quad (53)$$

L'équation (52) affirme que le déflateur turc correspond à la moyenne géométrique des prix des biens produits. Le bien n est non-échangeable et le bien e est un bien d'exportation. « a » est le poids du secteur non-échangeables dans le PIB. p_n représente le prix du bien non-échangeables et p_e représente le prix du bien d'exportation. L'équation (53) représente cette même relation pour l'économie étrangère. p_n^* et p_e^* est respectivement le prix du bien non-échangeables étranger et le prix du bien d'exportation étranger tandis que b est le poids du secteur non-échangeables dans le PIB du pays étranger.

Blundell-Wignall et Gregory (1990) affirment que les termes d'échange exogènes ont un impact significatif sur le taux de change réel. L'équation (54) révèle cette relation,

$$t = s + p_e - p_e^* \quad (54)$$

Par ailleurs, Hinkle et Montiel (1999) indiquent que le concept de taux de change réel utilisé par les pays en développement dans les analyses d'ajustements externes correspond au ratio prix des biens non-échangeables au prix des biens échangeables. Nous l'appelons les « prix relatif » qui est présentée dans l'équation (55).

$$q_n = p_n - p_e \quad (55)$$

Le taux de change réel Q est alors dépendant des termes d'échange exogènes T et du ratio endogène du ratio prix des biens non-échangeables sur prix des biens d'exportation ($Q_n = p_n/p_e$). L'équation (56), fondée sur les relations de (51) à (54), représente cette relation de la façon suivante :

$$Q = T(P_n/P_e)^a (P_n^*/P_e^*)^b \quad (56.a)$$

ou encore, avec (55) $Q = T (Q_n)^a (P_n^*/P_e^*)^b \quad (56.b)$

$$q = t + a q_n + b q_n^* \quad (56.c)$$

D'après l'équation (56.a), il est évident que le taux de change réel est fonction des termes d'échange et des prix relatifs domestiques et étrangers $\{(p_n/p_e), (p_n^*/p_e^*)\}$. Les termes d'échange et le prix relatif étranger (le dernier terme de l'équation (56.a)) étant des variables exogènes pour des petites économies ouvertes telle que la Turquie, le prix relatif des biens domestiques non-échangeables par rapport aux biens domestiques échangeables est endogène, à l'exception de courtes périodes de rigidités salariales. Donc il est important d'expliquer les fondamentaux qui déterminent la composante endogène du taux de change réel, c'est-à-dire Q_n qui est endogène même avec un taux de change nominal prédéterminé.

Dans la section suivante, nous résumons le travail de Sebastian Edwards (1988), appliqué au cas de l'Amérique Latine, ainsi que le cadre de Balassa, dans l'objectif de mieux comprendre le modèle NATREX de Lim et Stein (1997) qui s'intéresse au rôle des fondamentaux dans la détermination de l'évolution de long terme du taux de change réel pour une petite économie ouverte.

2.2. Les analyses de Edwards et de Balassa

Le modèle d'Edwards (1988) considère une petite économie ouverte avec trois biens : les biens exportables, importables et non-échangeables. Bien que le modèle permette aux facteurs réels et aux facteurs nominaux de jouer un rôle dans le court terme et dans le long terme, uniquement les facteurs réels affectent le taux de change réel, ce qui est compatible avec le modèle NATREX. Son état stationnaire est atteint quand les quatre conditions suivantes sont vérifiées simultanément :

1) Le marché des non-échangeables est équilibré. 2) Le marché extérieur est équilibré ($CA=0$). 3) La politique budgétaire est soutenable. 4) L'équilibre de portefeuille se réalise. Le taux de change réel émanant de ces conditions d'état stationnaire est le taux de change réel d'équilibre de long terme.

Dans le modèle, l'économie produit un bien non-échangeable (y_n) et échangeable (y_e). Cette production dépend du prix relatif des biens non-échangeables par rapport aux échangeables ($Q_n = p_n/p_e$). Par ailleurs, elle consomme les biens non-échangeables et un bien importé (y_e^*). Le niveau de consommation est fonction du prix relatif du bien non-échangeables par rapport au bien importé $p_n/p_e^* = (p_n/p_e)(p_e/p_e^*) = Q_n T$ et de la richesse. Le marché du bien non-échangeable est équilibré quand y_n (la fonction d'offre) et c_n (la fonction de demande) sont égales. Cette relation est représentée par l'équation (57).

$$C_n(TQ_n, a) = Y_n(Q_n) \quad C_n' < 0, Y_n' > 0 \quad (57)$$

Quant à la balance commerciale, l'offre d'exportation y_e dépend négativement du prix relatif du bien non-échangeable par rapport au bien exporté $Q_n = p_n/p_e$. Le niveau de la demande d'importation c_e dépend positivement du prix relatif du bien non-échangeables par rapport au bien importé $TQ_n = p_n/p_e^*$. Le prix du bien d'exportation p_e en termes de devise étrangère est supposé être fixe. En d'autres termes, Lim et Stein (1997) considèrent p_e comme numéraire. Donc la valeur des exportations en termes du numéraire est $Y_e = y_e$. T correspond aux termes d'échange et C_e représente la valeur des importations. La balance commerciale est équilibrée à l'état stationnaire. La richesse réel « a » est la somme des encaisses réelles domestiques et étrangères, et s'ajuste à travers le changement des réserves et du prix de la monnaie étrangère. L'équation de la balance commerciale est alors donnée par l'égalité (58)

$$\begin{aligned} B &= y_e(Q_n) - c_e(TQ_n, a) = 0 & c_e' > 0, y_e' < 0 & \quad (58) \\ &= Y_e(Q_n) - C_e(Q_n, T, a) = 0 \end{aligned}$$

Dans le modèle d'Edwards (1988), il n'y a pas de fonction d'investissement. Les stocks de capital et de dette extérieure sont fixés. La variable endogène est le prix relatif des non-échangeables et les variables exogènes sont les termes d'échange, le niveau et la composition des dépenses publiques et les tarifs douaniers. Edwards (1988) affirme à travers son modèle qu'il n'est pas possible de savoir a priori

l'impact exact des variations des termes d'échange sur les prix relatifs des biens non-échangeables. Cet effet peut varier selon l'élasticité-prix de la demande des biens d'importation.

Edwards (1988) a également d'autres déterminants réels du taux de change. Par exemple, pour détecter le rôle de l'effet Balassa sur le taux de change d'équilibre, il a introduit un *proxy* de progrès technique dans le modèle.

Selon l'hypothèse Balassa (1964), les pays enregistrant des progrès techniques plus rapides connaîtront une appréciation de leur taux de change réel d'équilibre. Dans les pays en développement, une hausse de la productivité des biens échangeables vendus au prix mondial élèvera le prix relatif des biens non-échangeables Q_n . Cela crée ainsi une tendance à la hausse dans le taux de change réel dans les pays en développement.

Comparé à Lim et Stein (1997), le cadre de Balassa (1964) consiste à ajouter l'équation égalisant les prix et les coûts marginaux dans chaque secteur aux équations (51) – (54) et (56), et l'hypothèse stipulant une égalité des salaires entre les secteurs d'un pays donné. Le coût marginal est obtenu en divisant le salaire nominal W par la productivité marginale du travail H . Nous avons l'équation (59) qui affirme que $Q_n(p_n/p_e)$ est égal au ratio productivité des biens échangeables/productivité des biens non-échangeables.

$$Q_n = (W/H_n) / (W/H_e) = H_e/H_n \quad (59)$$

D'après l'équation (56), le taux de change réel devient alors :

$$Q = T (H_e/H_n)^a / (H_e^*/H_n^*)^b \quad (60)$$

Dans le cadre de Balassa (1964), le taux de change réel Q dépend positivement des termes de l'échange T et du rapport de la productivité des biens échangeables à celle des biens non-échangeables. Le problème posé par le cadre de Balassa (1964) est le fait que la productivité marginale du travail H dans les deux secteurs n'est pas modélisée. En effet, elle dépend du ratio capital-travail (intensité capitalistique k_i) et le niveau de la productivité totale u_i pour les biens échangeables ainsi que les biens non-échangeables ($H_i(k_i; u_i)$). L'intensité capitalistique de chaque secteur est une variable endogène mais elle n'est pas modélisée.

Lim et Stein (1997) considèrent que les valeurs des productivités marginales du travail et du capital sont les mêmes dans les deux secteurs. La valeur de la productivité marginale du travail est $p_e \cdot H_e(k_e; u_e)$ pour les biens échangeables et $p_n \cdot H_n(k_n; u_n)$ pour les biens non-échangeables. Ces équations peuvent être écrites comme dans (61) et (62) alors qu'elles étaient ignorées par Balassa. D'après l'équation (59), Q_n est déterminé par la productivité relative du travail H_e/H_n , cependant cette dernière est une variable endogène.

$$H_e(k_e; u_e) = Q_n H_n(k_n; u_n) \quad \text{égalité des salaires} \quad (61)$$

$$h_e(k_e; u_e) = Q_n h_n(k_n; u_n) \quad \text{égalité de la rente} \quad (62)$$

Il existe une troisième équation qui met en relation le ratio capital-travail k et l'allocation du travail entre les deux secteurs.

$$k = k_e (L_e / L) + k_n (1 - L_e / L) \quad (63)$$

où L_e représente la part des travailleurs dans le secteur du bien échangeable, et L représente les travailleurs totale.

Les équations (61)-(63) déterminent les intensités capitalistiques k_t et k_n et l'allocation du travail L_t / L en termes de prix relatif des biens non-échangeables Q_n et d'intensité capitalistique totale k . Cette dernière s'écrit :

$$k_e = a_e (Q_n, k ; u) \quad (64)$$

$$k_n = a_n (Q_n, k ; u) \quad (65)$$

$$L_e / L = e (Q_n, k ; u) \quad (66)$$

Dans les égalités (64) – (66), nous avons trois équations à quatre inconnus Q_n , k_n , k_t and L_e / L . L'approche de Balassa n'explique pas le taux de change réel. La détermination du prix relatif des biens non-échangeables Q_n nécessite une théorie plus générale. Lim et Stein (1997) expliquent ceci dans leur modèle en combinant des éléments issus des travaux d'Edwards et Balassa.

2.3 Le modèle NATREX dans le cas d'un petit pays: le modèle de Lim et Stein (1997)

Le modèle s'intéresse au prix relatif d'équilibre de long terme des biens non-échangeables ainsi qu'à ses déterminants fondamentaux. L'équation (56) explique alors le taux de change réel. Notre modèle est fondé sur celui de Lim et Stein (1997) qui incorpore le travail d'Edwards (1988) et celui de Balassa (1964) dans le modèle NATREX. Ils tiennent compte de l'impact des chocs réels (fondamentaux) notés $Z = (T, u, s, r')$ où T représente les termes de l'échange, u la productivité, s taux d'épargne (*thrift*) et r' le taux d'intérêt mondial. Nous allons justifier ces

fondamentaux et montrons alors la trajectoire du prix relatif endogène des biens non-échangeables.

2.3.1 Equations structurelles du modèle

Le modèle NATREX appliqué à une petite économie diffère du modèle original appliqué au cas américain. Ceci est dû au fait que celle-ci a une taille moins importante dans le marché des biens échangeables relativement à ses partenaires et qu'elle se trouve face à une demande et offre mondiales de biens échangeables parfaitement élastiques. Donc les termes de l'échange sont exogènes. Betts et Kehoe (2001) montrent que les biens échangeables sont sujets à un arbitrage qui élimine les différentiels de prix exprimés en une monnaie commune, au moins au niveau des coûts commerciaux. Les prix des biens non-échangeables sont déterminés uniquement par les conditions économiques domestiques. Donc, dans une petite économie, le prix relatif des biens non-échangeables $Q_n = p_n/p_e$ est le seul prix relatif endogène qui équilibre le marché du bien. Le taux de change réel est alors $Q = T(Q_n)^a$ où « a » correspond au poids des biens non-échangeables dans le déflateur du PIB. Les changements endogènes du taux de change réel sont proportionnels au changement du prix des biens non-échangeables.

Lim et Stein (1997) suivent les hypothèses d'Edwards (1988) en supposant que l'économie produit le bien non-échangeable (y_n) et le bien d'exportation (y_e) et consomme le bien non-échangeable ainsi que le bien d'importation (y_e^*). En revanche, à la différence d'Edwards (1988), Lim et Stein (1997) ajoutent une hypothèse affirmant qu'une fraction m du bien d'investissement est constituée du bien importé et la part $(1-m)$ restante du bien non-échangeable.

Ce modèle NATREX a deux horizons: l'une, de moyen terme, où les stocks de capital $k(t)$ et de dette $F(t)$ sont exogènes, et l'autre, de long terme, où le capital et la dette sont endogènes. Le prix relatif endogène des biens non-échangeables qui assure l'équilibre sur le marché de bien est :

$$Q_n(t) = Q_n[k(t), F(t); Z(t)]$$

Alors le NATREX devient :

$$Q = T(Q_n)^a = Q [k(t), F(t); T(t), Z(t)] \quad (67)$$

Le capital et la dette évoluent dans le temps avec l'investissement et l'épargne, créant ainsi une trajectoire du NATREX. Les valeurs stationnaires du capital et de la dette soutenable associées aux fondamentaux donnés sont $k^*(Z)$ et $F^*(Z)$.

Lim et Stein (1997) indiquent que dans le cas d'une petite économie ouverte où les termes de l'échange sont exogènes, le reste du monde achète l'ensemble de l'offre d'exportation de cette économie et satisfait l'ensemble de sa demande d'importation du bien échangeable. Les marchés des biens échangeables sont toujours équilibrés aux prix mondiaux. Le déséquilibre du marché est alors reflété sur les biens non-échangeables.

L'équation de base du marché qui détermine le taux de change réel d'équilibre est:

$$(I-S) + CA = 0 \quad (68)$$

où I représente l'investissement, S l'épargne et CA le compte courant.

Etant donné que les excès de demande pour les biens échangeables sont toujours satisfaits par le reste du monde, l'excès de demande de tous les biens correspond à la demande excessive des non-échangeables. Alors, l'excès de demande pour les biens est donné par (75.a), représentant l'excès de demande pour les biens non-échangeables mesuré en termes du bien d'exportation. Les équations (68) et (69) sont équivalentes dans une petite économie ouverte.

$$C_n(Q_n, k - F; s, T) + (1-m) I(q) - Y_n(Q_n, k; u) = 0 \quad (69)$$

Comme le montre clairement l'équation (69), le modèle de Lim et Stein (1997), bien qu'il ait une relation forte avec celui d'Edwards, diffère légèrement de celui-ci. La demande pour le bien échangeable est constituée de la consommation C_n , et de l'investissement $(1-m)I$. La fraction $(1-m)$ représente la demande des biens non-échangeables utilisés pour l'investissement et n'existe pas dans le modèle d'Edwards. De plus, bien que la fonction de consommation semble similaire à celui d'Edwards, la définition de la richesse comme la différence entre capital et dette $(k-F)$ n'existe pas dans celui-ci. L'offre du bien non-échangeable Y_n est similaire à celui d'Edwards mais dépend en plus du capital et du travail utilisés dans ce secteur. En s'appuyant sur les équations (64-66) du modèle Balassa, Lim et Stein (1997) montrent que l'intensité capitaliste k_n et la part de l'emploi du secteur non-échangeables dans l'emploi total dépendent du prix relatif des biens non-échangeables Q_n , de l'intensité capitaliste globale k et du vecteur de productivité totale des facteurs u . Par conséquent, à la place de l'équation (57) d'Edwards représentant l'équilibre du marché des non-échangeables, nous avons l'équation (69) présentée dans l'Encadré 1.

ENCADRE 1 Le modèle NATREX pour une petite économie ouverte

Equilibre du marché du bien = équilibre des biens non-échangeables

$$(I-S) + CA = 0 \quad (68)$$

$$C_n(Q_n, k - F; s, T) + (1-m) I(q) - Y_n(Q_n, k; u) = 0 \quad (69)$$

Balance courante :

$$CA = Y_e(Q_n, k; u) - mI(q) - C_e^*(Q_n, k-F; s, T) - r'F \quad (70)$$

Taux de change réel :

$$Q = T(Q_n)^a \quad (67)$$

Equation d'investissement :

$$dk/dt = I(q) \quad (71.a)$$

$$q = q(k, T, Q_n, u, r) \quad (71.b)$$

$$I_k < 0, I_T > 0, I_r < 0, I_u > 0, I_{Q_n} < 0 \quad (71.c)$$

Equation d'épargne

$$S = y(k; u) - rF - C(k-F; 1-s) \quad (72.a)$$

$$S = S(k, F; Z) \quad S_F > 0, S_k < 0 \quad (72.b)$$

Balance de portefeuille :

$$r = r' + h(F, t) \quad (73)$$

Notations: k capital par travailleur; F dette extérieure réel par travailleur ; Q taux de change réel (hausse signifie appréciation); $Q_n = p_n/p_e$ prix relatif du bien non-échangeable par rapport au bien exporté ; I investissement par travailleur ; q « q » de Tobin ; S épargne par travailleur ; r (r') taux d'intérêt réel domestique (international) ; B balance commerciale réelle

par travailleur ; $T = p_e/p_e^*$ termes de l'échange; s taux d'épargne *thrift*; u paramètre de productivité ; $Z = (T, s, u, r')$

Concernant le compte courant CA, Lim et Stein (1997) obtiennent l'équation (70) en généralisant (58).

$$CA = Y_e(Q_n, k; u) - mI(q) - C_e^*(Q_n, k-F; s, T) - r'F \quad (70)$$

$$B = Y_e(Q_n) - C_e^*(Q_n, T, a) = 0 \quad c_e^{*'} > 0, y_e' < 0 \quad (58)$$

L'équation de la balance courante correspond à la différence entre la balance commerciale B et les remboursements d'intérêts sur la dette extérieure réelle au taux d'intérêt mondial $r'F$. La balance commerciale est la différence entre les valeurs du bien d'exportation e et du bien d'importation e^* . La quantité du bien d'exportation e offerte (y_e) dépend du prix relatif des biens non-échangeables Q_n , de l'intensité capitaliste k_t et du niveau d'emploi alloué aux secteurs échangeables L_e/L . En se référant de nouveau aux équations (64)-(66) du modèle de Balassa, Lim et Stein (1997) considèrent que k_t et L_e/L dépendent de Q_n , de k et du vecteur u .

Dans le travail de Lim et Stein (1997), la valeur des importations des biens de consommations est similaire à l'équation (65) d'Edwards, en revanche la richesse correspond à la différence entre le capital et la dette $k-F$. La variable $TR_n = p_n/p_e^*$ est le prix relatif du bien échangeable par rapport au bien importé. La consommation du bien importé est alors $C_e^* = c_e^*(T, Q_n, k-F; s)/T = C_e^*(Q_n, k-F; s, T)$. Ainsi nous obtenons l'équation (70) du compte courant.

L'évolution des variables exogènes est imprévisible dans la mesure où elles ne sont pas stationnaires. Lim et Stein (1997) appuient leur analyse de la fonction d'investissement sur une optimisation intertemporelle avec un contrôle *feedback* sous-optimal (SOFC) utilisant une programmation dynamique, dans l'objectif de garantir la convergence du système vers l'état stationnaire de prévision parfaite qui est impossible à connaître à tout instant.

Premièrement, ils écrivent le taux d'investissement net par tête de la façon suivante :

$$I = nk + dk/dt \quad (74)$$

où n est l'emploi effectif, k l'intensité capitalistique (capital/emploi effectif). Ils utilisent le taux d'intérêt réel de long terme comme taux d'actualisation. D'après SOFC, il faut s'intéresser à l'écart entre la valeur observable de la productivité marginale $f'(k;u)$ et le taux d'intérêt réel actuel.

Dans une petite économie ouverte, le capital est utilisé pour produire le bien d'exportation e et le bien non-échangeable n . Le capital est constitué du bien importé e^* et du bien non-échangeable n . Parallèlement au cadre de Balassa, le capital est alloué entre les secteurs du bien échangeable et du bien non-échangeable de façon à égaliser les rendements par unité de capital. Ainsi, comme le montrent les équation (62), (64) et (65), réécrites ci-dessous, la valeur commune de la productivité marginale du capital (mesurée en termes du bien d'exportation e sur les deux secteurs) est $pf'(k;Q_n;u)$ où u est un paramètre de la fonction de production marginale.

$$H_e(k_e; u_t) = Q_n h_n(k_n; u_n) \quad (62)$$

$$k_e = a_e(Q_n, k; u) \quad (64)$$

$$k_n = a_n(Q_n, k; u) \quad (65)$$

Le bien d'investissement est un bien composite, constitué du bien importé e^* et bien non-échangeable n tel que $dk = I_{e^*}^m I_n^{(1-m)}$. Une part (m) du prix d'un bien de capital est constitué du prix du bien importé e^* alors que la part restante ($1-m$) est constitué du prix du bien non-échangeable. Donc le prix relatif $p = p_e/p_k = T^m/Q_n^{(1-m)}$ est fonction du prix relatif des biens non-échangeables et des termes de l'échange.

Le ratio q Keynes-Tobin est donné dans l'équation (71.b)

$$q = E \int p f' (k; u) \exp(-rt) dt = [T^m / (Q_n)^{1-m}] f' (k; u) / r$$

$$= q(k, T, Q_n, u, r) \quad (71.b)$$

La valeur de q correspond au ratio de la valeur actualisée des rendements du capital sur le coût du capital. Les termes de l'échange et la productivité ont un effet positif sur l'investissement alors que le taux d'intérêt réel a un impact négatif. L'effet du prix relatif des biens non-échangeables est ambigu, dans la mesure où celui-ci agit dans deux sens opposés. Une hausse de Q_n stimule l'investissement dans les biens non-échangeables, étant donné que seule une partie du bien capital est importée. Mais une augmentation de Q_n a un impact négatif sur l'investissement dans le secteur d'exportation. Selon Lim et Stein (1997), l'effet total de Q_n sur l'investissement n'est pas significatif. Son impact principal se réalise sur l'allocation du capital entre les deux secteurs.

Nous pouvons donc en conclure que le taux d'évolution de l'intensité capitaliste et la fonction d'investissement doivent avoir un impact positif sur le ratio q Keynes-Tobin. Ce dernier est obtenu en actualisant la valeur observable de la productivité marginale du capital par le taux d'intérêt actuel.

$$dk/dt = I(q) \quad (71.a)$$

$$I_k < 0, I_T > 0, I_r < 0, I_u > 0, I_{Q_n} < 0 \quad (71.c)$$

La fonction de consommation est sociale ; elle inclut la consommation publique et privée. Lim et Stein (1997) développent leur fonction de consommation sociale en s'appuyant sur le modèle Merton (1990) qui réalise une optimisation intertemporelle stochastique au moyen d'une programmation dynamique. Selon le modèle de Merton (1990), l'agent représentatif cherche à maximiser son utilité en choisissant une trajectoire optimale de consommation et de répartition de portefeuille. La consommation optimale est proportionnelle à la richesse actualisée ($k-F$). Stein (1997) précise que ce facteur de proportionnalité est un terme compliqué, dans la mesure où nous ne pouvons pas savoir si une hausse du taux moyen de rendement augmente ou diminue la consommation. Dans l'objectif

d'aboutir à des résultats utiles, nous devons spécifier de façon arbitraire la fonction d'utilité instantanée. Lim et Stein (1997) utilisent la fonction d'utilité de Bernoulli et en déduisent que le facteur de proportionnalité de la consommation correspond au taux d'escompte psychologique, ce dernier étant égal au taux d'actualisation. Nous avons donc l'égalité $C(t)=\theta W(t)$, avec θ représentant le taux d'actualisation. Elle stipule que la consommation dépend de la richesse ou du revenu permanent.

$$S = y(k;u) - rF - C(k-F;1-s) \quad (72.a)$$

$$S = S(k, F; Z) \quad S_F > 0, S_k < 0 \quad (72.b)$$

La consommation sociale dépend donc de la richesse ($k-F$) et est approchée par une mesure de taux d'épargne (*thrift*) sociale s qui correspond à l'inverse du taux d'actualisation sociale.

Lim et Stein (1997) ne sont pas d'accord avec la notion de « contrainte budgétaire intertemporelle » appliquée à un pays, qui impose soit des valeurs initiales et finales de dette égales ou une valeur finale de dette nulle. Ils permettent à un pays de passer d'un statut de débiteur au statut créateur et vice versa. En revanche, ils exigent que la valeur d'équilibre de la dette soit une variable endogène dynamiquement stable. Cette variable endogène est une fonction des fondamentaux Z . Une hausse de la dette réduit la richesse et la consommation. Par exemple, face à une augmentation de la dette, l'Etat peut lever les taxes sur la consommation ou les ménages peuvent réduire leur consommation. Ainsi il existe un élément interne de stabilisation.

Dans l'équation (72.a) nous pouvons voir clairement que l'épargne correspond à l'écart entre le PNB et la consommation. Une hausse de la dette réduit la richesse et augmente l'épargne ($S_F > 0$) dans le cas stable, ce qui conduit à une dette soutenable endogène. Une hausse du niveau du capital augmente l'épargne pour des valeurs faibles de capital (où la productivité marginale est élevée) et la réduit pour des valeurs élevées de capital (où y' est faible).

Enfin, l'équation (73) représente la balance de portefeuille. Elle illustre la relation entre les taux d'intérêt réel de long terme domestique et étranger. Le taux réel domestique de long terme converge vers le taux étranger, mais la vitesse de convergence est négativement liée à la dette externe, qui représente une prime de risque pour les investissements de portefeuille de long terme et reflète la probabilité de dévaluation. Cela signifie qu'il existe une relation entre le différentiel des taux d'intérêt et la dette, mais Lim et Stein (1997) indiquent que cette relation n'est pas forte.

Nous voyons donc que le NATREX est fondé sur le changement de l'épargne, l'investissement et les flux de capitaux dans le long terme. Il provoque ainsi des modifications sur le stock de capital physique, la dette externe et la richesse. Celles-ci engendrent alors les fluctuations du taux de change réel d'équilibre. Un des aspects clés du modèle NATREX est l'importance accordée à la trajectoire du taux de change réel, imposant une distinction entre les effets initiaux et de long terme des modifications des déterminants fondamentaux sur le taux de change d'équilibre.

Les investissements et l'épargne planifiés (qui sont indépendant du taux de change réel) sont liés au stock de capital existant, à la dette nette envers les pays étrangers et la richesse. L'investissement I , l'épargne S et l'entrée nette des capitaux $I-S$ génèrent des changements dans le stock de capital physique k , la dette externe nette F et la richesse $W = k - F$. Ces variations, à leur tour, influencent l'épargne et l'investissement prévus et le compte courant. Ces changements affectent les variations du taux de change réel. Les modifications exogènes des déterminants fondamentaux Z , plus précisément les changements du taux d'épargne, la productivité, les termes de l'échange et le taux d'intérêt réel international (s, u, T, r^*) , influencent le modèle NATREX de deux manières. Premièrement ils affectent I , S et CA , ce qui provoque des modifications de court terme du NATREX. Deuxièmement ils changent la vitesse d'accumulation de k , F et W , ce qui modifie la trajectoire NATREX en la menant vers un nouveau niveau de long terme. Le NATREX est fonction des déterminants exogènes Z et endogènes (k, F) à tout point en dehors de l'équilibre de long terme. Le modèle complet de NATREX détermine le taux de change réel d'équilibre sur le moyen terme, sa trajectoire consécutive et tout taux de change réel d'équilibre à l'état stationnaire. Cependant, l'économie est exposée aux chocs fondamentaux de manière permanente, qui poussent le NATREX vers un nouvel équilibre et donc l'état stationnaire n'est jamais

atteint. En d'autres termes, le taux de change réel d'équilibre n'est pas stationnaire, car ces déterminants fondamentaux ne sont pas stationnaires.

2.3.2 Le prix relatif des biens non-échangeables et l'équilibre sur le marché des biens

Dans une petite économie ouverte, où les termes de l'échange sont exogènes, le marché des biens échangeables est toujours à l'équilibre. Donc l'équilibre sur le marché des biens ($I - S + CA = 0$) est atteint quand le marché des biens non-échangeables est à l'équilibre ($D_n - Y_n = 0$). Ce marché est équilibré par l'ajustement du prix relatif des biens non-échangeables. En utilisant les équations (69), (56.b) et (71.b), nous obtenons l'équation (75) qui représente l'équilibre sur le marché des biens non-échangeables présenté dans la figure 2.

$$C_n(Q_n, (k-F); s, T) + (1-m) I(k, Q_n, F; u, r') = Y_n(Q_n, k; u) \quad (75)$$

Le membre gauche de cette équation représente la demande pour les non-échangeables D_n . Il est fondé sur l'équation (68) en utilisant la fonction d'investissement (71.c) et l'équation de la balance des portefeuilles (73). La demande est négativement liée à Q_n car une hausse des prix relatifs des non-échangeables réduit la quantité demandée de la consommation et l'investissement non-échangeables. Cette demande est représentée par le groupe de courbes D_n dans la Figure 2.

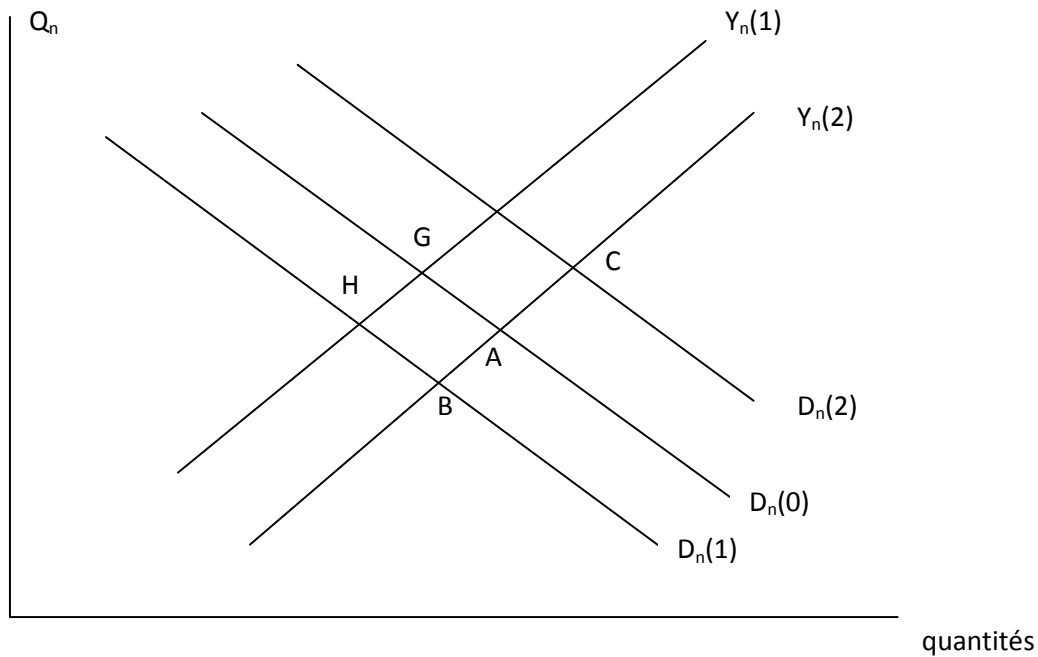


Figure 2: Le prix relatif des non-échangeables $Q_n = p_n/p_e$, équation 81

L'offre des non-échangeables Y_n , située dans la partie droite de (75), est positivement liée à Q_n car une hausse des prix relatifs des non-échangeables augmente la quantité offerte. L'offre est représentée par les courbes Y_n sur la Figure 2.

La demande et l'offre des non-échangeables dépendent des variables exogènes (fondamentaux Z) et des variables endogènes, à savoir le capital k et la dette F .

En résolvant l'équation (75) pour le prix relatif des biens non-échangeables, nous obtenons (76).

$$Q_n(t) = Q_n[k(t), F(t); T(t), Z(t)] \quad (76)$$

Ensuite, le taux de change réel $Q(t)$ est donné par (77) qui est fondé sur (76) et (56.b).

$$Q(t) = T[Q_n(k(t), F(t); Z(t))]^a = Q[k(t), F(t); T(t), Z(t)] \quad (77)$$

Ceci est la formulation générale. Elle décrit ce qu'appellerait Edwards "l'état stationnaire", et contient l'analyse de Balassa. L'évolution du capital et de la dette varie les courbes d'offre et de demande des non-échangeables et crée une trajectoire pour $Q_n(t)$ et $Q(t)$. L'évolution du taux de change réel est donnée par l'égalité (78).

$$dQ/dt = [Q_k(dk/dt) + Q_F(dF/dt)] + Q_Z(dZ/dt) \quad (78)$$

L'équation (78) montre que les déterminants du taux de change ne sont pas les mêmes suivant l'horizon. Les effets de moyen terme sont donnés par les termes entre crochet et l'effet de long terme est donné par le dernier terme de l'équation.

2.3.3 L'évolution temporelle du capital et de la dette

A mesure que le capital et la dette évolue, les courbes de demande D_n et d'offre Y_n pour les biens non-échangeables bougent comme le montre la Figure 2 et la valeur du prix relatif des non-échangeables, qui produit l'équilibre, se modifie. L'évolution du capital dk/dt est donnée par l'équation (79), obtenue en utilisant (71.c), (73) et (76). L'évolution de la dette externe dF/dt est représentée par l'équation (80), obtenue en utilisant (79) et (72.b). La fonction $L=I-S$ représente l'écart entre l'investissement et l'épargne. Donc l'évolution du taux de change réel est donnée dans (81).

$$dk/dt = J(k, F; Z) \quad J_k < 0 \quad J_F < 0 \quad (79)$$

$$dF/dt = I - S = J - S = L(k, F; Z) \quad L_k < 0, \quad L_F < 0 \quad (80)$$

$$dQ/dt = Q_k J(k, F; Z) + Q_F L(k, F; Z) + Q_Z dZ/dt \quad (81)$$

Les trois équations précédentes représentent l'ensemble du système dynamique illustrant l'évolution du taux de change réel, du capital et de la dette externe. Le déficit courant est $dF/dt + nF$. A l'état stationnaire $dk/dt=J=0$ et $dF/dt = 0$ comme l'indiquent les équations (82) et (83).

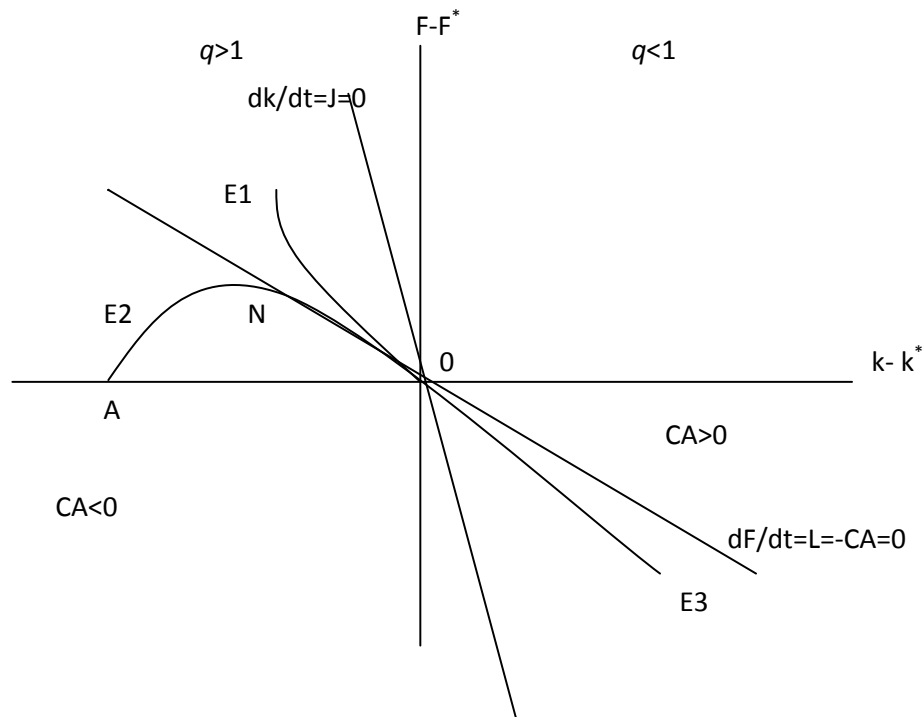


Figure 3: Trajectoires du capital et de la dette à l'état stationnaire, l'origine du repère. La productivité produit E2-N-0; le taux d'épargne produit E1-0; les termes de l'échange produisent E1-0 or E2-N-0; le taux d'intérêt mondial produit E3-0

La figure 3 présente les trajectoires du capital et de la dette à l'état stationnaire représenté par l'origine du repère. La courbe $J=0$ représente les combinaisons de capital et de dette qui donnent un taux net d'investissement nul. Une hausse de k réduit la productivité marginale du capital et pousse l'investissement net vers des valeurs négatives. Pour cette raison, la courbe $J=0$ a une pente négative. Une chute de F réduit la prime de risque $h(F)$ dans l'équation (73) de la balance de portefeuille et diminue le taux d'intérêt pour finalement approcher le taux net d'investissement vers 0. Cette courbe est représentée par l'équation (82).

$$J(k^*, F^*, Z)=0 \quad J_k < 0 \quad J_F < 0 \quad (82)$$

La courbe $L=0$, issue de l'équation (83), présente les combinaisons capital et dette pour lesquelles le flux de capitaux $dF/dt = I-S = -CA$ est nul. Sa pente est négative aussi, car une hausse de k élève $S-I$, provoque une sortie de capitaux et réduit le niveau de dette F . Au lieu d'utiliser une "contrainte budgétaire internationale", Lim et Stein (1997) exigent que la dette réelle converge vers une constante soutenable F^* telle que $CA=B^*-rF^* = 0$.

$$L(k^*, F^*; Z)=0 \quad L_k < 0, L_F < 0 \quad (83)$$

Lim et Stein (1997) précisent que les trois conditions suivantes doivent être vérifiées pour assurer la stabilité ;

1. Une hausse de l'intensité capitaliste k réduit la productivité marginale du capital et affecte inversement l'investissement.
2. Une hausse de la dette doit augmenter l'épargne relativement à l'investissement et provoquer une sortie de capitaux. Elle doit ainsi engendrer une chute de la dette au niveau de la courbe $L=0$.
3. La courbe $L=0$ doit avoir une pente plus importante que celle de $J=0$ dans la figure 3. Cette condition de stabilité peut être exprimée de la façon suivante : $G=J_k L_F - J_F L_k > 0$

Les valeurs stationnaires du capital et de la dette sont fonctions de Z . Alors le prix relatif des biens non-échangeables à l'état stationnaire est donné par l'équation (84) tandis que le taux de change réel est donné par (85). Le vecteur $Z=(T,s,u,r^*)$ des fondamentaux est exogène.

$$Q_n^* = Q_n[K(Z), F(Z); Z] = Q_n^*(Z) \quad (84)$$

$$Q^* = T (Q_n^*)^a = Q^*(Z) \quad (85)$$

2.4 L'analyse empirique du modèle NATREX de Lim et Stein (1997)

Notre objectif est d'expliquer l'évolution du prix relatif des biens non-échangeables Q_n et du taux de change réel Q en fonction des fondamentaux Z ; le taux d'épargne s , la productivité u , le taux d'intérêt international r' et les termes de l'échange T . La variable Q est définie telle que $T(Q_n)^a$.

Lim et Stein (1997) décomposent les évolutions de Q_n et Q en trois parties. La première montre comment Z affecte Q_n et Q , pour des niveaux de capital et de dette donnés. La deuxième partie présente comment le capital et la dette évoluent en réaction aux fondamentaux. La troisième partie montre comment les évolutions du capital et de la dette réagissent à celles de Q_n et Q .

2.4.1 Les équations de cointégration du taux de change réel

Toutes les variables fondamentales ayant le même ordre d'intégration que Q , il est possible de procéder à une régression de cointégration. Dans l'objectif de trouver le nombre de relations de cointégration, Lim et Stein (1997) appliquent la procédure de maximum de vraisemblance de Johansen. Ils détectent un vecteur de cointégration. (86) et (87b) sont des équations dynamiques de cointégration décrivant le comportement de Q_n et Q en fonction du vecteur Z .

$$Q_n(t) = a_1 + a_2 Q_n(t-1) + b_1 Z(t) + b_2 Z(t-1) + e(t) \quad (86)$$

$$Q(t) = a'_1 + a'_2 Q(t-1) + b'_1 Z(t) + b'_2 Z(t-1) + e(t) \quad (87)$$

Les valeurs à l'état stationnaire de Q_n et Q sont données par (88) et (89) respectivement.

$$Q_n^* = Q_n^*(Z) = AZ \quad (88)$$

$$Q^* = Q^*(Z) = A'Z \quad (89)$$

Donc l'effet d'un changement de Z sur l'état stationnaire est $dQ^*/dZ = A'$ et $dQ_n^*/dZ = A$.

Les variables et leurs définitions sont données ci-dessous :

Q = taux de change réel = SP/P^*

Q_n = prix relatif des biens non-échangeables (impossible de mesurer Q_n directement, ils utilisent alors Q/T).

T = termes de l'échange = le ratio du déflateur de prix implicite pour les exportations de biens et services sur le déflateur de prix implicite des importations de biens et services

s' = taux d'épargne (ménages) = le ratio de l'épargne des ménages sur le revenu disponible des ménages

s'' = taux d'épargne (gouvernement) = surplus budgétaire réel / PIB réel

u = productivité = PIB par personne employée. Elle reflète l'intensité capitalistique totale dans l'économie et les paramètres de productivité dans les secteurs échangeables et non-échangeables

r' = taux d'intérêt réel étranger de long terme

Les estimations des équations de cointégration (92) sont réalisées en utilisant l'approche de Philips et Loretan (1991).

$$Q = AZ + b[Q(-1) - AZ(-1)] + c[Z - Z(-1)] + e \quad (90)$$

$$Z = [T, s', s'', u, r'] ; \quad [Z - Z(-1)] \sim (r - r')(-1)$$

Le taux de change réel $Q(t)$, est la somme de quatre composantes. $r(t)$ et le vecteur $Z(t)$ étant intégrés d'ordre 1, le premier terme $AZ(t)$ est l'équation de cointégration. Il s'agit de l'équilibre de long terme associé aux fondamentaux qui évoluent en suivant un processus stochastique. Donc le processus stochastique du taux de change d'équilibre de long terme $Q(Z)$ suit la somme des trends, variances et covariances des processus stochastiques des fondamentaux.

La deuxième est la composante de correction d'erreur; Crouhy-Veyrac et Saint Marc (1995) la nomment “*drawback*”, qui décrit l'ajustement dynamique issu des variations endogènes. Autrement dit, ce terme représente l'évolution du NATREX, c'est-à-dire la trajectoire de l'équilibre de moyen terme vers celui de long terme, selon l'évolution temporelle de l'intensité capitalistique et la dette.

Le troisième élément est la composante de déséquilibre, qui peut être notée DZ' , qui apparaît quand le taux d'utilisation de capacité n'est pas à son niveau stationnaire de long terme et il existe des différentiels de taux d'intérêt réel de long terme. Stein et Paladino (1997) précisent que DZ' est un vecteur à deux composantes : l'écart du taux d'utilisation des capacités productives à sa moyenne de long terme et la différence entre les taux d'intérêt réels domestique et international de long terme. L'espérance de DZ' est nulle et DZ' est stationnaire. Stein (1995) définit ce terme comme une réaction à l'innovation. Dans l'estimation de ce terme, qui représente les changements dans les variables exogènes, dans l'objectif d'éviter le problème d'équations simultanées, Stein (1995) utilise le différentiel de taux d'intérêt de long terme différé d'un trimestre puisque les changements dans les fondamentaux provoquent des différentiels de taux d'intérêt. Lim et Stein (1997) font de même en s'appuyant sur la logique suivante : quand un excès de demande ou d'offre apparaît sur le marché des biens, ce qui modifie le différentiel entre le taux d'intérêt de long terme australien et américain. Ceci entraîne un ajustement de portefeuille qui ramène le différentiel vers 0.

Le dernier terme contient les facteurs spéculatifs qui ont un caractère transitoire. Ils résultent principalement des anticipations de changement dans la politique monétaire. Ce terme $\varepsilon(t)$ contient les éléments du taux de change d'équilibre qui ont été omis par le modèle NATREX. Il s'agit des variations dans le taux d'utilisation des capacités, des écarts du taux d'intérêt par

rapport au taux étranger (ajustés d'une prime de risque) et des anticipations non liées aux fondamentaux $Z(t)$ (résultat notamment des anticipations sur la politique monétaire). La somme des trois premiers termes donne l'effet total impliqué par le modèle.

Nous pouvons dire que l'application empirique du modèle NATREX repose sur l'estimation du vecteur A avec une relation de cointégration. Cette estimation est réalisée au moyen d'un test de cointégration et d'un modèle à correction d'erreur. Lim (1997) propose, pour le choix de l'estimateur, les moindres carrés non-linéaires NLS. A étant simultanément dans le premier et second terme, l'utilisation du NLS rend les estimations contraintes par la nécessité d'obtenir le même A .

Les résultats obtenus par les estimations NLS sont les suivantes :

s' et s'' élèvent Q_n (impliquant donc une appréciation) tandis que u provoque sa diminution (implique une dépréciation). r' est négatif mais non significatif. Le terme de correction d'erreur $Q(t-1) - AZ(t-1)$ est fortement significatif. Le terme de court terme DZ mesuré par le différentiel de taux d'intérêt de long terme domestique et américain engendre une appréciation de Q_n . L'ensemble de ces variables affecte Q de façon similaire. Les termes de l'échange sont significatifs et causent une appréciation de Q .

2.4.2 Explication des Résultats Empiriques

Toute perturbation de Z a un effet direct et indirect sur le prix relatif des biens non-échangeables. L'équation de cointégration $Q_n = AZ$ capte un effet proche de l'effet total. Les effets directs peuvent être assez différents des effets indirects.

$$dQ_n^*/dZ = \partial Q_n / \partial Z + [(\partial Q_n / \partial k) dk^* / dZ + (\partial Q_n / \partial F) dF^* / dZ \quad (91)$$

2.4.2.1 L'appréciation due aux augmentations du taux d'épargne

Les effets directs d'une hausse du ratio d'épargne sur le prix relatif des biens non-échangeables Q_n peut être observés dans l'équation (75) et la Figure 2.

$$C_n(Q_n, k-F; s, T) + (1-m) I(k, Q_n, F; u, r') = Y_n(Q_n, k; u) \quad (75)$$

Le point A est l'équilibre de moyen terme initial où la demande $D_n(0)$ et l'offre $Y_n(0)$ sur le marché des biens non-échangeables sont égales. Une hausse des taux d'épargne (s' où s'') réduisent la demande pour les non-échangeables de $D_n(0)$ à $D_n(1)$ dans la Figure 2 et Q_n descend au point B . Comme $Q=T(Q_n)^a$, Q chute également. Ainsi une hausse du taux d'épargne cause initialement une dépréciation du taux de change réel. Ceci est donné par $\partial Q/\partial s$ dans (92). Lim et Stein (1997) indiquent que dans l'équation économétrique, l'impact d'une hausse du ratio d'épargne est reflété à travers un taux d'intérêt réel australien plus faible que le taux américain, ce qui provoque une dépréciation du taux de change réel. $\partial Q/\partial s$ correspond alors à une baisse dans $(r-r^*)$.

L'effet de long terme consiste en une baisse de la dette F et une hausse du capital k . La hausse de l'écart épargne-investissement ($S-I$) provoque un taux de change déprécié, un surplus de compte courant (CA) et une sortie de capitaux. L'économie est initialement au point $E1$ dans la Figure 3, où nous avons un excédent commercial et une sortie de capitaux. Ce surplus de CA et cette sortie de capitaux réduisent la dette, qui, à son tour, diminue la prime de risque, stimulant ainsi la formation de capital. La baisse de la dette F réduit l'épargne, ce qui pallie la hausse initiale du taux d'épargne. La dette endogène à l'état stationnaire F^* se stabilise à un niveau inférieur. Cette trajectoire correspond à $E1-0$ dans la Figure 3. En réaction à une hausse du taux d'épargne (s' où s'') cette trajectoire conduit à une dette F moins importante et un niveau de capital k plus important. ($dk^*/ds > 0$, $dF^*/ds < 0$)

La chute de la dette F et la hausse de k affectent par la suite le marché des biens non-échangeables. La richesse élève la demande pour ces biens et engendre une hausse de Q_n et Q ($(\partial Q_n / \partial F) dF^* / ds > 0$ dans l'équation (92)). Ceci peut augmenter $D_n(1)$ dans la Figure 2 vers son point initial, $D_n(0)$.

La hausse de k a un effet ambigu sur l'offre des non-échangeables. Il dépend du niveau d'intensivité en capital des deux secteurs. Si le secteur des non-échangeables est intensif en travail, la hausse du capital réduit l'offre des non-échangeables de $Y_n(0)$ vers $Y_n(1)$, ce qui est reflété par $(\partial R_n / \partial k) dk^* / ds > 0$ dans l'équation (92). Dans ce cas, l'ensemble des effets indirects élèvent le prix relatif du point B vers le point G.

Cette évolution est représentée par l'équation (92) ;

$$dR_n^* / ds = \underbrace{\partial R_n / \partial s}_{(-)} + [(\underbrace{\partial R_n / \partial k}_{(+)}) dk^* / ds + (\underbrace{\partial R_n / \partial F}_{(+)}) dF^* / ds] > 0 \quad (92)$$

Ils concluent alors que les effets indirects d'une hausse de s sur k et F élèvent Q_n et Q plus que l'impact de (Z) ne les réduit, causant ainsi une augmentation de Q_n de son point initial vers G.

2.4.2.2 L'effet d'une hausse de la productivité

Tout d'abord, Lim et Stein (1997) affirment qu'ils ne peuvent pas mesurer les productivités (u_n, u_t) directement. Ils utilisent alors le PIB par travailleur $y = y(k; u_n, u_t)$ comme *proxy* et soulignent l'impossibilité de déceler quelle composant de u est la cause de la hausse de la productivité.

Les résultats de l'équation de cointégration montrent qu'une hausse de u réduit R_n et R . Lim et Stein (1997) expliquent ces résultats en supposant que le paramètre de productivité dans le secteur des non-échangeables u_n augmente relativement à celui du secteur des biens échangeables

u_t . L'intensité capitaliste k_n et la part du secteur des biens non-échangeables dans la force de travail L_n/L augmentent. Nous débutons notre analyse par le point G dans la figure 2 où la demande est $D_n(0)$ et l'offre est $Y_n(1)$. L'offre des non-échangeables augmente en passant de $Y_n(1)$ à $Y_n(0)$ et réduit le prix relatif des biens non-échangeables de G à A dans la Figure 1. **Ceci est l'effet direct.**

La hausse de u_n augmente la productivité marginale du capital dans le secteur des non-échangeables. Le ratio- q s'élève et engendre une hausse de l'investissement relativement à l'épargne. La hausse de u_n provoque un transfert de ressources du secteur échangeable vers le secteur non-échangeables et réduit l'offre des biens d'exportation, d'où une chute de la balance commerciale.

L'économie se situe à un point similaire à E2 dans la Figure 3. La dette F augmente avec le déficit de CA qui finançait la formation de capital. A mesure que le capital s'accumule, le ratio- q diminue et la production augmente. Cette dernière élève l'épargne relativement à l'investissement. Quand l'économie atteint le point N dans la figure 3, l'épargne et l'investissement s'égalisent. L'accumulation du capital se poursuit et provoque une sortie de capitaux. Le long de la trajectoire N-0, le capital continue d'augmenter et F diminue.

La hausse de la richesse augmente la demande pour les biens non-échangeables mais la hausse de u_n est la cause de l'augmentation du capital. Ainsi, le capital investi dans le secteur non échangeable augmente et élève l'offre dans ce secteur. **Les effets indirects augmentent la demande des non-échangeables** mais l'offre augmente davantage. L'effet total dQ_n/du_n déprécie le prix relatif des non-échangeables Q_n , comme le montre l'équation (87).

$$dQ_n/d u_n = (\partial Q_n/\partial u_n) + [(\partial Q_n/\partial k) dk/d u_n + (\partial Q_n/\partial F) dF/d u_n] < 0 \quad (93)$$

(-)
(-)
(+)

Donc, l'augmentation du PIB par travailleur (*proxy* du paramètre de productivité) réduit R_n et R dans l'équation de cointégration.

2.4.2.3 Les termes de l'échange et le taux d'intérêt réel

Les termes de l'échange T n'ont pas d'effet de long terme significatif sur Q_n . En revanche ils ont un effet significatif sur Q . Par ailleurs, le taux d'intérêt réel international de long terme n'a pas d'effet significatif ni sur Q_n ni sur Q selon les résultats économétriques obtenus par Lim et Stein (1997).

Pour un prix relatif des biens non-échangeables par rapport au bien d'exportation $Q_n = p_n/p_e$ donné, une hausse de $T = p_e/p_e^*$ implique une augmentation dans le prix relatif des non-échangeables par rapport au bien importé e^* , c'est-à-dire $p_n/p_e^* = TQ_n$. Donc cette hausse de T diminue la consommation des non-échangeables et élève le ratio- q et la demande d'investissement. La part des biens non-échangeables de l'investissement augmente. Bien que l'effet à moyen terme d'une hausse de T sur la courbe de demande D_n dans la Figure 2 soit ambigu, Lim et Stein (1997) supposent que la l'effet-consommation est dominant. Pour une économie qui débute au point A, une hausse des termes de l'échange diminue la demande à $D_n(1)$ et réduit ainsi le prix relatif des non-échangeables Q_n au point B. Nous avons alors l'effet de moyen terme d'une hausse des termes de l'échange.

La balance courante CA est aussi affectée par les termes de l'échange. L'effet-prix accroît CA. Supposons une économie au point E1 dans la figure 3, où le capital s'accumule et la balance courante enregistre un surplus. La hausse de l'investissement relativement à l'épargne, générée par les termes de l'échange provoque un déficit courant. Dans tous les cas, il existe une accumulation de capital qui conduit vers un stock de capital plus élevé ($dk^*/dT > 0$). La dette à l'état stationnaire chute également ($dF^*/dT < 0$). Dans un cas, le mouvement est monotone de E1 vers l'origine, dans l'autre la dette augmente tout d'abord le long de E2-N puis se réduit en suivant la trajectoire N-0. L'économie se retrouve ainsi avec plus de capital et moins de dette.

L'effet à moyen terme a modifié l'équilibre des non-échangeables de A vers B. La hausse du capital affecte l'offre et la demande dans le secteur des non-échangeables. Sous l'hypothèse d'un secteur de biens non-échangeables intensif en travail, l'offre diminue en passant de $Y_n(0)$ à

$Y_n(1)$ et pousse ainsi l'économie de B vers le point H représentés dans la figure 2. Par ailleurs, la chute de la dette augmente la richesse et la demande pour les biens non-échangeables de $D_n(1)$ vers $D_n(0)$. L'effet total net d'une hausse des termes de l'échange est illustré par le déplacement du point A vers le point G, avec un effet négligeable sur le prix relatif des biens non-échangeables Q_n . Pour le long terme, Lim et Stein (1997) indiquent que Q_n est indépendant des termes de l'échange. Il existe donc un effet direct des termes de l'échange sur le taux de change réel.

Lim et Stein (1997) constatent que le taux d'intérêt réel étranger n'a pas un effet significatif sur Q_n ou Q . Théoriquement, une hausse de r' devrait réduire la demande d'investissement, dans la mesure où une partie des biens de capital ne sont pas échangeables. La demande pour les non-échangeables baisse de $D_n(0)$ à $D_n(1)$ dans la figure 2 à la suite d'une chute dans l'investissement. Le prix relatif des non-échangeables diminue alors et passe de A à B.

Supposons que l'économie est au point $E3$. L'intensité capitalistique k diminue à mesure que le ratio- q chute. L'Australie étant un pays débiteur, une hausse de r' génère un déficit courant et une hausse de la dette. La trajectoire correspondant à ce schéma est $E3-0$ où le capital diminue et la dette augmente ($dk^*/dr' < 0$, $dF^*/dr' > 0$).

Le capital k ayant diminué et le secteur des non-échangeables étant intensif en travail, l'offre des non-échangeables augmente, réduisant davantage le prix relatif Q_n . La baisse de la richesse $(k-F)$ engendrée par la hausse de la dette F , réduit la demande pour les non-échangeables. Ceci provoque alors une baisse de Q_n et de Q . En revanche, ces effets de r' sont empiriquement non-significatifs.

Partie II: Applications économétriques au cas de la Turquie

Dans cette partie, nous nous proposons d'appliquer les enseignements de la littérature présentée dans les chapitres précédents au cas de la Turquie. Compte tenu de la discussion critique menée dans le Chapitre 1, nous fondons notre analyse du taux de change réel d'équilibre sur l'approche NATREX dont nous nous inspirons de la version pour un petit pays de Lim et Stein (1997) que nous jugeons appropriée pour la Turquie. Le Chapitre 3 présente une rétrospective du contexte économique et financier turc, suivie d'un survol de la littérature qu'il a impulsé consacrée aux modèles de taux de change réel d'équilibre pour la monnaie turque. Une tentative de modélisation du taux de change réel d'équilibre de la Livre Turque selon l'approche NATREX et une analyse de l'ajustement non-linéaire du taux de change réel vers cette valeur d'équilibre font l'objet du Chapitre 4.

Chapitre 3 : Faits stylisés et modèles de la littérature sur le taux de change réel de la Livre Turque

Les 30 dernières années, la Turquie souffre de l'inefficacité de son système économique qui se traduit par une inflation forte, un taux de croissance erratique et un endettement non soutenable. En plus, afin d'intégrer aux marchés financiers internationaux, elle a lancé des politiques de libéralisation financière entamées à la fin des années 1980. Avec la libéralisation des marchés financiers, l'énorme flux de capitaux destiné à la Turquie a eu un effet mitigé sur leur économie. Bien qu'elle ait été en mesure d'accéder aux capitaux internationaux pour financer ses besoins d'emprunt afin de pouvoir accélérer sa croissance, la nature instable des flux de capitaux internationaux a entraîné des fluctuations sur les marchés de taux de change et a causé des crises monétaires. Depuis de nombreuses années, le taux de change est au centre du débat politique en Turquie comme dans les pays en voie de développement.

Dans la section suivante (3.1), nous présentons tout d'abord les évolutions temporelles des principales variables macroéconomiques turques qui nous semblent jouer un rôle décisif dans les fluctuations du taux de change réel de la Turquie par rapport à sa valeur d'équilibre. Nous survolons ensuite la littérature économique qui a cherché à mesurer le taux de change réel d'équilibre de la Turquie (section 3.2).

3.1 L'évolution de l'économie turque

Les 3 dernières décennies, l'économie turque a expérimenté une inflation relativement élevée accompagnée de programmes infructueux de désinflation. La figure (4) expose l'évolution du taux d'inflation en Turquie entre 1988 et 2007. Même si l'inflation a dépassé les 100 % certaines années, elle n'a jamais atteint un niveau d'hyperinflation: le taux moyen annuel d'inflation était de 60-65 % à la fin des années 1980 et début des années 1990. Au cours des années 90, dans un environnement économique ouvert aux mouvements de capitaux internationaux, l'inflation ne descend pas en dessous des 60% et reste autour de 80 % avant que le gouvernement ne lance un nouveau programme de désinflation en 1998. Avec la crise de 2001, l'inflation connaît un dernier pic, de 67%, puis entre, dans la période post-2001, dans une phase décroissante. En 2007, il se situe au niveau de 8,1%. Le programme appliqué depuis 2001 semble donc avoir permis une stabilisation des prix mais l'inflation reste toujours élevée par rapport à celles observées en Union européenne.

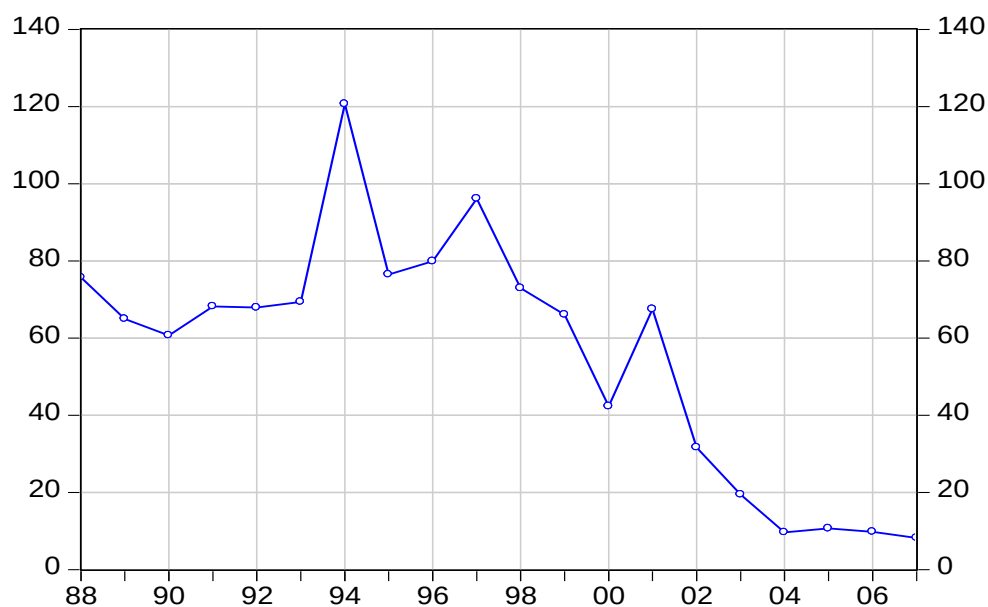


Figure 4. Le taux d'inflation annuelle en Turquie : 1988-2007

La figure (5) affiche l'évolution du taux de croissance annuel du produit intérieur brut (PIB) de la Turquie entre les années 1988 et 2007. Le taux de croissance annuel moyen du PIB turc est de 4,4% sur l'ensemble de la période. Toutefois, cette moyenne relativement élevée ne rend pas compte du caractère instable de l'évolution de la production. Après l'épuisement de système de subvention aux exportations dû à des problèmes de financement privé et public, la Turquie décide de libéraliser son compte de capital en 1989. L'arrivée des capitaux internationaux provoque de fortes fluctuations. Le taux de croissance annuel moyen de la période 1989-2001 n'est que de 3,4%. La crise économique de 1994 contracte le PIB de 5,5% et la récession de 1999 le réduit de 3,4%. Cette période s'achève avec la crise financière de 2001 qui est suivie d'une chute du PIB de 5,7%. En 2001, le Programme de Renforcement de l'Economie Turque est mis en application. Entre 2001 et 2007, la croissance annuelle moyenne monte à 6%. Bien que les taux de croissance soient très élevés dans cette période post-2001, nous observons un ralentissement progressif qui aboutit à 4,7% en 2007.

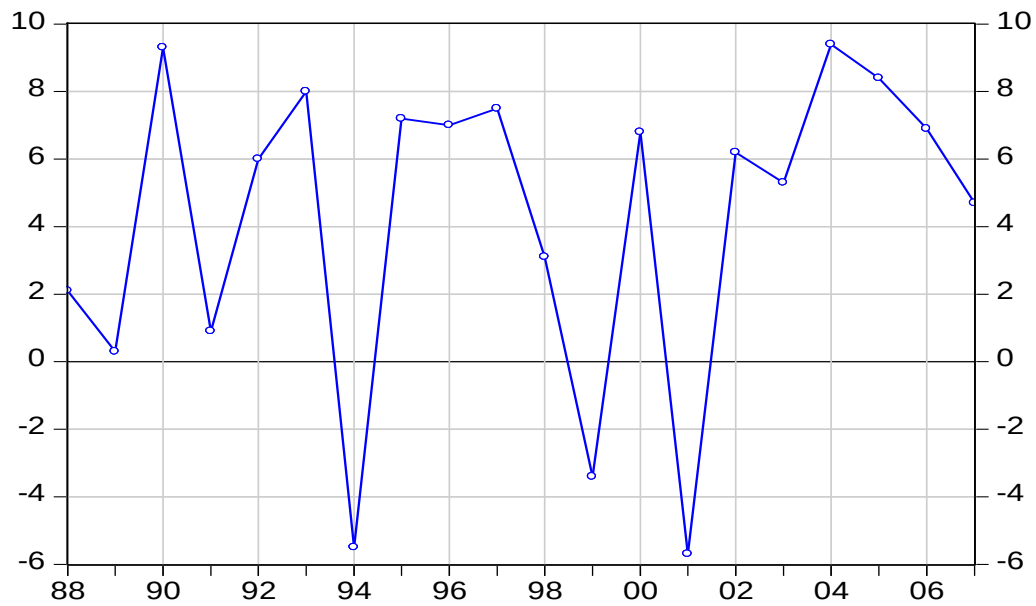


Figure 5. Le taux de croissance du PIB en Turquie : 1988-2007

La figure (6) présente l'évolution du taux de change réel de la Livre turque entre 1988 et 2007. Dans un tel environnement instable, les marchés de change engendrent aussi des fluctuations. Pendant cette période, le taux de change réel ne cesse de s'apprécier. Le taux de change réel, entre 1988 et 2007, a augmenté de 150% par rapport à sa valeur initiale. En revanche nous observons des dépréciations fortes juste avant les crises (1993- 2000) mais celles-ci se sont suivies de fortes appréciations (nous définissons le taux de change comme le prix des devises en LT). Dans ce contexte instable, identifier les causes et les conséquences réelles de ces fluctuations dans les marchés des changes et déterminer un taux d'équilibre devient une tâche difficile. Il devient alors indispensable de tenir compte, en détail, de l'évolution des fondamentaux macroéconomiques de la Turquie. Pour réaliser ceci, l'intervalle d'analyse est divisé en cinq périodes, chacune étant marquée par un changement de stratégies économiques.

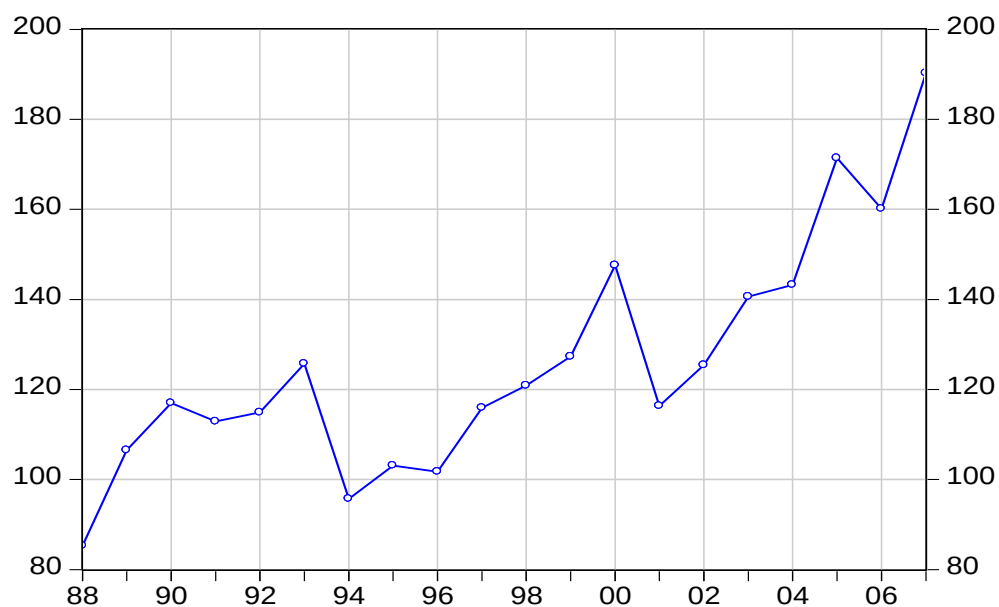


Figure 6. Le taux de change réel annuel de la Livre turque : 1988-2007

3.1.1 Les tournants majeurs et le début de la période de libéralisation (1980-1989)

Une tentative précoce pour réduire l'inflation et pour remettre l'économie sur une voie de développement durable a eu lieu le 24 janvier 1980. Avant ce programme de stabilisation en 1980, la Turquie a développé une stratégie de développement hautement protectionniste et dirigé vers l'intérieur. En effet, durant les années 1960 et 1970, la substitution aux importations et un développement dirigé vers l'intérieur étaient observés. Les producteurs nationaux ont ainsi bénéficié d'une protection sachant par ailleurs que des taux de change multiples furent instaurés pour les produits de consommation importés pour l'industrie nationale. La promotion de l'exportation par le biais de taux de change réels attractifs était une priorité. Une croissance élevée fut ainsi atteinte.

L'économie se tenait bien jusqu'à la fin des années 1970 mais l'augmentation du déficit public et les deux crises pétrolières ont aggravé l'inflation et le déficit du compte courant créant ainsi une pression

sur le taux de change vers 1980. Le déficit du compte courant fut financé par un endettement étranger massif mais l'inflation élevée, accompagnée d'un taux de change fixe, a créé une situation de perte de compétitivité et à une crise des paiements en 1977-78. Le pays fut exposé à une crise de taux de change quelques années avant la crise internationale de l'endettement.

Avec le programme du 24 janvier 1980, le gouvernement déclare son intention de libéraliser l'économie et de poursuivre une politique de croissance en promouvant l'exportation. Après la mise en place du programme, un régime militaire fut instauré en septembre 1980. Avec l'aide précieuse du régime militaire autoritaire, la Turquie a introduit une série de mesures politiques et de réformes structurelles pour la libéralisation de son marché en 1980. La période d'après 1980 a témoigné d'une politique d'abolition de la plupart des contrôles sur les prix, de la dépréciation continue jusqu'à fin 1989 au moins pour pousser les exportations et de systèmes libéralisés d'échange et de paiement (pour une description de la politique du taux de change, voir Asikoglu et Uctum 1992 ; Erol et van Wijnbergen 1997).

Un taux de change administré fut adopté vers la fin de 1981 dans le cadre de ces politiques de stabilisation et de libéralisation. Celui-ci est basé sur des ajustements quotidiens du taux de change nominal et caractérise un régime passif à parité rampante. Pour pouvoir éviter une détérioration de la compétitivité et pour pouvoir satisfaire les attentes publiques, le taux de change nominal est déprécié en permanence. L'adoption d'une telle indexation implicite réduit également le risque politique de fortes dévaluations occasionnelles.

Entre mai 1981 et août 1988, les objectifs de taux de change réel étaient atteints par une révision quotidienne des instruments, c'est à dire le taux de change nominal. Les taux ainsi déterminés par la banque centrale étaient utilisés dans les opérations d'échanges internationaux des banques et des agents hors banque. Au début de 1984, le régime des échanges internationaux fut libéralisé. Les banques furent autorisées à accepter des dépôts en devise étrangère par les résidents et à engager certaines transactions externes spécifiques. Le contrôle de la Banque Centrale sur les banques commerciales fut

simplifié par une révision de la liquidité et du système de réserves obligatoires. En 1986, un marché monétaire interbancaire pour les prêts à court terme devint opérationnel.

L'année d'après, la Banque Centrale a diversifié les instruments monétaires en commençant à ouvrir les opérations de marché. En août 1988, la Banque Centrale a introduit un système de détermination partielle du taux de change officiel par le marché. La Banque Centrale et d'autres acteurs du marché des échanges internationaux se rencontrèrent dans les sessions quotidiennes du marché au comptant interbancaire pour déterminer le taux de change nominal. A la fin de chaque jour ouvrable, la Banque Centrale annonçait le taux de change officiel déterminé lors de la session avec les acteurs du marché. La Banque Centrale intervenait alors, si nécessaire, en achetant ou en vendant dans le marché des échanges internationaux pour réaliser le taux de change officiel résultant de la session (Asikoglu et Uctum, 1992). Il est intéressant de noter que l'introduction de cette détermination par le marché fut suivie de l'instauration d'une balance des capitaux et de la libéralisation des taux d'intérêt. La Banque Centrale influençait le taux nominal directement en ajustant le taux ou indirectement en supportant le taux émergent par les sessions du marché au comptant.

L'engagement dans la politique de dévaluation réelle était ferme et a engendré une dévaluation réelle durable entre 1981 et 1984 ainsi qu'un taux réel constant durant la période 1985-1988. La pression des échanges internationaux était en grande partie éliminée en quelques années par le développement des exportations et le compte courant hors intérêt.

Ertugrul et Selçuk (2001) précisent que l'objectif principal du programme d'ajustement du 24 janvier 1980 était la libéralisation d'un système financier réprimé. Concernant les dérégulations financières, les gouvernements ont commencé à libéraliser le régime des échanges internationaux. Certaines des restrictions sur les mouvements de capitaux furent supprimées et la convertibilité de la Livre turque a été rendue possible. En même temps, les restrictions portant sur les taux d'intérêt furent supprimées et un marché monétaire de court terme fut instauré. La Banque Centrale a permis d'engager des opérations dans le marché ouvert et la plupart des régulations concernant les marchés financiers furent supprimées dans le cadre de la libéralisation et de la mondialisation. Ces efforts de dérégulations

ont accéléré les liens du marché financier interne avec le reste du monde, fournissant des conditions de travail plus compétitives aux banques commerciales. La libéralisation et l'intégration se sont réalisées plus rapidement que prévu, en partie du fait des développements dans le secteur des télécommunications.

Contrairement à beaucoup d'autres pays en voie de développement, la Turquie a relativement bien réussi ses efforts de libéralisation. Les caractéristiques principales de cette politique furent la libéralisation des importations, les subventions à l'exportation et un système de taux de change flexible. Comme prévu, les exportations et les importations turques ont nettement augmenté depuis 1980. L'ouverture de l'économie s'est accélérée de suite : le taux exportations-PNB total est passé de 4,1% à 13,3% entre 1980 et 1988. Le taux importations-PNB total a également augmenté, bien que moins que le précédent, en passant de 11,3% à 16,4 % dans la même période. La situation de la balance extérieure s'est donc améliorée de manière significative. Le taux de déficit externe-PNB a baissé de 7 % en 1980 à 1 % négatif (surplus) en 1988. La dépréciation réelle de la Livre turque (environ 40%) et plusieurs aides apportées aux exportateurs durant cette période étaient les forces motrices majeures de la politique de croissance par les exportations.

Après une dizaine d'année de croissance économique rapide, accompagnée d'une augmentation significative des exportations de produits manufacturés et une position fiscale améliorée, un environnement économique fluctuant s'apparait. Le momentum du programme et du processus de réforme était en déclin vers la fin des années 1980. Les éléments de base des efforts de désinflation à la fin des années 1980 étaient des formes variées d'ancrage nominal et de restriction monétaire sans pour autant fournir d'effort sérieux pour réduire les endettements du secteur public. Surtout après les élections générales d'un nouveau parlement en 1984 et le référendum de 1987, l'inflation a commencé à augmenter de nouveau.

3.1.2 De la période post libéralisation aux crises financières de 1989-1994

Pourtant, à partir de 1989, des appréciations réelles furent autorisées pour réduire la pression surtout sur le déficit budgétaire (par le biais des endettements) et sur l'inflation interne. Les inquiétudes des législateurs ont successivement passé de la compétitivité internationale à la stabilité fiscale et des prix. Autrement dit, le taux de change est utilisé pour stabiliser l'inflation sans corriger les déficits budgétaires sous-jacents résultant d'attaques spéculatives (voir Calvo et Vegh, 1999). Erol et Wijnbergen (1997) montrent que la corrélation entre le taux de change réel et l'inflation n'est pas si évidente.

Les conditions économiques s'aggravant, le gouvernement turc a canalisé vers le pays d'importants flux de capitaux étrangers en utilisant le procédé comme un mécanisme clé pour restaurer la croissance économique, plutôt que de se pencher sur les défaillances structurelles fondamentales de l'économie turque, plus particulièrement les larges déséquilibres fiscaux et une perte de dynamisme dans l'export. Le flux croissant de capitaux internationaux arrivant en Turquie, accentué par la récession et des taux d'intérêt faibles dans les pays développés, était vu comme la seule solution pour surmonter les difficultés financières en Turquie. Cette politique nécessitait à la fois un taux d'intérêt élevé pour les valeurs domestiques et un faible taux de dépréciation pour assurer le flux entrant de capitaux à court terme. Les législateurs turcs ont commencé à ralentir le taux de dépréciation de la Livre turque.

Comme les autres pays en crise, le Mexique et les pays de l'Asie de l'Est, la Turquie a voulu bénéficier des opportunités que les marchés financiers internationaux offraient dans les années 1990. Le processus de libéralisation financière initié en janvier 1980 avait rendu nécessaires la libéralisation du compte de capital et l'instauration de la convertibilité complète de la livre turque dans le but d'accélérer les taux de croissance en accédant à des ressources étrangères bon marché. Ainsi, la libéralisation du secteur financier était achevée en grande partie par la suppression des restrictions dans les mouvements

des capitaux en août 1989. La même année, la Banque Centrale a lancé un nouveau programme monétaire qui empêchait l'accès facile du secteur public aux crédits de la Banque Centrale. Un an après, en 1990, la Turquie a adopté la convertibilité de la livre. A partir de là, tous les obstacles furent levés et les transactions d'échanges internationaux sur le compte du capital étaient libéralisées. Suivant cette politique de libéralisation, le système financier de la Turquie a traversé une transition majeure vers un compte de capital extrêmement libéral comparable à ceux des grandes économies ayant des marchés financiers extrêmement développés.

Cependant, Ozlale et Yeldan (2004) jugent que cette politique est prématurée et trop hâtive. Le gouvernement n'a pas accompagné la nouvelle politique monétaire en prenant les mesures nécessaires en termes fiscaux et le Trésor a dû recourir à l'emprunt externe et interne. En l'absence de correction par les fondamentaux macroéconomiques et s d'une politique de régulation prudentielle du secteur bancaire, les marchés domestiques des biens et des titres firent les frais des conditions instables de l'ouverture à la concurrence internationale.

En outre, Onis et Aysan (2000) indiquent que l'absence de prise en compte du rôle régulateur et superviseur de l'Etat a constitué un point commun dans les crises des pays en voie de développement dans les années 1990. Quand ces pays ont entrepris des mesures pour libéraliser leur régime de compte de capital, ils ont totalement négligé les aspects régulationnistes des réformes menées. L'attention se focalisait exclusivement sur les prises de bénéfices potentiels associés aux mécanismes de marché, sans qu'un effort n'eût été porté à la prévention et à la résorption des problèmes de gestion économique générés par la libéralisation du compte de capital.

La libéralisation du compte de capital et la transition à la convertibilité complète de la Livre turque en 1989 ont eu pour conséquence une augmentation dramatique des flux de capitaux étrangers vers la Turquie. Celui-ci a poussé vers l'appréciation du taux de change en terme réel. C'est un processus similaire expérimenté par le Mexique et les pays de l'Asie de l'Est à la suite de leur libéralisation du compte de capital. Mais contrairement aux autres pays, l'acteur principal dans le contexte turc a été l'Etat et le secteur public. Bien que l'augmentation des flux de capitaux entrants vers la Turquie s'est

traduite par l'expansion des crédits bancaires par rapport à leur niveau d'avant la crise, la plupart de ces flux fut utilisée pour combler le déficit budgétaire

Ertugrul et Selçuk (2001) montrent que la Livre turque s'est appréciée en terme réel de 22 % en 1989. Cette appréciation du taux de change a engendré une diminution des exportations tout en encourageant une croissance des importations. Le déficit extérieur en pourcentage du PNB a augmenté de 2% en 1989 et de 4 % en 1990. Bien que ce taux ait faiblement baissé en 1991 et 1992, le déficit externe a atteint 6% du PNB en 1993. L'augmentation des flux entrant de capitaux fut utilisée pour compenser les déficits des comptes courants de 1989 à 1994.

En effet, les flux de capitaux à court terme ont été utilisés par le gouvernement turc comme un instrument servant à financer les dépenses courantes et les remboursements des intérêts sans entreprendre de réforme fiscale pour augmenter ses revenus. Le manque de restrictions dans les dépenses publiques a conduit à l'expansion du déficit fiscal et à l'augmentation des taux d'intérêt, le financement du déficit budgétaire étant assuré par l'endettement international et domestique. Les entrées de capitaux en Turquie ont significativement augmenté à partir de 1990 sous la forme notamment de capitaux spéculatifs, accroissant de ce fait l'instabilité macroéconomique existante. En effet, les inspecteurs de FMI ont mis en évidence une forte relation causale entre les valeurs nettes étrangères et le déficit budgétaire en Turquie. La libéralisation a largement altéré le processus par lequel les déficits publics étaient traditionnellement financés. Le secteur public a commencé à être financé par les acteurs domestiques qui s'endettèrent de plus en plus à l'étranger.

Comme prévu, l'explosion des flux de capitaux entrants fut associée à une appréciation réelle de la monnaie durant les années 1992 et 1993 ainsi qu'à des déficits persistants des comptes courants. Durant la période 1990-1993, l'inflation annuelle était autour de 65%, l'augmentation annuelle de la valeur du dollar par rapport à celle de la Livre turque avoisinait les 52% alors que le taux d'intérêt sur les dettes gouvernementales à court terme était de 85%.

L'augmentation systématique de la dette domestique et des besoins d'emprunt à court terme ont créé une surestimation des taux d'intérêt. Le secteur financier émergea comme un gagnant majeur en termes de gains à haut taux d'intérêt. Effectivement, il est devenu possible de réaliser des gains annuels de 47% en dollar en 1989, de 25% en 1990 et de 18 % en 1992 et 1993. Boratav et Yeldan (2001) indiquent que durant ces périodes lucratives les banques turques se sont détachées de leurs fonctions conventionnelles, ont agi comme des rentiers institutionnels et ont réalisé d'énormes gains d'arbitrage quand les conditions étaient appropriées. Cependant, elles sont devenues extrêmement vulnérables aux risques de taux de change et aux changements soudains du taux d'inflation. Dans leurs nouvelles fonctions, elles sont peu à peu devenues la faction dominante des groupes d'affaires dont la puissance leur permettait d'influencer et de manipuler les politiques économiques.

A partir de la fin de 1993, il est devenu clair que la croissance rapide de l'économie turque au début des années 1990 n'était pas installée sur des fondations solides. Il était extrêmement difficile de maintenir une croissance économique dans un environnement caractérisé par l'augmentation significative des dépenses publiques qui n'est pas suivi par une augmentation adéquate des revenus publics. Il est clair, qu'un déficit croissant de compte courant couvert par les flux de capitaux étrangers à court terme, ne pouvait fournir un fondement à un processus de croissance régulière.

Selon Boratav et Yeldan (2001), le facteur crucial derrière tous ces développements a été l'effondrement du revenu public disponible (qui a diminué de 39% en 1990 en terme réel) avec l'émergence des économies publiques à partir de 1992. C'était essentiellement un résultat des emprunts faits aux banques domestiques à de hauts taux d'intérêt. Dans les années 1990, les taux d'intérêt dans les dettes gouvernementales ont dépassé le taux de l'inflation et ce par 30 points de pourcentage en moyenne. Avec l'inflation avoisinant les 75 %, ceci signifiait un taux d'intérêt réel de plus de 17 %. De ce fait, de plus en plus de revenus d'impôts furent alloués au remboursement des intérêts. Le rapport des remboursements d'intérêts et de revenus d'impôts est passé de 20 % en 1980 à 77% en 1990 en augmentant presque continuellement.

Un taux d'intérêt élevé, une livre appréciée, de lourds endettements à court terme internes et externes étaient les caractéristiques typiques de l'environnement financière entre 1989 et 1994. Même si la crise de 1994 a interrompu cette politique, les autorités turques ont poursuivi la même politique de taux de change tout au long des années 1990.

Vers la fin de 1993, il était clair que la politique fiscale et la situation de la balance extérieure n'étaient plus tenables. Le changement de politique du gouvernement par des taux d'intérêt bas, une politique de dépréciation renforcée et l'annulation des appel d'offre du Trésor ont obligé le système bancaire a des réajustements d'urgence des actifs et passifs libellés en devise. Ces réajustements à la va-vite ont provoqué une demande pour les actifs étrangers. Du fait de la nature insoutenable de la politique fiscale et du déficit externe, en janvier 1994, les agences internationales de notation ont baissé la note souveraine de la Turquie en dessous du niveau « *investment grade* ». Ceci a déclenché une panique dans les marchés financiers.

3.1.3. La crise de 1994

Afin de briser le cercle vicieux des emprunts nationaux avec des taux d'intérêt élevés et des devises étrangères bon marché (Livre turque surévaluée), le gouvernement a adopté un objectif de taux d'intérêt faible et l'a mis en œuvre en s'appuyant fortement sur les ressources de la Banque centrale au début de 1994. Une composante majeure de la base monétaire créée par la Banque centrale a été amenée sous forme de crédit bancaire au secteur public. Ces politiques accompagnées de la réduction de la côte d'investissement de la Turquie par deux grandes institutions de notation de crédit ont précipité la crise en 1994. Ceci, à son tour, a généré une sortie importante de capitaux de court terme. La crise financière s'est manifestée par une crise majeure de la balance des paiements conduisant à la dépréciation massive du taux de change dans les premiers mois de 1994.

En Janvier 1994, la livre turque a été dévaluée d'environ 13%. Toutefois, cela n'a pas pu freiner la demande excessive pour les devises étrangères. La Banque Centrale a alors augmenté ses taux d'emprunt. Bien que la dévaluation ait été faible, elle a détruit le bilan des banques commerciales. Afin

d'alléger le lourd fardeau des positions ouvertes des banques commerciales, la Banque Centrale et les banques publiques ont commencé à vendre des devises aux banques privées.

Après trois mois de turbulence, le 5 avril 1994, le gouvernement a lancé un programme de stabilisation et d'ajustement structurel, contenant des mesures d'austérité budgétaire visant à réduire l'inflation et à améliorer la balance extérieure. Il a dévalué en termes nominaux la Livre turque 65% supplémentaires. Le changement dans l'orientation politique et le cumul de défauts structurels du système bancaire vulnérable ont été les raisons apparentes de cet atterrissage forcé.

Un accord de *stand-by* a été approuvé par le conseil du Fond Monétaire International (FMI) deux mois après le début de ce programme. Entre avril 1994 et Décembre 1994, la Livre turque s'est appréciée en termes réels de manière significative (22 % en cinq mois) et l'effet de correction de la dévaluation a disparu au cours de la première moitié de l'année.

Néanmoins, les capitaux étrangers sont revenus durant la période 1995-1997 où l'économie a connu trois années successives de croissance de plus de 7%. Au cours de cette période la Banque centrale a poursuivi, de manière effective, une politique de stabilisation du taux de change réel permettant d'éviter l'appréciation de la monnaie. Cela a permis une reprise marquée des exportations, qui ont contribué à maintenir les comptes courants à des niveaux soutenables malgré une croissance rapide. Les sorties nettes de capitaux par les résidents ayant également ralenti, la plupart des entrées de capitaux a été absorbée par des hausses dans les réserves internationales. Ces flux ont été attirés en grande partie par des possibilités d'arbitrage à court terme étant donné que les taux d'intérêt sur la dette publique sont restés bien au-dessus du taux d'inflation ainsi que du taux de dépréciation du taux de change nominal. Dans la même année 1995, le processus de libéralisation des échanges a été accéléré avec la mise en place d'une Union douanière entre la Turquie et l'Union Européenne. Avec l'union douanière, la Turquie a aboli tous les droits de douane sur les importations de produits industriels en provenance de l'UE et a adopté le tarif douanier commun de l'UE contre les nations non-membres. L'union douanière a entraîné une croissance à la fois de la concurrence et du volume des importations (Doroodian 2002). Toutefois, les déficits extérieurs en 1998 et 1999 ont été relativement faibles, et ce

grâce aux niveaux extrêmement élevés des après la crise russe et la baisse de la demande totale. Les exportations totales ont stagné au cours des quatre dernières années autour d'environ 26 milliards de dollars. Par conséquent, les changements dans les importations totales ont dominé la dynamique du compte courant.

Rodrik et Velasco (2000) considèrent le ratio dette extérieure à court terme/réserves de la Banque centrale comme l'indicateur le plus robuste d'une crise de change. En Turquie, ce ratio est supérieur à 100% depuis 1995. Pour pouvoir comparer, notons que lors du déclenchement de la crise financière en Asie en 1997, ce ratio était de 60% en Malaisie, 90% aux Philippines, 150% en Thaïlande, et 170% en Indonésie. Comme nous le voyons clairement, la Turquie affiche une fragilité significative avec ce ratio qui peut être considéré comme un indicateur de danger pour le marché de changes turc.

A cette image fragile, se sont ajoutés un ensemble de pressions ayant pour origine la montée du besoin de financement du secteur public (BFSP). En fait, avec l'avènement de la libéralisation financière à part entière après 1989, le financement du BFSP s'appuie exclusivement sur des émissions d'instruments de dette publique destinés au marché domestique, et en particulier au secteur bancaire. Le stock de la dette publique intérieure n'était que de 6% du PNB en 1989. Ce ratio a rapidement augmenté et atteint les 42,8% en 1995, et 59,1% en 2000. Il était devenu évident que le gouvernement n'était plus derrière le programme du 5 avril. L'accord de stand-by a pris fin en 1995 dû à des incertitudes politiques, conjugués à de mauvaises politiques budgétaires et monétaires. Pendant les deux années suivantes, il n'y a eu aucune tentative sérieuse pour réduire l'inflation.

En Juillet 1998, le gouvernement turc a débuté un autre programme de désinflation sous la guidance d'un programme de surveillance du FMI (*Staff Monitored Program*). Le programme a atteint quelques améliorations concernant le taux d'inflation et les déséquilibres budgétaires, mais il n'a pas pu soulager les pressions sur les taux d'intérêt. La crise russe en août 1998, les élections générales en avril 1999 et deux tremblements de terre dévastateurs en août et en octobre 1999 ont conduit à une détérioration du solde budgétaire du secteur public. Les taux d'intérêt réels sont restés élevés pour défendre la LT pour une période de temps considérable après la crise russe. Néanmoins, il convient de

noter qu'il y avait une faible appréciation (environ 10 pour cent) de Janvier 1996 jusqu'à ce que la crise russe de Juillet 1998. Durant cette période, on observe à nouveau un boom dans la consommation privée et l'investissement privé.

3.1.4. La crise financière de 1999

Dans ce contexte, le gouvernement turc nouvellement créé en décembre 1999 a adopté un programme de stabilisation et de désinflation fondé sur le taux de change, dans l'objectif de faire baisser d'ici à la fin de 2002 le taux d'inflation à un niveau inférieure à 10%. Ce processus a été réalisé sous la supervision et le soutien du Fond monétaire international (FMI). Le programme s'appuyait exclusivement sur l'ancrage nominal d'un panier de taux de change et sur une austérité fiscale.

À la veille du lancement du programme de stabilisation de 1999, la situation du secteur externe semblait être relativement saine (Boratav et Yeldan, 2002). La position de la balance des paiements était soutenable. La valeur de la monnaie ne semblait pas être en décalage avec les sous-jacents fondamentaux étant donné que l'appréciation précédente avait été corrigée par la forte dévaluation de 1994. La Banque Centrale a suivi de façon efficace une politique de taux de change ajustable destinée à empêcher une appréciation réelle et importante de la Livre turque. Ce fut également l'avis exprimé par le FMI dans un rapport publié à la veille du programme de stabilisation: « Pris dans leur ensemble, les résultats suggèrent que la Livre turque peut s'apprécier d'environ 10% à partir de sa moyenne de 1998 tout en assurant un déficit courant soutenable. En s'appuyant sur le critère de stabilisation du ratio de la dette nette /PIB, l'analyse dans ce chapitre suggère que le taux de change réel de la Turquie était «sous-évalué» d'environ 10% en 1998. Vraisemblablement cette « sous-évaluation » a continué au cours de l'année 1999 sachant que le taux de change nominal était en général maintenu en ligne avec l'inflation.

Le programme a imposé un contrôle monétaire en limitant l'expansion monétaire à l'évolution de la position des actifs extérieurs nets (NFA) de la Banque Centrale et en fixant le stock des actifs intérieurs nets (CND) de la Banque à son niveau de décembre 1999. Il a été, en outre, annoncé que la

Banque Centrale serait autorisée à modifier ses actifs nets intérieurs dans un intervalle de $\pm 5\%$ de la base monétaire. En conséquence, la Banque Centrale s'est engagée dans une politique de non-stérilisation, selon laquelle toutes modifications de la base monétaire refléteraient directement les changements des actifs extérieurs nets de son bilan. Donc les liquidités de la Banque Centrale étaient liées aux achats de devises étrangères

Ainsi, avec des limites inférieures sur les réserves nettes internationales, des plafonds sur les actifs nets intérieurs et une règle stricte de non-stérilisation, le programme pouvait être interprété comme une *currency board* légère. Au sein de ce mécanisme, la politique monétaire est limitée par les flux de devises étrangères. Ainsi la satisfaction des besoins de liquidité de l'économie dépend d'une poursuite correcte de l'écoulement de crédits étrangers dans le système.

Comme l'expansion de la base monétaire a été liée à l'afflux de devises étrangères, c'est l'ajustement du taux d'intérêt qui gère la liquidité disponible dans l'économie domestique. En d'autres termes, la hausse des taux d'intérêt intérieurs incite les entrées de capitaux étrangers permettant ainsi une expansion monétaire. Réciproquement, les excès de liquidités sont signalés à travers une baisse des taux d'intérêt. Ceci provoque une sortie de capitaux étrangers, qui permet d'obtenir de nouveau le niveau de l'équilibre des liquidités sur le marché financier domestique.

Le programme de stabilisation annonçait que le taux de dépréciation de la monnaie serait fixé selon un calendrier spécifique, définissant alors le cours de l'évolution du taux de change tout au long de l'année.

En fait Keyder (2001) rappelle qu'à la suite de la libéralisation du compte capital en 1989, pendant environ un an, le taux de change nominal (même s'il n'a pas été annoncé à l'avance) a été utilisé comme une ancre. Au cours de la période de 1990 à 1999, la politique de taux de change a été indexée sur les prévisions d'inflation. Erçel (1999) explique le mécanisme d'ancrage nominal du taux de change prévu par le programme de désinflation (stabilisation), couvrant la période 2000-2003.

À cet égard, « un régime d'ancrage nominal sans bande de fluctuations » jusqu'en fin juin 2000, et « avec bande » après Juillet 2001 a été prévu. A cet effet, la Banque Centrale a annoncé un panier de taux de change composé de 1\$US+0,77€, et un calendrier quotidien de taux de dépréciation. Ce dernier prévoyait une dépréciation de 20% sur l'ensemble de l'année 2000, avec des taux mensuels décroissants, commençant par 2,1% pour le premier trimestre et atteignant 1% pour les trois derniers mois de l'année. À la fin de chaque trimestre, le calendrier des taux de change devait être prolongé de trois mois supplémentaires, sans altérer la partie de la trajectoire du taux de change qui avait été déjà annoncé. La pré-annonce de la dépréciation du taux de change dans le cadre d'un tel calendrier était considérée comme le pilier du programme dans sa tentative de briser l'inertie inflationniste des trois dernières décennies.

À partir de juillet 2001, une marge de fluctuation du taux de change allait être mise en place. La bande allait s'étendre progressivement autour du point central, évalué en utilisant les pourcentages de variation présentés ci-dessus, pour atteindre une largeur totale de 7,5% en fin décembre 2001, 15% en juin 2002, et 22,5% en fin décembre 2002. Par la suite, la détermination du taux de change serait laissée au marché. L'utilisation de la bande permettrait également de rendre plus flexibles les actifs intérieurs nets. Ainsi, la capacité de la Banque Centrale à influencer les taux d'intérêt en surveillant des actifs intérieurs nets serait augmentée. D'ici là, si le problème d'inflation serait résolu et la Banque Centrale devenait officiellement autonome, l'adoption du «ciblage d'inflation» était prévue (lettre d'intention supplémentaire, 18 décembre 2000).

Boratav et Yeldan (2002) soulignent que cette sortie pré-annoncée de l'ancrage était considérée comme un des principaux atouts du programme turc comparé aux expériences antérieures d'ancrage nominal, en particulier en Amérique latine. De tels programmes ont souvent été critiqués au motif qu'ils étaient lancés sans accorder suffisamment d'attention au problème potentiel d'appréciation réelle de la monnaie et sans une stratégie claire de sortie prévoyant le moment et la manière de la modification de l'ancrage, ou du régime lui-même pour réaligner le taux de change (Eichengreen et al. 1998, et Fischer, 2001). Par ailleurs, la question du rythme de la désinflation constituait également un pari risqué: une incapacité à atteindre les objectifs d'inflation pourrait renforcer les anticipations selon lesquelles une

forte dépréciation surviendrait au moment de la date de sortie pré-annoncée. Ceci créerait alors un risque d'attaque précoce sur la monnaie. Ce fut, en fait, ce qui s'est passé en Turquie.

Tout au long de l'année, la dépréciation du taux de change a suivi le calendrier prévu, et la Banque Centrale a contrôlé avec succès l'expansion de la base monétaire en maintenant sa position d'actifs nets domestiques dans les limites du programme. De même, les opérations fiscales étaient conformes aux objectifs de recettes et de dépenses, et dès septembre, le solde primaire budgétaire (excluant les transferts d'intérêt) du budget consolidé a réussi à atteindre la cible de fin de l'année.

Les effets initiaux du programme étaient donc typiques, dans la mesure où l'inflation a ralenti, les taux d'intérêt ont baissé et la consommation a explosé. En 2000, le taux d'inflation est tombé au plus bas niveau des quatorze dernières années. Bien que l'augmentation de 38,9% de l'indice des prix à la consommation (IPC) en 2000 soit bien supérieure au taux cible de 25%, elle reste une amélioration significative comparée au taux d'inflation de 68,8% enregistré en 1999. En revanche le rythme de la désinflation était lent et l'objectif de fin d'année a été dépassé de quelque 15 points de pourcentage. Étant donné que le chemin prédéterminé pour le taux de change nominal a été suivi, la lenteur de la désinflation a entraîné une forte appréciation réelle de la monnaie.

La situation a également été aggravée par l'appréciation du dollar par rapport à l'euro. La force du dollar américain vis-à-vis de l'euro a posé des problèmes étant donné que la Livre turque était fixée à un panier de devises composé de 1 dollar et de 0,77 euro. Le poids du dollar américain a augmenté d'environ 56% au début de l'année 2000 à 61% en novembre 2000, ce qui a nuit aux exportations nettes vers l'Europe, qui compte pour la moitié du commerce extérieur du pays. La force du dollar US vis-à-vis de la Livre turque peut également être citée comme une des causes du niveau élevé de l'inflation car l'économie turque est fortement dollarisée. L'évolution du taux d'inflation par rapport au taux Livre turque /USD affiche clairement le lien étroit entre ces deux variables. L'inflation ayant dépassé, avec une marge à deux chiffres, le taux de dépréciation annuel de la Livre turque vis-à-vis du panier de devises, la monnaie nationale s'est apprécié. Cette appréciation réelle s'est ajoutée aux facteurs internes causant la détérioration des comptes extérieurs. La hausse des prix de l'énergie a par ailleurs fait grimper les taux

d'inflation des partenaires commerciaux, mais une réelle appréciation de la Livre turque s'est tout de même produite.

Cependant, les marchés ont ignoré ce risque. Les expériences passées des programmes de stabilisation fondés sur le taux de change ont permis d'observer une *régularité empirique*. Dans un premier temps, ces programmes créent une expansion de la demande, accompagnée des déficits commerciaux et courants croissants et souvent insoutenables. Par la suite, arrive une phase de contraction, dont l'ampleur dépend du niveau des déficits externes précédents. Ce mécanisme a été observé en Turquie aussi. Au cours de la mise en place du programme de stabilisation, la désinflation, l'appréciation de la Livre turque et les taux d'intérêt exceptionnellement faibles ont généré un redressement puissant mené par la demande domestique, avec une croissance du PIB annuel supérieur à 7% en 2000, alors qu'une forte récession avait été observée en 1999. La confiance a été réinstaurée. L'endettement externe net a augmenté tandis que les échéances de remboursement se sont allongées. Le surplus primaire a dépassé les objectifs et le ratio dette publique/PNB a diminué. Toutefois, l'élimination du risque de change a ouvert la voie à la hausse de l'endettement externe. La hausse rapide du stock de dette externe était notamment menée par l'augmentation de l'endettement de court terme qui, dans la plupart des cas, était réalisé à un taux dépassant l'optimum social.

La stratégie du « financement du déficit public en s'appuyant sur l'endettement externe de court terme » a rendu le système bancaire vulnérable aux risques de change et d'intérêt. Le comportement de prise de risque non-couvert combiné avec une hausse remarquable des positions ouvertes dans le secteur bancaire ont créé de sérieux doutes concernant la soutenabilité des politiques de gestion de dette publique fondées sur les entrées de capitaux étrangers de court terme. Le programme turc de désinflation mis en place en 1999 a omis les fragilités structurelles du système bancaire et s'est appuyé excessivement sur les mouvements de capitaux de court terme pour créer des liquidités. De plus, il a ignoré le fait que la Livre turque ait déjà été surévaluée à la veille de la mise en place du programme en 1999.

Le redressement important de la demande domestique dans les secteurs privé et public (partiellement dû à la chute d'une ampleur inattendue des taux d'intérêt provoquant ainsi une hausse des crédits) a engendré une hausse des importations des produits intermédiaires et des biens de capital (Keyder 2001). En août 2000, les importations de la Turquie étaient constituées à 64,2% de biens intermédiaires, à 21,2% de biens capitaux et à 14,2% de biens de consommation. Vers la fin de 1999, la Livre turque a connu une dépréciation accélérée et sa valeur était légèrement sous-évaluée à cette période. Entre les dernières semaines de 1999 et l'année 2000, le panier de taux de change a vu sa valeur augmenter de 20,3%, tandis que les taux d'évolution des indices des prix de gros et des prix à la consommation ont été, respectivement, de 32,7% et de 39%. En omettant l'évolution des prix dans les partenaires commerciaux, ces données impliquent une appréciation réelle de la Livre turque de 10,4% et de 15,6% en termes des deux indices de prix respectivement. Au milieu de l'année 2000, la Livre turque était estimée légèrement surévaluée, rendant plus attirant les actifs libellés en Livre turque. Or, malgré cette surévaluation, l'indice des prix à l'exportation de la Turquie a diminué de 5,6% au cours des huit premiers mois de 2000.

Dans les dix premiers mois de l'année 2000, les exportations turques n'ont augmenté que de 0,8%, alors que les importations ont enregistré une hausse de 35,4%. Le ratio exportations/importations a chuté à un niveau record de 50,3% (moyenne janvier-octobre 2000). Ces évolutions ont provoqué un doublement du déficit commercial. Ce dernier est passé de 10,5 milliards de dollars en 1999 à 21,8 milliards de dollars en 2000 (cumul des dix premiers mois).

Les conditions de crise ont émergé principalement dû à la fragilité croissante du système financier. Cette fragilité, à son tour, a été générée par les mouvements de capitaux non-contrôlés et excessivement volatiles, contenant une partie spéculative considérable. Dans le système de compte capital libéralisé (ouvert), les entrées de capitaux nécessitent intrinsèquement un plus important taux de rendement sur les actifs domestiques, comparé au taux de dépréciation. Ceci stimule davantage les entrées de capitaux étrangers et la monnaie domestique poursuit son appréciation, provoquant de nouveau des entrées de capitaux spéculatifs de plus en plus importants.

Le volume des entrées de crédits bancaires étrangers est passé de 122,6 milliards de dollars en 1999 à 209,6 milliards de dollars en 2000. Par conséquent, le ratio dette externe de court terme/réserves de la Banque Centrale est monté brusquement de 101,3% en juin 2000 à 147,2% en décembre 2000. Ce ratio est vu comme un des indicateurs cruciaux de la fragilité externe. Du point de vue de la spéculation internationale, le niveau de 60% pour ce ratio est considéré comme un seuil critique (Voir Kaminsky, Lizondo et Reinhart, 1998). Il faut noter que le cas turc est alarmant, d'autant plus que ce ratio n'est jamais passé au dessous des 100% depuis la libéralisation du compte courant en 1989.

Dans ce contexte, Ertugrul et Yeldan (2003) souligne le changement considérable des structures des actifs et des passifs dans le système bancaire depuis la libéralisation en 1989. Le ratio de dollarisation des passifs a augmenté de 25% en 1989 à 48% en fin 1999. Dans cette même période, le taux de dollarisation des actifs est monté de 26% à 38%. La part des dépôts bancaires en dollars a atteint les 55%. Le système de financement du déficit public fondé sur les entrées de capitaux étrangers de court terme, accompagné des taux d'intérêt réels élevés a incité les banques commerciales à augmenter leurs positions ouvertes en devises étrangère, tout en négligeant les mesures de prudence dans la gestion des actifs et des passifs.

Etant donné les faiblesses structurelles et historiques du système bancaire turc, la politique orthodoxe consistant à relier l'expansion monétaire et la gestion des besoins de liquidités de l'économie domestique aux mouvements spéculatifs de capitaux étrangers de court terme, de manière exclusive, était un défaut évident du programme développé par les experts techniques du FMI. Le programme de désinflation a donc « confié » le mécanisme de création de liquidités aux mouvements de capitaux insoutenables de court terme, qui, par définition, sont excessivement volatiles, erratique et sujet à un comportement de masse.

Dans cet environnement économique fragile, le caractère insoutenable de l'endettement à court terme et l'expansion du déficit courant au cours de l'année 2000 ont conduit à une brusque sortie de capitaux, provoquant, en février 2001, l'abandon du système d'ancrage nominal du taux de change.

Au cours de la mise en place du programme, le déficit de court terme a engendré l'apparition d'une bulle sur le marché des actifs. A mesure que la vulnérabilité du système bancaire face au risque s'élève et que des doutes sur la soutenabilité du programme se développent, les entrées de capitaux s'arrêtent soudainement (*sudden stop*), rétrécissant très fortement les liquidités sur le marché et élevant les taux d'intérêt domestiques à des niveaux très élevés.

Dans une économie financièrement peu développée et disposant d'un système bancaire fragile, les programmes de désinflation fondés sur le taux de change étant destinés à bloquer les ajustements du taux de change, le premier impact d'un arrêt des entrées des capitaux est observé sur les taux d'intérêt.

Ertugrul et Yeldan (2003) résument ce mécanisme dans le contexte turc en suivant une relation cause-effet : les changements non-stérilisés des actifs externes nets de la Banque Centrale induisent une modification de la base monétaire. Le taux de change étant nominalement ancré, cette modification est transmise vers les autres variables réelles et nominales à travers les variations du taux d'intérêt. Dans ces conditions, les effets des mouvements spéculatifs des capitaux sur le taux d'intérêt sont amplifiés. Le programme a négligé cette relation de causalité et a ignoré ses effets destructifs sur le système bancaire fragile.

3.1.5. Crises financières de 2000-2001

Après la fuite des capitaux, le secteur bancaire qui était déjà fragile, s'est retrouvé en crise. En novembre 2000, à peine un an après l'introduction du programme de stabilisation, le pays a connu une crise financière très grave. Les déficits courants élevés, l'effort des banques à couvrir leurs positions ouvertes en devises étrangères, l'avènement de la crise financière argentine qui a réduit la confiance des investisseurs étrangers vis-à-vis des marchés émergents, et les remboursements de prêts à l'étranger vers la fin de l'année, ont été des facteurs supplémentaires qui ont contribué à une demande accrue de devises étrangères. Plus de 6 milliards de dollars américains de capitaux à court terme ont fui le pays, créant une grave pénurie de liquidités et la flambée des taux d'intérêt. La perte de confiance a précipité la crise de change de février 2001.

Les politiques à court terme mises en place au cours des trois mois entre les deux crises de novembre et février étaient essentiellement destinées à préserver l'ancrage du taux de change à tout prix. Début Décembre 2000, le gouvernement a demandé l'accès à la Facilité de réserve supplémentaire du FMI (*Supplemental reserve facility*). La demande a été accordée assurant 7,5 milliards de dollars américains de soutien supplémentaires le 22 Décembre, et les objectifs techniques du programme monétaire ont été révisés. Ce n'est qu'alors que la poursuite de l'application du programme a pu être garanti avec le retour au calme des marchés. Les marchés de changes ont été temporairement stabilisés, mais à des taux d'intérêt nettement supérieurs aux niveaux enregistrés avant la crise. Les quatre derniers appels d'offre du Trésor pour les titres de la dette publique qui se sont tenues en novembre avaient abouti à une moyenne (pondérée) des taux d'intérêt annualisés de 38,6%, alors que les quatre premiers appels en 2001 avant la crise de février ont engendré un taux d'intérêt de 66,6%.

Toutefois la recherche de la satisfaction de la demande de devises à travers des taux d'intérêt exorbitants créa, clairement, une situation instable. L'accroissement de la dette publique, l'inflation élevée et l'appréciation réelle permanente de la monnaie a provoqué une incertitude considérable quant à la soutenabilité du système d'ancrage du taux de change. Au lendemain des re-négociations avec le FMI, réalisées à la suite de la première crise en novembre 2000, la publication, le 19 Février 2001, d'une dispute politique entre le Premier ministre et le Président de la République, a fortement frappé les marchés déjà tendus. Cela a abouti à une deuxième attaque spéculative sur la Livre turque à la fin Février 2001. La Banque centrale a été forcée de vendre une grande partie de ses réserves en devises (5,2 milliards de dollars dans les deux jours qui ont suivi) dans une dernière tentative visant à soutenir la Livre turque alors que les taux à court terme avaient atteint des sommets à plus de 5000 %. Mais le gouvernement ne pouvait plus supporter les pressions des marchés. L'attaque spéculative contre la monnaie a engendré le risque d'une perte totale de contrôle de la politique monétaire ainsi que d'un épuisement rapide des réserves internationales. Dans ce contexte, le gouvernement a été contraint à abandonner le régime d'ancrage nominal et à laisser flotter la monnaie. En une journée, la monnaie a perdu environ un tiers de sa valeur face au dollar avec le taux de change de la Livre turque passant de 680 milles livres par dollar à 960 milles livres.

A la suite de l'annonce de flottement libre de la monnaie, le 22 février 2001, le programme de stabilisation entrepris en 2000 a officiellement pris fin. En mi-mai, un accord plus conventionnel de *stand-by* a été signé avec le FMI. Le nouveau programme a été structuré autour d'une longue liste de ce que l'on appelle des "réformes structurelles" qui (à l'exception de celles liées au système bancaire) n'avaient pas à court terme, ni même à moyen terme d'effet stabilisateur. De plus, ce programme prévoyait une gestion de la demande par le biais d'une rigueur financière et monétaire, mais avec aucun objectif concernant le taux de change.

Le plan de stabilisation turc fondé sur l'ancrage nominal du taux de change n'a donc duré que 14 mois et a été un échec spectaculaire, en dépit d'un régime de parité relativement souple et une stratégie de sortie de crise pré-annoncée. L'éruption d'une crise bancaire s'est rapidement transformée en une crise de change. Cette dernière n'a pu être surmontée que par des prêts extérieurs et une garantie de couverture par le gouvernement de toutes les dettes du secteur bancaire. Ce système fut finalement vain étant donné que la Livre turque a été laissée en flottement total à la suite de la crise de change survenue à la fin Février 2001.

Après l'annulation du programme de désinflation fondé sur le taux de change, le ministre nouvellement nommé, M. Kemal Dervis (ancien Vice Président de la Banque mondiale), a présenté une nouvelle lettre d'intention au FMI. Enfin, le 15 mai, M. Dervis a relancé un nouvel effort de stabilisation dans le cadre du « *Programme de Renforcement de l'Economie Turque* ». Comme le mentionne son introduction, le nouveau programme serait la suite du programme de désinflation précédent, soutenu par une série de "réformes structurelles" visant à renforcer le système bancaire et à transformer les "vieilles méthodes de la politique économique ».

Le parcours de la Livre turque en flottement libre durant le reste de l'année 2001 a été conforme à la tendance générale de sur-ajustement (*overshooting*) suivant la stabilisation, observé généralement dans les épisodes de crise de change des économies de marché émergentes dans les années 1990. Le taux de change nominal de la livre vis-à-vis du dollar américain s'est déprécié de 86% en août 2001. Cependant, après avoir légèrement fluctué jusqu'en octobre, il s'est pratiquement stabilisé.

Après une quinzaine d'années d'instabilité économique, la Turquie a commencé récemment à faire preuve d'une performance stable. L'inflation a diminué, passant de 45% en 2002 à 25% en 2003, principalement en raison de l'appréciation de la monnaie nationale. En revanche, la hausse du déficit courant et les entrées de capitaux à court terme génèrent des préoccupations. La Livre "surévaluée" est devenu un sujet principal de débat au sein des milieux économiques.

Les deux derniers accords de *stand-by* doivent clairement être considérés comme la suite du programme de désinflation lancé à la fin 1999. Ils ont été mis en œuvre à la suite des résultats dévastateurs dû à l'échec de celui-ci. Akyuz et Boratav (2002) affirment que le programme de stabilisation turc fondé le taux de change a suivi une voie familière avec une forte hausse des entrées de capitaux, une reprise de l'activité économique, une forte appréciation de la monnaie, l'accroissement du déficit commercial, aggravant les bilans et le risque de hausse des taux de change. Stanley Fischer souligne que les difficultés de la Turquie sont plus liés au secteur bancaire et à la détérioration des fondamentaux macroéconomiques. En particulier, selon Fisher, la cause sous-jacente de la crise était l'incapacité à entreprendre des mesures correctives budgétaires contre une détérioration du déficit courant, plutôt que les erreurs faites dans la conception du programme concernant la désinflation par le taux de change.

Toutefois, comparé à la plupart des autres programmes récents (et échoués) de stabilisation fondé sur le taux de change, en Turquie l'essor des entrées de capitaux a duré bien moins longtemps et la crise a éclaté avant que des progrès importants n'aient été enregistrés en matière de désinflation. À la veille de la crise de Novembre 2000, le taux d'inflation annuel n'avait baissé qu'au niveau de 44,5%, alors qu'il était à 64 % l'année précédente. Si la baisse de l'inflation a continué tout au long des trois mois suivant, l'inflation sur la consommation sur l'année était de 33 % au moment de l'abandon de l'ancrage nominal du taux de change en février 2001.

3.2. Un survol de la littérature sur la modélisation des taux de change réels de la Livre Turque

Il existe une littérature peu abondante sur le taux de change réel d'équilibre de la Livre turque. Les rares études portant sur le taux de change réel *d'équilibre* ne sont pas fondés sur les modèles consacrés FEER, BEER ou NATREX de la littérature.

Agénor et al. (1997) examinent la relation entre le taux de change réel, la politique budgétaire, les entrées de capitaux et le différentiel de taux d'intérêt en Turquie en utilisant un modèle à vecteur autorégressif (VAR). Ils montrent que les chocs positifs sur les dépenses budgétaires et les entrées de capitaux entraînent une appréciation du taux de change réel. Ils ajoutent aussi qu'une augmentation dans le différentiel de taux d'intérêt engendre une appréciation du taux de change réel en engendrant des flux de capitaux. Agénor et al. (1997) concluent en affirmant que, en Turquie, les réponses du taux de change réel aux changements dans les variables économiques (à savoir la dépense budgétaire, les entrées de capitaux et différentiel de taux d'intérêt) sont conformes à la théorie.

Erlat et Erlat (1998) construisent un modèle VAR structurel (SVAR) afin d'examiner les effets des chocs réels sur les taux de change réels bilatéral et effectif de la Livre turque entre 1980 et 1993, en utilisant des données trimestrielles. Ils déduisent que les chocs réels expliquent les fluctuations du taux de change réel, et que lorsque le taux de change réel s'écarte de sa valeur d'équilibre, il lui faut environ trois à quatre ans pour revenir à son niveau permanent. Ils indiquent aussi qu'en Turquie, à cause des taux d'inflation élevés, c'est le niveau des prix qui est le facteur dominant des réponses du taux de change réel de la livre turque aux chocs réels. Cependant, ni Agénor et al. (1997) ni Erlat et Erlat (1998) ne font une estimation du taux de change réel d'équilibre dans leurs modèles.

Bien que les travaux récents sur la parité du pouvoir d'achat (PPA) de long terme pour des pays à inflation relativement élevée, où des politiques monétaires expansionnistes sont fréquemment menées, confirment théorie de la PPA, Telatar et Kazdagli (1998) trouvent que cette conclusion ne s'applique pas pour un pays comme la Turquie qui a subi des changements structurels et des chocs réels parallèlement à une inflation élevée. En appliquant la méthode de la cointégration pour la période de 1980-1993, les auteurs montrent que le taux de change nominal et l'indice des prix à la consommation ne sont pas cointégrés pour le cas de la Turquie qui a connu des chocs réels et un taux d'inflation relativement élevé sur la période analysée.

Sarno (2000) confirme les résultats de Telatar et Kazdagli (1998) en utilisant la PPA dans un modèle non-linéaire. Selon les résultats de Sarno (2000), les écarts à la PPA du taux de change effectif de la Livre turque par rapport aux monnaies de ses principaux partenaires ne contiennent pas de composante permanente statistiquement significative au cours de la période 1980-97 quand des méthodes linéaires sont mises en œuvre. En revanche, Sarno (2000) constate que le taux de change réel (bilatéral) par rapport à ses partenaires commerciaux majeurs (Etats-Unis, Angleterre, Allemagne et France) de la Livre turque s'ajuste de façon non linéaire vers son niveau d'équilibre dans la période 1980-97. En estimant un modèle ESTAR, il montre qu'au voisinage de l'équilibre le comportement du taux de change réel est proche d'une marche aléatoire, tandis que l'ajustement vers l'équilibre est d'autant plus rapide que l'écart absolu à l'équilibre est élevé. Cependant, bien que le modèle proposé par l'auteur soit pionnier en matière de l'estimation d'un taux de change réel d'équilibre pour la Livre turque, son modèle économétrique est un modèle autorégressif. Ainsi il ignore les fondamentaux qui déterminent le taux de change réel et se réfère uniquement aux valeurs passées du taux de change réel.

Alper et Saglam (2000) estiment un taux de change d'équilibre pour la période de 1987-1999 en utilisant la méthode de cointégration de Johansen (1988). Ils construisent leur modèle en se fondant sur celui d'Edwards (1994). Ils utilisent les termes de l'échange, les tarifs d'importation, les flux de capitaux, le taux de croissance (*proxy* de la productivité) et le taux d'intérêt mondial comme des fondamentaux qui influencent le taux de change réel d'équilibre. Cependant, au lieu du taux de change effectif, ils utilisent un taux de change bilatéral par rapport au dollar américain, alors que les principaux partenaires commerciaux de la Turquie sont les pays européens. Selon leurs résultats de VECM, une amélioration

dans les termes de l'échange apprécie le taux de change réel de la Livre turque. Quant aux tarifs d'importation, une baisse de ces derniers conduit à une dépréciation. L'augmentation du taux d'intérêt mondial déprécie le taux de change réel de la Livre turque car la Turquie est un pays débiteur net sur les marchés financiers internationaux. Bien que la productivité n'ait pas un effet à long terme, elle a un rôle important dans le mouvement du taux de change réel à court terme. Selon leurs calculs, le taux de change réel de la Livre turque reste sous-évalué vis-à-vis du dollar américain avant 1990 et juste après la crise de 1994. A partir de l'année 1995 jusqu'à 1999, le taux de change réel est surévalué. La moyenne annuelle de ce mésalignement est de 5,76%.

Dordoodian et al. (2002) utilisent un modèle théorique développé par Edwards (1989) où les variables explicatives du taux de change réel sont les termes de l'échange, les dépenses publiques, le taux d'investissement, la productivité, les contrôles de l'entrée du capital et les restrictions sur le commerce international. Ils estiment l'équilibre à long terme par la méthode des moyennes mobiles. Ils trouvent que toutes les variables explicatives sont significatives avec le bon signe conformément à la théorie, sauf les contrôles de l'entrée du capital et les restrictions sur le commerce international. Ils déduisent de ce modèle estimé que la Livre turque est restée structurellement sous-évaluée avant le deuxième trimestre 1989 et majoritairement surévaluée entre les deuxièmes trimestres 1989 et 1994. Ils montrent que ces mésalignements du taux de change effectif réel s'estompent dans le long terme et que le taux de change réel d'équilibre est significativement sensible aux variations des fondamentaux économiques. Bien que le modèle théorique de Dordoodian et al. (2002) se fonde sur un modèle complet d'Edwards, ils utilisent une méthode économétrique très simple fondée sur les moindres carrés ordinaires.

En utilisant un modèle à paramètres variables dans le temps, Özlâle et Yeldan (2002) examinent la compétitivité externe de la Turquie à travers l'estimation du taux de change réel fondée sur le modèle théorique d'Edwards (1989). Ils constatent que la Livre turque est restée structurellement sous-évaluée avant le deuxième trimestre de 1989 et majoritairement surévaluée entre le deuxième trimestre de 1989 et 1994. Comme Dordoodian et al (2002), ils trouvent que les mésalignements du taux de change effectif réel sont corrigés dans le long terme et le mouvement du taux de change réel d'équilibre est très sensible aux variations des fondamentaux économiques. Toutefois, leur estimation souffre d'une

mauvaise spécification du modèle, qui ignore les effets des termes de l'échange et de l'augmentation de la productivité sur le taux de change réel.

Atasoy et Saxena (2006) évaluent le taux de change réel d'équilibre pour la Turquie en cherchant à montrer si les crises récentes de 1994 et 2001 sont causées par la surévaluation du taux de change. Leur étude tente aussi de vérifier la réalité de cette surévaluation, stigmatisée dans la période récente par les exportateurs turcs comme l'élément responsable de la baisse de la compétitivité de l'économie turque. Ils utilisent les modèles développés par Montiel (1997), Edwards (1989, 1994), et Elbadawi (1994) pour déterminer les fondamentaux réels affectant le taux de change réel de long terme en appliquant la méthode de cointégration de Johansen. Ils trouvent que la Livre turque était en effet surévaluée avant les crises de 1994 et 2001. Toutefois, le taux de change réel effectif est actuellement proche de son niveau d'équilibre, réfutant ainsi le mythe propagé par les exportateurs turcs selon lequel la surévaluation de la monnaie nationale est responsable de la faiblesse de la compétitivité des exportations. Ils soulignent également le rôle d'un ajustement budgétaire dans la stabilisation macroéconomique.

Notre travail ne constitue pas la première étude sur l'estimation du taux de change réel d'équilibre de la Livre turque. Cependant, il est le premier qui estime ce taux de change réel d'équilibre en utilisant le modèle NATREX. En outre, il contribue à la littérature en couplant le calcul du taux de change réel d'équilibre de long terme avec l'analyse de la dynamique d'ajustement de court terme vers cet équilibre. Un autre aspect novateur de notre approche par rapport à la littérature sur la Livre turque est de prendre en compte les non-linéarités de cet ajustement et de décrire ce dernier au moyen d'un modèle à correction d'erreur non-linéaire STECM. Enfin, nous élargissons le modèle STECM de façon à permettre les seuils à varier au cours du temps. Ce type d'approche a très rarement été abordé dans la littérature empirique.

Chapitre 4 : Une application du modèle Natrex sur les données turques

Dans ce chapitre, nous construirons un taux de change réel d'équilibre de type NATREX pour la Livre Turque pour la première fois. Ensuite, nous modélisons le processus d'ajustement par un modèle à correction d'erreur non-linéaire vers ce NATREX, alors que la littérature privilégie des modèles à correction d'erreur linéaires.

4.1 Taux de change réel, valeur d'équilibre et dynamiques non-linéaires

Nous avons vu dans le Chapitre 1 que l'implémentation empirique d'un modèle NATREX se fonde sur l'estimation d'une relation de cointégration entre le taux de change et ses facteurs fondamentaux. L'ajustement du taux de change réel vers cette relation de long terme donnée par le NATREX peut alors être décrit par un modèle à correction d'erreur (MCE).⁴

Le concept de cointégration est employé afin de capturer la notion selon laquelle les variables non stationnaires peuvent posséder une relation d'équilibre de long terme, et avoir donc tendance à se déplacer ensemble dans le long terme (voir Granger (1986) et Engle et Granger (1987)). La cointégration a été utilisée pour examiner, entre autres, la relation entre la consommation et le revenu (Campbell (1987)), les cours des actions et des dividendes (Campbell et Shiller (1987)), la demande de monnaie (Johansen et Juselius (1990)) et la parité de pouvoir d'achat (PPA) (Corbae et Ouliaris (1988)). Les systèmes, dans lesquels les variables sont cointégrées, peuvent être caractérisés par un MCE. Ce MCE

⁴ L'une des contributions les plus importantes de Denis Sargan (1964) à la modélisation macroéconomique est l'idée de séparer le long terme de court terme lors de la modélisation des relations dynamiques entre les variables économiques, voir Sargan (1964). Le modèle à correction d'erreur a depuis gagné en popularité qui a encore été renforcée par l'émergence de la théorie de la cointégration.

décrit comment les variables répondent en dynamique aux écarts à l'équilibre. Nous pouvons considérer le MCE comme un modèle décrivant le processus d'ajustement de court terme vers l'équilibre de long terme.

Implicite dans une grande partie de la discussion sur la cointégration, une hypothèse sous-jacente au MCE est que les taux d'ajustement vers l'équilibre de long terme sont constants sur la période analysée. Autrement dit, le processus d'ajustement est linéaire, c'est-à-dire continu et à vitesse constante.

Par ailleurs, le modèle à correction d'erreur a été étendu au cas d'un ajustement non linéaire (voir Escibano (1985)). La présence de coûts de transaction, de frictions du marché, d'effets de contagion et d'interdépendance et l'hétérogénéité des participants sur le marché des changes peuvent empêcher des agents économiques de s'adapter en permanence. Peters (1994) a étudié les comportements des agents intervenant sur le marché des changes et, en se focalisant sur les différences d'anticipations, d'horizons temporels et de degrés d'aversion au risque, montre que l'hétérogénéité des investisseurs, qui répondent différemment aux nouvelles informations ("news"), peut générer des dynamiques non linéaires pour le taux de change (Lardic et al (2003)). Il est donc possible que l'ajustement vers l'équilibre de long terme ne se réalise pas à chaque période ou avec la même vitesse d'ajustement. Flood et Taylor (1996) aussi suggèrent que l'ajustement vers un équilibre fondamental peut ne pas être continu mais peut dépendre de l'ampleur de l'écart par rapport à l'équilibre. Ce n'est que lorsque l'écart à l'équilibre dépasse un seuil critique et que les avantages de l'ajustement excèdent les coûts que les agents économiques agissent pour forcer le système à un retour vers l'équilibre (Balke et Fomby (1997)). Dans ce cadre, il existe donc deux dynamiques différentes engendrant des non linéarités : une dynamique qui traduit les mouvements du change entre les bandes et une autre dynamique qui modélise les fluctuations du taux de change à l'extérieur des bandes. (Dumas (1992), Sercu et al (1995))

L'utilisation des modèles non linéaires a permis d'exploiter le comportement non linéaire présumé des taux de change. En effet, contrairement au modèle linéaire, l'ajustement des taux s'avère

persistant, non linéaire et caractérisé par des régimes différents avec un retour à l'équilibre dont la vitesse de convergence varie avec l'ampleur des déviations des taux par rapport à cet équilibre. Ce type de modélisation a fourni une approche particulièrement novatrice et adéquate pour reproduire les non linéarités inhérentes aux données observées.

Ce chapitre propose une étude empirique de la modélisation du taux de change réel dans un cadre non linéaire justifié par l'existence de coûts de transaction. Dans ce cadre nous recourons aux modèles STAR et à la notion de cointégration à seuil. Les écarts du taux de change par rapport au taux de change d'équilibre peuvent ainsi être persistants à l'intérieur d'une zone de non échange. Cependant à l'extérieur de cette même zone, c'est-à-dire une fois que les déviations du change dépassent le seuil déterminé par les coûts de transaction, ces déviations suivent un processus caractérisé par un retour à la moyenne, la vitesse de convergence dépendant de l'amplitude initiale de la déviation.

A cette fin, nous essayons dans un premier temps de modéliser la valeur d'équilibre du taux de change que l'on déduit à partir du model NATREX. Puis, nous cherchons à mesurer les mésalignements des taux de change par rapport à l'équilibre.

Nous utilisons dans un second lieu les MCE non linéaires fondés sur un processus ESTAR⁵ (*Exponential Smooth Transition Error Correction Model*, ESTECM) proposés par Granger et Teräsvirta (1993) et Teräsvirta (1994) et ceux intégrant un processus QLSTAR⁶ (*Quadratic Logistic Smooth Transition Error Correction Model*, QLSTECM) introduits par Jansen et Teräsvirta (1996). Nous nous proposons d'étudier la dynamique d'ajustement du taux par rapport à sa valeur fondamentale en privilégiant un ajustement non linéaire basé sur ces deux modèles non linéaires. En présence de coûts de transaction, les modèles ESTECM et QLSTECM constituent un cadre idéal pour tester la nature non-linéaire de l'ajustement et pour en déduire les périodes de sous-évaluation et de surévaluation de la monnaie étudiée.

⁵ ESTAR est le modèle STAR (Smooth Transition Autoregressive) dont la fonction de transition est exponentielle d'où vient le nom ESTAR (Exponential Smooth Transition Autoregressive)

⁶ QLSTAR est le modèle STAR (Smooth Transition Autoregressive) dont la fonction de transition est logistique quadratique d'où vient le nom QLSTAR (Quadratic Logistic Smooth Transition Autoregressive)

Le présent travail s'articulera autour de deux sections. La première section sera consacrée aux justifications économiques de la présence de non linéarités dans le taux de change et proposera une formulation théorique du modèle STECM (*Smooth Transition Error Correction Model*). L'application empirique fera l'objet de la deuxième section.

4.1.1 Dynamique non linéaire du taux de change

Concernant le marché de changes, plusieurs travaux récents suggèrent que la dynamique d'ajustement des taux de change est caractérisée par des non linéarités. Dumas (1992), Kräger et Krugler (1993), Sercu, Uppal et Van Hulle (1995), Obstfeld et Taylor (1997), Michael, Noble et Peel (1997), Michael, Peel et Taylor (1997), Martens, Kaufman, et Vorst (1998) et Coakley et Fuertes (2001) mettent en évidence l'existence d'un effet de seuil de non linéarité au sein des taux de change réels et nominaux. Ces auteurs montrent que la dynamique des taux de change peut être caractérisée par différentes sources de non linéarités

L'objet de cette section est de discuter des justifications de l'asymétrie, la persistance et la non linéarité caractérisant les dynamiques des taux de change. Pour ce faire, nous explorons l'hétérogénéité des investisseurs et les coûts de transaction.

4.1.1.1 Hétérogénéité des investisseurs

Sarantis (1999) admet que l'hétérogénéité des participants au marché des changes est la source majeure de la non linéarité de la dynamique de taux de change. En se fondant sur le modèle de taux de change de Dornbusch(1976), De Grauwe et Dewachter (1993) montrent que l'interaction entre ces différentes catégories d'opérateurs peut impliquer une alternance de périodes de hausse et de baisse ainsi qu'un délai dans l'ajustement des cours boursiers à leur valeur d'équilibre. Les marchés sont composés des agents aux comportements hétérogènes et aux mécanismes d'anticipations différenciés

(par exemple *noise traders* et *arbitrage traders*, chartistes et fundamentalistes etc.). Leurs degrés de perception de l'information et leurs horizons d'investissement diffèrent les uns des autres ce qui produit une hétérogénéité dans leurs modes de calculs ainsi que dans leurs anticipations.

4.1.1.1 Fundamentalistes vs Chartistes

Une des explications de la non linéarité due à l'hétérogénéité est l'interaction entre deux groupes d'agents ayant des comportements financiers différents : les chartistes et les fundamentalistes. Dans leur travail pionnier, Frankel et Froot [1986, 1990] proposent un modèle « chartiste et fondamentaliste » qui a été développé par De Grauwe et Dewachter [1992, 1993], De Grauwe [1994] et Youssefmir et al. [1994]. Dans ces modèles, le taux de change observé à chaque instant sur le marché résulte de l'interaction de deux types d'agents : les agents chartistes, qui extrapolent les mouvements passés des cours et dont l'action conduit le taux de change à s'écarter de sa valeur d'équilibre et les agents fundamentalistes qui prévoient un retour vers la valeur fondamentale et donc qui maintiennent le taux de change autour d'une valeur correspondant aux déterminants économiques fondamentaux (Bessec et Robineau, 2003).

Le modèle de Frankel et Froot (1990) décrit l'impossibilité d'expliquer certaines variations de changes par une approche exclusivement basée sur les fondamentaux du marché. Les deux types d'investisseurs adoptent des stratégies différentes lorsqu'ils prennent leurs décisions. L'analyse des fundamentalistes se fonde sur la valeur fondamentale du taux de change : ils vendent une devise si son cours est supérieur à sa valeur fondamentale, et l'achètent dans le cas inverse. Bessec et Robineau (2003) considèrent ce comportement comme stabilisateur, dans la mesure où il fait converger le taux de change vers sa valeur d'équilibre. Quant aux chartistes, ils n'accordent qu'une confiance très limitée aux fondamentaux du marché. Pour eux, la priorité est l'observation de tendance passée des cours, indépendamment des fondamentaux, afin de repérer les configurations haussières ou baissières les plus marquées et d'en déduire leurs décisions d'achat et de vente. Ce faisant, ils peuvent néanmoins conduire le prix à s'écarter de sa valeur d'équilibre, ce qui rend le comportement chartiste déstabilisant. Par ailleurs, le poids de chaque catégorie d'agents dans la formation des changes est susceptible de varier au cours du temps, pouvant ainsi conduire à des périodes à dominante fondamentaliste et d'autres à dominante chartiste.

A cet égard, Berdot et Léonard (2004) considère que les périodes de relativement forte volatilité des taux de change sont associées à de fortes proportions d'intervenants de nature chartiste sur le marché. En revanche, les auteurs indiquent que les périodes où la volatilité des prix est relativement faible reflèteraient la domination des agents fondamentalistes. Le marché combine ainsi des agents rationnels fondamentalistes et des agents chartistes, imparfaitement rationnels, qui perturbent le comportement des intervenants rationnels. Berdot et Léonard (2004) concluent que, à la différence des premiers, les seconds réagissent à la dynamique des taux en allant dans son sens : ayant une confiance excessive eu égard aux tendances du marché, ils sous-estiment systématiquement les risques de leurs positions en surestimant la volatilité potentielle des taux.

Cependant, De Grauwe et Dewachter (1993) montrent que, en appliquant un modèle au marché des changes, les périodes de forte volatilité sont marqués par la prépondérance des fondamentalistes, tandis que les périodes de faible volatilité sont marqués par la prépondérance des chartistes qui est strictement le contraire qui doit se réaliser. Selon leur résultat, au fur et mesure que le taux de change courant est proche de sa valeur fondamentale, la proportion des fondamentalistes intervenant au marché est faible et donc celle des chartistes est forte. Dans ces cas, Berdot et Léonard (2004) admettent qu'une évaluation relativement précise de la valeur d'équilibre du taux de change par les fondamentalistes, assortie d'un taux de change courant proche de cette valeur fondamentale, signifie la quasi-disparition de fait des fondamentalistes du marché : ils n'ont effectivement aucune raison d'intervenir afin de bénéficier de l'écart entre valeur fondamentale et valeur courante du taux de change. Dans ces conditions, c'est les chartistes qui dominent presque entièrement le marché. Inversement, plus le taux de change s'éloigne de sa valeur fondamentale, plus la proportion des chartistes baisse puisque les activités rééquilibrantes des fondamentalistes sont d'autant plus importantes que le taux de change dévie de sa valeur fondamentale. Berdot et Léonard (2004) concluent que la volatilité du taux de change sera d'autant plus importante que le poids des fondamentalistes est élevé, en d'autre terme que le taux de change courant est a priori écarté de sa valeur fondamentale.

Vigfusson (1997) teste le modèle aux agents chartistes et fondamentalistes de Frankel et Froot (1990) en proposant un modèle à changements de régimes markoviens à deux états. Dans le premier

état, la dynamique des taux de change est gouvernée par les opérations des agents fondamentalistes. Vigfusson (1997) utilise deux modèles de fondamentaux distincts afin de décrire les actions des fondamentalistes: le premier model se fonde sur la parité des pouvoirs d'achat alors que le deuxième est basé sur les termes de l'échange. Dans le second régime, les comportements chartistes dominent le marché. Vigfusson(1997) suppose que leurs décisions d'achat et de vente se fondent sur la comparaison de deux moyennes mobiles des taux de change : l'une est calculée sur un intervalle de temps relativement court et la deuxième sur un intervalle de temps plus important. Selon les résultats de Vigfusson (1997) qui couvrent la période de janvier 1983 à décembre 1992, le taux de change alterne entre un régime relativement calme, dominé par les opérateurs chartistes, et un régime fondamentaliste plus court et plus volatile.

Murray, Van Norden et Vigfusson [1996], Antia et al. (2000), Ahrens et Reitz (2000), Djoudad et al. (2001) adoptent aussi cette approche *fondamentalistes-chartistes* dans leurs applications. Leurs résultats décrivent les implications en termes de politique économique d'un tel modèle : les mouvements brutaux des taux de change sont associés aux interventions correctrices des agents fondamentalistes et non à l'activité spéculative des chartistes. Ces mouvements correspondent donc à un ajustement nécessaire du taux de change lorsque la déviation de ce dernier de ses fondamentaux est très important. Ils concluent que des mesures de régulation des marchés telles la taxe Tobin ou d'autres formes de contrôle des prix, ainsi qu'une politique de change active visant à empêcher la volatilité excessive des prix, sont inutiles voire néfastes. Les auteurs ajoutent que toutes ces mesures de régulations et les autorités monétaires doivent agir de façon à soutenir ces mouvements et non s'y opposer, puis que les phases d'instabilité du marché, dominées par les fondamentalistes, correspond à des périodes de réajustement nécessaires des taux de change vers leurs fondamentaux et non à des comportements spéculatifs déstabilisateurs.

Cette distinction pourrait cependant avoir perdu de sa pertinence du fait que les pratiques modernes intègrent aujourd'hui les deux stratégies, chaque opérateur choisissant les pondérations qu'il souhaite assigner respectivement aux facteurs fondamentaux et à l'analyse technique des données. Bessec (2005) réalise une enquête auprès de quatre-vingt chercheurs français. Elle en conclut que si les économistes supposent que les variables fondamentales ont une influence sur la dynamique des taux de

change à moyen et long terme, la majorité d'entre eux refuse tout lien exploitable entre les taux de change et les déterminants économiques et se reposerait plutôt sur des techniques chartistes de courte période. Autrement dit, les opérateurs réfèrent principalement aux techniques chartistes à court terme, alors que le poids de ces dernières baisse en faveur des techniques fondamentalistes avec l'horizon de prévision. Nous pouvons comprendre alors l'intérêt croissant que soulèvent dans la littérature économique les modélisations récentes qui intègrent les microstructures des marchés, l'hétérogénéité des anticipations et les mécanismes d'interaction entre opinions divergentes.

4.1.1.2 Noise traders vs Arbitrage traders

Une autre explication possible des non linéarités dans le comportement du taux de change est basée sur l'asymétrie de l'information, émanant de l'interaction entre les *noise traders* (agents perturbateurs) et *arbitrage traders* (agents informés). De Long et al (1990) définissent ces *noise traders* comme des investisseurs qui fondent leur décision d'investissement sur des signaux erronés et qui pensent de manière irrationnelle, alors que les investisseurs informés forment leurs anticipations sur les fondamentaux de l'économie et agissent sur la base de cette connaissance. L'irrationalité des *noises traders*, chez De Long et al. (1990), provient non d'un défaut d'optimisation mais d'une méconnaissance des données qui déterminent la valeur fondamentale.

Le modèle de *noise trader* de De Long et al (1990) a pour objectif d'évaluer les effets des comportements perturbateurs sur la formation des prix actifs. Les auteurs montrent en particulier la possibilité de situations inefficaces durables sur le marché financier. Ce modèle critique la conception du processus d'arbitrage proposée par Friedman (1953), fondée sur l'efficacité du processus d'arbitrage, en montrant que l'arbitrage est risqué et de ce fait, limité. Selon ce modèle, les agents bien informés des fondamentaux ne sont pas entièrement capables d'éliminer l'influence sur le prix des actifs des *noise traders*. Leur opposition se fonde sur l'idée que dès que les *noise traders* interviennent sur les marchés, les agents bien informés ne décident pas seulement selon la connaissance des données fondamentales de l'économie, mais doivent aussi prendre en considération les anticipations des *noise traders*.

Cootner (1962) suggère que les activités des *noise traders* causent des fluctuations des prix autour de l'équilibre et déclenchent ainsi des activités d'arbitrage par les investisseurs informés qui poussent les prix à revenir à l'équilibre. L'article plus récent de Hong et Stein (1999) suggère que les *noise traders* s'engagent typiquement à la recherche de tendances (*trend chasing*), qui mène le marché à une surréaction après l'arrivée de nouvelles informations. Les investisseurs d'arbitrage sont soumis à une source de risque supplémentaire, celui de l'aggravation des faux-prix (*mis-price deepening*) (Shleifer, 2000), parce que les comportements des *noise traders* peuvent pousser les taux de change à des valeurs extrêmes avant que ceux-ci ne soient soumis à la correction des investisseurs d'arbitrage. (McMillan, 2005)

Pourtant, l'incertitude, issue des *noise traders*, décourage les investisseurs informés et limite leurs positions à l'encontre des anticipations des *noise traders* ; ainsi l'écart entre le taux et sa valeur fondamentale peut ne pas se résorber, voire s'aggraver. Or, en limitant ainsi l'arbitrage des investisseurs informés, les *noise traders* engendrent l'inefficacité dans le marché financier et conduisent à une divergence significative et persistante entre le taux observé et sa valeur fondamentale et le retour à l'équilibre fondamental est susceptible d'être très lente. Les investisseurs informés anticipent alors un taux différent de sa valeur fondamentale, qui prend en compte les erreurs potentielles des *noise traders* et celles-ci deviennent un élément constitutif du taux d'équilibre.

4.1.1.1.3 Mimétisme

Le « mimétisme », qui est généralement défini comme un ensemble de comportements individuels présentant des corrélations, peut dans certains cas refléter une attitude rationnelle des individus. Toutefois, de nombreux investisseurs peuvent acheter les mêmes titres pour la simple raison que, agissant indépendamment, ils ont reçu des informations corrélées. Par conséquent, la notion de mimétisme suppose une prise de décision à la fois systématique et erronée de la part d'un groupe. Intuitivement, un investisseur agit par mimétisme quand il est prêt à effectuer un placement donné en ignorant les décisions des autres investisseurs, mais qu'il change d'avis lorsqu'il constate que ces derniers ont renoncé à ce placement. Dans un tel contexte, les anticipations se forment selon un

processus mimétique. Chaque opérateur forme ses anticipations non pas à partir d'une grandeur exogène, par exemple la " valeur économique " du taux de change, mais en fonction de ce qui sera l'opinion moyenne du marché.

Cette analyse n'est pas nouvelle et a été formulée pour la première fois par Keynes pour expliquer le poids des conventions et l'impact du suivisme des opérateurs dans le fonctionnement des marchés d'actifs financiers. Selon Keynes, les acteurs n'agissent pas au hasard mais en tenant compte des conventions du marché, d'autant plus qu'ils ont le sentiment de ne pas avoir d'informations suffisantes. En situation d'incertitude totale, le mimétisme est un comportement rationnel car il permet de profiter de l'information des opérateurs informés. Les acteurs suivent donc le marché surtout que le coût de recherche de la «bonne» information est forcément plus élevé que celui de l'information sur les prix que l'on peut se procurer sur le marché puisque celle-ci est gratuite.

L'analyse contemporaine des bulles spéculatives reprend aussi cette idée de Keynes. Orléan (1990) montre ainsi que les bulles spéculatives peuvent être expliquées à partir de processus de contagion mimétique des anticipations. Ils prennent leurs décisions sur la base d'une certaine représentation du marché et des opinions d'autrui : ils achètent ou vendent en fonction de leurs anticipations sur les prix futurs, ces anticipations étant formées à partir des croyances sur l'évolution du marché. L'action par mimétisme peut être rationnelle notamment lorsqu'on se positionne dans un contexte d'incertitude. Selon Orléan (1986), dans un tel cadre un investisseur mal informé devrait copier un autre opérateur (appelé *modèle*) car cette attitude lui permettrait d'améliorer son anticipation et d'augmenter ses performances individuelles.

Orléan (1986) qualifie "autoréférentielle" cette forme de rationalité des opérateurs. Cette dernière est tournée exclusivement vers l'opinion des autres, et non vers la valeur fondamentale. Si on se trouve dans une telle situation d'imitation généralisée, dans laquelle chacun copie l'autre en croyant qu'il détient l'information, alors qu'aucun agent n'est informé, le prix qui se forme ne reflète que la psychologie du marché et ne contient aucune information

A. Orléan (1986) revendique cette filiation de la finance conventionnaliste avec l'analyse keynésienne des marchés financiers dans le Livre IV de la *Théorie Générale*. Il rappelle que Keynes avait parfaitement analysé cette idée de rationalité autoréférentielle, ainsi que l'illustre sa métaphore du "concours de beauté" pour expliquer le fonctionnement des marchés boursiers : le gagnant du concours n'est pas celui qui a les meilleurs goûts, mais celui qui est parvenu à deviner quelles seraient les photos les plus souvent choisies, donc celui qui a la meilleure représentation de l'opinion collective, qui sait prévoir les tendances.

Par ailleurs, cette étude des comportements mimétiques permet de répondre à certaines questions relatives aux anomalies dans le fonctionnement des marchés financiers (*i.e.* bulles, ajustement asymétrique des cours). En effet, en présence du mimétisme, les opérateurs sont susceptibles à suivre l'opinion moyenne du marché et à ne pas s'en écarter car le fait de s'en écarter entraîne un risque. Même s'il est le meilleur analyste de la place, il ne doit en aucun cas jouer contre le marché (risque concurrentiel, Orléan 1986).

Orléan (1990) souligne que, en présence du mimétisme, les taux ne reflètent plus les fondamentaux, mais plutôt l'opinion moyenne des investisseurs. Les investisseurs vont ainsi s'intéresser à l'anticipation des agents plutôt qu'aux fondamentaux économiques. Cette tendance à suivre des comportements « grégaires » peut aboutir à une situation d'unanimité reflétant l'opinion moyenne du marché indépendamment des fondamentaux. Cette situation va causer des déviations asymétriques des taux par rapport aux fondamentaux économiques. Donc, le mimétisme paraît justifier certains comportements anormaux associés aux dynamiques économiques qui peuvent échapper aux techniques de modélisation linéaire; les modélisations non linéaires permettent alors d'en rendre compte.

4.1.1.2 Coûts de transaction

Dumas (1992), Sercu, Uppal et Van Hulle (1995), Michael, Nobay et Peel (1997), Michael, Peel et Taylor (1997), Peel et Taylor (2000), Kilian et Taylor (2001) et Dufrénot, Mignon et al (2003) étudient la

dynamique d'ajustement des taux change réels par rapport à la PPA et montrent que le retour du taux de change vers l'équilibre suit une fonction exponentielle. Ils expliquent cette non linéarité par la présence de coûts de transaction.

Les modèles développés par Dumas (1992) puis Sercu, Uppal et Van Hulle (1995), s'intéressent aux effets des coûts de transaction provoqués par le commerce international de marchandises sur le taux de change nominal. Les auteurs suggèrent que la présence des coûts de transactions, qui peut entraîner des déséquilibres restant non corrigés, peut justifier un ajustement non linéaire vers l'équilibre. Le niveau de ces coûts définit le comportement des investisseurs. Lorsque ces coûts sont faibles, les opérateurs n'hésitent pas à intervenir rapidement sur le marché, augmentant ainsi les volumes de transaction. A l'inverse, la présence de coûts de transaction élevés risque d'accroître le nombre d'opérateurs non informés car ceux-ci ne peuvent pas accéder à l'information et de décourager l'arbitrage et d'empêcher l'ajustement des prix. Ainsi, ces rigidités de prix liées au fonctionnement des marchés peuvent remettre en cause l'ajustement instantané et symétrique des prix (Obstfeld et Taylor, 1997). Les coûts de transaction restreignent les opérations d'arbitrage et constituent des entraves à l'efficacité des marchés. En effet, les investisseurs n'échangent pas leurs actifs puisqu'ils anticipent un gain potentiel inférieur aux coûts assumés, induisant ainsi des délais d'ajustement.

Selon ce modèle de commerce international de Dumas (1992), la présence de coûts de transaction rend évident le comportement non linéaire du taux de change au sens où il existe deux zones distinctes de fluctuation du taux de change. Une première zone est la zone de non échange délimitée par la « bande de fluctuation » à l'intérieur de laquelle l'arbitrage et l'ajustement sont inactifs. Sercu, Uppal et Van Hulle (1995) montrent qu'à l'intérieur de cette zone de non échange, les déviations par rapport à la PPA peuvent être permanentes (présence d'une racine unitaire), persistantes (présence d'un phénomène de mémoire longue) (Lardic et al, 2003). Le taux de change peut perdurer loin de sa valeur d'équilibre et ses déviations sont divergentes et non corrigées. Lardic et al (2003) indiquent que dans la mesure où il existe des coûts de transaction, l'échange entre les deux pays ne sera optimal que lorsque le prix national sera suffisamment différent du prix étranger. Il n'est en effet plus optimal de corriger tous les écarts entre les utilités marginales nationales et étrangères à chaque date. Le bien sera échangé entre les pays uniquement lorsque l'écart entre les utilités marginales est suffisamment important pour

compenser les coûts de transaction. De Grauwe et Vansteenkiste (2001) montrent que dans une économie ayant en particulier un taux d'inflation faible, les chocs exogènes (par exemple les chocs inflationnistes) dans les valeurs fondamentales des taux de change ont tendance à être relativement petits par rapport aux coûts de transaction. Par conséquent, l'arbitrage ne sera pas rentable dans ces cas et restera absent. Certains chocs, toutefois, sont importants par rapport aux coûts de transaction ce qui implique que l'arbitrage aura lieu. En conséquence, la relation entre les taux de change et leurs fondamentaux sera instable.

La seconde zone d'échange définit la zone à l'extérieur de la bande de fluctuation, où l'ajustement est plutôt actif et sa vitesse d'ajustement dépend de l'ampleur de l'écart à l'équilibre. Dans cette zone, le taux de change peut converger vers sa valeur d'équilibre impliquant un phénomène de retour à la moyenne et ses déviations sont proches d'un bruit blanc. Michael et al (1997) aussi mettent en évidence le comportement non linéaire du taux de change engendré par l'existence d'une bande de fluctuations et trouvent que le taux de change converge vers son équilibre à la condition que le profit tiré de l'arbitrage sur les marchandises compense les coûts de transaction.

En outre, Anderson (1997) souligne d'une part que la présence de coûts de transaction entrave l'arbitrage et d'autre part que l'hétérogénéité inhérente à ces coûts peut rendre l'ajustement des cours plus lisse. Autrement dit, les coûts de transaction varient d'un investisseur à un autre et d'un marché à un autre, et chaque investisseur agit ainsi suivant ses seuils spécifiques qui vont permettre de construire ses propres zones d'inaction et d'échange. La coexistence de ces seuils différés peut induire un certain lissage dans l'ajustement des prix. Jawadi et Prat (2008) discutent en détail les seuils spécifiques induits par les coûts de transactions hétérogènes.

La théorie économique confirme la présence des non linéarités dans la dynamique des taux de change. Elle considère le comportement non linéaire des déviations comme le résultat de l'hétérogénéité des agents sur les marchés des changes, de la présence de coûts de transaction hétérogènes, de la variabilité du degré de confiance des agents vis-à-vis des fondamentaux et de la nature même de l'état des fondamentaux économiques.

Quelle que soit l'explication retenue pour la non linéarité, ces facteurs ont des implications importantes au niveau économétrique. Il est difficile de rendre compte du caractère persistant des écarts de taux de change en retenant le cadre empirique des modèles basés sur l'hypothèse de cointégration linéaire avec retour à la moyenne rapide.

Pour pallier les insuffisances et les défaillances des techniques linéaires traditionnellement utilisées, et pour expliquer les écarts persistants des taux de change réels par rapport à leur valeur fondamentale, il est donc important de pouvoir discriminer entre la relation de long terme (linéaires) et les dynamiques d'ajustement à court terme (non linéaire). Il convient alors de s'attacher aux modèles non linéaires reposant sur la cointégration à seuil. Les modèles STAR (*Smooth Transition Autoregressive*) intégrant un processus de cointégration à seuil nous apparaissent particulièrement adéquats pour capturer le comportement non linéaire des déviations du taux de change par rapport à sa valeur d'équilibre

À cette fin, nous considérons un modèle à correction d'erreur à transition lisse (*smooth transition error correction model* (STECM)). La présentation des techniques économétriques que nous utilisons fera l'objet de la prochaine section.

4.1.2 Spécification d'un modèle STECM

La cointégration à seuil a été étudiée d'abord par Balke et Fomby (1997). Ces derniers ont suggéré une approche en deux étapes où la cointégration et le comportement de seuil ont été analysés séparément. Ensuite, Anderson (1997) a proposé une extension de ces modèles où l'ajustement est plutôt lisse contrairement au modèle de Balke et Fomby (1997) où l'ajustement est brutal. Par suite à ces travaux, les modèles de cointégration à seuil ont fait l'objet de plusieurs analyses tels que ceux de Escribano (1997), Michael, Peel et Taylor (1997), Dufrénot et Mignon (2002), Sarantis (1999), ainsi que Rothman, Van Dijk et Franses (2001) et Dufrénot et al. (2003). Ces travaux ont appliqué les modèles de

cointégration à seuil aux différents marchés pour tenir compte des dynamiques non linéaire, dont les sources ont été discutées plus haut (coûts de transaction, hétérogénéité des investisseurs). Escribano (1997) s'est intéressé au mécanisme d'ajustement non linéaire dans la demande de monnaie au Royaume-Uni sur la période 1878- 1970. Swanson (1999) a montré que le modèle à seuil semblait adéquat pour traduire les relations existant entre la production et la demande de monnaie. Quant à Michael, Peel et Taylor (1997), ils ont montré que l'alternative de cointégration à seuil permet de représenter la dynamique des actifs financiers en présence de coûts de transaction. Van Dijk et Franses (2000) étudient l'asymétrie des ajustements du taux d'intérêt hollandais à un mois vers sa valeur d'équilibre représentée par le taux à 12 mois en utilisant un modèle à Correction d'Erreurs à Transition Lisse (STECM). Le STECM est obtenu à partir d'un modèle de régression à transition lisse (STR) développé par Teräsvirta and Anderson (1992), dont chaque régime définit un MCE linéaire. Contrairement à un modèle à correction d'erreur standard où l'ajustement vers l'équilibre de long terme est linéaire, un modèle STECM permet un ajustement asymétrique selon que l'écart à l'équilibre est fort ou faible ou encore positif ou négatif. Les auteurs montrent que le premier type d'asymétrie peut être modélisé par une fonction de transition logistique, tandis que le deuxième par une fonction de transition logistique quadratique.

Le STECM apparaît alors être le cadre conceptuel approprié pour modéliser l'ajustement non-linéaire du taux de change vers sa valeur d'équilibre. Ces modèles sont aptes à capturer l'éventuelle non linéarité due à la présence des coûts de transaction et à l'hétérogénéité des agents à savoir le fait que la vitesse de convergence vers l'équilibre est la fonction de l'ampleur de la déviation par rapport à ce même équilibre. Ainsi, ce type de modèles permet de modéliser l'ajustement et les trajectoires permettant au taux de change de revenir à sa valeur d'équilibre lorsqu'il s'en écarte durablement. (Lardic et al, 2003)

Les modèles STECM étant construits comme un modèle STAR, dont chaque régime décrit un MCE, nous nous intéressons à la description des modèles STAR. Ces derniers, tout d'abord introduits par Chan et Tong (1986), Luukkonen, Saikkonen et Teräsvirta (1988), Teräsvirta (1994), constituent une extension des modèles TAR (*Threshold Autoregressive*) à deux régimes. Les modèles STAR définissent une relation qui peut être non linéaire sur une période déterminée, mais linéaire par sous périodes. En

effet, les paramètres des relations linéaires associées aux sous périodes diffèrent et définissent ainsi des régimes qui entrent en action selon la réalisation antérieure de la variable de transition par rapport à un seuil. Toutefois, contrairement aux modèles TAR, où le passage d'un régime à un autre se fait de façon brutale, les modèles STAR introduisent une progressivité dans le processus du changement (transition lisse, ou souple) (Teräsvirta (1994)). Etant donné que dans l'économie il y a un grand nombre d'investisseurs (soit des individus soit des institutions), ayant des comportements différents, leurs interventions sur les marchés ne sont pas nécessairement simultanées. En particulier, les agents se distinguent par leur capacité à anticiper les actions des autorités en matière de nouvelles politiques économiques. Cette hétérogénéité des comportements des agents due à des coûts de transaction, aux habitudes ou à l'incertitude engendre la non simultanéité. Cette dernière vision est partagée par Maddala (1991), pour qui le caractère lissé de la transition peut résulter du fait que, ne croyant pas en la permanence de la nouvelle politique économique, les agents économiques ne s'ajustent pas immédiatement au nouveau régime mais y convergent graduellement par apprentissage (Uctum, 2007). Dans la suite nous présentons brièvement la classe des modèles STAR ainsi que le modèle STECM, le modèle à correction d'erreur caractérisé par des non-linéarités de type STAR, que nous utiliserons pour étudier l'ajustement des taux de change réel par rapport à l'équilibre.

Un modèle STAR à deux régimes s'écrit :

$$y_t = (\alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p}) + (\beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p}) F(s_t, \gamma, c) + \varepsilon(t) \quad (94)$$

où $F(s_t; \gamma, c)$ est une fonction de transition représentant la transition d'un régime à un autre. Cette fonction de transition est continue et bornée entre 0 et 1. A chacune des valeurs extrêmes de cet intervalle correspond un régime donné et au continuum des valeurs intermédiaires, la transition (ou, selon une alternative proposée par les auteurs, une infinité de régimes intermédiaires). La variable de transition s_t est le seuil qui délimite les deux régimes. Elle peut être une variable endogène retardée de y_t (y_{t-d} où d est le paramètre de délai) ou une variable exogène ou même une fonction de variables exogènes. Quant au paramètre γ , il mesure la vitesse de transition. Plus il est élevé, plus la transition est brutale et rapide. ε_t est une erreur aléatoire ayant une moyenne nulle et une variance constante.

Granger et Teräsvirta (1997) généralisent le modèle STAR à un modèle STR (Smooth Transition Regression) en remplaçant tout ou partie de ses régresseurs par des variables exogènes (Uctum, 2007).

Pour obtenir une transition douce, Teräsvirta et Anderson (1992) ont proposé deux types de fonction de transition :

Une fonction logistique d'ordre 1 :

$$F(s_t; \gamma, c) = (1 + \exp\{-\gamma(s_t - c)\})^{-1}, \gamma > 0 \quad (95)$$

Un modèle STAR ayant cette forme de la fonction de transition est un modèle STAR logistique ou LSTAR. La fonction logistique définit une correspondance univoque entre le signe d'un (important) écart au seuil et un régime donné. (Uctum, 2007) Ce modèle définit deux régimes extrêmes associés aux valeurs de s_t supérieurs et inférieurs au seuil c , entre lesquels la transition se fait de manière graduelle. Le modèle LSTAR nous permet alors de décrire des phénomènes d'asymétrie comme le passage de l'économie d'une phase d'expansion à une phase de récession représentée par des dynamiques propres. Pour le modèle LSTAR, quand la vitesse de transition tend vers l'infini ($\gamma \rightarrow \infty$), la transition devient brutale et le modèle LSTAR se confond avec le modèle TAR. A l'inverse, lorsque la vitesse de transition tend vers zéro, le modèle se transforme en un modèle linéaire puisque la fonction de transition est égale à 0.5.

La deuxième fonction de transition est la fonction exponentielle d'ordre 1 :

$$F(s_t; \gamma, c) = (1 - \exp(-\gamma(s_t - c)^2)), \gamma > 0 \quad (96)$$

qui conduit à considérer un modèle STAR exponentiel ou ESTAR. Le modèle ESTAR constitue une généralisation du modèle autorégressif exponentiel (EAR) de Haggan et Ozaki (1981). Contrairement au modèle LSTAR, le modèle ESTAR génère des dynamiques symétriques pour les phases d'expansion et de récession du cycle, mais les états intermédiaires peuvent avoir des dynamiques différentes (Lardic et al, 2003). Ce qui revient à dire que la fonction exponentielle tend vers zéro pour des valeurs de la variable de transition proches du seuil c , alors qu'elle est égale à un lorsque la variable de transition s'éloigne de c par valeurs supérieures comme inférieures. Autrement dit, les coefficients sont symétriques autour du paramètre de seuil c . Il définit alors trois régimes dont les deux sont extrêmes et ont la même dynamique. Lorsque la vitesse de transition, γ , tend vers zéro ou bien l'infini ($\gamma \rightarrow 0$ ou $\gamma \rightarrow \infty$), le modèle ESTAR devient un modèle linéaire traduisant respectivement le régime intermédiaire ou le régime extrême.

Jansen et Teräsvirta (1996) suggèrent un autre modèle à trois régimes comme ESTAR mais avec une fonction logistique quadratique (QLSTAR) :

$$F(s_t; c_1, c_2, \gamma) = (1 + \exp\{-\gamma(s_t - c_1)(s_t - c_2)\})^{-1} \quad (97)$$

Il s'agit alors d'un modèle à trois régimes et, tout comme le modèle ESTAR, les deux régimes extrêmes sont formellement identiques. La différence entre ESTAR et QLSTAR est que le modèle QLSTAR permet de rendre asymétriques les seuils séparant les régimes extrêmes et le régime intermédiaire

contrairement au modèle ESTAR qui ne le permet pas par construction (Uctum, 2007). Pavlidis, Paya et Peel (2009) suggèrent que le modèle ESTAR est trop restrictive à long terme. Jack et al (2008) montrent que les coûts commerciaux des biens échangeables entre les pays sont loin d'être constants et qu'ils engendrent des changements substantiels et non monotones de 1870 à 2000. Puisque les coûts commerciaux varient au cours du temps, la vitesse de retour à la moyenne pour un écart à la PPA varie aussi. Intuitivement, lorsque les coûts commerciaux augmentent (diminuent) la zone de non échange s'élargit (se rétrécit) et l'ajustement du taux de change réel devient plus (moins) persistant. Par conséquent, la persistance du taux de change réel ne dépend pas uniquement de la taille de la déviation, mais aussi du niveau des coûts commerciaux. Dans ce cadre, Pavlidis, Paya et Peel (2009) suggèrent que le modèle QLSTAR est plus puissant que le modèle ESTAR car il permet d'estimer les bandes de non échange correspondant à des coûts de transaction asymétriques. En effet, en cas de larges écarts aux seuils, dans l'équation (97), F tend vers 1 à l'extérieur des seuils c_1 et c_2 ($c_1 < c_2$) tandis que dans l'équation (96), F tend vers 1 à l'extérieur de $-c$ et c : F est symétrique dans ESTAR mais asymétrique dans QLSTAR.

La procédure d'estimation des modèles STAR se fait en suivant les étapes suivantes :

- La procédure d'estimation est entamée par la spécification d'un modèle linéaire (AR(p)) afin de déterminer l'ordre du retard p . Afin de sélectionner l'ordre autorégressif p , les différents critères comme les critères d'information (Akaike, Schwarz) ainsi que la statistique Q de Ljung-Box peuvent être retenus. On estime un modèle ECM linéaire dont les paramètres estimés va être utilisés comme paramètres initiaux, étant donné les valeurs de γ et c , du modèle STECM.
- L'étape suivante est l'application d'un test de linéarité pour détecter une éventuelle non linéarité. Les tests de linéarité reposent sur le modèle linéaire obtenu par l'étape précédente. Ils permettent de tester l'hypothèse nulle de linéarité contre l'hypothèse alternative de non linéarité de type STAR (Luukkonen, Saikkonen et Teräsvirta (1988)) et de choisir la variable de transition. Ce choix de la variable de transition repose sur la statistique du multiplicateur de Lagrange, notée LM (d). Ces tests sont répétés pour différentes spécifications de la variable de

transition. Ils sont menés pour différentes valeurs du paramètre de délai. La valeur optimale du paramètre de délai d est celle pour laquelle la linéarité est la plus fortement rejetée.

- La dernière étape de la procédure d'estimation consiste à spécifier le modèle STAR par la méthode des moindres carrés non linéaires qui fournit des estimateurs efficaces et asymptotiquement normaux. La vitesse de transition γ et le paramètre de seuil c sont déterminés au sein de cette étape.

Lorsqu'il n'existe pas de prérequis théorique qui nous permette de faire le choix entre une fonction de transition logistique ou exponentielle, Teräsvirta (1994) montre que le choix entre un modèle LSTAR et un modèle ESTAR peut faire l'objet d'une séquence de tests d'hypothèses nulles emboîtées.

Par contre, parmi les différents types de modèles STAR, le modèle ESTAR s'avère plus pertinent que le modèle LSTAR pour analyser la dynamique des taux de change réels et pour détecter les périodes de sur et sous évaluation réelle. En partant des travaux de Dumas (1992) et Sercu, Uppal et van Hulle (1995) qui testent l'hypothèse de la parité des pouvoirs d'achat (PPA) à long terme, de nombreuses études récentes (Michael, Nobay et Peel (1997), Sarrantis (1999), Taylor et Peel (2000), Taylor, Peel et Sarno (2001), Baum et Barkoulas et Caglayan (2001), O'Connell et Wei (2002) et Kilian et Taylor (2001)) montrent la supériorité de cette représentation sur les modèles LSTAR. Pour représenter la non linéarité caractérisant les taux de change, il est préférable de spécifier la fonction de transition en fonction de la taille de la déviation par rapport à l'équilibre (modèle ESTAR) plutôt qu'en fonction du signe de cette même déviation (cas LSTAR).

Dans ce cadre, Michael, Nobay et Peel (1997) montrent que le modèle monétariste peut être considéré comme une condition d'équilibre à long terme et décrivent que l'ajustement du taux de change nominal Dollar-Sterling à la PPA est bien approximé par le modèle ESTAR. Exploitant les données des Etats-Unis et de plusieurs de ses partenaires, Baum, Barkoulas et Caglayan (2001) et Taylor, Peel et

Sarno (2001) étudient la dynamique d'ajustement vers la PPA et trouvent qu'un processus de retour à la moyenne a lieu pour des écarts à la PPA importants. Chen et Wu (2000) comparent l'hypothèse d'un ajustement non linéaire de type ESTAR vers la PPA avec celle d'un ajustement linéaire et concluent que le processus non linéaire est plus adéquat pour modéliser l'ajustement vers la PPA. Kilian et Taylor (2001) justifient en outre le recours à la modélisation ESTAR où il existe une grande incertitude relative au niveau d'équilibre du taux de change. Selon les auteurs, les agents accordent une plus forte probabilité aux petites déviations par rapport aux fondamentaux qu'aux grandes déviations. Lardic et al (2003) admettent que cette asymétrie provient du fait que les grandes déviations sont peu probables d'un point de vue théorique. En effet, un consensus se construit sur un déséquilibre entre le taux de change et les fondamentaux, quand le taux de change dévie de sa valeur d'équilibre. Cette situation force les agents rationnels à se positionner plus fortement contre le taux de change existant et faire converger le taux de change à sa valeur d'équilibre. Lardic et al (2003) concluent que les modèles de type ESTAR permettent de capturer un tel comportement en générant une dynamique à seuil lente du taux de change comme une fonction des écarts passés à l'équilibre.

Comme nous avons précisé au début de la section, notre attention se portera sur la relation entre le taux de change et ses fondamentaux pour laquelle l'hypothèse de cointégration linéaire est rejetée afin de tester l'existence d'une relation de cointégration à seuil. Pour cette raison nous nous référons au travail de Van Dijk et Franses (2000) qui estiment un modèle STECM afin d'analyser l'asymétrie des ajustements du taux d'intérêt hollandais à un mois vers sa valeur d'équilibre. Ce modèle nous donne la possibilité de rendre compte du caractère possiblement asymétrique de l'ajustement suivant que l'écart à l'équilibre est fort ou faible ou bien positif ou négatif. Dans notre cas, nous allons estimer le modèle STECM en utilisant successivement les deux fonctions de transitions alternatives qui sont la fonction exponentielle et la fonction logistique quadratique impliquant respectivement 2 seuils symétriques et 2 seuils asymétriques.

La représentation classique du MCE signifie que l'ajustement est invariant dans le temps et est symétrique (il existe un seul coefficient de force de rappel, λ). Cet ajustement est la proportion constante de la déviation antérieure. Un STECM peut être traduit comme un MCE non linéaire, qui présuppose l'existence d'une seule relation de cointégration de long terme, mais définit deux modèles

d'ajustement et peut donc être décrit comme une combinaison de deux MCE linéaires. En effet, un STECM identifie deux régimes distincts et définit une dynamique d'ajustement différente dans chaque régime. La première dynamique reflète les fluctuations du cours aux extrémités de cette zone, correspondant à des écarts importants à l'équilibre, et nécessitant une force d'ajustement plus marquée et plus élevée. Par contre, la deuxième dynamique décrit les mouvements du cours au voisinage du régime central pour lequel l'écart du cours à sa valeur fondamentale est négligeable et la vitesse d'ajustement est faible. Ainsi nous obtenons une dynamique d'ajustement variant au cours du temps mesurée par une combinaison des deux coefficients d'ajustement, λ_1 et λ_2 , et pondérée par une fonction de l'écart à l'équilibre, $F(s_t; \gamma, c)$.

Partant de ce fait, même il existe une relation linéaire de long terme entre le taux de change et ses fondamentaux, l'ajustement de court terme doit être modélisé par une dynamique non linéaire. L'utilisation du modèle ESTECM et/ou QLSTECM peut, dès lors, être indispensable pour examiner cette dynamique d'ajustement. Elle sert non seulement à capturer le comportement non linéaire des déviations du taux de change de sa valeur d'équilibre, mais aussi à mettre un mécanisme de retour vers l'équilibre mené par les paramètres λ_1 et λ_2 . Ces deux fonctions de transition peuvent être représentées comme suit:

ESTECM

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & (\alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^p \alpha_{2j} \Delta x_{t-j} + \lambda_1 z_{t-1}) \\ & + (\beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_{2j} \Delta x_{t-j} + \lambda_2 z_{t-1}) (1 - \exp(-\gamma(z_{t-d} - c)^2)) \\ & + \varepsilon(t) \end{aligned} \quad (98)$$

QLSTECM

$$\begin{aligned}
\Delta y_t = & (\alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^p \alpha_{2j} \Delta x_{t-j} + \lambda_1 z_{t-1}) \\
& + (\beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_{2j} \Delta x_{t-j} + \lambda_2 z_{t-1}) (1 + \exp(-\gamma(z_{t-d} - c_1)(z_{t-d} - c_2)))^{-1} \\
& + \varepsilon(t)
\end{aligned} \tag{99}$$

où z_{t-1} désigne le terme à correction d'erreur, z_{t-d} désigne la variable de transition. λ_1 et λ_2 sont les paramètres majeurs d'un ESTECM qui caractérisent le comportement non linéaire de l'ajustement. Ils mesurent respectivement les paramètres de la force de rappel dans le 1er et le 2ème régime où la transition est supposée être lisse. En effet, plus l'écart à l'équilibre est important, plus la tendance à revenir vers l'équilibre donné par les fondamentaux est forte. Dans ce contexte, bien qu'on puisse envisager $\lambda_1 \geq 0$, les conditions $\lambda_2 < 0$ et $(\lambda_1 + \lambda_2) < 0$ doivent être respectées pour valider le processus de cointégration non linéaire. En d'autres termes, pour des petites déviations, y_t pourrait avoir une racine unitaire ($\lambda_1 = 1$) ou même un comportement explosif ($\lambda_1 > 0$), mais pour des écarts plus importants, le processus de l'ajustement serait actif et serait caractérisé par un retour à la moyenne.

En supposant que le vrai processus de y_t soit donné par le modèle non linéaire ESTAR, alors le terme de rappel du modèle linéaire, λ , sur lequel on construit le modèle non linéaire, doit appartenir à l'intervalle $[\lambda_1, \lambda_1 + \lambda_2]$, pour que le processus de cointégration non-linéaire soit validé. Ainsi, il est possible d'accepter l'hypothèse nulle $\lambda = 0$ (absence de cointégration linéaire contre l'hypothèse alternative $\lambda < 0$, bien que le véritable processus non linéaire soit globalement stable ($(\lambda_1 + \lambda_2) < 0$). Dans ces conditions rejeter l'hypothèse de cointégration sur la base du modèle linéaire n'invalide pas nécessairement un ajustement à long terme vers l'équilibre défini par les fondamentaux lorsque le processus de convergence est non linéaire. (Lardic et al. 2003)

Liu (2001) recourt à un modèle STECM avec une fonction logistique quadratique pour formaliser l'évolution des taux hypothécaires de un an et de cinq ans. Ce modèle permet un ajustement non linéaire des taux hypothécaires vers leur niveau d'équilibre de long terme. En outre, l'auteur propose

d'intégrer dans la formulation type du STECM des seuils variables dans le temps, de manière que le terme de correction d'erreurs tienne compte des changements structurels qui sont survenus progressivement. Il ressort que le QLSTECM ayant des seuils variables se caractérise par une meilleure adéquation statistique sur l'échantillon et par de plus faibles erreurs de prévision que les modèles linéaires de référence et les modèles univariés. Le modèle de Liu (2001) permet de rendre les seuils c_1 et c_2 (équation 99) variables au cours du temps, en les définissant comme une fonction de la moyenne mobile et de l'écart type conditionnel de la variable de transition z_{t-d} . Lorsque les seuils c_1 et c_2 sont fixés, le changement de régime se produit quand z_{t-d} dépasse des valeurs inchangées de ces seuils pendant toute la période. Cette extension du modèle produit alors deux paramètres de seuils variables qui peuvent mieux identifier les différents régimes dans le modèle à travers le temps.

Liu (2001) représente sa fonction de transition avec des seuils variables définis comme suit;

$$F(.) = [1 + \exp \{ (\gamma (z_{t-d} - (MA_{t-1} - \mu_1 STD_{t-1})) (z_{t-d} - (MA_{t-1} - \mu_2 STD_{t-1}))) / VAR_{t-1} \}]^{-1} \quad (100)$$

où MA_{t-1} , STD_{t-1} , VAR_{t-1} sont respectivement la moyenne mobile, l'écart-type et la variance de la variable de transition, z_{t-d} . Par rapport à un QLSTAR standard, dans le modèle de Liu (2001) c_1 est remplacé par $MA_{t-1} - \mu_1 STD_{t-1}$ et c_2 par $MA_{t-1} - \mu_2 STD_{t-1}$ où μ_1 et μ_2 sont des paramètres à estimer.

La section suivante est consacrée à une analyse de la cointégration (linéaire) entre le taux de change et ses fondamentaux afin d'examiner la relation de long terme entre ces derniers. Par la suite nous mettrons en évidence le caractère persistant des déviations des taux de change réels en ayant recours à la cointégration non linéaire et en appliquant les modèles ESTECM et QLSTECM.

4.2 Analyse empirique

Notre étude empirique porte sur le taux de change réel effectif de la Turquie. En premier lieu, nous allons modéliser le taux de change réel d'équilibre de la Turquie en nous fondant sur le modèle NATREX de Lim et Stein (1997). Nous utilisons les techniques de la cointégration et le modèle vectoriel à correction d'erreur, afin de tester l'existence d'une relation de long terme entre le taux de change réel et ses fondamentaux. En deuxième lieu, nous étudions la nature non linéaire de l'ajustement de court terme vers cette relation de long terme. Afin d'examiner cette dynamique non linéaire d'ajustement du taux de change réel, nous estimons des modèles ESTECM et QLSTECM.

A cette fin, cette section est organisée comme suit. La première sous-section présente les données que nous allons utiliser. Dans la deuxième sous-section, nous montrons l'existence d'une relation de long terme entre toutes les variables $I(1)$ du Natrex et spécifions et estimons un MCE linéaire. La troisième sous-section consiste à tester l'hypothèse de linéarité du MCE et à déterminer la valeur du paramètre de seuil, d . L'estimation des modèles ESTECM et QLSTECM est présentée dans la dernière sous-section, dans le cas où le processus d'ajustement vers la relation de long terme est non-linéaire. Tous les tableaux et les graphiques sont fournis par le logiciel E-Views.

4.2.1 Les données

Nous étudions la nature du lien entre les taux de change et leurs fondamentaux en adoptant le cadre d'analyse de l'approche NATREX. Trois sources de données ont été consultées afin de constituer notre base : *International Financial Statistics* publié par le FMI, la base de données de DATASTREAM et celle de la Banque Centrale de Turquie. Les données retenues sont mensuelles et couvrent la période Avril 1987 - Décembre 2006. L'utilisation des données mensuelles nous fournit un échantillon large (237 observations) et l'application des tests usuels de racine unitaire (Augmented Dickey Fuller et Philippe Perron) indique que toutes nos séries, exprimées en logarithmes, sont non-stationnaires et sont intégrées d'ordre 1. (pour les résultats des ces tests voir les tableaux A1.1 – A1.10 de l'Annexe 1).

Les séries utilisées sont :

1) Le taux de change effectif réel de la Livre Turque ; il est calculé sur la base des prix relatifs à la consommation et il est coté au certain. C'est-à-dire q exprime le prix de la Livre Turque en unités de monnaie étrangère ($1 \text{ LT} = q$ unités de devises). Une augmentation (diminution) de q signifie donc une appréciation (dépréciation) de la monnaie turque. Nous avons choisi le taux effectif à la place du taux bilatéral pour rendre compte de la compétitivité internationale de la Turquie par rapport à ses partenaires commerciales (Belgique, France, Allemagne, Grèce, Italie, les Pays-Bas, Espagne, Suède, Royaume-Uni, Etats-Unis, Autriche, Suisse, Canada, Japon)

2) les termes de l'échange ; l'indicateur des termes de l'échange est défini comme le rapport entre les valeurs des exportations et des importations domestiques relativement aux rapports pondérés entre valeur des exportations et valeur des importations des treize partenaires. L'effet saisonnier est éliminé.

3) le taux d'intérêt mondial ; il est calculé à partir des taux sur titres d'état à dix ans des quatorze partenaires pondérés par les poids respectifs de ceux-ci

4) la productivité ; elle est calculée comme l'écart logarithmique du PNB réel et de l'emploi. L'effet saisonnier est éliminé.

5) le taux d'épargne (*thrift*) ; il est calculé comme logarithme du ratio épargne/PNB, dans lequel l'épargne est considérée comme la différence entre le PNB et la consommation totale (publique et privée). L'effet saisonnier est éliminé.

4.2.2 Estimation d'une relation de long terme et d'un modèle à correction d'erreur linéaire

Après avoir testé la stationnarité de chacune des variables, nous adaptons l'approche NATREX afin d'analyser la nature du lien entre le taux de change et ses fondamentaux. La relation que nous avons retenue est la suivante :

$$\ln(q_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(tot_t) + \alpha_2 ti_t + \alpha_3 \ln(thr_t) + \alpha_4 \ln(prod_t) + \varepsilon_t \quad (101)$$

où q_t désigne le taux de change effectif réel, tot_t est l'indicateur des termes de l'échange, ti_t le taux d'intérêt (taux des titres publics sur dix ans), thr_t représente la variable du taux d'épargne (*thrift*), $prod_t$ est la productivité de la Turquie représentée par le PIB par travailleur. ε_t est un processus d'erreur indépendamment et identiquement distribué (*iid*).

Nous réalisons notre étude de la relation de long terme dans le cadre du processus de Johansen (1988). La première étape de la méthode de Johansen est de tester l'hypothèse de cointégration entre le taux de change réel et ses fondamentaux. Nous utilisons les statistiques de la *trace* (*ratio de vraisemblance*) et de la valeur propre maximale, obtenue avec la technique multivariée du maximum de vraisemblance de Johansen (1988). Nous appliquons le test de trace de Johansen (1988), en supposant l'absence de tendance dans la relation de cointégration et l'absence d'une constante dans le modèle à correction d'erreur (hors relation de cointégration).⁷ Cependant, avant d'effectuer le test de Johansen, nous déterminons le nombre de retards k en réalisant une estimation VAR sur le taux de change et ses fondamentaux. Il existe de différents critères pour choisir k : les critères d'information (Akaike, Hannan, Schwartz), le critère $kmax$ (test du dernier retard significatif inclus dans le modèle) et les statistiques Q

⁷ Au début, nous appliquons le test de Johansen (1988) en supposant la présence d'une constante dans le MCE (hors équation de cointégration). Cette hypothèse est justifiée par fait que les séries semblent être caractérisées par une tendance linéaire à la hausse. En revanche selon les résultats la constante dans le MCE n'est pas significative. Alors nous avons appliqué de nouveau les tests sans la constante dans le MCE. L'hypothèse d'absence de tendance dans la relation de CI se justifie économiquement par le fait que la relation de long terme entre le taux de change et sa valeur d'équilibre ne comporte pas de trend.

de Ljung-Box. Dans notre estimation, ces trois critères convergent unanimement vers un nombre de trois retards ($k=3$).

Le nombre de relations de cointégration est testé par les statistiques de la *trace* et de la valeur propre maximale fournies par Johansen (1988), qui s'écrivent :

$$\text{Trace} = Q_{tr} = -T \sum_i \ln (1-\lambda_i), \quad i = \{r+1, \dots, k\},$$

$$\text{Valeur propre maximale} = Q_{max} = -T \ln (1-\lambda_{r+1}) \quad r = (0, 1, \dots, k-1)$$

où T est le nombre d'observations, λ_i la i -ème plus grande valeur propre, r le nombre de relations de cointégration testé et k le nombre de variables endogènes du VAR estimé (c'est-à-dire le nombre de variables entre lesquelles on teste la cointégration).

La *trace* et la valeur propre maximale nous permettent de tester l'hypothèse nulle selon laquelle « il y a au plus r relations de cointégration » contre l'alternative H_1 selon laquelle « il y a au moins $r+1$ relations de cointégration ». Ainsi, les premières lignes des tableaux (1) et (2), dans lesquelles figurent les plus grandes valeurs propres, testent, pour $r=0$, l'hypothèse nulle « il y a zéro relation de cointégration » (de fait exactement zéro) contre l'alternative H_1 « il y a au moins 1 relation de cointégration ». Les résultats sont rassemblés dans les tableaux suivants :

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Nombre d'équation de cointégration(s)	Eigenvalue	Statistique de la trace	Valeur critique 0.05	Probabilité**
Aucune*	0.124796	74.69974	60.06141	0.0018
Au plus 1	0.095326	43.50796	44.17493	0.0603
Au plus 2	0.062585	20.06572	24.27596	0.1551
Au plus 3	0.020575	4.942500	12.32090	0.5756
Au plus 4	0.000332	0.077762	4.129906	0.8190

Test de trace indique 1 équation de cointégration au seuil de 0.05

* dénomme le rejet l'hypothèse au niveau de 0.05

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) valeur -p

Tableau 1 : Les résultats du test de *trace*

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Nombre d'équation de cointégration(s)	Eigenvalue	Valeur propre maximale	Valeur critique 0.05	Probabilité**
Aucune*	0.124796	31.19178	30.43961	0.0402
Au plus 1	0.095326	23.44224	24.15921	0.0623

Au plus 2	0.062585	15.12322	17.79730	0.1208
Au plus 3	0.020575	4.864738	11.22480	0.4965
Au plus 4	0.000332	0.077762	4.129906	0.8190

Test de valeur maximale indique 1 équation de cointégration au seuil de 0.05

* dénomme le rejet l'hypothèse au niveau de 0.05

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) valeur -p

Tableau 2 : Les résultats du test de valeur propre maximale

Sur la base des statistiques de Johansen, nous rejetons, aux seuils de 5% (74,69 > 60,06 pour la *trace* et 31,19 > 30,43 pour la valeur propre maximale), l'hypothèse nulle H_0 d'absence de la relation de cointégration contre l'hypothèse alternative « il y a au moins une relation de cointégration entre les taux de change réel et ses fondamentaux ». Alors nous passons aux deuxièmes lignes des tableaux où il s'agit de tester l'hypothèse nulle H_0 « il y a au plus 1 relation de cointégration » contre H_1 « il y a au moins 2 relations de cointégration » : cette fois-ci H_0 est acceptée au seuil de 5% (43,5 < 44,17 pour la *trace* et 23,44 < 24,15 pour la valeur propre maximale). Par conséquent, les résultats présentés dans les tableaux ci-dessus soulignent la présence d'une relation de cointégration au seuil de 5%.

Après avoir mis en évidence l'unicité de la relation de cointégration qui relie le taux de change réel à ses « fondamentaux », la méthode de Johansen (1988) estime l'équation de cointégration représentant la relation de long terme. Le tableau suivant présente le résultat de cette estimation.

1 Equation de cointégration : Log likelihood	2479.634
---	----------

Coefficients normalisés de cointégration (statistiques t dans les parenthèses)

$\log(q_t)$	$\log(\text{tot}_t)$	t_t	$\log(\text{thr}_t)$	$\text{Log}(\text{prod}_t)$
1.000000	0.455353	0.054713	0.777410	-0.835092
	(1.99096)	(3.23762)	(3.21754)	(-7.44931)

Tableau 3 : La relation de long terme entre le taux de change réel et ses fondamentaux

La relation de long terme issue de la relation de cointégration s'écrit donc de la manière suivante

:

$$\ln(q_t) = -0.455 \ln(\text{tot}_t) - 0.055 t_t - 0.777 \ln(\text{thr}_t) + 0.835 \ln(\text{prod}_t) + \varepsilon_t \quad (102)$$

Toutes les variables (les termes de l'échange, le taux d'intérêt mondial, le taux d'épargne et la productivité) relatives à la détermination du taux de change réel d'équilibre sont significativement différentes de zéro. L'équation de cointégration met alors en évidence l'existence d'un lien entre le taux de change réel et ses fondamentaux. Cependant, les signes des coefficients des variables (sauf celui du taux d'intérêt mondial) sont différents de ceux du modèle de Lim et Stein (1997) appliqué sur les données australiennes. En effet, l'amélioration des termes de l'échange provoque une appréciation du taux de change réel dans le modèle NATREX de Lim et Stein (1997). Pourtant selon nos résultats, une amélioration des termes de l'échange déprécie la Livre turque (LT). Ce résultat controversé est valable aussi pour le taux d'épargne et pour la productivité. Une augmentation de l'épargne apprécie le taux de change réel dans le modèle de Lim et Stein (1997) alors qu'elle le déprécie d'après nos résultats. Nous allons expliquer ces résultats pour chaque variable.

Termes de l'échange (tot) : Lim et Stein (1997) ne trouvent pas un effet de long terme significatif des termes de l'échange sur le prix relatif des biens non échangeables (R_n). En revanche, ils indiquent que les termes de l'échange ont un effet significatif sur le taux de change réel R . Selon leurs résultats, un changement des termes de l'échange a un effet ambigu sur le prix relatif des biens non échangeables mais une amélioration dans les termes de l'échange apprécie le taux de change réel. Ce résultat est cohérent avec le modèle théorique du taux de change réel développé par Edwards (1989) qui fournit une estimation entre le taux de change réel et sa valeur d'équilibre pour un panel de pays en développement. Selon l'hypothèse de Harberger-Laursen-Metzler (Harberger (1950), Laursen et Metzler (1950)), l'amélioration (la détérioration) des termes de l'échange augmente (diminue) le revenu réel d'un pays et ainsi cause une hausse (une baisse) du niveau de l'épargne qui améliore (détériore) la balance commerciale. Pourtant, les travaux récents effectués par Obstfeld (1982), Svenson et Razin (1983) et Persson et Svensson (1985) montrent que le lien entre les termes de l'échange et la balance commerciale dépend de la nature du choc sur les termes de l'échange.

Dans les modèles à agents représentatifs à horizon de vie infini, si le choc sur les termes de l'échange a un caractère permanent, il n'affecte pas le taux d'épargne et la balance commerciale. Ceci s'explique par la correction du niveau de consommation par les ménages pour s'adapter au changement permanent de leur revenu réel causé par la détérioration des termes de l'échange.

En revanche, un choc transitoire sur les termes de l'échange a un effet ambigu sur le compte courant. A la suite d'un choc transitoire négatif, par exemple, les agents, cherchant à lisser leur consommation (*consumption-smoothing*), maintiennent le niveau de celle-ci malgré la baisse de leur revenu réel. Du fait du comportement de lissage de la consommation, cette baisse temporaire de revenu sera amortie par une réduction de l'épargne puisque la baisse de la consommation courante est plus faible que celle du revenu réel courant. On assiste alors à une détérioration du compte courant. Il faut noter que cet effet revenu se réalise uniquement lorsque les changements des termes de l'échange sont transitoires. À côté de cet effet quantité, les variations des termes de l'échange engendrent également des effets de substitution sur le compte courant dûs à la modification des prix relatifs. Ces effets peuvent compenser partiellement ou totalement l'effet de lissage intertemporel de la consommation. Cet effet de substitution s'explique par la répartition de la consommation entre les biens importables et les biens

domestiques non échangeable à la suite de la modification du prix du bien importable relativement à la variation de l'indice global des prix. Quand il y a une détérioration temporaire des termes de l'échange, les agents tendent à augmenter la part des biens non échangeables dans leur panier de consommation. Dans le même temps, l'augmentation de la consommation des biens non échangeables accroît leur prix relatif qui n'est rien d'autre que le taux de change réel. L'appréciation réelle temporaire provoque alors une augmentation transitoire du niveau général des prix, nouvelle source de substitution intertemporelle. Dans ce cas, cet effet de substitution s'accompagne d'excédents courants contrairement à l'effet revenu. Cet excédent courant persiste jusqu'à ce que le prix des biens importables revienne à son niveau permanent. En fin de compte, l'effet de substitution de la consommation vers les biens non échangeables entraîne une appréciation du taux de change réel lors d'une détérioration temporaire des termes de l'échange.

Kipici (1996) analyse l'existence de l'hypothèse de Harberger-Laursen-Metzler pour la Turquie en évaluant les effets des chocs temporaires des termes de l'échange sur l'épargne privée et le compte courant de l'économie turque. Selon les résultats de Kipici (1996), les valeurs estimées des élasticités de substitution intratemporelles et intertemporelles de la consommation sont relativement fortes en Turquie de sorte que les effets substitution compensent les effets de lissage intertemporel de la consommation (effet-revenu). Ce sont, en effet, les effets de substitutions qui motivent le comportement des agents privés et influencent leur décision d'épargne. Un choc temporaire négatif et non anticipé des termes de l'échange, contrairement à plusieurs pays (Mendoza, 1992), conduit donc à une augmentation du niveau du taux d'épargne et à une amélioration du compte courant de l'économie turque.

Nos estimations semblent cohérentes avec celles de Kipici (1996). Selon nos résultats, une détérioration des termes de l'échange provoque une appréciation réelle de la Livre turque à travers une substitution de la demande de consommation des biens importables vers les biens non-échangeables. Nos résultats semblent également compatibles avec ceux de Doroodian et al. (2002) et Atasoy et Saxena (2006) selon lesquels l'effet substitution est dominant dans l'économie turque et une détérioration des termes de l'échange apprécie la Livre turque contrairement aux résultats de Lim et Stein (1997).

Taux d'épargne (thr) : Lim et Stein (1997) admettent qu'une hausse du taux d'épargne a des effets directs et indirects sur le prix relatif des biens non-échangeables R_n . Selon ces auteurs, une hausse du taux d'épargne diminue la demande de consommation des biens non échangeable, ce qui provoque une diminution de leurs prix. Alors l'effet direct de cette hausse d'épargne serait une dépréciation du taux de change réel. En revanche, une hausse de l'épargne aurait des effets indirects dans le sens inverse sur le prix relatif des biens non échangeables, c'est-à-dire sur le taux de change réel. Lim et Stein (1997) indiquent que l'effet indirect d'une hausse d'épargne à long terme conduit à une dette F moins importante et à un niveau de capital k plus important. Un niveau de capital k plus élevé et un niveau de dette plus bas accroissent la richesse $(k - F)$ des consommateurs. Cette augmentation de la richesse accroît la consommation des biens non échangeables ainsi que leur niveau de prix. Dans ce cas, les effets indirects d'une hausse d'épargne apprécient le taux de change réel en augmentant le prix relatif des biens non échangeables. Lim et Stein (1997) constatent que les effets indirects d'une hausse d'épargne domineraient l'effet direct et que cette augmentation du ratio d'épargne aboutirait à une appréciation du taux de change réel.

Cependant, nos résultats montrent que, pour l'économie turque, c'est l'effet direct qui est dominant et, par conséquent, une hausse de l'épargne déprécie la Livre turque. Doroodian et al. (2002) et Atasoy et Saxena (2006) n'utilisent pas de taux d'épargne comme variable dans leur modèle où ils calculent un taux de change réel d'équilibre pour la Livre turque. En revanche, selon leurs estimations, une baisse de l'investissement total rapporté au PIB (qui peut être considérée comme une hausse d'épargne) déprécie le taux de change réel de la Livre turque.

Productivité (prod) : Lim et Stein (1997) supposent que la productivité dans le secteur des non-échangeables augmente relativement à celui du secteur des biens échangeables. L'augmentation relative de la productivité dans le secteur des biens non échangeables accroît donc l'offre des non-échangeables qui réduit le prix relatif des biens non-échangeables, donc le taux de change réel.

Cependant, nos résultats montrent qu'une augmentation de la productivité conduit à une appréciation de la Livre turque. En tant que petit pays en voie de développement, il est cohérent que

l'augmentation de la productivité se réalise dans le secteur des biens échangeables en Turquie. En suivant la théorie, cette hausse de productivité engendrerait une augmentation de demande et de salaire réel dans le secteur échangeable. Par ailleurs, cette augmentation de la productivité crée une amélioration du compte courant. Afin de restaurer l'équilibre interne et externe, les prix relatifs des biens non échangeables doivent croître, ce qui s'accompagne d'une appréciation du taux de change réel de la Livre turque.

Taux d'intérêt mondial (t_i): Lim et Stein (1997) ne détectent pas, dans leurs résultats, un effet significatif du taux d'intérêt mondial sur le prix relatif des biens non échangeables et sur le taux de change réel. Théoriquement, une hausse du taux d'intérêt mondial devrait réduire la demande d'investissement. Etant donné qu'une partie des biens de capital est fournie par le secteur des biens non-échangeables, la demande pour les biens non-échangeables baisse à la suite de cette chute dans l'investissement. Le prix relatif des non-échangeables diminue suite à cette baisse de demande. Par ailleurs, la Turquie étant un pays débiteur, une hausse de taux d'intérêt mondial génère un déficit courant et une hausse de la dette F . La chute de la richesse ($k-F$) engendrée par la hausse de la dette F , réduit la demande pour les non-échangeables. Ceci provoque alors une baisse des prix relatifs des biens non-échangeables R_n et du taux de change réel R . Nos résultats illustrent cette évolution dans le taux de change réel.

Après avoir discuté les effets des fondamentaux sur le taux de change réel, nous établissons un graphique (Figure 7) représentant les mésalignements de la Livre turque par rapport à sa valeur d'équilibre de long terme. Dans la figure 7 la courbe LNQ représente le taux de change réel effectif observé de la Livre turque (coté au certain), selon la base de données de la Banque Centrale de Turquie. La courbe $NATREX$ correspond au taux de change réel d'équilibre que nous avons calculé en suivant le modèle de Lim et Stein (1997). Quand la courbe LNQ se situe en dessous de la courbe $NATREX$ la monnaie turque est considérée sous-évaluée. Dans le cas inverse, il s'agit d'une surévaluation.

La figure 7 présente l'écart entre le taux de change réel observé et le taux de change d'équilibre, ces variables étant exprimées en logarithmes. Ce graphique permet d'observer l'ampleur de la surévaluation ou de la sous-évaluation.

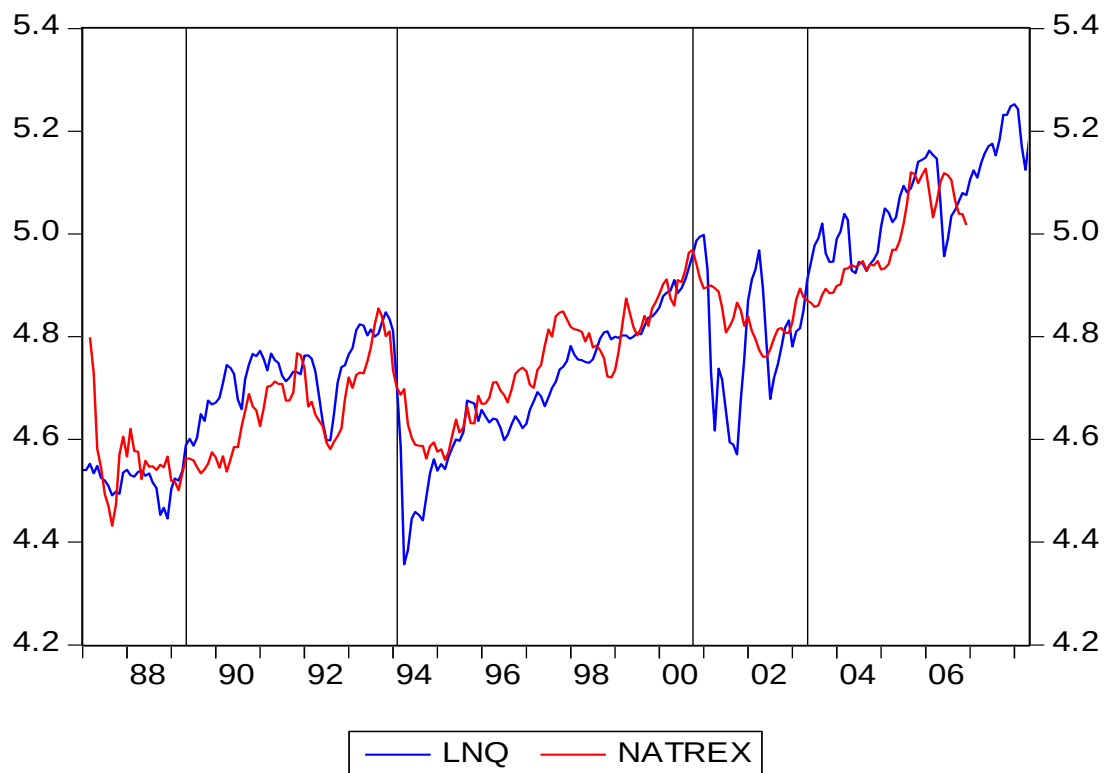


Figure 7 : L'évolution du taux de change réel de la Livre turque (LNQ) autour de sa valeur d'équilibre (NATREX)

Comme le montre la figure 7 le taux de change réel de la Turquie poursuit un cycle autour de la valeur d'équilibre calculé par le modèle de NATREX sur l'ensemble de la période d'étude. Toutefois nous observons des points de retournements très marqués en 1989, 1993/94, 2001 et 2003. Cela traduit les

transformations et les changements de doctrine de la politique économique turque soit de façon entièrement autonome, soit sous la pression des organisations internationales sur la période : le passage d'une économie fermée dominée par la politique de substitution aux importations à une économie ouverte dominée par la politique de croissance tirée par les exportations, une perspective d'une ouverture rapide vers l'Europe, et parallèlement à ceci, une libéralisation financière fortement impulsée par les conseillers des institutions de Washington.

Cette nature cyclique de la Livre turque crée un handicap pour la capacité d'exporter de la Turquie dont la balance commerciale a toujours été déficitaire sauf pendant les années 1988, 1994 et 1998. En revanche la forte surévaluation qui a prévalu de 1989 à 1993 et de 2002 à 2006 facilite les importations, constituées majoritairement de biens intermédiaires et de biens de capital, contribuant ainsi à la croissance économique du pays.

Pendant la période analysée, comme la plupart des pays en développement, la Turquie a connu des crises d'endettement et de changes et a dû accepter des programmes de stabilisation et d'ajustement structurel proposés par le FMI. Ces programmes imposaient toujours des politiques budgétaires plus strictes, davantage de libéralisation et une dévaluation nominale de la monnaie. Or, la dépréciation du taux de change réel, bien qu'elle améliore la balance commerciale, réduit l'investissement, ce dernier étant composé partiellement de biens de la consommation intermédiaire importés (l'énergie, les services). D'autre part la dépréciation affecte le prix à la consommation. La chute des investissements survient en particulier dans le secteur des biens échangeables. Inversement, l'appréciation du taux de change réel qui suit l'ouverture financière, détériore les performances à l'exportation en favorisant une perte de la compétitivité-prix. Elle permet en revanche d'augmenter les investissements dans le secteur des biens échangeables.

L'évolution du taux de change réel de la Turquie confirme ce cercle vicieux théorique auquel la Turquie est soumise au cours des trois dernières décennies. La figure 7 nous permet de distinguer quatre phases que nous nous proposons de décrire ci-après.

- **de 1989 à la fin 1993** : les résultats de nos estimations du NATREX permettent de conclure à une surévaluation de la Livre turque durant toute la période (sauf les deux dernier mois de 1991 et la période octobre-août 1993). Cette appréciation avoisine les 20% par rapport à la valeur d'équilibre au mois d'avril 1990 après la convertibilité totale de la Livre turque qui a provoqué une augmentation dramatique des flux de capitaux étrangers vers la Turquie, ouvrant un nouvel épisode dans l'histoire de la Livre turque. Le taux de change est devenu bien plus sensible aux mouvements de capitaux à court terme. Il a ainsi perdu son rôle principal consistant à assurer la compétitivité extérieure. Ce rôle est important pour un pays comme la Turquie, qui ne bénéficie pas d'une compétitivité importante et qui souffre d'une inflation chronique. Cette dernière conduit à un écart important des taux d'intérêt intérieurs et extérieurs, dû à une prime de risque élevée, provoquant ainsi une entrée importante de capitaux à court terme et produisant une surévaluation de la monnaie turque. L'appréciation du taux de change réel détériore le ratio exportation/PIB, tandis que le ratio importation/PIB ne cesse de progresser. De plus, la part des paiements d'intérêts dans les dépenses publiques est montée à plus de 25%. La détérioration du déficit commercial et du déficit budgétaire est compensée par les entrées de capitaux. Ce cercle vicieux, créé par les entrées de capitaux et les déficits budgétaire et commercial apprécie davantage la Livre turque jusqu'à la crise de 1994.

- **de 1994 à 1999** : Il s'agit d'une période de sous-évaluation de la Livre turque débutant en 1994 et allant jusqu'à la fin de 1998 (sauf la période septembre-novembre de 1995). Le cercle vicieux observé pendant la période de 1989-1993 cause une crise économique en 1994 qui se traduit par une stabilisation forcée et une inversion provisoire de ces tendances. Les *policy makers* utilisent la dévaluation nominale afin de maintenir la compétitivité des biens exportables turcs. Ils ignorent le rôle de la discipline fiscale pour la stabilité macroéconomique. En dépit de ce manque de politiques budgétaires stricts, le programme de stabilisation avec le FMI rétablit la confiance des marchés internationaux provoquant une reprise des entrées de capitaux étrangers. Néanmoins, ces entrées, essentiellement réalisées sous forme d'investissements de portefeuille, ont un caractère spéculatif et instable. Par conséquent, en 1995 le taux de change réel s'est apprécié de plus de 30% par rapport à sa valeur de 1994 et a compensé la dévaluation réalisée par le gouvernement au début du programme de stabilisation. Cette appréciation importante creuse le déficit commercial du fait de la montée rapide des importations. De plus, la signature de l'accord d'union douanière avec l'Europe a créé un choc de productivité, avec notamment un fort investissement des entreprises ; simultanément, le développement des marchés « à l'est » (Russie, Ukraine, Asie Centrale) a permis une diversification des

exportations. Comme notre modèle le vérifie, ce choc de productivité apprécie encore la Livre turque ce qui détériore davantage le déficit commercial en augmentant le volume des importations. La Banque centrale intervient pour limiter les fluctuations du taux de change en termes nominaux, entre septembre 1995 et début 1996. La Livre turque se déprécie d'environ 14% dans cette période. En 1998, la Turquie est confrontée à un environnement extérieur très défavorable, avec une baisse des prix à l'exportation, l'effondrement des ventes à l'ex-URSS et les tensions financières liées à la crise russe et asiatique. Contrairement à la crise en 1994, la crise de 1999 commence dans le secteur réel à cause des chocs de demande externe et interne.

- **de 1999 à 2001 :**

Selon la figure 7, à partir du milieu de l'année 1999, le taux de change réel suit sa valeur d'équilibre jusqu'à la crise de novembre 2000. En 1999, la Turquie a adopté un programme de stabilisation sous la supervision et le soutien du FMI. En suivant le programme, une nouvelle politique de change est adoptée qui se fonde sur les principes d'un *currency board*. Il s'agit d'annoncer et de soutenir une dépréciation mensuelle du taux de change sensiblement inférieure à l'inflation passée. Ceci indique aux agents économiques que la « soupape » du taux de change ne viendra plus compenser les hausses de prix, et qu'il est donc indispensable d'adopter une discipline plus stricte en matière de coûts et de prix. Il faut évidemment qu'un tel ancrage soit accompagné d'une certaine austérité budgétaire (ce qui a été le cas en Turquie en 2000, avec un surplus budgétaire avant paiement des intérêts sur la dette publique qui passe de 1.5% du PIB en 1999 à 4.1% en 2000). Le but est de baisser le taux d'inflation à un niveau inférieur à 10% à la fin de 2002. Le FMI a associé un financement important à la Turquie pour qu'elle puisse soutenir ce programme. Au début du programme, les déséquilibres macroéconomiques semblaient se corriger. Dans la figure 7 nous démontrons que le taux de change réel suit sa valeur d'équilibre jusqu'au mois de novembre 2000. Cependant, pour assurer le succès d'une telle stratégie du taux de change administré, le pays doit disposer d'un montant de réserves de change suffisant afin d'être capable de se défendre contre les inévitables « attaques spéculatives » que l'ancrage nominal attire. Toutefois, les réserves de la Turquie sont à peine supérieures à 20 milliards de dollar. Ce montant était moins que la dette à court terme du pays à l'époque et peu par comparaison aux flux de capitaux de portefeuille qui entrent et sortent, et en baisse quand on les compare à l'évolution de la masse monétaire intérieure. Ainsi, la Turquie a connu une première phase de turbulence en novembre 2000,

avec une tension brutale sur la liquidité bancaire domestique. A partir de novembre 2000, le taux de change réel commence à s'éloigner de sa valeur d'équilibre avec une dépréciation très élevée. Les besoins de financement à court terme ont stimulé de nouveau les taux d'intérêt à la hausse. Les taux d'intérêts explosent de 38,5% en octobre 2000 à 183,2% en décembre 2000 puis à 400,3% en 2001. L'attaque spéculative contre la livre s'est déclenchée par la querelle qui a éclaté en Turquie entre le Premier ministre et le Président. Les opérateurs l'aperçoivent comme un signe d'instabilité politique. Les autorités politiques se sont trouvées contraintes de laisser flotter sa monnaie après trois jours de « résistance ». Selon Kaminsky et Reinhart (1999), cette crise de change a aggravé la crise bancaire déjà déclenchée fin novembre 2000, selon un scénario du type « *crises jumelles* ».

La Livre turque s'est dépréciée en un seul jour, 22 février 2001, de 35 % par rapport au dollar. Quand nous arriverons au mois d'avril 2001, sa dévaluation aura dépassée plus de 45% comme nous pouvons observer sur la figure 7. Le compte courant s'est fortement amélioré avec la chute des importations de 24% en 2001 provenant de la crise économique sévère. La baisse conjuguée de la demande externe et de la demande interne (diminution de la consommation privée de 9% en 2001, de la consommation publique de 8,6% et de l'investissement de 42%) a entraîné une baisse du PIB de 7,4% en 2001. L'effet de cette chute de demande sur le taux de change peut être observé clairement sur la figure 7. Le taux de change réel de la Turquie reste sous-évalué, ce qui est cohérent avec notre modèle (une chute de demande diminue le prix relatif de non échangeable et donc le taux de change réel), pendant toute l'année de 2001 même s'il commence à apprécier à partir du mois d'octobre.

- de 2002 à 2006

Par suite d'un considérable effort, l'économie turque donne des signes nets d'amélioration en 2002. La Turquie réalise une croissance de 7,8 en 2002. Avec la reprise de la confiance assurée par les 15 milliards de dollars accordés par la communauté internationale, une augmentation importante de la consommation se réalise dans le secteur privé. Conformément à notre modèle, cette augmentation de la consommation apprécie le taux de change effectif réel jusqu'à la seconde moitié de l'année 2002. Selon

la figure 7, il était fortement sous-évalué au début de l'année 2002, après l'année 2001 de crise. Il atteint sa valeur d'équilibre, la dépasse durant le mois de mars et reste surévalué de 22% durant le mois d'avril. Il s'est ensuite déprécié par le fait de la dépréciation nominale de la monnaie. Bien que le différentiel important d'inflation ait un effet sur cette dépréciation, la raison essentielle réside dans les incertitudes politiques, et du différentiel d'inflation défavorable parce que le taux de change réel a recommencé à s'apprécier juste après les élections. Ceci montre bien qu'il peut exister une déconnexion entre les mouvements du taux de change et ceux des fondamentaux économiques provoqués par l'instabilité politique en Turquie. La banque centrale intervient afin d'éviter les effets de ces comportements spéculatifs sur le taux de change. Pourtant, malgré les montants considérables consacrés à cette intervention (280 millions, 242 millions et 273 millions de dollars en avril, mai et juin 2002 respectivement), la banque centrale a échoué. Ces fluctuations qui ont marqué la seconde moitié de l'année 2002 peuvent être observées clairement dans notre figure 7.

La mise en flottement de la livre turque et l'adoption d'une cible d'inflation suivant la crise ont amélioré la croissance économique et fait baisser l'inflation. L'investissement, les échanges et la demande privée sont les principaux moteurs de la croissance de la Turquie à partir de l'année 2003. La Livre turque s'est appréciée à partir du début de 2003 ce qui prouve l'optimisme des agents quant au redémarrage de la croissance économique. Le coût du travail est modéré et l'économie profite de gains de productivité et de compétitivité dont on peut considérer qu'ils sont les raisons majeures de l'appréciation de la Livre turque à partir de 2003. La figure 7 montre que la Livre turque reste surévaluée pendant la période de 2003-2006. Nous remarquons des fluctuations pendant cette période qui sont dues aux climats d'incertitude conjoncturelle (par exemple, le guerre en Irak et l'arrivée d'un nouveau gouvernement en 2003.)

Après avoir mis en évidence la relation de long terme entre le taux de change réel effectif et ses fondamentaux, nous estimons le modèle d'ajustement de court terme vers la relation de long terme au *moyen d'un modèle à correction d'erreur MCE*.

Le MCE avec les seuls variables significatives s'écrit

$$\begin{aligned} \ln(q_t) = & -0.13 z_{t-1} + 0.39 \ln(q_{t-1}) - 0.31 \ln(\text{thr}_{t-3}) + 0.38 \ln(\text{Inprod}_{t-1}) \\ & + 0.65 \ln(\text{Inprod}_{t-3}) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (103)$$

Le terme de correction de l'erreur (z_{t-1}) est fortement significatif avec un coefficient négatif. De plus, les résidus du modèle MCE sont stationnaires (pour les résultats de ces tests voir les tableaux A1.11 et A1.12 de l'Annexe 1). Bien que ces résultats soutiennent fortement le modèle de correction d'erreur, nous nous intéressons aussi aux tests fondés sur les résidus, qui ont pour objet de vérifier que les résidus des modèles estimés sont bien des bruits blancs.

En premier, nous examinons la normalité des résidus. Les résidus doivent posséder les propriétés classiques d'une distribution normale. Le tableau suivant fournit les statistiques descriptives usuelles des séries de résidu.

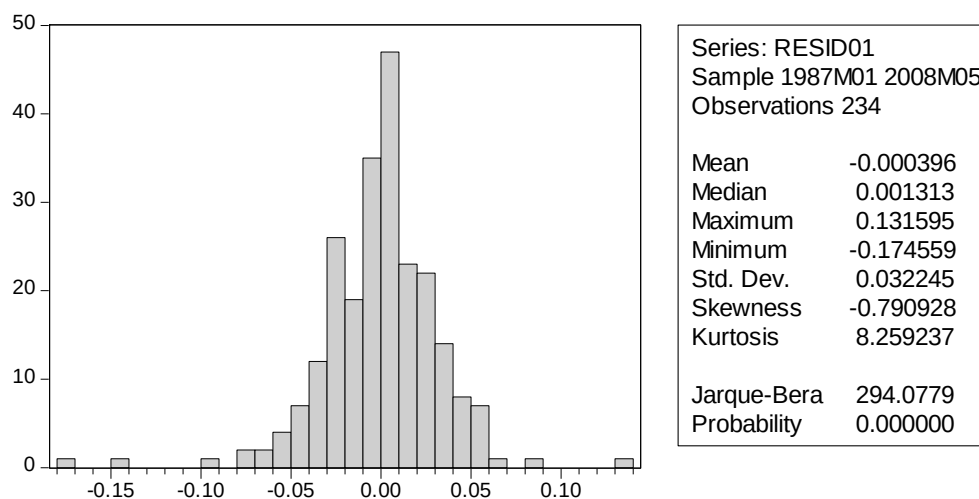


Tableau 4 : L'histogramme des résidus de MCE linéaire

Nous constatons au regard de ces statistiques le rejet de l'hypothèse de normalité et la présence des caractères *leptokurtique* (*kurtosis* plus grand que 3) et asymétrique (*skewness* négatif) dans les résidu. Le test de Jarque-Bera confirme ces résultats.

En second, nous avons appliqué le test de Breusch-Godfrey (BG) afin de tester l'hypothèse nulle de non-autocorrélation. Selon les résultats de test présentés dans le tableau A1.13 en Annexe 1, nous acceptons l'existence d'autocorrélation dans les résidus.

Dernièrement, nous avons testé l'hypothèse nulle d'homoscédasticité en appliquant le test ARCH. D'après les résultats du tableau A1.14 (Annexe 1), le test nous conduit à rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'hétéroscédasticité.

Les résultats de ces tests de diagnostic peuvent être le signe de la présence de non linéarités dans l'ajustement de court terme du taux de change vers son équilibre. Afin de vérifier la présence de non-linéarités, nous implémentons le test de linéarité appliqué aux résidus du MCE que nous avons estimé.

4.2.3 Test de linéarité

L'objet de cette partie est d'appliquer le test de linéarité afin de confirmer la présence de non linéarité dans les dynamiques d'ajustement de court terme du taux de change réel à sa valeur d'équilibre.

Le test de linéarité constitue une étape essentielle de la spécification du modèle non linéaire. Il existe plusieurs tests dans la littérature. Nous pouvons citer tout d'abord le test RESET (*Regression Error Specification Test*) proposé par Ramsey (1969). Ben Salem et Perraudin (2001) indiquent que l'idée de ce

test est de tester un modèle linéaire contre un modèle augmenté de termes élevés à une puissance supérieure à deux. A travers de cette méthode, nous testons alors la nullité de ces derniers termes. L'inconvénient des tests est que lorsque l'hypothèse de linéarité est rejetée, l'hypothèse alternative ne donne pas la forme de la modélisation à adopter. D'autres tests offrent la possibilité de tester l'hypothèse nulle de linéarité contre un modèle non-linéaire donné. Ces tests permettent aussi de définir la variable de transition. Tsay (1989) et Hansen (1996) dans le cas univarié, puis Tsay (1998) dans le cas multivarié proposent deux méthodes différentes de recherche du seuil, le choix de la variable de transition étant déterminé ex-ante.⁸

La statistique de test de linéarité peut être aussi choisie parmi l'une des statistiques de tests asymptotiques suivants : test de Wald, test du rapport de vraisemblance ou test du multiplicateur de Lagrange (LM). Parmi ces tests, nous avons choisi le test de multiplicateur de Lagrange (LM) introduit par Saikkonen et Luukkonen (1988) et Luukkonen, Saikkonen et Teräsvirta (1988), afin de tester différentes spécifications des modèles non-linéaires permettant de sélectionner les formes fonctionnelles appropriées des fonctions de transition, car il ne nécessite que l'estimation du modèle sous l'hypothèse nulle, laquelle présente l'avantage de ne pas dépendre des paramètres de nuisance.⁹ Les auteurs proposent un modèle STAR comme hypothèse alternative.

Notre test de linéarité se fonde sur la série des résidus (z_{t-d}) de la relation de long terme que nous avons estimé dans la partie précédente en appliquant la procédure de Johansen. En fait, Teräsvirta (1994) propose de déterminer la variable de transition dans le cadre du test de linéarité mais nous suivons van Dijk et Franses (2000) pour utiliser directement (z_{t-d}) comme variable de transition dans notre modèle STECM. Nous allons donc tester, l'hypothèse de linéarité contre son alternative de non linéarité de type ESTECM et QLSTECM en retenant z_{t-d} comme variable de transition. Nous appliquons le test pour plusieurs valeurs possibles du paramètre de délai d ($d=1, \dots, 5$), la valeur optimale étant celle qui maximise la statistique LM, c'est-à-dire qui rejette le plus fortement l'hypothèse de linéarité. Si la fonction de transition retenue est du type exponentiel, les tests de linéarité utilisés sont les tests du

⁸ Ben Salem et Perraudin (2001) expliquent en détail ces deux tests et proposent une comparaison des deux procédures, dans le cas univarié, appliquée aux taux de croissance du PIB pour huit économies de l'OCDE.

⁹ Voir l'annexe 2 pour plus de détails sur les tests de linéarité de type LM.

multiplicateur de Lagrange d'ordre 4 (LM_4) qui s'avèrent être les plus puissants pour cette représentation. De même, si la fonction de transition retenue est du type logistique quadratique, les tests de linéarité utilisés sont les tests du multiplicateur de Lagrange d'ordre 3 (LM_3). Sous l'hypothèse nulle, LM_3 et LM_4 suivent un χ^2 à 3p et 4p degrés de liberté respectivement.

	χ^2	d1	d2	d3	d4	d5
LM3	25	58,48	54,35	42,82	35,23	21,98
LM4	31	68,21	55,65	58,23	37,41	23,65

Tableau 5 : Les résultats du test de linéarité

Nous présentons dans le tableau 5 les résultats associés aux tests de linéarité. Au vu de ce tableau, la linéarité est rejetée pour toutes les valeurs possibles de d sauf $d=5$, mais elle est plus fortement rejetée pour $d=1$. Alors, notre variable de transition devient z_{t-2} ($d=1$ veut dire que nous prenons la première retarde de la variable de transition représentée ici par la force de rappel z_{t-1} du modèle linéaire estimé par MCE). Cela implique que la dynamique d'ajustement du taux de change réel est non-linéaire et qu'elle peut être reproduite par un ESTECM ou QLSTECM.

4.2.4 Estimations des modèles STECM

Après avoir appliqué des tests de linéarité, nous avons vérifié l'hypothèse d'ajustement non-linéaire du taux de change réel à sa valeur d'équilibre. Nous avons aussi déterminé le paramètre de délai au moyen de ce test. La dernière étape consiste à estimer les modèles ESTECM et QLSTECM par la méthode de moindres carrés non linéaires qui fournit des estimateurs efficaces et asymptotiquement normaux.

Dans un premier temps, nous avons construit les modèles STECM de façon à rendre distincts tous les paramètres associés aux variables communes apparaissant dans les deux régimes, conformément aux spécifications standard. Toute tentative d'estimation de ces paramètres a été vouée à l'échec. En conséquence, nous avons adopté l'hypothèse qu'il existe des variables communes aux deux régimes dont les coefficients ne dépendent pas des régimes, ou en d'autres termes que le modèle est partiellement linéaire. La seule variable qui différencie les deux régimes et qui introduit la structure non-linéaire justifiant l'utilisation d'un modèle STECM est la force de rappel qui entre en action lorsque l'économie est dans le régime extérieur (c'est-à-dire lorsque la fonction de transition F est égale à 1 ou encore lorsque le gain espéré est supérieur au coût de transaction) et n'a pas d'influence sinon.

Afin d'initialiser les paramètres autorégressifs du modèle STECM, nous avons retenu les valeurs estimées dans le cadre du modèle linéaire tandis que pour le paramètre du seuil (c), une valeur initiale égale à la moyenne de la variable de transition a été retenue. L'estimation jointe des paramètres de ces modèles a posé de multiples problèmes. Particulièrement, la vitesse de transition γ s'est révélée difficile à estimer dans la mesure où une valeur élevée de ce paramètre peut empêcher l'algorithme de converger. Pour dépasser ce problème, en nous référant à Granger et Teräsvirta (1993) et Teräsvirta (1994), nous avons standardisé ce paramètre de lissage en la divisant par la variance de la variable de transition pour faciliter la convergence de l'algorithme. Cette standardisation permet aussi de définir une valeur initiale de γ autour de 1. Dans cette perspective nous avons estimé chacun des modèles non-linéaires (ESTECM et QLSTECM) en utilisant comme valeurs initiales les estimateurs des moindres carrés ordinaires. Dans nos estimations, nous avons utilisé deux types de seuils. D'abord nous avons estimé les modèles STECM à seuils fixes, conformément au modèle standard. Dans un deuxième temps, et suivant Liu (2001), nous nous sommes intéressés à l'hypothèse que les seuils puissent être variables. En effet, la littérature ne propose aucune justification qui puisse étayer la pertinence de l'hypothèse de la constance des seuils au cours du temps. Cette hypothèse nous semble d'autant plus forte que les coûts de transaction évoluent dans le temps. Pourtant, à notre connaissance, aucune étude économétrique autre que celle de Liu (2001) n'a abordé cette question et testé formellement l'hypothèse de seuils flexibles. Notre travail tentera de contribuer dans cette direction par la spécification et l'estimation des modèles QLSTECM et ESTECM à seuils variables. Nous présentons séparément nos résultats d'estimation suivant l'hypothèse de fixité ou de variabilité des seuils.

4.2.4.1 STECM avec seuils fixes

Les résultats obtenus des modèles ESTECM et QLSTECM à seuils fixes sont :

ESTECM :

$$\Delta q_t = 0.45 z_{t-1} + 0.37 \Delta q_{t-1} + 0.68 \Delta prod_{t-3}$$

$$(1.81) \quad (7.44) \quad (4.08)$$

$$- 0.17 D944 - 0.17 D013 + 0.13 D015$$

$$(-6.18) \quad (-6.06) \quad (4.71)$$

$$-0.61 z_{t-1} (1 - \exp((-161(z_{t-2} - 0.05)^2)/\text{var}(z_{t-2}))) + \varepsilon_t \quad (104)$$

$$(-2.44) \quad (1.11) \quad (27.4)$$

$$R^2 = 0.52 \quad R^2 \text{ ajusté} = 0.50$$

QLSTECM :

$$\Delta q_t = -0.03 z_{t-1} + 0.34 \Delta q_{t-1} + 0.93 \Delta prod_{t-3} - 0.4 \Delta thr_{t-3}$$

(-0.47) (5.53) (4.08) (-6.18)

$$-0.19 z_{t-1} (1 + \exp((-5.11 (z_{t-2} + 0.07) (z_{t-2} - 0.11))/\text{var}(z_{t-2})))^{-1}$$

(-2.42) (0.56) (-3.5) (6.46)

$$+ \varepsilon_t \quad (105)$$

$$R^2 = 0.34 \quad R^2 \text{ ajusté} = 0.32$$

où D944, D013 et D015 représentent le mois d'avril de l'année 1994 ainsi que les mois de mars et de mai de l'année 2001. Ces variables muettes permettent de prendre en compte les périodes de fortes fluctuations du taux de change dues aux crises de 1994 et 2001 que la Turquie a traversées.

L'équation (104) et (105) présentent respectivement les résultats des modèles ESTECM et QLSTECM avec seuils fixes. Nous n'avons exposé que les variables explicatives statistiquement significatives aux seuils de 5% et 10%. Sur la base de l'équation (104), nous pouvons affirmer que le modèle ESTECM estimé présente de bonnes propriétés statistiques et décrit un ajustement non linéaire. Le seuil estimé (0.05) est fortement significatif et est compris entre la valeur minimale et la valeur maximale de la variable de transition ($-0.34 < 0.05 < 0.2$). Le paramètre du terme de rappel du premier régime (0.45) est significatif et positif ce qui peut être expliqué par le fait que la dynamique du taux de

change dans le premier régime diverge de sa valeur d'équilibre. Ce résultat suggère qu'un mésalignement de 1% conduit à une appréciation de 0.45% du taux de change réel. Quant au paramètre qui contribue au coefficient de la force de rappel dans le deuxième régime (-0.61), il est négatif et statistiquement significatif. Le coefficient de la force de rappel du deuxième régime (où la fonction de transition est égale à 1 $F=1$) montre qu'un mésalignement de 1% conduit à un retour à la moyenne de 0,16 % ($0.45-0.61= -0.16$) qui s'active lorsque le taux de change dépasse un certain seuil défini par les coûts de transaction. Une condition de cohérence est que le terme de rappel du modèle MCE linéaire appartienne à l'intervalle $[(-0.61+0.45), 0.45]$ (van Dijk et Franses (2000)). Etant donné que le coefficient de la force de rappel du modèle MCE linéaire est égale à -0.13 (voir équation 103), il répond à cette condition. Nous observons aussi que parmi les fondamentaux, seulement le troisième retard du taux de variation de la productivité est significatif et il signifie qu'une augmentation de 1% de la productivité apprécie le taux de change réel de 0,68%. Les variables muettes sont très significatives. Enfin, nous remarquons que la valeur estimée de la vitesse de transition entre les deux régimes n'est pas significative à 10%. Ce constat rappelle un résultat fréquent de la littérature consacrée. Teräsvirta (1994) propose d'accepter des écart-types élevés pour cette variable.

L'équation (105), qui représente le modèle QLSTECM, conduit quant à elle à des résultats relativement meilleurs. Les seuils estimés (-0.07 et 0.11) sont fortement significatifs et compris entre la valeur minimale et la valeur maximale de la variable de transition. Bien que le terme de rappel du premier régime ne soit pas significatif, celui du deuxième régime est négatif et statistiquement significatif. Il démontre que dès que le taux de change dépasse un certain seuil, il tend à retourner vers sa valeur d'équilibre. Le coefficient de la force de rappel du deuxième régime montre qu'un mésalignement de 1% conduit à un retour à la moyenne de 0,19 % (lorsque $F=1$). Dans ce modèle, contrairement au modèle ESTECM, le taux de variation du taux d'épargne a un effet important sur l'ajustement. Une augmentation de 1% du taux d'épargne déprécie le taux de change réel de 0,4%, alors qu'une augmentation de 1% de la productivité apprécie le taux de change réel de 0,93%, ces effets étant conformes à ceux attendus.

Nous avons aussi appliqué des tests de diagnostic aux modèles afin de détecter s'il existe des problèmes d'autocorrélation ou/et d'hétéroscédasticité.

Pour le modèle ESTECM (équation (104)), nous avons réalisé le test de Breusch-Godfrey (BG) afin de tester l'hypothèse nulle de non-autocorrélation. D'après les résultats de test consignés dans le tableau A1.15 en Annexe 1, nous devons conclure au rejet de l'hypothèse nulle. Pour le modèle QLSTECM (équation (105)), nous avons réalisé le même test (le tableau A1.16 en Annexe 1) qui a conduit à la même conclusion d'autocorrélation des résidus.

Nous avons par ailleurs testé l'hypothèse nulle d'homoscédasticité en appliquant alternativement le test ARCH. D'après les résultats des tableaux A1.17 et A1.18 (Annexe 1), le test ARCH nous conduit à rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'hétéroscédasticité.

Ces tests de diagnostic montrent que bien que les modèles ESTECM et QLSTECM décrivent bien l'ajustement de court terme du taux de change à sa valeur d'équilibre, ils souffrent d'un problème de mauvaise spécification. Nous suspectons que la contrainte de la constance au cours du temps des seuils de transition peut en effet constituer un défaut de spécification et suggérons de reformuler les modèles en utilisant des seuils variables.

4.2.4.2 STECM avec seuils variables

Les applications existantes des modèles STECM nous imposent des seuils fixes et supposent que les changements de régime se produisent au même seuil pendant toute la période. Toutefois, cette hypothèse est trop restrictive sur de longues périodes. Clemens et Williamson (2001) et Mohammed et Williamson (2004) montrent que les droits de douane et les taux de fret global (tarif de transport de marchandises) ont varié considérablement au cours du siècle dernier. Ces variations peuvent être considérées comme des preuves indirectes du caractère variable des coûts commerciaux. En plus, Jacks et al. (2008) présentent un modèle à fondement microéconomique qui permet la construction de séries de coûts du commerce de longue période. Les auteurs concluent que ces coûts commerciaux liés à l'échange de biens entre les pays sont loin d'être constantes et ont affiché des changements importants

et non-monotones entre 1870 à 2000. Ce caractère variable des coûts commerciaux est valable aussi pour les coûts de transaction. Les augmentations ou les diminutions des impôts sur les transactions afin de contrôler ou stimuler les mouvements de capitaux, l'intervention des Banques centrales par la vente ou achat de devises pour empêcher les fortes fluctuations des taux de change sont quelques raisons parmi d'autres pour que nous puissions considérer que les coûts de transaction sont variables au cours du temps.

Il est inévitable que ces variations des coûts aient des implications potentiellement importantes sur le comportement du taux de change réel. Puisque les coûts commerciaux et les coûts de transaction varient au cours du temps, la vitesse de retour à la moyenne varie aussi. Intuitivement, lorsque les coûts augmentent (diminuent), la bande des coûts -dans laquelle aucun échange n'a lieu- s'élargit (se rétrécit) et le processus de retour à la moyenne du taux de change réel devient plus (moins) persistant. Ainsi, le mécanisme du retour à la moyenne de taux de change réel ne dépend pas seulement de la taille de l'écart, mais aussi du niveau des coûts à chaque moment donné. Négliger les changements importants des coûts conduit à sous-estimer / surestimer le degré de persistance de retour à la moyenne et le temps requis par le processus d'absorption des chocs.

Dans cette partie de notre thèse, nous généralisons les modèles ESTECM et QLSTECM ci-dessus à seuils fixes en introduisant des seuils variables. Ce faisant nous tentons de prendre en considération des coûts de transaction variables dans le temps. Cette approche est moins restrictive que l'approche à seuils fixes car si le monde évoluait avec des seuils fixes, ceux-ci seraient validés comme un résultat de calcul et non imposés comme une hypothèse de départ. Autrement dit, le modèle à seuils fixes peut être considéré comme un cas particulier du modèle, plus général, à seuils variables.

Dans un premier temps, nous suivons la méthode de Liu (2001). Cette extension de Liu (2001) est inspirée par le fait que les mésalignements est plus fort pendant les périodes de crises. En observant la figure 8, nous découvrons que pendant les périodes où l'économie turque subit des changements structurels (par exemple le passage à la convertibilité totale à la fin de l'année 1989, le changement du régime de change en 1994, 2000, 2002, la crise économique de 2001), les mésalignements de la Livre

turque s'aggrave. Les modèles STECM standards qui produisent des seuils constants ne sont pas capables de tenir compte de ces changements structurels graduels.

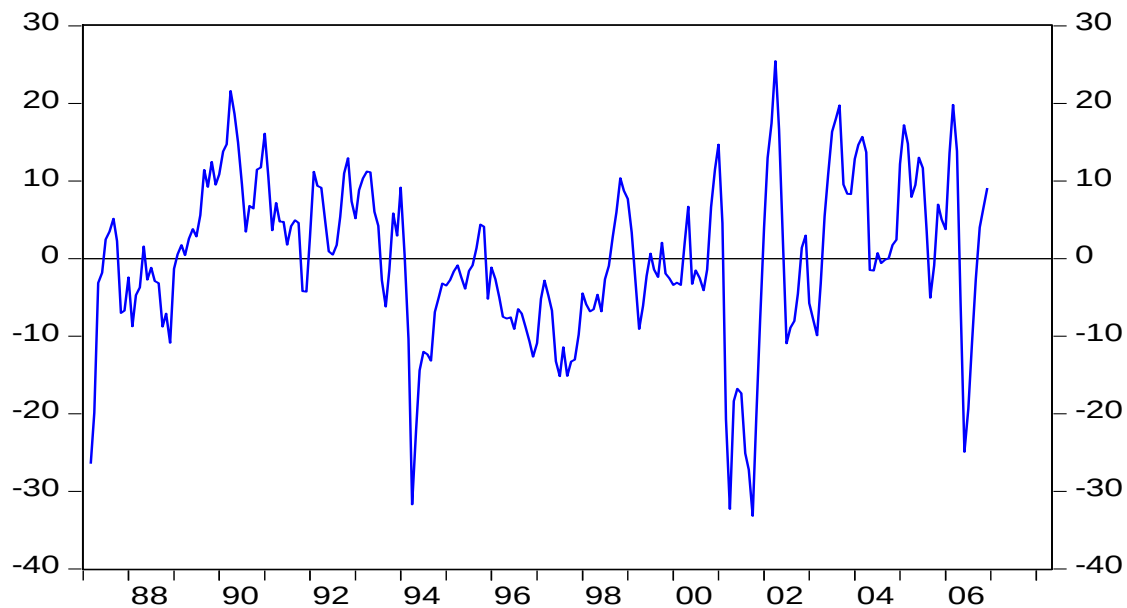


Figure 8 : Le mésalignement de la Livre turque par rapport à sa valeur d'équilibre

Comme nous l'avons présenté dans l'équation (100), dans le modèle de Liu (2001) le paramètre de seuil c est remplacé par $(MA_{t-1} - \mu \text{STD}_{t-1})$ où MA_{t-1} , STD_{t-1} , sont respectivement la moyenne mobile et l'écart-type de la variable de transition, z_{t-2} . Avant de procéder à la présentation des résultats de nos estimations, nous précisons que Liu (2001) estime un modèle *QLSTECM* et non pas un modèle *ESTECM* dans son travail. Nous n'avons pas obtenu des résultats significatifs en estimant un modèle *QLSTECM*. En revanche, notre estimation du modèle *ESTECM* avec les seuils variables nous fournit des résultats statistiquement significatifs. Les résultats obtenus du modèle *ESTECM* à seuils variables sont :

$$\begin{aligned}
\Delta q_t = & -0.06 z_{t-1} + 0.42 \Delta q_{t-1} + 0.59 \Delta prod_{t-3} - 0.24 \Delta thr_{t-3} \\
& (-1.84) \quad (7.97) \quad (3.26) \quad (-2.26) \\
& -0.17 D944 - 0.15 D013 + 0.10 D015 \\
& (-6.00) \quad (-5.34) \quad (3.35) \\
& -0.34 z_{t-1} (1 - \exp((-0.23 (z_{t-2} - (MA_{t-1} - 0.35 \text{ STD}_{t-1})))^2 / \text{VAR}_{t-1})) \\
& (-3.11) \quad (1.23) \quad (1.65) \\
& + \varepsilon_t \quad (106)
\end{aligned}$$

$R^2 = 0.57$ $R^2 \text{ ajusté} = 0.55$

Dans l'équation (106), présentant les résultats du modèle ESTECM à la méthode de Liu(2001), nous avons exposé uniquement les variables explicatives qui sont statistiquement significatives aux seuils de 5% et 10%. Concernant les paramètres de la fonction exponentielle, l'estimation du paramètre de seuil est statistiquement significative au seuil de 10%. Comme nous avons précisé, la quantité $(MA_{t-1} - \mu \text{ STD}_{t-1})$ remplace le paramètre de seuil c standard et nous avons estimé μ , qui est égale à 0.35 et est significatif. Quant à la vitesse de transition, bien que sa statistique t (1,23) soit au-dessus de celle du modèle ESTECM avec seuil fixe dans l'équation (104), elle n'est toujours pas significative au seuil de 10%. Toutefois, nous suivons la proposition de Teräsvirta (1994) selon laquelle nous pouvons accepter des écart-types élevés pour cette variable. La valeur faible de la vitesse de transition (0,23) confirme notre hypothèse de transition lisse.

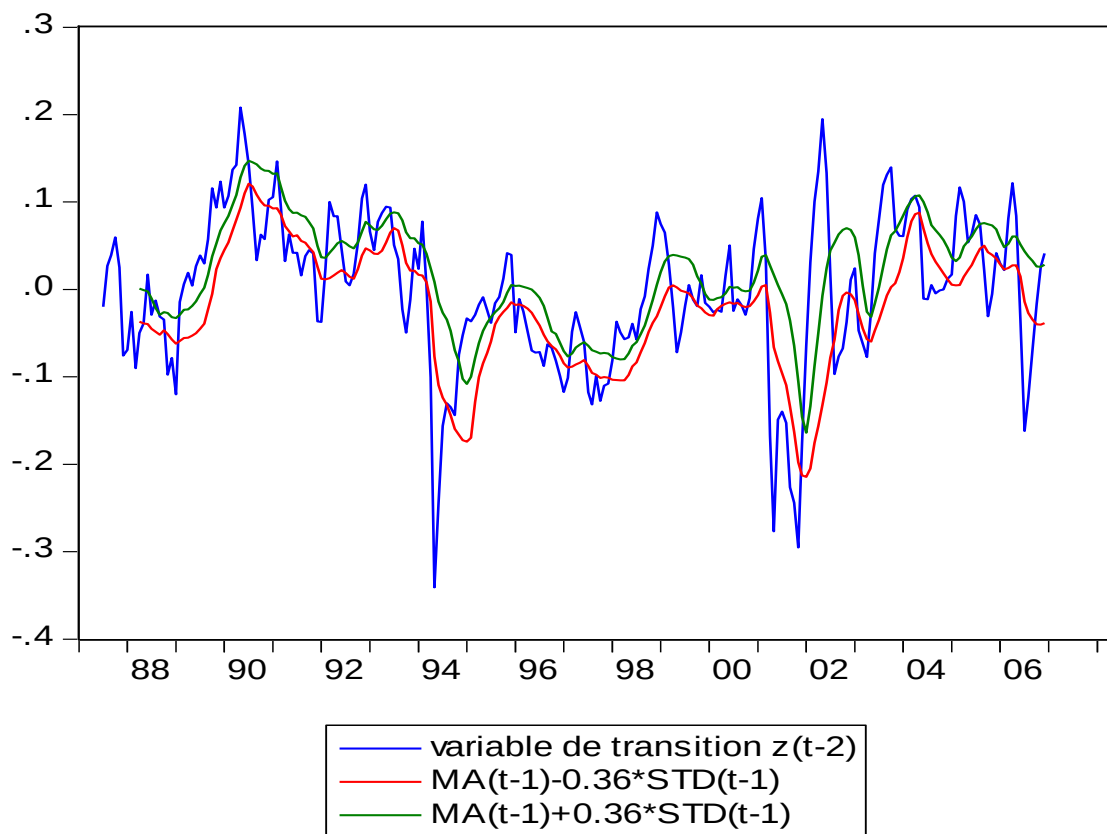


Figure 9 : L'évolution du mésalignement par rapport aux seuils variables symétriques selon un modèle ESTECM (méthode de Liu(2001))

La figure 9 représente l'évolution du mésalignement par rapport aux seuils. Nous observons que les seuils sont très fluctuants. Entre les années 1989 et 1991, le mésalignement par rapport au NATREX reste en dehors des seuils et aucune correction ne se manifeste. Dans les années des crises (1994, 2001 et 2002), les seuils variables fluctuent fortement avec le mésalignement. Toutefois, le mécanisme du retour à la moyenne ne s'active pas tout de suite en 2001. Le mésalignement persiste pendant toute l'année.

La figure 10 nous montre les valeurs de la fonction de transition pour les différentes valeurs de la variable de transition, z_{t-2} . On observe une forte dispersion des points, cette dispersion étant liée à l'influence des seuils variables, ou autrement dit à l'influence conjointe des quatre facteurs variables z_{t-2} , MA_{t-1} , STD_{t-1} , VAR_{t-1} . Nous estimons la moyenne des dispersions au moyen d'un ajustement non linéaire de type *Kernel fit*. Ainsi nous reconnaissons la forme de la cloche inversée usuelle. Force est de constater que bien que cette courbe ne coupe pas en moyenne l'axe des abscisses sous l'effet des points aberrants au-dessus de la courbe, une forte concentration de points sur cette axe permet à la fonction de transition de s'annuler en ces points conformément à ses propriétés théoriques standards.

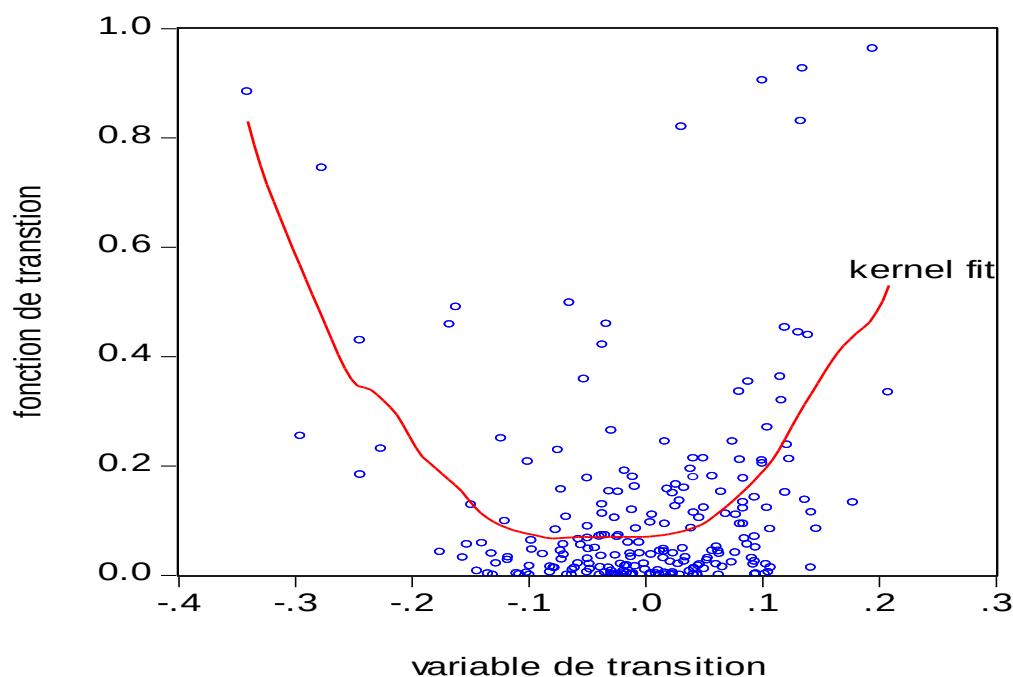


Figure 10 : La fonction de transition exponentielle estimée par la méthode de Liu(2001)

Ensuite, concernant les forces de rappel, l'analyse des paramètres estimés suggère que la force de rappel dans le premier régime est négative (-0,064) et significative au seuil de 10% (avec un t-stat de -1,84). Celle du second régime est aussi négative (-0,34) et statistiquement significative au seuil de 5% (avec un t-stat de -3,11). Le coefficient de la force de rappel du deuxième régime ($F=1$) montre qu'un mésalignement de 1% conduit à un retour à la moyenne de 0,4 % ($-0.064-0.34= -0.404$) dès que le taux de change dépasse un certain seuil défini par les coûts de transaction. Alors, une des conditions relatives au processus de retour à la moyenne selon laquelle le coefficient de la force de rappel doit être négatif et significatif est respectée. Une autre condition de cohérence est que le terme de rappel du modèle MCE linéaire doit appartenir à l'intervalle $[(-0.34 - 0.06), -0.6]$ (van Dijk et Franses (2000)). Puisque le coefficient de la force de rappel du modèle MCE linéaire est égale à -0.13 (voir équation 103), cette condition est également respectée.

En nous référant à l'équation (106), nous observons que les troisième retard du taux de variation du taux d'épargne et du taux de variation de la productivité sont des fondamentaux significatifs parmi les autres fondamentaux. Une augmentation de 1% du taux d'épargne déprécie le taux de change réel de 0,24%, alors qu'une augmentation de 1% de la productivité apprécie le taux de change réel de 0,59%. Ces effets sont conformes à ceux attendus. Les variables muettes sont aussi significatives et permettent de prendre en considération les périodes de fortes fluctuations du taux de change dues aux crises de 1994 et 2001.

Enfin, nous avons appliqué des tests de diagnostic aux résidus du modèle ESTECM avec seuils variables afin de découvrir s'il existe des problèmes d'autocorrélation et/ou d'hétéroscédasticité.

Premièrement, nous avons réalisé le test de Breusch-Godfrey (BG) afin de tester l'hypothèse nulle de non-autocorrélation. D'après les résultats de test consignés dans le tableau A1.19 en Annexe 1, nous acceptons l'hypothèse nulle. Autrement dit, il n'existe pas de problème d'autocorrélation dans les résidus du modèle.

Deuxièmement, nous testons l'hypothèse nulle d'homoscédasticité en appliquant le test ARCH. D'après les résultats du tableau A1.20 (Annexe 1), le test ARCH nous conduit à rejeter l'hypothèse nulle d'homoscédasticité.

Ces tests de diagnostic montrent que bien que le modèle ESTECM estimé par la méthode de Liu (2001) n'indique pas de problème d'autocorrélation, il existe un problème d'hétéroscédasticité qui est vérifié par le test ARCH. Ceci nous montre que ce modèle est susceptible d'avoir un problème de mauvaise spécification comme les modèles avec les seuils fixes.

D'après nous, ce problème d'hétéroscédasticité n'est pas le seul défaut des résultats de la méthode de Liu (2001) qui justifie une spécification alternative. Nous signalons que les bandes estimées (voir la figure 9) sont presque aussi fluctuantes que le mésalignement, et que ce résultat nous paraît discutable car on s'attend à ce que les coûts de transaction soient moins volatiles que les taux de change. Nous suspectons que la formulation des seuils variables peut en effet constituer un défaut de spécification et suggérons maintenant d'estimer le modèle STECM en spécifiant différemment les seuils variables, à savoir en remplaçant la moyenne mobile de z_{t-2} par sa valeur donnée par le filtre de Hodrick-Prescott (HP).

Ainsi, nous reformulons les seuils variables en appliquant le filtre HP à la variable de transition. Liu (2001) définit les seuils variables comme une fonction de la moyenne mobile de la variable de transition. Un inconvénient de cette méthode est de conduire à perdre un nombre d'observations égal à l'ordre de la moyenne mobile en début de période. En remplaçant la moyenne mobile par le filtre HP de la variable de transition, nous spécifions alternativement la fonction de transition comme suit :

$$F(.) = [1 - \exp(-\gamma ((z_{t-d} - (HP_{t-1} - \mu \text{ STD}_{t-1})) / \text{VAR}_{t-1})^2)] \quad (107)$$

$$F(.)=[1+\exp\{(-\gamma(z_{t-d}-(HP_{t-1}-\mu_1 STD_{t-1}))(z_{t-d}-(HP_{t-1}-\mu_2 STD_{t-1}))) / VAR_{t-1}\}]^{-1} \quad (108)$$

Les équations (107) et (108) représentent respectivement les modèles ESTECM et QLSTECM avec les seuils variables dont les paramètres de seuil c sont remplacés par $(HP_{t-1} - \mu STD_{t-1})$. HP_{t-1} et STD_{t-1} et $Var(t-1)$ correspondent respectivement à la variable de transition z_{t-d} lissée par le filtre Hodrick-Prescott et à l'écart-type de la variable de transition, z_{t-d} . Cette extension du modèle STECM nous permet de produire deux seuils variables qui sont susceptibles de mieux identifier les différents régimes.

Avant de passer à la présentation des résultats, nous précisons que nous avons estimé la vitesse de transition γ par balayage car nous n'avons pas pu obtenir un modèle statistiquement significatif en estimant la vitesse de transition γ comme les autres paramètres. Nous avons estimé les modèles en donnant à γ successivement plusieurs valeurs comprises entre 1 et 100 et choisi la valeur pour laquelle la somme des carrés des résidus est la plus petite.

Les équations 109 et 110 fournissent les résultats des modèles ESTECM et QLSTECM à seuils variables formulés par le filtre Hodrick-Prescott:

ESTECM

$$\Delta q_t = -0.02 z_{t-1} + 0.42 \Delta q_{t-1} + 0.69 \Delta prod_{t-3} - 0.22 \Delta thr_{t-3}$$

(-0.9) (8.49) (3.93) (-2.42)

$$-0.16 D944 - 0.15 D013 + 0.11 D015$$

$$\begin{matrix} (-5.73) & (-5.66) & (4.11) \end{matrix}$$

$$-0.93 z_{t-1} (1 - \exp (-8 (z_{t-2} - (HP_{t-1} - 0.49 \times STD_{t-1}))^2))$$

$$\begin{matrix} (-5.43) & (3.14) \end{matrix}$$

$$+ \varepsilon_t \quad (109)$$

$$R^2 = 0.58 \quad R^2 \text{ ajusté} = 0.57$$

QLSTECM

$$\Delta q_t = 0.09 z_{t-1} + 0.41 \Delta q_{t-1} + 0.69 \Delta prod_{t-3} - 0.22 \Delta thr_{t-3}$$

$$\begin{matrix} (0.47) & (8.36) & (3.9) & (-2.43) \end{matrix}$$

$$-0.54 z_{t-1} (1 + \exp(-55(z_{t-2} - (HP_{t-1} + 1.18 \times STD_{t-1}))(z_{t-2} - (HP_{t-1} - 2.12 \times STD_{t-1})))^{-1} \quad (-4.95)$$

$$\begin{matrix} (-2.03) & (3.04) \end{matrix}$$

$$+ \varepsilon_t \quad (110)$$

$$R^2 = 0.58 \quad R^2 \text{ ajusté} = 0.57$$

Nous avons retenu uniquement les variables explicatives qui sont statistiquement significatives aux seuils de 5% et 10% (sauf la force de rappel dans le premier régime). En analysant tout d'abord les paramètres de la fonction exponentielle, nous admettons que l'estimation du paramètre de seuil est significative au seuil de 5% contrairement au modèle ESTECM avec les seuils variables selon la méthode Liu (2001) l' (voir équation (109)). Ici la quantité $(HP_{t-1} - \mu \text{ STD}_{t-1})$ représente le paramètre de seuil variable et remplace le seuil c standard. Nous avons estimé μ , qui est égale à 0.49 et fortement significatif (t-stat=3,14).

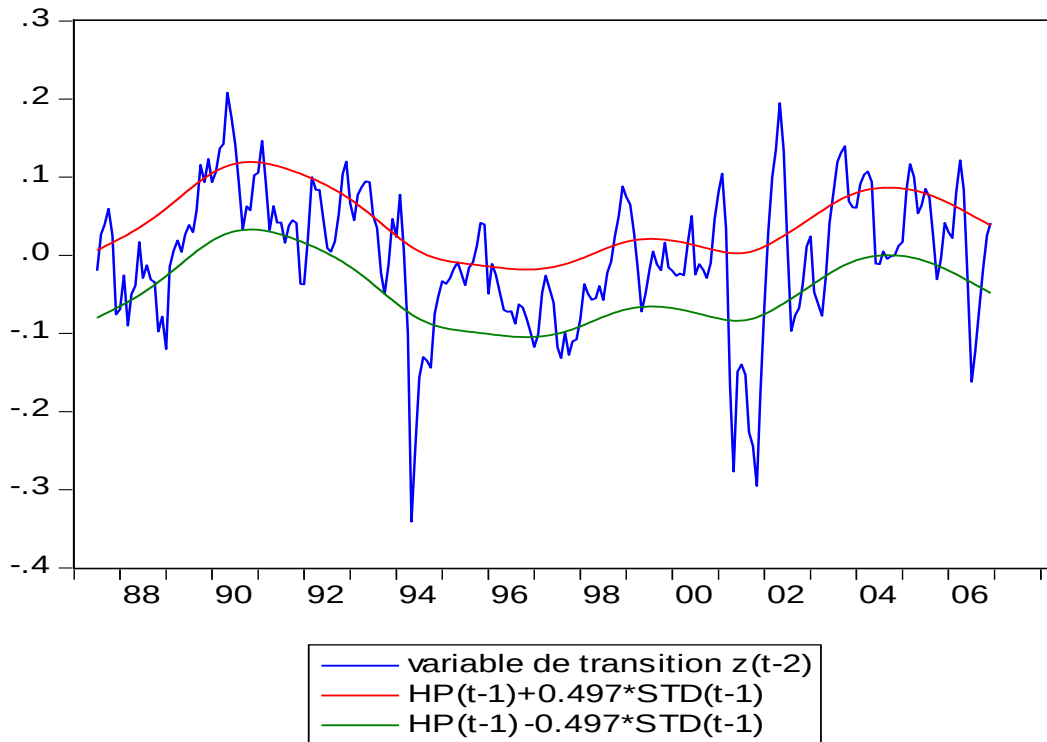


Figure 11 : L'évolution du mésalignement par rapport aux seuils variables définis par le filtre de Hod. Pres. (modèle ESTECM)

La figure 11 représente l'évolution du mésalignement par rapport à nos seuils variables définis par le filtre de H. P. Nous observons que les seuils sont moins fluctuants que ceux obtenu par la méthode de Lui (2001) (voir figure 9) ce qui nous semble plus réaliste. En outre, les résultats du modèle de Liu (2001) suggèrent que le mésalignement reste en dehors des seuils entre les années 1989 et 1991, où le mécanisme de retour à la moyenne tarde à s'activer. En revanche, nous voyons que notre méthode fonctionne mieux et selon notre modèle le retour à la moyenne se réalise dès que le mésalignement dépasse les seuils. Toutefois, dans les années de crises (1994, 2001 et 2002), le mécanisme du retour à la moyenne tarde à s'opérer.

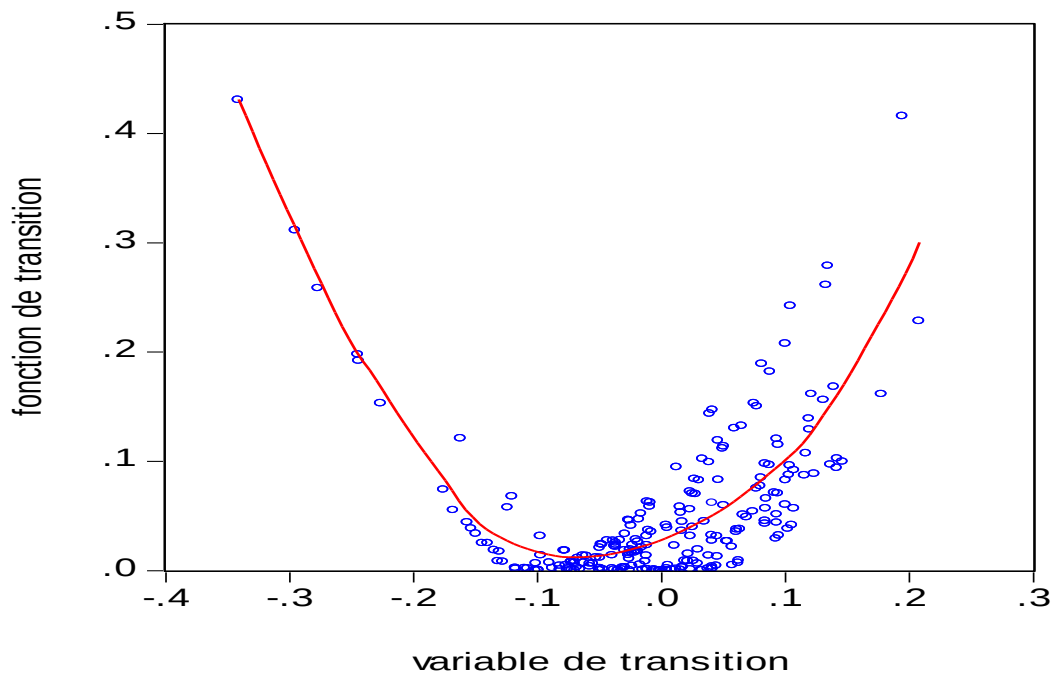


Figure 12 : La fonction de transition du modèle ESTECM à seuils variables définis par le filtre de HP

La figure 12 montre, pour les différentes valeurs de variables de transition z_{t-2} , les valeurs de la fonction de transition du modèle ESTECM à seuils variables définis par le filtre de HP. Bien que les points soient dispersés, nous reconnaissons la forme de la cloche inversée usuelle. Comme précédemment, nous estimons la moyenne des dispersions au moyen d'un ajustement non linéaire de type *Kernel fit* afin de mieux visualiser cette forme.

Quant aux forces de rappel, l'analyse des paramètres estimés suggère que la force de rappel dans le premier régime est non significative. Toutefois nous savons que sa significativité n'est pas une condition nécessaire pour accepter le modèle ESTECM. En revanche, celle du second régime est négative (-0,93) et statistiquement significative au seuil de 1% (avec un t-stat -5,43) indiquant l'existence d'un phénomène de « mean-reversion » non-linéaire qui s'active par régime lorsque les déviations du cours dépassent un certain seuil défini par les coûts de transaction. Le coefficient de la force de rappel du deuxième régime ($F=1$) montre qu'un mésalignement de 1% est suivi par un retour à la moyenne de 0,93 % dès l'instant où le taux de change dépasse les seuils. Les conditions de négativité et significativité du coefficient de la force de rappel sont donc respectées. Une autre condition de cohérence implique que le terme de rappel du modèle MCE linéaire appartienne à l'intervalle $[(-0.93 - 0.02), -0.02]$ (van Dijk et Franses (2000)). Puisque le coefficient de la force de rappel du modèle MCE linéaire est égale à -0.13 (voir équation 103), cette condition est aussi respectée.

Selon l'équation (109), les troisièmes retards des taux de variation du taux d'épargne et de taux de variation de la productivité sont les fondamentaux qui sont significatifs. Selon les résultats, une augmentation de 1% dans la productivité apprécie le taux de change réel de 0,69%. En revanche, une augmentation de 1% du taux d'épargne déprécie le taux de change réel de 0,22%. Quant aux variables muettes, leurs significativité nous permettent de capturer les fortes fluctuations de la Livre turque pendant les périodes des crises 1994 et 2001.

Après avoir examiné les résultats du modèle ESTECM présentés dans l'équation (109), nous continuons par les résultats du modèle QLSTECM donnés par l'équation (110). Nous commençons par les paramètres de la fonction logistique quadratique. L'équation (110) montre que l'estimation des

paramètres des seuils variables est statistiquement significative au seuil de 5%. Les quantités « $(HP_{t-1} - \mu_1 \text{STD}_{t-1})$ » et « $(HP_{t-1} - \mu_2 \text{STD}_{t-1})$ » remplacent les paramètres de seuil c_1 et c_2 standards et nous avons estimé μ_1 et μ_2 , qui sont égales à -1.18 et 2.12. Ils sont significatifs au seuil de 5%. Quant à la vitesse de transition estimée par le balayage, elle est égale à 55 et supérieure à celle du modèle ESTECM. En d'autres termes, des écarts importants du taux de change réel par rapport à sa valeur d'équilibre se résorbent plus vite d'après le modèle QLSTECM que d'après le modèle ESTECM.

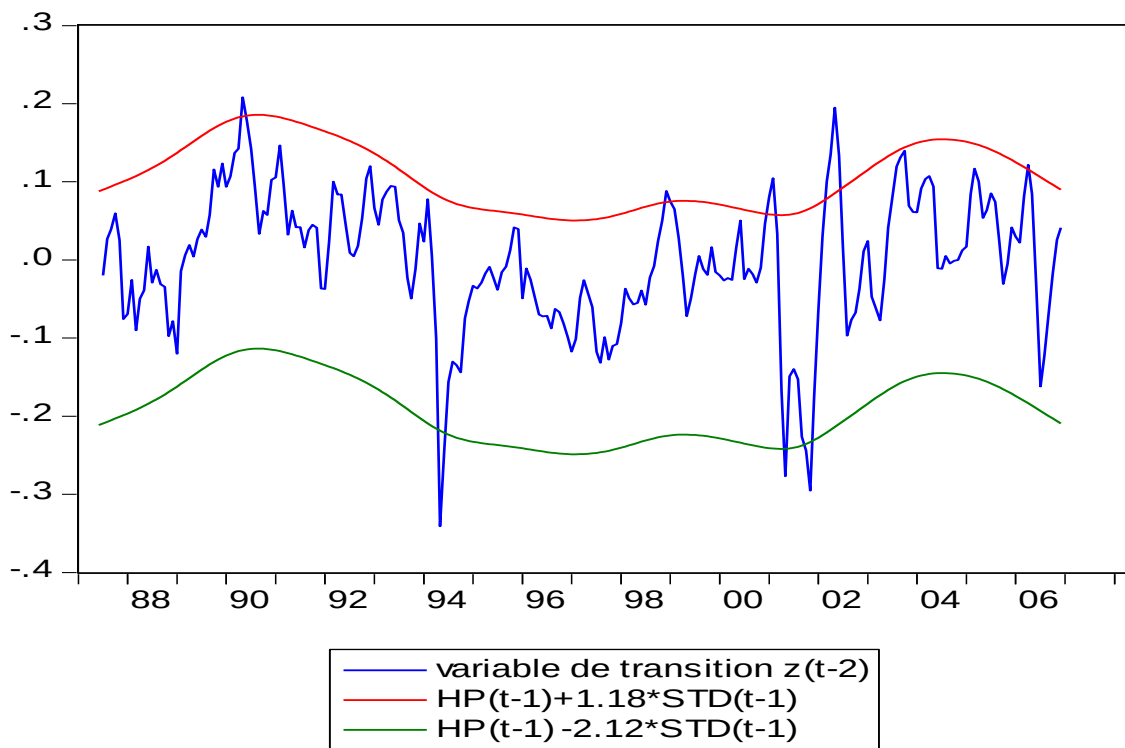


Figure 13 : L'évolution du mésalignement par rapport aux seuils variables définis par le filtre de Hodrick- Prescott (modèle QLSTECM)

La figure 13 montre l'évolution du mésalignement par rapport aux seuils variables. Nous voyons que l'écart entre les seuils est plus grand par rapport à l'écart entre les seuils du modèle ESTECM (voir figure 11). En outre, le mésalignement reste entre les seuils pendant la plupart de la période. Ainsi, contrairement au modèle ESTECM où le mécanisme de retour à la moyenne tarde à s'activer dans les années de crises (1994, 2001 et 2002), dans le modèle QLSTECM, le taux de change réel de la Livre turque retourne vers sa valeur d'équilibre dès que le mésalignement dépasse les seuils. C'est parce que

la restriction de symétrie des seuils (propre au modèle ESTECM) a été relâchée dans le modèle QLSTECM, si bien que les seuils variables librement estimés ont défini une bande de fluctuation plus large que celle issue du ESTECM, réduisant ainsi notablement les amplitudes des fluctuations dans le régime extrême. Nous remarquons toutefois que le passage au régime d'échange se fait toujours lors des crises de 1994 et de 2001- 2002.

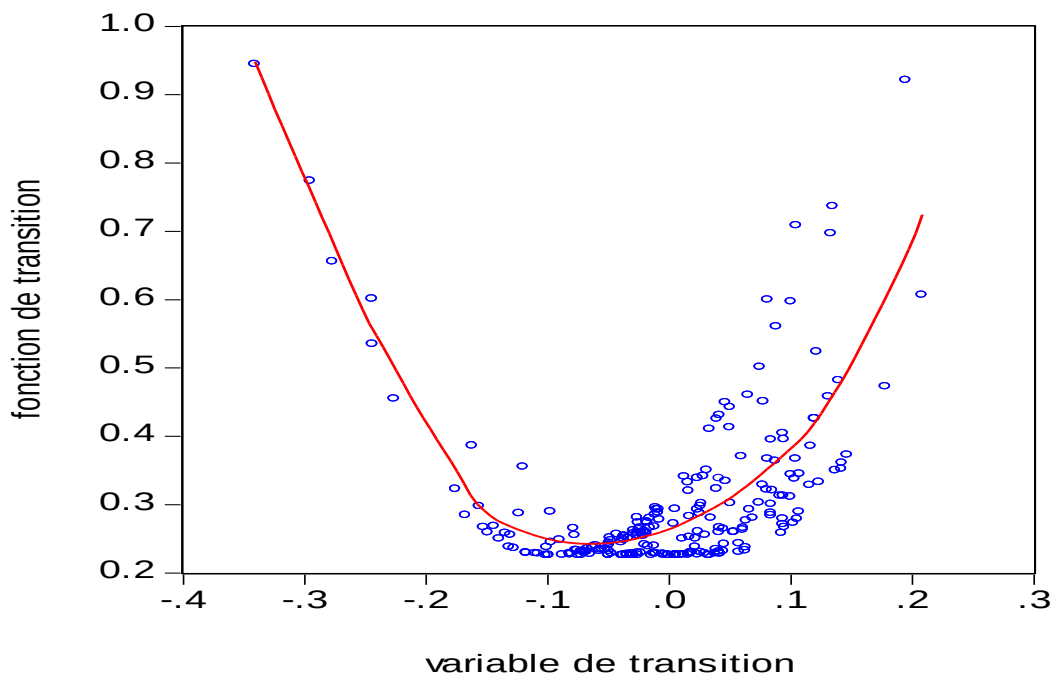


Figure 14 : La fonction de transition du modèle QLSTECM à seuils variables définis par le filtre de HP

La figure 14 nous montre les valeurs de la fonction de transition pour les différentes valeurs de variables de transition, z_{t-2} . Ce sont les seuils variables qui causent la dispersion des points mais la forme

de la cloche inversée usuelle est reconnue facilement. Les figures 12 et 14 nous montrent que les fonctions de transition estimées d'après les modèles ESTECM et QLSTECM pour le taux de change réel de la Livre turque ont rarement atteint des valeurs proches de l'unité reflétant ainsi le degré important de persistance dans la dynamique d'ajustement linéaire.

Concernant les coefficients des forces de rappel, celui du premier régime n'est pas significatif. En revanche, la force de rappel du second régime est négatif (-0,54) et significatif (t-stat -4,95) ce qui indique que si le mésalignement dépasse le seuil, 1% de mésalignement provoque un retour à la moyenne de 0,54%. Alors, l'estimation d'un modèle QLSTECM ayant un paramètre de seuil significatif, une vitesse de transition positive et une force de rappel du second régime négatif et significatif confirme la présence de régimes différents entre lesquels la transition se fait de manière lisse.

Quant aux paramètres estimés des fondamentaux, l'équation (110) montre que, comme dans le modèle ESTECM dans l'équation (109), les troisièmes retards des taux de variation du taux d'épargne et de taux de variation de la productivité sont significatifs. Une augmentation de 1% du taux d'épargne déprécie le taux de change réel de 0,22%, alors qu'une augmentation de 1% de la productivité apprécie le taux de change réel de 0,69%. Ainsi, nous remarquons que les coefficients de ces deux fondamentaux du modèle QLSTECM sont identiques à ceux du modèle ESTECM dans l'équation (109). Les variables muettes sont aussi significatives avec les mêmes coefficients du ceux du modèle ESTECM.

Dernièrement, nous avons aussi appliqué, comme nous avons fait pour tous les autres modèles, des tests d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité aux modèles ESTECM et QLSTECM avec seuils variables définis par le filtre de Hodrick-Prescott:

Pour les deux modèles (équations (109) et (110)), nous avons réalisé le test de Breusch-Godfrey (BG) afin de tester l'hypothèse nulle de non-autocorrélation. Les résultats de test contenus dans les tableaux A1.21 et A1.22 en Annexe 1, nous conduisent à accepter l'hypothèse nulle autant pour les résidus du modèle ESTECM que pour ceux du modèle QLSTECM.

Nous avons par ailleurs testé l'hypothèse nulle d'homoscédasticité en appliquant le test ARCH aux modèles ESTECM (équation (109)) et QLSTECM (équation (110)). D'après les résultats des tableaux A1.23 et A1.24 (Annexe 1), le test ARCH nous conduit à accepter l'hypothèse nulle d'absence d'hétéroscédasticité.

Ces tests de diagnostic montrent que les modèles ESTECM et QLSTECM avec les seuils variables généralisés par le filtre de Hodrick-Prescott ne décrivent aucun défaut de spécification. Alors nous pouvons en déduire que ces deux modèles sont plus performants que les modèles à seuils fixes et les modèles à seuils variables à la Liu (2001). En outre, en comparant les R^2 et les critères d'information (AIC et BIC) de ces modèles (les tableaux xxx en Annexe xxx), nous choisissons le modèle QLSTECM avec les seuils variables généralisés par le filtre de Hodrick-Prescott comme le meilleur modèle en fonction de ces critères. L'incorporation des seuils variables afin de tenir en compte des coûts commerciaux et des coûts de transition variables au cours du temps conduit à un processus d'ajustement plus correct. En fait, ce résultat n'est pas surprenant parce que si les seuils étaient fixes, les modèles à seuils variables auraient capturé cette fixité ; si les seuils étaient symétriques, le modèle QLSTECM (autorisant la dissymétrie) aurait capturé cette symétrie. Dans la mesure où nous estimons le modèle QLSTECM à seuils variables avec les bonnes propriétés statistiques des résidus, il est naturel de retenir ce modèle parmi toutes les spécifications testées et de conclure à la dissymétrie et à la variabilité des seuils de transition dans le cas de l'ajustement non-linéaire de la Livre Turque.

CONCLUSION

Après la libéralisation des marchés financiers, l'ouverture du compte de capital a souvent tendance à favoriser la surévaluation des monnaies des pays émergents (Coudert, 1999). Les taux d'intérêt élevés visant à attirer les entrées de capitaux et les périodes de changes fixes visant à lutter contre l'inflation alimentent ce processus. On a essayé de dépasser les crises de change, dues à ces surévaluations, par un passage à un régime de change souple. Ce processus de post-libéralisation a été vécu en Turquie aussi et a provoqué des fluctuations de la Livre turque pendant la période de 1987-2007. Ces dernières ont permis de montrer l'intérêt d'étudier les déterminants du taux de change réel de la Livre turque et de mesurer ses déviations par rapport à sa valeur d'équilibre.

A cette fin, dans notre thèse, nous avons modélisé le taux de change réel d'équilibre de la Livre turque en nous référant au modèle NATREX développé pour un petit pays par Lim et Stein (1997). Ensuite, nous avons estimé la relation de long terme entre le taux de change réel de la Livre turque et ses fondamentaux d'équilibre et calculé le niveau d'équilibre du taux de change réel. Nous avons alors pu calculer les mésalignements comme l'écart du taux de change réel à sa valeur d'équilibre, ce qui nous a permis d'apprécier la sur- ou sous-évaluation de la Livre turque. Dernièrement, nous avons étudié la dynamique d'ajustement de court terme du taux de change réel vers sa valeur d'équilibre et mis en évidence la non-linéarité inhérente à la dynamique du taux de change due à la présence de coûts de transaction et de l'hétérogénéité des agents.

Dans cette conclusion générale, nous décrivons plus en détail la démarche que nous avons suivie et rappelons brièvement les résultats obtenus. Nous présentons également certaines limites relatives aux approches adoptées dans ce travail et en déduisons des possibilités de recherches futures.

Le premier chapitre présente un état de l'art des théories du taux de change réel d'équilibre. Tout d'abord, nous avons considéré les approches en termes de la PPA ainsi que leurs insuffisances. Ensuite, nous avons présenté et comparé diverses approches du taux de change réel d'équilibre (Taux de Change d'Equilibre Fondamental ou FEER, Taux de Change d'Equilibre Comportemental ou BEER et Taux de Change Naturel ou NATREX) au travers d'une revue de la littérature théorique et empirique. Bien que le fondement macroéconomique solide du FEER présente un avantage au niveau théorique, son caractère normatif et les difficultés de ses applications empiriques sont sujets à critiques. Quant au modèle BEER, contrairement au FEER, elle ne se fonde pas sur une construction théorique mais relève essentiellement d'une approche empirique. Face à ces insuffisances, nous avons mis en exergue la supériorité du modèle NATREX en soulignant les limites et les inconvénients des modèles FEER et BEER.

Pour cette raison, le chapitre deux revient en détail sur les principales caractéristiques du modèle NATREX. Ayant choisi de travailler sur les données de la Turquie, nous nous sommes particulièrement intéressé au modèle NATREX développée par Lim et Stein (1997), qui ont adapté le

NATREX de Stein (1994) à des économies de petite taille en incorporant les modèles d'Edwards (1988) et de Balassa (1964). Le modèle original de NATREX étudie la réaction du taux de change réel aux variations de la productivité et aux modifications des comportements d'épargne. En revanche, le NATREX de Lim et Stein (1997) s'intéresse non seulement à la détermination du taux de change réel mais aussi à celle du prix relatif d'équilibre de long terme des biens non-échangeables. La raison en est que sur le marché des biens échangeables, un petit pays est face à une demande et une offre mondiales parfaitement élastiques. Par conséquent, les termes de l'échange sont exogènes et deviennent l'un des principaux déterminants du taux de change réel. Ainsi, théoriquement, l'équilibre extérieur est assuré automatiquement et le prix relatif des biens non-échangeables est le seul prix relatif endogène assurant l'équilibre interne. Enfin, une autre variable économique qui entre dans la détermination du taux de change réel et le du prix relatif à long terme est le taux d'intérêt mondial.

Afin d'introduire notre analyse consacrée à la modélisation et l'estimation du taux de change réel d'équilibre de la Livre turque et au calcul des mésalignements qu'a connus la monnaie turque (chapitre 4), nous présentons, dans le chapitre trois, un résumé des trois dernières décennies de l'histoire économique de la Turquie. Nous avons mis l'accent sur la période de libéralisation du marché financier et sur les trois crises économiques qui se sont produits après ce processus de libéralisation. Nous avons essayé d'interpréter les fluctuations du taux de change nominal et réel à la lumière de l'évolution temporelle des principales grandeurs macroéconomiques turques. Nous survolons ensuite la littérature économique qui, face à ces faits stylisés, a cherché à mesurer le taux de change réel d'équilibre de la Livre turque.

Enfin, dans le quatrième et dernier chapitre, nous exploitons les données mensuelles du taux de change réel effectif de la Livre turque et de ses fondamentaux donnés par le modèle NATREX de Lim et Stein (1997) (il s'agit des termes de l'échange, de la productivité, du taux d'épargne et du taux d'intérêt réel mondial que nous avons décrits dans le chapitre deux), pour modéliser sur la période 1987-2007 le taux de change réel d'équilibre de la Turquie. Une analyse de la cointégration nous a permis de mettre en évidence une relation de long terme entre le taux de change réel et ses fondamentaux. Un premier aspect novateur de notre thèse est de proposer une application du modèle NATREX aux données turques, que la littérature a toujours exploitées dans le cadre des modèles alternatifs.

L'estimation économétrique a permis de montrer que tous les fondamentaux (les termes de l'échange, le taux d'intérêt mondial, le taux d'épargne et la productivité) ont des effets significatifs à long terme sur le taux de change réel d'équilibre de la Livre turque. Selon nos résultats, le taux de change réel de la Livre turque s'apprécie face à une hausse durable de la productivité. Lim et Stein (1997) indiquent que la productivité dans le secteur des non-échangeables augmente relativement à celui du secteur des biens échangeables. L'augmentation relative de la productivité dans le secteur des biens non échangeables réduit le prix relatif des biens non-échangeables, donc le taux de change réel, en accroissant l'offre des non-échangeables. Cependant, nos résultats montrent qu'une hausse de la productivité apprécie la Livre turque. En tant que petit pays en voie de développement, il est cohérent que l'augmentation de la productivité se réalise dans le secteur des biens échangeables en Turquie. En suivant la théorie, cette augmentation de productivité créerait une augmentation de demande et de salaire réel dans le secteur échangeable. Par ailleurs, cette hausse de la productivité engendre une amélioration du compte courant. Pour rééquilibrer les marchés interne et externe, les prix relatifs des biens non échangeables doivent croître, ce qui s'accompagne d'une appréciation du taux de change réel de la Livre turque.

Cependant, une augmentation du taux d'épargne déprécie le taux de change réel d'équilibre. Lim et Stein (1997) indiquent qu'une augmentation du taux d'épargne a des effets directs et indirects sur le prix relatif des biens non-échangeables R_n . Selon ces auteurs, une hausse du taux d'épargne provoque une baisse de la demande de consommation des biens non échangeable, ce qui diminue leurs prix. Alors l'effet direct de cette hausse d'épargne serait une dépréciation du taux de change réel. En revanche, les effets indirects d'une hausse de l'épargne sur le prix relatif des biens non échangeables seraient dans le sens inverse. Lim et Stein (1997) admettent que l'effet indirect d'une hausse d'épargne à long terme entraîne une dette F moins importante et à un niveau de capital k plus important. Un niveau de capital k plus élevé et un niveau de dette F plus bas accroissent la richesse $(k - F)$ des consommateurs. Cette hausse de la richesse augmente la consommation des biens non échangeables ainsi que leur niveau de prix. Par conséquent, les effets indirects d'une hausse d'épargne apprécient le taux de change réel en augmentant le prix relatif des biens non échangeables. Bien que Lim et Stein (1997) supposent que l'effet indirect est dominant à long terme, dans le cas de la Turquie, nous admettons que c'est l'effet direct qui est dominant.

Une appréciation du taux de change réel d'équilibre survient quand les termes de l'échange se détériorent à travers une substitution de la demande de consommation des biens importables vers les biens non-échangeables. Nos résultats semblent également compatibles avec celui de Kipici (1996).

Enfin, nous montrons qu'une augmentation du taux d'intérêt réel mondial engendre une dépréciation du taux de change réel de la Livre turque.

A partir de ces résultats, nous pouvons aussi estimer l'ampleur des mésalignements. Nous montrons que le taux de change réel de la Turquie poursuit un cycle autour de la valeur d'équilibre calculé par le modèle de NATREX sur l'ensemble de la période d'étude. Toutefois nous observons que les mésalignements sont devenus très marqués pendant les années des crises, en 1994 et entre 2001 et 2003. En outre, les points de retournements très forts en 1989, 1993/94, 2001 et 2003 nous conduisent à distinguer quatre phases :

- Une phase de surévaluation de la Livre turque entre 1989 et 1993. Cette appréciation atteint les 20% par rapport à la valeur d'équilibre au mois d'avril 1990 après l'implantation de la convertibilité totale de la Livre turque. Cette phase de surévaluation s'achève avec une crise économique qui éclate en 1994.

- Une éventuelle correction se réalise par une dépréciation forcée. Ainsi, la Livre turque se déprécie d'environ 14% dans cette période. Après la crise, la Livre turque reste sous-évaluée jusqu'à l'année 1999. La crise économique en 1994 se traduit par une stabilisation forcée et une inversion provisoire de ces tendances. Les *policy makers* bénéficient de cette dévaluation nominale pour augmenter de nouveau la compétitivité des biens exportables turcs. En 1999, la Turquie a signé un programme de stabilisation sous la supervision et le soutien du FMI selon lequel elle adopte une nouvelle politique de change qui se fonde sur les principes d'un *currency board*. Ainsi, à partir du milieu de l'année 1999, la Livre turque suit sa valeur d'équilibre jusqu'à la crise de novembre 2000. La Turquie a connu une première phase de turbulence en novembre 2000, avec une tension brutale sur la liquidité

bancaire domestique. A partir de novembre 2000, le taux de change réel commence à s'éloigner de sa valeur d'équilibre avec une dépréciation très élevée. Ce mésalignement se serait accentué en 2001, pour atteindre 35%.

- Une troisième phase commence en 2001. A la suite d'un effort important, l'économie turque donne des signes nets d'amélioration à partir de l'année 2002. A partir de cette date, la Livre turque fluctue autour de sa valeur d'équilibre.

Cependant, l'étude de la dynamique des taux de change en présence de frictions dans le marché des changes telles que les coûts de transaction, l'asymétrie d'information et l'hétérogénéité des anticipations des intervenants a impliqué le rejet de l'hypothèse d'efficacité, en suggérant que les taux ne peuvent pas s'ajuster de façon instantanée, linéaire et symétrique. De telles rigidités risquent de ne pas être reproduites par les modèles linéaires standards. Dans ce cadre, nos choix de modélisation de l'ajustement du taux de change vers sa valeur d'équilibre ont privilégié les modèles de cointégration à seuil et les modèles à seuil à transition lisse (STAR) dans la mesure où ceux-ci sont susceptibles de générer des changements de dynamiques semblables au comportement non linéaire du taux de change. Pour cette raison, nous avons adapté le modèle STECM (*Smooth Transition Error Correction Model*) développé par Van Dijk et Franses (2000) qui combine le modèle STAR et la cointégration à seuil. Ainsi, tandis que la littérature sur le NATREX privilégie des modèles à correction d'erreur linéaire pour modéliser l'ajustement du taux de change vers cette valeur d'équilibre, nous tentons d'apporter une alternative réaliste à l'hypothèse forte de la linéarité en tenant compte des d'asymétrie et de non-linéarité caractérisant ces dynamiques d'ajustement. De plus, les résultats obtenus à l'issue des tests de linéarité confirment notre hypothèse de la non linéarité de l'ajustement des taux de change et montrent que le processus d'ajustement peut être reproduit par des modèles non linéaires de type STECM. La construction et l'estimation d'un processus d'ajustement de type STECM vers une valeur d'équilibre donnée par le NATREX est un deuxième apport de notre thèse.

La spécification d'un modèle STECM suppose le choix d'une fonction de transition dont les fonctions exponentielle et quadratique-logistique s'avèrent les plus adaptées pour traduire l'ampleur des

déviations du taux de change réel par rapport à sa valeur d'équilibre (suivant la fonction de transition utilisée, nous obtenons alors un ESTECM ou un QLSTECM). La différence entre ces deux fonctions est que la première nous impose des seuils de transition symétriques alors que la deuxième autorise des seuils asymétriques qui nous semblent théoriquement plus adaptés. L'application standard ESTECM incorpore des seuils symétriques et fixes. Or, les seuils traduisant les coûts de transaction, il nous semble restrictif de supposer que ces coûts restent constants au cours de la période d'analyse. Nous pensons donc plus approprié de considérer que les seuils puissent être non seulement asymétriques (modèle QLSTECM), mais aussi variables dans le temps. Pour ce faire, en nous inspirant de l'approche de Liu(2001), nous avons mis en oeuvre un modèle QLSTECM à seuils asymétriques variables, où chaque seuil est calculé comme une moyenne mobile retardée de l'écart à l'équilibre augmentée ou diminuée d'une proportion à estimer de l'écart-type retardé. Une lacune du modèle de Liu étant de conduire à une variabilité importante des seuils induite par l'utilisation de la moyenne mobile ou à une perte en données dans le cas d'une moyenne mobile d'ordre élevé, une variante que nous proposons consiste à remplacer la tendance par le filtre de Hodrick-Prescott. La généralisation d'un modèle QLSTECM à des seuils variables au cours du temps ainsi que la variante proposée à la spécification de Liu (2001) constitue un troisième apport de notre thèse.

Les estimations des modèles QLSTECM, comparant l'ampleur des déviations des taux de change par rapport au NATREX avec les seuils asymétriques et variables reformulés par le filtre de Hodrick-Prescott, ont permis de mettre en évidence plusieurs phénomènes importants:

- les seuils de transaction sont asymétriques et varient significativement au cours du temps, ce qui conduit à infirmer les hypothèses de symétrie et de constance de ces seuils telles qu'elles sont généralement adoptées dans les modèles STECM standards. Ce résultat étaye notre hypothèse de non-constance des coûts de transaction au cours du temps.

- le taux de change peut s'écarter durablement du NATREX lorsque la déviation par rapport à l'équilibre est faible. En revanche, lorsque la déviation par rapport au NATREX dépasse les seuils variables déterminés par les coûts de transaction, le processus non linéaire de retour vers le NATREX devient actif. Le recours à la cointégration non linéaire permet ainsi d'illustrer le fait que le concept usuel de cointégration est trop restrictif.

Notre travail est susceptible de plusieurs prolongements. Tout d'abord, sur le plan économétrique, il serait intéressant de mettre en œuvre d'autres types de modélisations de l'ajustement afin de comparer les performances respectives des différents modèles. La première extension possible consisterait à tenir compte de la dynamique d'ajustements linéaire à mémoire longue (processus ARFIMA). Dans leur étude portant sur la dynamique de l'ajustement de cinq taux de change européens vers leurs fondamentaux économiques, Dufrénot et al. (2004) montrent que les processus à mémoire longue battent les processus ESTAR dans une perspective prédictive.

Une deuxième extension consiste à étendre notre application à un cadre multinational et à modéliser les taux de change réels effectifs d'équilibre pour un panel de pays. La détermination de ces taux de change réels d'équilibre par l'estimation en panel d'un modèle NATREX nous permettra alors d'étudier les caractéristiques de la convergence à long terme des taux de change réels, notamment la présence des non-linéarités dans leurs dynamiques d'ajustement. Pour ce faire, nous estimerons un modèle à correction d'erreur à transition lisse en panel (Béreau et al, 2010), fondé sur un modèle de régression à transition lisse en panel ou PSTR (Gonzalez, *Terasvirta* et Van Dijk, 2005) dont chaque régime définit un MCE linéaire en panel.

ANNEXE 1

Tableau A1.1 Test de stationnarité (ADF) du taux de change réel de la Livre turque

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.787723	0.8825
Test critical values: 1% level	-2.574098	
5% level	-1.942079	
10% level	-1.615866	

Tableau A1.2 Test de stationnarité (Phillips-Perron) du taux de change réel de la Livre turque

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	0.799994	0.8847
Test critical values: 1% level	-2.574026	
5% level	-1.942069	
10% level	-1.615872	

Tableau A1.3 Test de stationnarité (ADF) des termes de l'échange

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.290470	0.5805
Test critical values: 1% level	-2.574320	
5% level	-1.942110	
10% level	-1.615846	

Tableau A1.4 Test de stationnarité (Phillips-Perron) des termes de l'échange

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.366952	0.5517
Test critical values: 1% level	-2.574282	
5% level	-1.942104	
10% level	-1.615849	

Tableau A1.5 Test de stationnarité (ADF) du taux d'intérêt mondial

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.441963	0.1392
Test critical values: 1% level	-2.574062	
5% level	-1.942074	
10% level	-1.615869	

Tableau A1.6 Test de stationnarité (Phillips-Perron) du taux d'intérêt mondial

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.510749	0.1225
Test critical values: 1% level	-2.574026	
5% level	-1.942069	
10% level	-1.615872	

Tableau A1.7 Test de stationnarité (ADF) du taux d'épargne (*thrift*)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.819159	0.3602
Test critical values: 1% level	-2.575373	
5% level	-1.942256	
10% level	-1.615751	

Tableau A1.8 Test de stationnarité (Phillips-Perron) du taux d'épargne (*thrift*)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.454693	0.1360
Test critical values: 1% level	-2.574756	
5% level	-1.942170	
10% level	-1.615807	

Tableau A1.9 Test de stationnarité (ADF) de la productivité

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	3.499970	0.9999
Test critical values: 1% level	-2.575234	
5% level	-1.942236	
10% level	-1.615764	

Tableau A1.10 Test de stationnarité (Phillips-Perron) de la productivité

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	3.994648	1.0000
Test critical values: 1% level	-2.574925	
5% level	-1.942193	

10% level	-1.615791
-----------	-----------

Tableau A1.11 Test de stationnarité (ADF) des résidus du modèle MCE (l'équation 103)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-14.31799	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.574925	
5% level	-1.942193	
10% level	-1.615791	

Tableau A1.12 Test de stationnarité (Phillips-Perron) des résidus du modèle MCE (l'équation 103)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-14.30445	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.574925	
5% level	-1.942193	
10% level	-1.615791	

Tableau A1.13 Test d'autocorrélation (Breusch-Godfrey) des résidus du modèle MCE (l'équation 103)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	3.932534	Prob. F(1,228)	0.0486
Obs*R-squared	3.948841	Prob. Chi-Square(1)	0.0469

Tableau A1.14 Test d'hétéroscédasticité (ARCH) des résidus du modèle MCE (l'équation 103)

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	12.63952	Prob. F(1,231)	0.0005
Obs*R-squared	12.08757	Prob. Chi-Square(1)	0.0005

Tableau A1.15 Test d'autocorrélation (Breusch-Godfrey) des résidus du modèle ESTECM à seuils fixes (l'équation 104)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	2.913493	Prob. F(3,222)	0.0352
Obs*R-squared	8.751414	Prob. Chi-Square(3)	0.0328

Tableau A1.16 Test d'autocorrélation (Breusch-Godfrey) des résidus du modèle QLSTECM à seuils fixes (l'équation 105)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	3.993923	Prob. F(2,223)	0.0198
Obs*R-squared	7.499974	Prob. Chi-Square(2)	0.0235

Tableau A1.17 Test d'hétéroscédasticité (ARCH) des résidus du modèle ESTECM à seuil fixes (l'équation 104)

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	3.153669	Prob. F(4,225)	0.0151
Obs*R-squared	12.21042	Prob. Chi-Square(4)	0.0159

Tableau A1.18 Test d'hétéroscédasticité (ARCH) des résidus du modèle QLSTECM à seuils fixes (l'équation 105)

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	6.238470	Prob. F(4,224)	0.0001
Obs*R-squared	22.95380	Prob. Chi-Square(4)	0.0001

Tableau A1.19 Test d'autocorrélation (Breusch-Godfrey) des résidus du modèle ESTECM à seuils variables estimé par la méthode de Liu(2001) (l'équation 106

)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	1.587907	Prob. F(2,212)	0.2068
Obs*R-squared	3.170197	Prob. Chi-Square(2)	0.2049

Tableau A1.20 Test d'hétéroscédasticité (ARCH) des résidus du modèle ESTECM à seuils variables estimé par la méthode de Liu(2001) (l'équation 106)

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	3.698078	Prob. F(1,222)	0.0432
Obs*R-squared	3.748325	Prob. Chi-Square(1)	0.0429

Tableau A1.21 Test d'autocorrélation (Breusch-Godfrey) des résidus du modèle ESTECM à seuils variables généralisés par le filtre de Hodrick-Prescott (l'équation 109)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.191289	Prob. F(2,222)	0.8260
Obs*R-squared	0.000000	Prob. Chi-Square(2)	1.0000

Tableau A1.22 Test d'autocorrélation (Breusch-Godfrey) des résidus du modèle QLSTECM à seuils variables généralisés par le filtre de Hodrick-Prescott (l'équation 110)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.163170	Prob. F(2,221)	0.8495
Obs*R-squared	0.000000	Prob. Chi-Square(2)	1.0000

Tableau A1.23 Test d'hétéroscédasticité (ARCH) des résidus du modèle ESTECM à seuils variables généralisés par le filtre de Hodrick-Prescott (l'équation 109)

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	1.192965	Prob. F(4,225)	0.3147
Obs*R-squared	4.776598	Prob. Chi-Square(4)	0.3110

Tableau A1.24 Test d'hétéroscédasticité (ARCH) des résidus du modèle QSTECM à seuils variables généralisés par le filtre de Hodrick-Prescott (l'équation 110)

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	1.322704	Prob. F(4,225)	0.2623
Obs*R-squared	5.284134	Prob. Chi-Square(4)	0.2594

Tableau A1.25 La comparaison des modèles ESTECM et QLSTECM à seuils variables généralisés par le filtre de Hodrick-Prescott par R^2 et les critères d'information AIC et BIC

	R^2	AIC	BIC
ESTECM (l'équation 109)	0,582	-4,411	-4,264
QLSTECM (l'équation 110)	0,584	-4,416	-4,266

ANNEXE 2

A.2 Tests de linéarité

Le tests de Saikkonen et Luukkonen (1988) consiste à tester l'égalité des coefficients des deux régimes ($\alpha_i = \beta_i, \forall i = 1, \dots, p$) ou de façon équivalente la nullité de la vitesse de transition ($\gamma=0$)(voir les équations 98 et 99). Quoique, la présence de plusieurs formulations de l'hypothèse de linéarité peut suggérer l'existence de paramètres de nuisance non identifiés (γ et d) sous l'hypothèse nulle. Afin de pallier ce problème, Luukkonen, Saikkonen et Teräsvirta (1988) suggèrent de remplacer la fonction de transition $F(s_t; \gamma, c)$ par une approximation de Taylor au moyen d'un test de la linéarité en fonction de la statistique LM ayant une distribution asymptotique suit une loi du khi-deux sous l'hypothèse nulle.

A.2.1 Test de linéarité contre LSTAR:

Dans l'objectif de détecter la linéarité contre le processus LSTAR, Saikkonen et Luukkonen (1988) remplacent la fonction logistique (équation (95)) par son développement de Taylor du 1^{er} ordre autour du point $\gamma = 0$. Donc, le test de linéarité doit être réalisé pour l'ensemble des valeurs possibles du paramètre de délai d . Dans ce cas, nous obtenons la régression auxiliaire suivante:

$$y_t = \delta_0' z_t + \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^p \delta_{lij} y_{t-i} y_{t-j} + \eta_t \quad (A1)$$

$$LM_1 = \frac{T(SCR_0 - SCR_1)}{SCR_0} \rightarrow \chi^2(p)$$

dont la statistique de test est :

Selon le test LM_1 , si l'hypothèse de linéarité est acceptée, nous avons alors $\delta_1 = 0$ dans l'équation (A1). Or, δ_1 dépend uniquement de $\alpha_{2,j}$, avec ($j = 1, \dots, p$). Il n'est donc pas dépendant de $\alpha_{2,0}$. Le test LM_1 n'est donc pas sensible au cas où $\alpha_{2,0} = 0$. C'est pour cette raison que ce test peut ne pas détecter la non-linéarité. Le test LM_1 est donc considéré peu puissant. Pour contourner ce problème, Luukkonen et al

(1988) remplacent la fonction $F(s_b, \gamma, c)$ par son développement de Taylor du 3^{ème} ordre autour de $\gamma = 0$. L'hypothèse nulle du test de linéarité est alors : $H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0$. La nouvelle régression auxiliaire est donc la suivante :

$$y_t = \sum_{i=0}^p \delta_{0i} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^p \delta_{1ij} y_{t-i} y_{t-j} + \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^p \delta_{2ij} y_{t-i} y_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^p \delta_{3ij} y_{t-i} y_{t-j}^3 + \eta_t \quad (A2)$$

Nous réalisons le test LM_3 en trois étapes :

- Dans une première étape, nous régressons y_t sur z_t et nous estimons le modèle linéaire par les MCO. Nous calculons les résidus estimés $\hat{\varepsilon}_t$ et nous en déduisons la somme des carrés des résidus

$$SCR_0 = \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2$$

associée à H_0 :

- Par la suite nous estimons la régression auxiliaire (95) tout en régressant y_t sur z_t et $z_t s_{t,i}^i$ pour $i=1,2,3$. Nous trouvons alors les résidus estimés $\hat{\eta}_t$ ainsi que la somme des carrés des résidus associée à

$$SCR_3 = \sum_{t=1}^T \hat{\eta}_t^2$$

H_1 :

- Enfin, nous calculons la statistique LM_1 :

$$LM_3 = \frac{T(SCR_0 - SCR_3)}{SCR_0} \rightarrow \chi^2(3p)$$

A.2.2. Tests de linéarité contre ESTAR

Les tests de linéarité contre une alternative fournie par le modèle ESTAR vérifient la non-linéarité de type ESTAR (équation (98)), contre l'hypothèse de linéarité. Or, ces tests sont également exposés au problème de nuisance de paramètres. Saikkonen et Luukkonen (1988) obtiennent la régression auxiliaire suivante, en remplaçant la fonction de transition exponentielle par son développement de Taylor du 1^{er} ordre :

$$y_t = \delta_0' z_t + \delta_1' z_t s_t + \delta_2' z_t s_t^2 + \eta_t \quad \text{avec } \eta_t = \varepsilon_t + \alpha_2' z_t e_{2t} \quad (A3)$$

L'hypothèse de linéarité teste l'égalité $\delta_1 = \delta_2 = 0$ dans l'équation (A3), où s_t représente la variable de transition. La statistique de ce test de linéarité est la suivante :

$$LM_2 = \frac{T(SCR_0 - SCR_2)}{SCR_0} .$$

Dans cette équation, SCR_2 représente la somme des carrés résidus du modèle (A3). La statistique LM_2 suit une distribution asymptotique selon une loi $\chi^2(2p)$.

Cependant, comme le montrent Escribano et Jordã (1999), l'équation (A3) peut ne pas détecter les deux points d'inflexion. Ils proposent alors de remplacer la fonction de transition exponentielle par son développement de Taylor d'ordre 2. La régression auxiliaire devient alors :

$$y_t = \delta_0' z_t + \delta_1' z_t s_t + \delta_2' z_t s_t^2 + \delta_3' z_t s_t^3 + \delta_4' z_t s_t^4 + \eta_t \quad (A4)$$

Nous testons la linéarité à travers l'hypothèse $H_0''' : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$. La statistique de test LM_4 a une distribution asymptotique de $\chi^2(4p)$.

BIBLIOGRAPHIE

1. Agenor, P. R., McDermott, C. J. et Ucer, E. M. (1997) "Fiscal imbalances, capital inflows, and the real exchange rate: the case of Turkey". *IMF Working Paper*, no. 97/1.
2. Ahrens, R. et Reitz, S. (2000). "Chartist prediction in the foreign exchange market: Evidence from the daily Dollar/DM exchange rate", *Working Paper (2000/03)*, Center for Financial Studies, Francfort.
3. Akyüz Y. et Boratav K. (2002) "The Making Of The Turkish Financial Crisis," 158, United Nations Conference on Trade and Development.
4. Alberola E., Susana C., Humberto L. et Ubide A. (1999), "Global Equilibrium Exchange Rates: Euro, Dollar, 'Ins', 'Outs', and Other Major Currencies in a Panel Cointegration Framework," *IMF Working Paper 99/175*.

5. Allen R. P. (1995) "The Economic and Policy Implications of the NATREX Approach"; in Stein J. L, Allen P. R. et al., 1995, *Fundamental Determinants of Exchange Rates*, Oxford University Press, Oxford.
6. Alper, C.E., et Saglam I. (2000) "The Equilibrium Real Exchange Rate: Evidence from Turkey." *Topics in Middle Eastern and North African Economies* 2 (September)
7. Anderson (1997), "Transaction Costs and Nonlinear Adjustment Towards Equilibrium in The US Treasury Bill Markets", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.59, pp. 465-484.
8. Antia Z., Murray J. et Zelmer M. (2000) "International Financial Crises and Flexible Exchange Rates : Some Policy Lessons from Canada", *Rapport Technique* No. 88, Banque du Canada.
9. Artis M. J. et Taylor M.P. (1993) "DEER Hunting: Misalignment, Debt Accumulation and Desired Equilibrium Exchange Rates" *IMF Working Paper*, Vol. , pp. 1-36
10. Asikoglu, Y. et M. Uctum. (1992) "A Critical Evaluation of Exchange Rate Policy in Turkey." *World Development* 20, no. 10: 1501–1514.
11. Atasoy, D. et Saxena S.C. (2006) "Misaligned? Overvalued? The Untold Story of the Turkish Lira." *Emerging Markets Finance and Trade* 42, no. 3 (May–June): 29–45.
12. Balassa (1964) "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal" *Journal of Political Economy*, 72:6, pp. 584-596.
13. Balke, N. S., et Fomby T. B. (1997): "Threshold Cointegration," *International Economic Review*, 38(3), 627–45.
14. Barisone, G., Driver R. L. et Wren-Lewis S., (2006). "Are our FEERs justified?," *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, vol. 25(5), pp 741-759, August.

15. Baum, C.F., Barkoulas, J.T. et Caglayan, M. (2001) "Non-linear adjustment to purchasing power parity in the Post-Bretton Woods era". *Journal of International Money and Finance*, 20, 379-399.
16. Bayoumi T., Clark P., Symansky S. et Taylor M. (1994). "The Robustness Of Equilibrium Exchange Rate Calculations To Alternative Assumptions And Methodologies". In J. Williamson, ed., *Estimating Equilibrium Exchange Rates*. (Washington: Institute for International Economics.)
17. Ben Salem M. et Perraudin C. (2001) « Tests de linéarité, spécification et estimation de modèle à seuil : une analyse comparée des méthodes de Tsay et de Hansen », *Economie et Prévision*, vol. 148, pp. 157–176.
18. Béreau S., Villavicencio, Antonia López; Mignon V., (2010) "Nonlinear Adjustment of the Real Exchange Rate Towards its Equilibrium Value: A Panel Smooth Transition Error Correction Modelling" *Economic Modelling*, Jan, Vol. 27 Issue 1, p404-416, 13p
19. Berdot et Léonard (2004) « Chartisme, Fondamentalisme et Volatilité sur les Marchés d'actions : une application au marché français (1998/2003) », Document de Travail, Equipe Mofib, Université de Poitiers.
20. Bessec M., (2005) « Les économistes sont-ils chartistes ou fondamentalistes ?. Une enquête auprès de quatre-vingt chercheurs français » *Économie et Prévision*, n° 169, p. 239-249.
21. Bessec et Robineau (2003) « Comportements chartistes et fondamentalistes: Coexistence ou domination alternative sur le marché des changes? » *Revue économique*, vol. 54, N° 6, novembre 2003, p. 1213-1238
22. Betts, C., et Kehoe T. (2001) "Tradability of Goods and Real Exchange Rate Fluctuations", mimeo, University of Minnesota, March.
23. Blundell-Wignall A. et Gregory R., (1990) "Exchange Rate Policy in Advanced Commodity Exporting Countries: The Case of Australia and New Zealand," *OECD Working Papers* No. 83, July.

24. Boratav K. et Yeldan E. (2002) "Turkey, 1980-2000: Financial Liberalization, Macroeconomic (In-)Stability, And Patterns of Distribution" CEPA and The New School for Social Research, mimeo.
25. Borowski, D. et Couharde, C. (1999). « Quelle parité d'équilibre pour l'euro ? » *Economie Internationale*, (1Q), 21–44.
26. Borowski, D., Couharde, C., et Thibault, F. (1998) « Les taux de change d'équilibre fondamentaux : de l'approche théorique à l'évaluation empirique ». *Revue française d'économie*, 13.
27. Bouveret A. et Di Filippo G. (2009), "Through the Looking Glass: Reconsidering Foreign Exchange Market Efficiency", *Working Paper*, July 2009
28. Bouveret, A. et Sterdyniak H. (2005). "Les modèles de taux de change. Equilibre de long terme, dynamique et hystérèse." *Revue de l'OFCE* 93: 245-286.
29. Calvo, G., et Vegh C. (1999). "Inflation Stabilization and BOP Crises in Developing Countries." In *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1c, ed. J. Taylor and M. Woodford, pp 1531–1614. Amsterdam: Elsevier.
30. Campbell J. Y., (1987). "Bond and Stock Returns in a Simple Exchange Model," *NBER Working Papers* 1509, National Bureau of Economic Research, Inc
31. Campbell J.Y. et Shiller R.J. (1987) "Cointegration and tests of present value models". *Journal of Political Economy*, 95, 1062–1087,
32. Cassel, G. (1916) "The Present Situation of the Foreign Exchange". *Economic Journal* 26: 62–65.
33. Clark, P. B, Bartolini, L., Bayoumi, T. et Symansky, S., (1994), "Exchange rates and economic fundamentals: a framework for analysis," *IMF Occasional paper*, no. 115, International Monetary Fund, Washington D. C.

34. Clark, P.B. et R. MacDonald, (1999), "Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs" in R. MacDonald and J Stein (eds) *Equilibrium Exchange Rates*, Kluwer: Amsterdam.
35. Clark et MacDonald (2000) "Filtering the BEER: A permanent and transitory decomposition", *IMF Working Paper* WP/00/144.
36. Clemens, M. A. et J. G. Williamson, (2001) "A Tariff-Growth Paradox? Protection's Impact the World Around 1875-1997," *Working Paper* 8459, National Bureau of Economic Research.
37. Coakley, J., et Fuertes, A. M. (2001). « A nonlinear analysis of excess foreign exchange returns". *Manchester School*, 69, 497– 516
38. Cootner P., (1962). "Stock prices : random vs. systematic changes". *Industrial Management Review*, pages 24—45, Spring 1962.
39. Corbae, D., et S. Ouliaris (1988) "Cointegration and Tests of Purchasing Power Parity". *Review of Economics and Statistics* 70: 508–511
40. Cotis J. PH., Méary R. et Sobczak N. (1996) " Le chômage d'équilibre en France : une évaluation" ,*Document de travail*, Direction de la Prévision, 96-14.
41. Crouhy-Veyrac, Liliane L., et Michèle S. M., (1995) "The Natural Real Exchange Rate Between the French Franc and the Deutschmark: Implications for Monetary Union," in *Fundamental Determinants of Exchange Rates*, ed. by Jerome L. Stein and Polly R. Allen (Oxford: Oxford University Press).
42. Darby (1983), "Movementism Purchasing Power Parity: The Short and Long Runs", in *The International Transmission of Inflation*, eds Darby, M. R., Lothian, J. R. et al., University of Chicago Press for the NBER, Chicago Press for the NBER, Chicago.

43. De Grauwe P. et Vansteenkiste I.(2001), "Exchange Rates And Fundamentals: A Non-Linear Relationship?", *Cesifo Working Paper* No.577.
44. De Grauwe P. (1994) "Exchange Rates in Search of Fundamental Variables", *Centre for Economic Policy Research Discussion Paper*, No 1073 December.
45. De Grauwe P., et Dewatcher H. (1992) "Chaos in the Dornbush Model of the Exchange Rate", *Kredit and Kapital*, p. 27-54.
46. De Grauwe P. et Dewatcher H. (1993) "A Chaotic Model of the Exchange Rate: the Role of Fundamentalists and Chartists" *Open Economies Review*,4, p.351-379.
47. De Long J.B., Bradford J., Shleifer A., Summers L.H. et Waldman R.J. (1990) "Noise Trader Risk in Financial Markets", *Journal Of Political Economy*, 98 (4),p. 703-737.
48. Dixon H. (1999), "New Keynesian Economics, Nominal Rigidities and Involuntary Unemployment", *Journal of Economic Methodology*, Taylor and Francis Journals, vol 6(2), 221-38, July
49. Djoudad, R., J. Murray, T. Chan et J. Daw (2001) « Le rôle des chartistes et des fondamentalistes sur les marchés des changes : l'expérience de l'Australie, du Canada et de la Nouvelle-Zélande » In : *Les taux de change flottants : une nouvelle analyse*, actes d'un colloque tenu par la Banque du Canada, novembre 2000, Ottawa, Banque du Canada, p. 181-224.
50. Dohni, L. et Hainaut C. (2004), " Les taux de change : déterminants, opportunités et risques ", De Boeck Université.
51. Dominguez (1998) "Central bank intervention and exchange rate volatility", *Journal of International Money and Finance*, vol.17, pp.161-190
52. Dominguez - Frankel (1993), "Does Foreign Exchange Intervention Matter? The Portfolio Effect", *American Economic Review*, Vol.83, pp.1356-69

53. Dordoodian, K., Jung C. et Yucel A. (2002). "Estimating the Equilibrium Real Exchange Rate: the Case of Turkey." *Applied Economics* 34, no. 14 (September): 1807–1812.
54. Dornbusch, R. (1976) "Expectations and Exchange Rate Dynamics". *Journal of Political Economy* 84: 1161–1176.
55. Driver R. et Westaway P. F. (2001) "Concepts of equilibrium exchange rates", Bank of England, mimeo.
56. Driver, R et Wren-Lewis, S (1998), "Exchange Rates for the Year 2000", in , ed(s), *International Institute for International Economics*, Washington
57. Driver, R. et Westaway, P. F. (2005). "Concepts of equilibrium exchange rates". Bank of England, Working paper, 248, 1–64.
58. Dufrénot G. et Mignon V. (2002) *Recent Development in nonlinear cointegration with applications to macroeconomics and finance*, Kluwer Academic Press, Boston, 320 p.
59. Dufrenot, G., Lardic, S., Mathieu, L., Mignon, V. Et Peguin-Feissolle, A., (2003). "Expliquer les déviations des taux de change européens: mémoire longue ou ajustement non linéaire", *Document de travail*, 24 avril.
60. Dufrenot G., L. Mathieu, V. Mignon, A. Péguin-Feissolle, 2006, "Persistent misalignments of the European exchange rates : some evidence from nonlinear cointegration", *Applied Economics*, 2006, 38(2), 203-229.
61. Dumas B. (1992), "Dynamic equilibrium and the real exchange rate in spatially separated world", *Review of Financial Studies*, 5, 153-80.
62. Edison H. (1993) "The Effectiveness of Central Bank Intervention: A Survey of the Literature after 1982". Princeton University Special Papers in International Economics, no. 18

63. Edwards S., (1988). "Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior: Theory and Evidence from Developing Countries," *UCLA Economics Working Papers* 506, UCLA Department of Economics
64. Edwards S., (1989). "Real Exchange Rates in the Developing Countries: Concepts and Measure- ment," *NBER Working Papers* 2950, National Bureau of Economic Research, Inc.
65. Edwards (1994). "Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior: Theory and Evidence from Developing Countries." In *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, ed. J. Williamson, pp. 61–91. Washington, DC: Institute for International Economics.
66. Egert, B. et Lahreche-Revil, A. (2003). « Estimating the Fundamental Equilibrium Exchange Rate of Central and Eastern European Countries. The EMU Enlargement Perspective”. *CEPII Working Paper*.
67. Eichengreen B. et Mody A. (1998) "What explains changing spreads on emerging-market debt : fundamentals or market sentiment ?", *NBER Working Papers*, n° 6408.
68. Elbadawi, I.A. (1994). "Estimating Long-Run Equilibrium Real Exchange Rates." In *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, ed. J. Williamson, pp. 93–131. Washington, DC: Institute for International Economics.
69. Engle, R. F., et Granger C. W. J. (1987) "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing" *Econometrica* 55: 251–276.
70. Erçel, G. (1999). "The Disinflation Program for the Year 2000: Implementation of Exchange Rate and Monetary Policy." *CBRT publication*, Ankara.
71. Erlat, H., et Erlat G. (1998). "Permanent and Temporary Shocks on Real and Nominal Exchange Rates in Turkey During the Post-1980 Period." *Atlantic Economic Journal* 26, no. 4: 379–396.

72. Erol, T., et van Wijnbergen S. (1997). "Real Exchange Rate Targeting and Inflation in Turkey: An Empirical Analysis with Policy Credibility." *World Development* 25, no. 10: 1717–1730.
73. Ertugrul, A. et Selcuk F. (2001) "A Brief History of the Turkish Economy, 1990-2000" *Journal of East European and Russian Trade*
74. Ertugrul et Yeldan (2003) "On The Structural Weaknesses Of The Post-1999 Turkish Dis-Inflation Program" *Turkish Studies Quarterly*, 4(2): 53-66, Summer, 2003
75. Escribano A. (1997)," Nonlinear Error Correction: The case of Money Demand in the U.K (1870-1970) ", *Working Paper*, Université de Carols III, Madrid.
76. Escribano A. et Jordā (1999) "Improving Testing and Specification of Smooth Transition Regression Models", In Rothman P. (ed), *Nonlinear Times Series Analysis of Economic and Financial Data*, Boston: kluwer, pp. 298-319.
77. Faruquee H., (1994)."Long-Run Determinants of the Real Exchange Rate - A Stock-Flow Perspective," *IMF Working Papers* 94/90, International Monetary Fund.
78. Federici D. et Gandolfo G.,(2002) "Endogenous Growth in an Open Economy and the Real Exchange Rate," *Australian Economic Papers*, Blackwell Publishing, vol. 41(4), pages 499-518, December.ics, Volume 3, Elsevier Science Publishers B.V.
79. Fernandez, F., Osbat, C. et Schnatz, B. (2001) "Determinants of the Euro Real Effective Exchange Rate: A BEER/PEER Approach." *European Central Bank Working Paper*
80. Féroldi, M. et H. Sterdyniak (1984). "De la dynamique du taux de change: variations sur un thème de Dornbusch." *Document de Travail de l'OFCE* 84-10.
81. Fischer, S. (2001). "Exchange Rate Regimes: Is the Bipolar View Correct?" Manuscript, Washington, DC: IMF.

82. Flood R. P. et Taylor M.P., (1996). "Exchange Rate Economics: What's Wrong with the Conventional Macro Approach?," NBER Chapters, in: *The Microstructure of Foreign Exchange Markets*, pages 261-302 National Bureau of Economic Research, Inc.
83. Frankel J.A. et Froot K.A. (1986), "Understanding the US Dollar in the eighties: the expectations of chartists and fundamentalists", *Economic Record*, 62, special issue, 24-38
84. Frankel J.A. et Froot K.A. (1990) "Chartists, Fundamentalists and the Demand for Dollars", dans A.S. COURAKIS et M.P. TAYLOR, *Private Behavior and Government Policy in Interdependent Economies*, Oxford, Oxford University Press.
85. Frenkel, J. et Mussa M. L., (1986) "Asset Markets, Exchange Rates, and the Balance of Payments", Chapter 14 in E. Grossman and K. Rogoff (eds) *Handbook of International Economics*, Vol. 3 Amsterdam: North Holland.
86. Frankel, J A, et Rose, A K, (1995), 'Empirical Research on Nominal Exchange Rates', in Grossman, G M, and Rogoff, K, (eds) *Handbook of International Economics*, Vol. 3, Amsterdam: North Holland.
87. Friedman, M. (1953) "The Case for Flexible Exchange Rates." In *Essays in Positive Economics*, 157–203. Chicago: University of Chicago Press.
88. Giorgianni L. et Milesi-Ferretti G. M., (1997). "Determinants of Korean Trade Flows and their Geographical Destination," *CEPR Discussion Papers* 1703, C.E.P.R. Discussion Papers.
89. Goldstein, M., et Khan, M.S. (1985), "Income and Price Effects in Foreign Trade," in R.W. Jones and P.B. Kenen (eds.), *Handbook of International Economics*, Vol.2, Amsterdam: North Holland, pp.1041-1105.
90. González A., Teräsvirta T. Et van Dijk D. (2005). "Panel Smooth Transition Regression Models," *Working Paper Series in Economics and Finance* 604, Stockholm School of Economics

91. Gonzalo J. et Granger C. W. (1995), "Estimation of Common Long-Memory Components in Cointegrated Systems," in: *Journal of Business Economics and Statistics*, Vol. 13, pp. 27-35.
92. Granger, C. W. J., (1986). "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Department of Economics, University of Oxford, vol. 48(3), pages 213-28, August.
93. Granger, C.W.J. et T. Terasvirta (1993), *Modelling Nonlinear Economic Relationships*, Oxford: Oxford University Press.
94. Haggan et Ozaki (1981) "Modelling Nonlinear Random Vibrations using an Implitude-dependent autoregressive Time Series Model" *Biometrika*, 68, 189-196
95. Hansen, B. E. (1992) "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 10, No. 3, July, pp. 321-335.
96. Hansen, Bruce E. (1996) "Inference when a Nuisance Parameter is not Identified under the Null Hypothesis", *Econometrica*, vol. 64, n o 2, pp. 413-430.
97. Harberger, A. 1950. "Currency Depreciation, Income and the Balance of Trade." *Journal of Political Economy* 58: 47-60.
98. Hinkle, L.-E. et Montiel, P.-J. (1999) « Exchange Rate Misalignment. Concepts and Measurement for Developing Countries", *A World Bank Research Publication*, Banque mondiale, Oxford University Press, NewYork.
99. Hirsch B. T., 1982. "The interindustry structure of unionism, earnings, and earnings dispersion," *Industrial and Labor Relations Review*, ILR Review, ILR School, Cornell University, vol. 36(1), pages 22-39, October.
100. Hong H. et Stein J. C., (1999). "Differences of Opinion, Rational Arbitrage and Market Crashes," *NBER Working Papers 7376*, National Bureau of Economic Research, Inc

101. Houthakker, H.S., et Magee, S.P. (1969) "Income and price elasticities in world trade". *Review of Economics and Statistics* 51, 111-125.
102. Huizinga, J, (1987), 'An Empirical Investigation of the Long Run Behaviour of Real Exchange Rates', *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 27, 149-214.
103. Isard P. et Faruquee H. (1998), « Exchange Rate Assessment – Extensions of the Macroeconomic Balance Approach », *IMF Occasional Paper* n°167.
104. Jacks D. S., Meissner C. M. et Novy D., 2008. "Trade Costs, 1870-2000," *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 98(2), pages 529-34, May
105. Jansen E.S. et T. Teräsvirta (1996), "Testing parameter constancy and super exogeneity in econometric equations", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, novembre, 58(4), 735-63
106. Jawadi F. et Prat G. (2008), "Nonlinear Stock Price Adjustment in the G7 Countries", Communication presented in the 21th Australian Conference of Banking and Finance, December, 16-18, Sydney.
107. Johansen, S. (1988) "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control* 12: 231–54.
108. Johansen, S. et Juselius, K., 1990. "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52 (2), 169-210.
109. Johansen, S. (1995), "Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-Regressive Models," *Oxford University Press*, Oxford.
110. Johnson (1958) *International Trade and Economic Growth: Studies in Pure Theory*, London: Allen and Unwin
111. Joly H., Prigent C. et Sobczak N. (1996) « Le taux de change réel d'équilibre: une introduction », *Economie et Prévision*, no123-124, pp.1-21.

112. Kaminsky, G., S. Lizondo, et C. Reinhart. (1999). "Leading Indicators of Currency Crises." *IMF Staff Papers* 45, no. 1: 1–48.
113. Keyder, N. 2001. "The Aftermath of the Exchange Rate-Based Program and the November 2000 Financial Crisis in Turkey." *Russian and East European Finance and Trade* 37, no. 5 (September–October): 22–44.
114. Kilian L. et Taylor, M. P., 2001. "Why is it so Difficult to Beat the Random Walk Forecast of Exchange Rates?," *CEPR Discussion Papers* 3024, C.E.P.R. Discussion Papers.
115. Kipici, A.N. (1996). "Terms of Trade and Economic Fluctuations." *Central Bank of Turkey Discussion Paper* 9615, Ankara, Turkey.
116. Kräger H. et P. Kugler (1993), "Nonlinearities in foreign exchange markets : a differentperspective", *Journal of International Money and Finance*, 12, 195-208
117. Krugman P., (1989). "Differences In Income Elasticities and Trends in Real Exchange Rates," *NBER Working Papers* 2761, National Bureau of Economic Research, Inc
118. Lardic S., Mignon V. et Restout R. (2003) « Coûts de transaction et dynamique non-linéaire des taux de change : une vérification empirique de la PPA à l'aide des modèles STAR », *Working paper*, MODEM.
119. Laursen S. et Metzler L. (1950). "Flexible Exchange Rate and the Theory of Employment." *Review of Economics and Statistics* 32: 281-99.
120. Layard R., Nickell S. et Jackman R., (1991) *Unemployment. Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press.
121. Lim, G. C., (1997). "Estimating portfolio models from financial flow data: A reply," *Economic Modelling*, Elsevier, vol. 14(2), pages 307-308, April

122. Lim G. C. et Stein J. L. (1997) 'The Dynamics of the Real Exchange Rate and Current Account in a Small Open Economy: Australia', in Stein, J L, and Allen, P R, *Fundamental Determinants of Exchange Rates*, Clarendon Press.
123. Liu Y.(2001) "Modelling Mortgage Rate Changes with a Smooth Transition Error-Correction Model", *Working paper 23*, Bank of Canada
124. Luukkonen R., Saikkonen P. et Teräsvirta T. (1988), "Testing Linearity against Smooth Transition Autoregressive Models", *Biometrika*, Vol.75, n°3, pp.491-499.
125. MacDonald, Ronald, 1997, "What Determines Real Exchange Rates? The Long and Short of It," *IMF Working Paper* No. 97/21 (Washington: International Monetary Fund).
126. MacDonald, R. (2000), "Concepts to Calculate Equilibrium Exchange Rates: An Overview," *Discussion Paper 3/00*, Economic Research Group of the Deutsche Bundesbank, July.
127. MacDonald R.(1991), "Are Foreign Exchange Market Forecasters Rational? Some Survey Based Tests", *The Manchester School of Economic and Social Studies* 58, June : 229-41.
128. MacKinnon J. G., Haug A. A. et Michelis L., (1999). "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration," *Journal of Applied Econometrics*, John Wiley & Sons, Ltd., vol. 14(5), pages 563-77, Sept.-Oct.
129. Maddala, G. S. (1991) "A Perspective on the Use of Limited-Dependent and Qualitative Variables Models in Accounting Research". *The Accounting Review* 66 (4): 788-807.
130. Marston R.C. (1990) "Pricing-to-market in Japanese manufacturing" *Journal of International Economics*, vol 29, pp.217-236.

131. Martens M. et Kofman P. et Vorst T. C. F. (1998). "A threshold error-correction model for intraday futures and index returns," *Journal of Applied Econometrics*, John Wiley & Sons, Ltd., vol. 13(3), pages 245-263
132. McMillan J. (2005). "Quantifying Creative Destruction Entrepreneurship and Productivity in New Zealand," *Industrial Organization* 0509006, EconWPA.
133. Meese, R.A., Rogoff, K., (1988) "What is real ? The exchange rate – interest differential relation over the modern floating rate period", *Journal of Finance* 42 (4), 933-947.
134. Merton, Robert C., (1986). "Capital market theory and the pricing of financial securities," *Working papers* 1818-86., Massachusetts Institute of Technology (MIT), Sloan School of Management
135. Michael P., A.R. Nobay et D.A. Peel (1997), "Transactions costs and nonlinear adjustment in real exchange rates : an empirical investigation", *Journal of Political Economy*, 105(4), Août, 862-79
136. Michael P., D.A. Peel et M.P. Taylor (1997), "Ajustement non linéaire vers le taux de change d'équilibre de long terme : le modèle monétaire revisité", *Revue Economique*, 48(3), Mai, 653-59.
137. Mignon, V., 2000, "La détermination des taux de change réels d'équilibre : une revue de la littérature théorique et empirique récente", *Document de travail ERUDITE*, Université Paris XII – Val de Marne (en collaboration avec G. Dufrénot et L. Mathieu).
138. Milesi-Ferretti G. M. et Micossi S. (1994). "Real Exchange Rates and the Prices of Nontradable Goods," *IMF Working Papers* 94/19, International Monetary Fund.
139. Mohammed, S.I.S. et Williamson, J.G. (2004), 'Freight rates and productivity gains in British tramp shipping 1869-1950', *Explorations in Economic History*, Vol.41, pp. 172-203

140. Montiel, P. (1997). "The Theory of the Long-Run Equilibrium Exchange Rate". Williams College, Department of Economics, Williamstown, MA.
141. Murray j., Van Norden s., Vigfusson r. (1996)"Excess Volatility and Speculative Bubbles in the Canadian Dollar: Real or Imagined?", *Rapport Technique* No. 76, Banque du Canada.
142. O'Connell P. et Wei S-J (2002) "The bigger they are, the harder they fall : how price differences across US cities are arbitrated", *Journal of International Economics*, 56 (1), p. 21-53.
143. Obstfeld, M, (2002), 'Exchange rates and adjustment: Perspectives from the New Open Economy macroeconomics', University of California, Berkeley, mimeo.
144. Obstfeld M., Taylor A. (1997), "Nonlinear Aspects of Good-Markets Arbitrage and Adjustment : Heckscher's Commodity Points Revisited", *Journal of the Japanese and International Economies*, 11, 441-479.
145. Onis Z. et Aysan A. (2000) "Neoliberal Globalization, the Nation-State and Financial Crises in the Semi-Periphery: A Comparative Analysis" *Third World Quarterly*, 29(1): 119-139.
146. Orléan P. (1986), "Mimétisme et Anticipations Rationnelles : Une perspective keynésienne ", *Recherches Economiques de Louvain*, Vol 52, N°5, pp.45-66.
147. Orléan A. (1990), « Le rôle des influences interpersonnelles dans la détermination des cours boursiers », *Revue économique*, Vol.41, n°5, pp.839-868.
148. Ozlale, U., et Yeldan E.. 2002. "Measuring Exchange Rate Misalignment in Turkey." Bilkent University, Department of Economics, Ankara.
149. Pavlidis E., Paya I. et Peel D.(2009) "Specifying Smooth Transition Regression Models in the Presence of Conditional Heteroskedasticity of Unknown Form," *Working Papers* 005913, Lancaster University Management School, Economics Department
150. Peel et Taylor (2000), "Nonlinear Adjustment, Long-run Equilibrium and Exchange Rate Fundamentals", *Journal of International Money and Finance*, 19, pp. 33-53.

151. Persson, T. et Svensson, L. E. O. (1985). "Current Account Dynamics and the Terms of Trade: Harberger-Laursen-Metzler Two Generations Later," *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 93(1), pages 43-65, February.
152. Peters E. E. (1994), *Fractal Market Analysis*, John Wiley & Sons Inc.
153. Phillips P. et Loretan M. (1991) "Estimating Long Run Economic Equilibria" *Review of Economic Studies* 58 407-36
154. Prat G. et Uctum R., 2007. "Switching between Expectation Processes in the Foreign Exchange Market: a Probabilistic Approach using Survey Data," *Review of International Economics*, Blackwell Publishing, vol. 15(4), pages 700-719, 09.
155. Rodrik, D. et Velasco A. (2000) "Short Term Capital Flows" Proceedings of the Annual World Bank Conference on Development Economics, pp.59-90, Washington Dc.: The World Bank
156. Rothman P., Dijk D.V. et Franses P.H. (2001), «A Multivariate STAR Analysis of the Relationships Between Money and Output», *Macroeconomic Dynamics*.
157. Saikkonen, P. et Luukkonen, R. (1988) "Lagrange Multiplier Tests for Testing Nonlinearities in Times Series Models", *Scandinavian Journal of Statistic*, vol. 15, pp. 15–68.
158. Sarantis N. (1999), "Modelling non-linearities in real effective exchange rates", *Journal of International Money and Finance*, 18(1), février, 27-45
159. Sargan, J. D. (1964). "Wages and prices in the United Kingdom: A Study in Econometric Methodology." In. P. E. Hart, G. Mills, and J. K. Whitaker (eds.), *Econometric Analysis for National Economic Planning*, Vol. 16 of Colston Papers. London: Butterworth Co., pp. 25—63.
160. Sarno, L. (2000). "Real Exchange Rate Behavior in High Inflation Countries: Empirical Evidence from Turkey, 1980–97." *Applied Economics Letters* 7, no. 5 (May): 285–291.

161. Sercu P., R. Uppal et C. van Hulle (1995), "The exchange rate in the presence of transaction costs : implications for tests of purchasing power parity", *Journal of Finance*, 50(4), septembre, 1309-19.
162. Shleifer A. (2000) *Inefficient Markets: An Introduction to Behavioral Finance*, Oxford University Press.
163. Siregar R. et Rajan R.,(2006). "Models of Equilibrium Real Exchange Rates Revisited: A Selective Review of the Literature," *Centre for International Economic Studies Working Papers* 2006-04, University of Adelaide, Centre for International Economic Studies
164. Stein J. L. (1994) "The natural real exchange rate of the US-dollar and determinants of capital flows", in J. Williamson: *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Washington, D.C., 133-176.
165. Stein, J L, et Allen, P R, (1995), *Fundamental Determinants of Exchange Rates*, Clarendon Press.
166. Stein, J. L. (1999) "The evolution of the real value of the US-dollar relative to the G7 currencies, in R. MacDonald and J. L. Stein: *Equilibrium exchange rates*, Norwell, MA., 67-102.
167. Stein (2002) "The Equilibrium Real Exchange Rate of the Euro: An Evaluation of Research," *Ifo Studien*, Vol. 48, No. 3, pp. 349–81.
168. Stein, J L, et Paladino, G, (1998), 'Recent Developments in International Finance: A Guide to Research', *Journal of Banking and Finance*, Vol. 21, 1685-1720.
169. Svenson et Razin (1983) "Switching between Expectation Processes in the Foreign Exchange Market: a Probabilistic Approach using Survey Data," *Review of International Economics*, Blackwell Publishing, vol. 15(4), pages 700-719, 09

170. Taylor, M. P., Peel, D., et Sarno, L. (2001). "Nonlinear mean reversion in real exchange rates: toward a solution of the purchasing power parity puzzle". *International Economic Review*, vol 42(4), pp 1015-1042
171. Telatar et Kazdagli (1998) "Reexamine the Long-run Purchasing Power Parity Hypothesis for a High Inflation Country: The Case of Turkey 1980-1993", *Applied Economic Letters*, 5:51-53.
172. Teräsvirta T. (1994), "Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models", *Journal of the American Statistical Association*, 89, 208-18.
173. Terasvirta, T et Anderson, H M, (1992) "Characterizing Nonlinearities in Business Cycles Using Smooth Transition Autoregressive Models," *Journal of Applied Econometrics*, John Wiley & Sons, Ltd., vol. 7(S), pages S119-36, Suppl. De.
174. Tsay R. S. (1989) «Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes», *Journal of the American Statistical Association*, vol. 84, pp. 231–240.
175. Tsay R. S. (1998) «Testing and Modeling Multivariate Threshold Models», *Journal of the American Statistical Association*, vol. 93, pp. 1188–1202.
176. Uctum, R. (2007). "Économétrie des modèles à changement de régimes : un essai de synthèse," *L'Actualité Economique*, Société Canadienne de Science Economique, vol. 83(4), pages 447-482, d'automne
177. Van Dijk, D. et Franses, P.H. (2000) "Nonlinear error-correction models for interest rates in the Netherlands", in: Barnett, W.A., Hendry, D.F., Hylleberg, S., Teräsvirta, T., Tjøstheim, D., Würtz, A., (Eds.), *Nonlinear Econometric Modelling in Time Series Analysis*, Cambridge University Press, Cambridge, pp. 203-227.
178. Vigfusson R. (1997) "Switching between Chartists and Fundamentalists: a Markov Regime-Switching Approach", *International Journal of Financial Economics*, 2, p. 291-205.

179. Williamson, J., 1985, "The exchange rate system", Policy Analyses in *International Economics*, vol. 5, Institute for International Economics, Washington D.C.
180. Williamson J. (1994) "Estimates of FEERs", in J. Williamson: *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Washington, D.C., 177-244.
181. Williamson, J, et Miller, M, (1987), 'Targets and Indicators: A Blueprint for the International Coordination of Economic Policy', Institute for International Economics, Washington DC: Policy Analyses in International Economics, No. 22.
182. Wren Lewis S., Westaway P., Soteri S. et Barrell R. (1991), "Evaluating the UK's Choice of Entry Rate into the ERM", in: *Manchester School*, vol. 59, pp. 1-22.
183. Wren-Lewis, S, and Driver, R L, (1998), 'Real Exchange Rates for the Year 2000', Institute for International Economics, Washington DC: Policy Analyses in International Economics, No.54.
184. Wren-Lewis, S. (1992), "On the Analytical Foundations of the Fundamental Equilibrium Exchange Rate," in C. P. Hargreaves (ed.), *Macroeconomic Modelling of the Long Run*, Aldershot, UK: Edward Elgar, pp.75-94.
185. Youssefmir M., Huberman B.A. et Hogg T. (1994) "Bubbles and Market Crashes" Dynamics of Computation Group, Xeros Palo Alto Research Center, mimeo.