

FEMISE RESEARCH PROGRAMME

*"Le rôle des marchés monétaire et financier dans
le cadre de la zone "Euro"
Analyse comparative du Maroc,
de la Tunisie, de la Turquie et d'Israël*

*Albert Marouani (Coordinateur)
Université de Nice Sophia-Antipolis, CEMAFI*



octobre 2000

INSTITUT DE LA MÉDITERRANÉE
PALAIS DU PHARO
58, BD CHARLES LIVON
13006 - MARSEILLE – France

FEMISE RESEARCH PROGRAM

RAPPORT FINAL
FINAL Report

FEMISE Project Title:

"Le rôle des marchés monétaire et financier dans le cadre de la zone "Euro" (analyse comparative du Maroc, de la Tunisie, de la Turquie et d'Israël)

by

Claude Berthomieu (CEMAFI/UNSA)
Eric Gasperini (CEMAFI/UNSA)
Abraham Lioui (Bar-Ilan University)
Albert Marouani (CEMAFI/UNSA)
Sami Mouley (Université. deSousse)
Lahcen Oulhaj (Université de Rabat)
Lerzan Özkale (Université d'Istanbul)
Mohamed Safa (CEMAFI/UNSA)
Jacques Silber (Bar-Ilan University)

et la participation

(pour la partie économétrique)

de

Valérie Berenger (CEMAFI/UNSA)
Joseph Deutsch (Bar-Ilan University)

FEMISE Research Project Number: **Contract No. FEM99-01-09**

Project Coordinator: **MAROUANI Albert (CEMAFI/UNSA)**

Signature:

Date: 30 septembre 2000

SOMMAIRE

Résumé du projet	5
1. Problématique d'ensemble.	11
2 . Problèmes théoriques de la détermination des politiques et des taux de change dans les PSEM.	14
3. Les préalables méthodologiques à l' étude appliquée.....	22
4. Présentation et synthèse des études de cas portant sur la Tunisie, le Maroc, la Turquie et Israël	26
Annexe 1 : les déterminants et le choix optimal du régime de change en Tunisie dans une perspective d'une intégration dans la zone Euro (S. MOULEY)	43
Annexe 2 : essai de détermination du taux de change réel d'équilibre du Dirham (L. OULHAJ).....	81
Annexe 3 : évolution de l'économie turque et des taux de change (Lerzan ÖZKALE).....	99
Annexe 4 : tests économétriques sur les quatre pays (J. SILBER, A. LIOUI, J. DEUTSCH).....	109
Annexe 5 : tests économétriques comparatifs entre les quatre pays (M. SAFA)	143
Annexe 6 : commentaires et interprétation des tests économétriques (V. BERENGER).....	169
Annexe 7 : références bibliographiques.	179
Annexe 8 : projet initial.....	183

RESUME DU PROJET

Summary of the project:

Notre projet se proposait d'étudier sur un échantillon de 4 pays du Sud et de l'Est de la Méditerranée (PSEM): Turquie, Israël, Maroc et Tunisie qui sont parmi les plus engagés dans l'intégration à l'UE d'une part les relations marchés monétaires et financiers/taux de change dans le contexte d'une zone Euro en Méditerranée; d'autre part le rôle des marchés financiers dans le lissage de la consommation nationale des pays concernés.

Compte tenu du financement obtenu par rapport à la demande que nous avons faite d'une part et de la difficulté à obtenir des informations statistiques sur les marchés financiers des pays concernés d'autre part, nous avons recentré notre recherche sur l'évolution et la détermination des taux de change dans les cinq pays mentionnés.

Sur la base d'un modèle unique inspiré des travaux d'Edwards et d'Elbadawi, nous avons testé l'évolution des taux de change des 4 pays concernés par rapport à leur taux de change d'équilibre fondamental. Nous avons pu ainsi mieux apprécier les politiques de change qui ont été suivies en fonction de leur sous ou suralignement par rapport à une parité d'équilibre fondamental qui prend en compte la soutenabilité des équilibres internes et externes de ces pays. Nous avons pu à partir des résultats obtenus pour chaque pays tirer des conclusions quant à leur politique de change future par rapport à l'Euro.

Les mouvements de marchandises et ceux de capitaux sont à la fois le résultat et les déterminants de la compétitivité globale d'une économie et de la stabilité de son insertion dans les relations économiques internationales. Mais pour les quatre pays étudiés (Tunisie, Maroc, Turquie, Israël, les « marchés » ont joué et jouent encore un rôle de second rang dans la détermination concrète des taux de change (nominaux ou réels) par rapport aux choix de politique économique (fixation du taux de change nominal, politique du taux d'intérêt, politique de contrôle des prix).

Il est donc nécessaire, pour analyser les évolutions passées des relations d'échange et des mouvements de capitaux des PSEM étudiés et pour dégager des lignes directrices utiles en matière de politique d'ouverture économique sur l'extérieur, de réfléchir au choix d'un régime de change optimal, dans le contexte d'une approche en terme de zone-cible, c'est à dire de la définition d'une politique de détermination et de contrôle du taux de change réel, à condition de recourir à une définition de ce dernier qui soit pertinente analytiquement et, bien entendu, opératoire.

Nous nous sommes inspirés du modèle de I. Elbadawi pour analyser ces problèmes sa méthode permet de connaître la trajectoire temporelle des TCRC et d'apprécier s'ils convergent ou non vers l'ERER(ou taux de change réels d'équilibre), c'est à dire de mesurer le « mésalignement » du taux de change réel courant (rappelons que certains qualifient d'effectif) par rapport au taux de change réel d'équilibre. L'objectif d'une bonne politique de change devant être justement de chercher à éliminer ou en tout cas à réduire au minimum ces mésalignements.

Cette analyse est à notre connaissance la première du genre pour les pays Sud et Est méditerranéens (PSEM). Elle présente selon nous l'avantage, à travers des méthodes

économétriques rigoureuses, de dépasser les points de vue qualitatifs et souvent subjectifs pour prendre en compte la dimension structurelle et de long terme de l'évolution des taux de change.

Les principales conclusions de notre étude sont pour chacun des pays étudiés les suivantes :

1. Tunisie.

L'étude économétrique montre que, par rapport à la plupart des monnaies constituant l'Euro, la volatilité nominale du Dinar a été plus forte que la volatilité réelle et ceci en raison de la volonté de la Banque Centrale de Tunisie (BCT) de corriger la stabilité réelle afin de garantir la compétitivité-prix des produits exportés. Elle fait apparaître en effet que, entre 1986 et 1997 le Dinar s'est déprécié en terme nominal de 48% par rapport au FF, de 19% par rapport au US\$, de 53% par rapport au DM et de 46% par rapport au JPY. Alors que, en terme réel, le Dinar s'est déprécié de 28% par rapport au FF, 26% par rapport au DEM, de 32% par rapport à la Lire It. et seulement de 6% par rapport au Dollar. De même, la volatilité du Dinar par rapport à l'Euro a été plus faible en terme nominal qu'en terme réel durant la période passée et semble exactement converger vers le coefficient de variation nominal du FF.

En résumé, la caractéristique fondamentale de la gestion du change en Tunisie a donc sans doute été la recherche permanente de la stabilisation du taux de change réel du Dinar; c'est pourquoi celui-ci ne s'est pas trop écarté de sa valeur d'équilibre de long terme vis-à-vis de l'Euro. En plus, bien que des distorsions et des mésalignements de change par rapport à cette valeur d'équilibre soient vérifiés, ils sont essentiellement expliqués par des politiques délibérées et discrétionnaires de sur-dépréciation réelle motivées par un impératif de compétitivité. Paradoxalement, cette politique a aussi permis de limiter le risque de change du Dinar et de minimiser sa volatilité. A ce titre et pour l'avenir, le régime de flottement administré avec ancrage implicite du Dinar à l'Euro est doublement crédible. En résumé, la caractéristique fondamentale de la gestion du change en Tunisie a donc sans doute été la recherche permanente de la stabilisation du taux de change réel du Dinar; c'est pourquoi celui-ci ne s'est pas trop écarté de sa valeur d'équilibre de long terme vis-à-vis de l'Euro. En plus, bien que des distorsions et des mésalignements de change par rapport à cette valeur d'équilibre soient vérifiés, ils sont essentiellement expliqués par des politiques délibérées et discrétionnaires de sur-dépréciation réelle motivées par un impératif de compétitivité. Paradoxalement, cette politique a aussi permis de limiter le risque de change du Dinar et de minimiser sa volatilité. A ce titre et pour l'avenir, le régime de flottement administré avec ancrage implicite du Dinar à l'Euro est doublement crédible.

2. Le Maroc.

Tout d'abord, il apparaît que le taux de change réel estimé par le FMI (TCRFMI) et le taux de change réel d'équilibre au sens de Elbadawi, l'ERER calculé, ont suivi une évolution chronologique très proche, en moyenne, pour la période 1980-1996 ; à sept reprises, le TCRFMI est supérieur à l' ERER ; à dix reprises il est inférieur. En même temps, on observe que ces divergences s'inversent fréquemment puisque les deux courbes se coupent à dix reprises sur l' horizon de dix-sept ans retenu.

Le taux de change réel courant (TCRC) calculé par la méthode retenue (méthode de Elbadawi) est toujours supérieur au TCRFMI, sauf pour les deux dernières années de la

chronique (1995 et 1996) ; ceci signifie que la politique de « gestion » du taux de change au Maroc a eu un effet d'élévation de la compétitivité-prix des exportations du pays à un niveau inférieur à celui estimé par le FMI .

le TCRC calculé est toujours supérieur au taux de change réel d'équilibre (l'ERER), sauf en début de période (1981 et 1982) et pour l'année 1994 ; c'est le signe que le Maroc, comme la Tunisie, n'a pas pratiqué (à ces trois exceptions près) une politique de sous-évaluation systématique du taux de change nominal du Dirham, pour augmenter la compétitivité-prix des produits marocains exportables ; le Dirham est resté légèrement surévalué en moyenne par rapport à sa parité d'équilibre.

On peut donc conclure que le taux de change réel courant effectif marocain est resté, au cours de la dernière décennie et de façon durable, au-dessous du « niveau de sa parité », ce qui est le signe d'une politique de change cherchant à favoriser la compétitivité-prix des exportations que nos commentaires du paragraphe 4.2.1 ci-dessus laissaient prévoir.

Ce scénario d'ancrage par rapport à l'Euro apparaît le plus crédible compte tenu du poids de la zone Euro pour l'économie marocaine (57% de ses exportations et 50% de ses importations, 70% des touristes étrangers, transferts des travailleurs émigrés essentiellement localisés dans la zone Euro, part importante des IDE, etc.).

Mais ce rattachement repose en partie sur le pari que l'Euro parviendra à s'imposer comme monnaie internationale stable (moyen de paiement, de mesure, de réserve, de placement et d'ancrage pour d'autres monnaies). En outre avec l'intégration des marchés financiers européens, on peut imaginer un accroissement des échanges et des flux financiers, notamment relatifs à des opérations transfrontières sur les marchés des actions et des obligations de la part des résidents marocains. Par ailleurs, le rattachement du DH à l'Euro ne saurait évidemment prendre la forme d'un régime de « currency board » ; il devrait au contraire être suffisamment souple pour permettre un glissement contrôlé en fonction du différentiel d'inflation entre le pays et la zone Euro.

Il reste donc nécessairement beaucoup de modalités techniques à étudier pour rendre crédible un tel scénario même si c'est celui qui semble le plus « naturel » à moyen et long terme.

3. La Turquie.

L'ERER, i.e. le taux de change réel d'équilibre calculé par la méthode de Elbadawi est plus stable que les deux taux courants ; il décrit lui aussi un cycle bien marqué autour d'une valeur moyenne de 105 % sur l'ensemble de la période d'étude (26 ans) donc nettement au dessus du seuil (100%) de la parité, et avec des points de retournements très marqués en 1974/75, 1981/82, 1989/90 et 1993/94. Sur vingt-cinq ans il est treize fois au dessous de la parité et douze fois au dessus, par sous-périodes de sept à huit ans.

Cela traduit sans aucun doute les hésitations et les changements de doctrine de la politique économique turque au fur et à mesure des efforts consentis pour développer le pays d'abord en économie fermée puis dans la perspective d'une ouverture rapide vers l'Europe et, en même temps, d'une libéralisation financière fortement impulsée par les conseillers des institutions de Washington.

Le fait que l'ERER et le TCRC calculés soient restés en moyenne au dessus du seuil de 100% depuis 1981 signifie que le taux de change nominal de la Livre turque a été alternativement sous-évalué puis nettement sur-évalué sur la période ; il s'agit là d'un handicap certain pour la capacité du pays à exporter (on constate Annexe 1 p. que la balance commerciale a toujours été déficitaire sauf en 1988 et 1994) ; en revanche la forte surévaluation qui a prévalu de 1983 à 1993 a facilité les importations et a pu même contribuer, par le caractère (tout relatif) de « solidité » qu'elle a pu conférer à la monnaie, à attirer des capitaux soit se dirigeant directement vers des investissements productifs, soit sous forme de fonds d'épargne s'agissant des remises des travailleurs turcs émigrés.

Il semble donc à l'issue de ce constat que le problème majeur de l'économie turque est de stabiliser le taux de change de sa monnaie pour un ensemble de raisons qu'il convient maintenant de préciser. Les mêmes enseignements peuvent être déduits de l'étude reproduite en annexe (Annexe 4) spécifique au cas de la Turquie mais limités à une période plus brève.

L'intérêt d'un ancrage souple de la Livre turque à l'Euro s'impose d'abord par l'intensité de ses relations économiques l'Union européenne mais aussi par l'intensité des relations financières présentes et à venir dans la perspective de l'élargissement de l'Europe des Quinze à la Turquie.

En conclusion le niveau très important des réserves internationales et du volume de la dette extérieure montrent à quel point le risque et les pertes engendrés par leur gestion peuvent être considérables pour la Turquie. De ce point de vue, l'arrivée de l'Euro lui offre de nouvelles opportunités dans la diversification et la consolidation de sa dette extérieure. En outre le développement d'un marché intégré des capitaux à l'échelle européen serait un facteur de stabilité pour l'économie turque dès lors que sa monnaie serait ancrée à l'Euro. En effet, l'ouverture trop rapide du pays au marché international des capitaux (phénomène de globalisation financière) et la dérégulation financière domestique ont compromis l'efficacité d'un système bancaire national jusqu'alors très contrôlé et centralisé. Ces évolutions ont augmenté le coût des erreurs en matière de politique monétaire de la Banque centrale, ce qui fait d'autant mieux apparaître l'intérêt, du moins pour la Turquie, de limiter les politiques monétaires et de change discrétionnaires.

Enfin, il est important de mentionner que l'ancrage à l'Euro apparaît pour la Turquie comme la suite naturelle de son accord d'Union douanière avec l'UE et de sa volonté d'intégrer l'Union européenne. Cet ancrage revêtira nécessairement des formes qui permettront à terme une convergence vers les critères de Maastricht.

4. Israël.

Il apparaît assez nettement que la situation du Shekel israélien est marqué par une hésitation entre le Dollar et l'Euro ?

La tendance de la monnaie israélienne à s'élever au dessus du seuil de la parité devrait, si elle perdurait, entraîner un biais dans le sens d'un déficit du solde commercial, celui-ci devant être compensé par des entrées nettes et permanentes de capitaux pour l'équilibrage de la balance des paiements. D'où un risque de surendettement du pays si des apports privés de capitaux sous forme d'investissements directs ou de portefeuille ne suffisaient pas pour réaliser cet équilibre. Or pour que de tels apports aient lieu, il est indispensable que la

monnaie locale soit fortement ancrée à une devise stable, ce qui n'est ni le cas de l'Euro, dans le court terme (et depuis sa création), ni celui du Dollar à moyen et long terme.

Dans ces conditions, une stratégie de zone-cible par rapport à un panier (à définir) de ces deux monnaies qui sont vouées à rester relativement stables l'une par rapport à l'autre et avec possibilité d'un flottement relativement limité autour de cette cible ne serait-elle pas la meilleure solution pour la monnaie et l'économie israéliennes ?

1. Problématique d'ensemble.

L'avènement de l'Euro dans le contexte de l'UEM a déjà des incidences au sein des pays de l'UE. Les politiques monétaires sont à présent essentiellement le fait de la seule BCE et la convergence des politiques budgétaires et fiscales, au-delà des critères de Maastricht, s'avère de plus en plus nécessaire. L'intégration des marchés financiers européens suit désormais un processus inéluctable. Les spéculations et les analyses sur les effets de l'unification monétaire en termes de convergence nominale et réelle (emploi, croissance, investissements...) au sein de la zone Euro font généralement état d'un optimisme de bon aloi. En revanche les implications sur les pays tiers proches de l'UE (PECO et PTM)** font l'objet d'analyses plus circonspectes.

La plupart des analyses restent circonscrites à une discussion sur les conditions internes de l'unification monétaire sans aucune référence aux conditions externes (G.Kebabdjian,1996). C'est le cas en particulier des analyses centrées sur les questions de l'Euro en tant que réducteur des biais d'inflation, ou en tant que nouvelle monnaie de facturation, de transactions financières et de réserve (A.Benassy-Quéré,1996 ; P.R.Masson et B.G.Turtelboom,1997) ou encore en tant que monnaie stable du fait de la disparition des taux de change entre les monnaies européennes et des coûts de transaction y afférents (P.Grauwe(de) et L.Spaventa,1997). Le cadre formel de ces études reste visiblement une transcription des modélisations récentes sur la crédibilité du Système Monétaire Européen (SME) en tant que zone-cible, ou des approches relatives aux Zones Monétaires Optimales (ZMO) (M.I.Blejer et alii,1997; A.Benassy-Quéré et A.L.Révil,1999).

Les rares analyses qui traitent explicitement des implications externes de l'Euro concernent plutôt ses effets sur la zone Dollar. Ainsi, P.Artus (1997) a examiné l'impact de l'Euro sur les objectifs de politique monétaire de la Fed.

Nous nous sommes attachés pour notre part à examiner l'impact de l'Euro sur les pays méditerranéens (Tunisie, Maroc, Turquie, Israël) qui ont déjà marqué leur attachement à l'UE par la signature d'accords de libre-échange ou d'Union douanière.

1.1 Le premier point de notre réflexion concerne les politiques de change.

Nul n'ignore, au moins depuis les travaux de Mundell-Fleming, même si c'est pour les contester, qu'il existe un lien entre les régimes de change et les politiques monétaires et budgétaires dans la réalisation conjointe des objectifs internes et externes d'ajustement et de stabilisation des équilibres macroéconomiques. De ce point de vue, le choix du régime de change qui sera adopté par rapport à l'Euro aura pour les PTM une incidence sur la conduite de leur "policy mix" qu'il faudra apprécier en termes d'efficacité (analyse coûts-avantages) dans la réalisation des objectifs fixés. La question du "triangle d'incompatibilité" de Mundell sera posée également pour les PTM candidats à une intégration même atténuée à la zone Euro.¹ En l'absence plus que probable d'une coordination des politiques macroéconomiques entre l'UE et les PTM, ces derniers auront à gérer de manière unilatérale leur adaptation à des évolutions et à des politiques économiques qui les dépassent. On pourrait aborder ce problème

** PECO (Pays d'Europe centrale et orientale); PTM (pays tiers méditerranéens); PSEM (pays sud et est méditerranéens); UE (Union européenne); UEM (Union économique et monétaire); BCE (Banque centrale européenne).

¹ On ne peut dans le contexte d'appartenance à une zone monétaire avoir simultanément des changes fixes, une parfaite mobilité des capitaux et une autonomie des politiques monétaires nationales.

sous un autre angle par référence à la théorie des zones monétaires optimales et considérer que le degré d'ancrage à l'Euro (fixité plus ou moins grande du taux de change des monnaies concernées par rapport à l'Euro) doit prendre en compte les conditions de gestion des chocs asymétriques. Dès lors que le taux de change n'est plus en mesure d'absorber les chocs exogènes asymétriques provenant de tout ou partie de la zone Euro et compte tenu des insuffisances de mobilité du travail et dans une moindre mesure du capital, tout choc asymétrique pourra se traduire par un déséquilibre de la balance des paiements et se transmettre à l'économie interne par un nécessaire ajustement à la baisse de la demande interne et donc de la croissance et de l'emploi. Il va de soi que les choix qui seront opérés devront minimiser les effets de ces chocs exogènes.

La question qui se pose alors est celle des conditions d'exercice effectif de ces choix pour les PTM. Mécaniquement la disparition des monnaies européennes et leur remplacement par une monnaie unique aura une incidence directe sur ces pays par le simple fait qu'ils vont devoir désormais libeller et régler dans cette seule monnaie, la facture de leurs relations commerciales avec les onze pays de la zone Euro. Ces pays n'auront donc plus à gérer la parité de leur propre monnaie avec un panier de devises européennes mais avec une monnaie unique. On peut penser qu'il en résultera une diminution des coûts de transaction et des risques de change pour les acteurs du commerce international et pour les opérateurs financiers. Mais on peut aussi estimer que ces mêmes acteurs n'auront plus la possibilité d'arbitrer entre ces différentes monnaies et de mieux répartir leurs risques de change. De leur côté, les Etats des PTM perdent également la possibilité d'ajuster leur taux de change bilatéral au plus près des structures de leur commerce extérieur ou de leur compétitivité avec chacun des pays concernés de l'UE. Ce que l'on gagne en coûts de transaction on peut le perdre en coûts de rigidité. Il est vrai que cet arbitrage et cet ajustement étaient déjà limités par la quasi fixité des taux de change des monnaies européennes entre elles. Il y eut malgré tout pour certaines d'entre elles (Lire italienne, Livre britannique, par exemple) des décrochages significatifs par rapport à leur taux pivot de référence au sein du SME.² Les PTM ont à présent presque tous adopté une politique de taux de change effectif réel, fondée sur une pondération de différentes monnaies d'un panier de référence, qui leur permet justement de moduler d'autant mieux leurs taux de change bilatéraux qu'ils gardent jalousement secret leurs coefficients de pondération. Il va leur falloir désormais penser leur politique de change par rapport à un panier restreint de monnaies qui ne seront plus qu'au nombre de trois (Dollar US, Yen et Euro) ou quatre si on rajoute la Livre Sterling. Plusieurs solutions existent qui présentent toutes des avantages et des inconvénients et parmi lesquels il faudra choisir. Ce choix doit tenir compte non seulement des contraintes de balance courante mais aussi des différentiels d'inflation, de taux d'intérêt, de compétitivité, de croissance et de développement.

² La Lire italienne par exemple subissait fréquemment des attaques spéculatives et des crises de change dans le cadre du Système Monétaire Européen (SME) qui avaient pour conséquence sa sortie du Mécanisme de Change Européen (MCE). Il en résultait alors une forte volatilité des taux de change des monnaies des PTM, qui se traduisait par des risques de change importants. D'une manière générale, l'une des implications positives attendues en matière de change de l'avènement de l'Euro sur les PTM est la suppression de ce risque de décrochage, du fait de leur fusion dans l'Euro, des monnaies des pays Européens les plus directement concurrents des PTM (notamment la Lire italienne, la Peseta espagnole et l'Escudo portugais). Ce risque de dévaluation compétitive des pays méditerranéens de l'UE était d'autant plus fort qu'il concernait principalement les monnaies ancrées des pays européens clients des PTM, notamment la France et l'Allemagne. (Chauffour et Stemitsiotis, 1998; Bénassy-Quéré A. et Lahrèche-Revil A., 1999).

En revanche, la création de l'Euro pourrait conduire vraisemblablement à un effet de détournement de trafic et de détérioration de compétitivité du fait de l'intégration progressive et programmée des PECO dans l'UE, et certains d'entre eux (la Bulgarie par exemple) ont déjà choisi de fixer leurs monnaies à l'Euro.

1.2 Le deuxième axe de notre réflexion qui n'est pas indépendant du premier tourne autour des marchés financiers sur trois plans.

1. L'intégration croissante des PTM à une zone Euro élargie devrait leur permettre d'abord un meilleur accès au marché des capitaux et faciliter leur **financement externe** par des prêts, des IDE, des investissements de portefeuille ou même des aides. La recherche nécessaire d'une diversification des formes de financement passe par la réalisation de conditions où se mêlent des éléments objectifs de compétitivité, de croissance soutenue, d'équilibre interne et externe (par la mise en œuvre de politiques d'ajustement et de libéralisation jugées adéquates par les organisations internationales et les marchés)...et des éléments d'ordre institutionnel et politique plus subjectifs que l'on nomme "gouvernance", Etat de Droit, respects des libertés fondamentales, absence de conflits externes, paix civile...
2. Une autre dimension des marchés financiers est de permettre une meilleure **gestion des risques** à trois niveaux.
 - D'abord au **niveau des risques de taux** (d'intérêt et de change). Dès lors par exemple que les dettes sont libellées dans une devise (le dollar par exemple comme c'est aujourd'hui le cas) et que la monnaie d'un PTM fait l'objet d'un ancrage à l'Euro, les risques de change deviennent très importants et indépendants des performances réalisées par le pays endetté.³ Il pourrait par exemple, en cas de forte dépréciation de la monnaie d'ancrage par rapport au \$, en résulter un accroissement brutal du service de la dette qui peut en retour constituer un choc exogène susceptible de freiner la croissance et réduire le niveau de vie des ménages du pays concerné. Qu'elle soit publique et/ou privée cette dette devra donc désormais faire l'objet d'une gestion plus active sur les marchés financiers internationaux de façon à minimiser les chocs exogènes de taux par trop volatils.
 - Ensuite au **niveau de la gestion des risques systémiques** qui doit également être prise en compte par des politiques macroéconomiques de stabilisation qui peuvent se révéler incompatibles avec un processus trop rapide de libéralisation du compte courant et du compte de capital.
 - Il existe enfin un troisième niveau de risque, jusqu'à présent peu étudié, qui concerne les **fluctuations des prix** (des matières premières, des recettes touristiques et plus généralement des biens échangeables exportés). Ce type de risque pourrait faire l'objet d'un partage (risk sharing) sur et par les marchés financiers, ce qui suppose une coordination internationale entre PTM.
3. Une troisième et dernière dimension des marchés financiers que l'on n'a peu l'habitude d'évoquer à propos des pays en développement, où l'on ne voit le plus souvent que l'aspect financement de l'économie, concerne les **effets de richesse, de revenu et de consommation** générés par des placements effectués sur le marché des actions principalement. Certes aujourd'hui seul les USA paraissent en mesure de soutenir leur demande interne par le biais de la hausse continue des cours sur les marchés d'actions des différentes places financières internationales. Mais sur des marchés financiers totalement libéralisés, rien ne s'oppose en principe à ce que les ménages de n'importe quel pays investissent une partie de leur épargne

³ Si par exemple le Dinar tunisien (DT) était accroché nominalement à l'Euro (ce qui n'est pas loin d'être aujourd'hui le cas si l'on considère le panier des monnaies de référence du DT et le poids des monnaies européennes dans ce panier) et sachant que la plus grande partie de la dette extérieure tunisienne est libellée en Dollar US, un décrochage de 10% de l'Euro par rapport au Dollar US accroîtrait de 10% le service de la dette extérieure, entraînant une détérioration de la balance des paiements tunisienne qui n'aurait rien eu à voir avec une quelconque détérioration antérieure des équilibres fondamentaux.

dans des portefeuilles internationalement diversifiés de valeurs mobilières. Les pays de l'UE ne sont pas encore parvenus à ce stade. A fortiori dans les pays en développement on est encore plus loin aujourd'hui d'une telle perspective qui suppose non seulement une libéralisation totale du compte de capital et une libre convertibilité de la monnaie nationale, mais aussi un changement culturel considérable des habitudes et des comportements financiers accompagné d'un développement qualitatif des structures institutionnelles d'intermédiation financière de marché.

Nous n'aborderons dans le cadre de notre programme de recherche que les aspects du point 1.1 relatif aux politiques et à l'évolution des taux de change.

2 . Problèmes théoriques de la détermination des politiques et des taux de change dans les PSEM.

2.1 Contexte.

En cette fin de siècle où l'UE met en place une politique active d'intégration et d'unification monétaire (l'UEM), l'analyse des effets d'une zone Euro sur les PSEM ne saurait être menée sans prendre en compte également les effets liés de la politique économique extérieure de l'Union européenne vis-à-vis de sa périphérie Sud et Est. Celle-ci vise d'une part la constitution d'une vaste zone de libre-échange (principe d'association et de partenariat) avec les pays du Sud (PSEM principalement) et d'autre part un élargissement (principe d'intégration) à l'Est (PECO principalement).

D'accords de coopération en accords d'adaptation en passant par les politiques méditerranéennes aux noms changeants ("rénovée", "partenariat") rythmés par des conférences aux noms évocateurs des villes où elles se sont tenues, la "politique" méditerranéenne de l'UE, si tant est qu'elle mérite véritablement ce qualificatif, s'est efforcée à chacune de ses étapes de prendre la (des) mesure(s) du déclin inexorable du caractère préférentiel de ses accords bilatéraux avec les PSEM résultant du processus de mondialisation et de libéralisation des échanges réels et financiers.

On ne saurait nier par exemple que les politiques préférentielles de l'UE vis-à-vis des 3 pays du Maghreb (Algérie, Maroc, Tunisie) depuis 1969 ont permis en dépit des restrictions sur l'agriculture et le textile une augmentation de leurs exportations vers l'UE de 12% par an entre 1970 et 1993.⁴ Le Maroc et la Tunisie bénéficiaient d'avantages tarifaires significatifs sur le marché de la CEE. En 1970 la CEE signe des accords dans le domaine des produits agricoles avec d'autres pays méditerranéens dont Israël et la Turquie qui viennent remettre en cause les avantages accordés. Entre 1980 et 1985 les droits de douane appliqués aux exportations turques ont été abaissés de 30%, puis à nouveau de 20% entre 1985 et 1987.⁵

Malgré tout ces accords préférentiels n'ont pu engendrer un accroissement significatif des flux financiers, ni sous forme d'IDE, ni sous forme d'investissements de portefeuille ni

⁴ La Tunisie semble avoir le mieux tiré parti de ces politiques. Les gains de l'Algérie ont été très faibles, alors que les conséquences de ces accords préférentiels commençaient à devenir négatives pour le Maroc à partir du début des années 80.

⁵ Les produits agricoles turcs exportés vers la CEE sont mieux traités que ceux du Maroc et de la Tunisie dès l'année 1983.

sous forme d'aides. Au total entre 1977 et 1992 l'ensemble des flux financiers vers les trois pays mentionnés du Maghreb a été inférieur 35 \$ par habitant.

Progressivement les marges de préférence soit d'un groupe de pays tiers méditerranéens vis-à-vis de autres (Maghreb vis-à-vis des pays de l'est de la Méditerranée (Israël, Liban, Egypte, Chypre...) soit de l'ensemble des PSEM vis-à-vis du reste du monde (autres pays du Sud et de l'Est) se sont érodées jusqu'à aboutir à la situation présente où l'on envisage avec les accords de libre-échange la suppression à relativement court terme de tout traitement préférentiel des pays tiers (ou partenaires) méditerranéens.

La politique méditerranéenne de l'Union Européenne (UE) après la déclaration de Barcelone en 1995 a conduit à la conclusion d'accords bilatéraux de libre échange avec quelques PTM dont la Tunisie et le Maroc. Il n'est rien dit dans ces accords sur la conduite de la politique de change ni sur le choix du régime de change optimal dans le contexte de l'UEM. L'hypothèse d'un rattachement des monnaies sud et est méditerranéennes à la monnaie unique n'a pas été explicitement envisagée comme cela a été le cas pour certaines monnaies d'Europe Centrale et Orientale.⁶ D'une manière générale, seule l'idée d'arrangements de change possibles reliant les monnaies des Pays Sud Méditerranéens (PSM) à l'Euro est vaguement soulignée dans la déclaration N°5 en annexe du traité de Maastricht.

2.2 Quelques questions théoriques.

2.2.1 Zones monétaires optimales et zones cibles.

Au départ, la littérature macro-économique foisonnait de modèles arbitrant entre les changes fixes purs et les changes flexibles purs. Au tournant des années 1990, le FMI a semblé trancher pour la fixité ajustable sur une monnaie ou un panier de monnaies dès lors que la flexibilité parfaite entraîne généralement des conflits de politiques économiques. Ces dispositions ont été longuement analysées par le nouveau courant de l'économie politique des réformes (Edwards S., 1996). Les statistiques du FMI sur le poids relatif des différents régimes de change confirment d'abord le net recul des régimes de change fixes. Le nombre de monnaies déclarées en régime de change fixe ou à flexibilité limitée a considérablement reculé. Symétriquement, le nombre d'économies en régime de flottement libre ou de flottement géré a augmenté. Toutefois, ces données fondées sur les régimes de change officiels des pays membres du FMI ne renseignent pas sur les politiques de change effectivement suivies.

Les avantages d'un flottement du taux de change en termes de rétablissement automatique (ou presque) des déséquilibres interne et surtout externe ont été ces dernières années contrebalancés par les inconvénients qui résultent de la volatilité et de l'instabilité des taux de change sur la croissance et la compétitivité.

La théorie des zones cibles vise justement à concilier flexibilité et stabilité en envisageant la possibilité de contrôler les fluctuations du taux de change à l'intérieur d'une bande plus ou moins large de variation. La question cruciale devenant alors celle de la détermination de la cible de référence du taux de change. Le recours à la notion de taux de change d'équilibre fondamental permet de spécifier la norme de convergence-fluctuation

⁶ Le conseil Européen de Copenhague a programmé dans le régime MCE II, l'adhésion future à l'Euro des PECO les plus avancés en matière de convergence au sens des critères de Maastricht.

comme celle qui assure la réalisation successive ou concomitante des équilibres interne et externe.

En pratique, la non-crédibilité des régimes de zones-cibles s'est en fait traduite par la montée de "zones monétaires de fait" qui tendent à se généraliser par l'ancrage des différentes monnaies sur le dollar ou le mark pour des raisons de faible volatilité des parités par rapport à ces deux monnaies véhiculaires ou de référence, et non par un retour aux changes flottants (Plihon.D [1996]). La configuration actuelle des politiques de change est donc loin du choix binaire et réducteur entre changes fixes et changes flexibles.

La proposition de rattachement d'une monnaie domestique à une monnaie étrangère de référence procède, en principe, du même argumentaire qui fonde les concepts de crédibilité et de réputation des Banques Centrales. Le rattachement à une monnaie forte et stable est censé traduire un effet de discipline qui conduit à un transfert de crédibilité (effet de débordement positif) lorsqu'une économie plus inflationniste que la zone de rattachement "se lie les mains", pour reprendre la terminologie de Giavazzi et Pagano [1988], en adoptant la fonction-objectif commune à cette zone afin de corriger le biais d'inflation caractéristique de l'incohérence temporelle de sa politique monétaire.⁷

L'incitation à la discipline monétaire reflète alors une aversion pour l'inflation et une préférence plus forte pour la stabilité des prix. En d'autres termes, le rattachement à l'Euro est sensé permettre aux autorités monétaires d'importer la discipline anti-inflationniste de la Banque Centrale Européenne. Ce rattachement est synonyme de coordination symétrique des politiques de change, et semble être la réponse adéquate aux problèmes nés des asymétries de taille, de chocs et de cycles entre l'économie domestique et la zone-euro. Cet argument relatif aux critères de création d'une Zone Monétaire Optimale (ZMO) entre espaces économiques interdépendants mais d'inégal développement est souvent avancé dans l'approche de Mundell-Mc.Kinnon-Kennen pour analyser l'idée de soutenabilité d'un rattachement monétaire.

Cependant, analyser la question du rattachement monétaire uniquement sous l'angle de la crédibilité des Banques Centrales n'est pas suffisant. Tout d'abord, une critique peut être adressée aux travaux théoriques qui se sont trop centrés sur la seule crédibilité de la politique monétaire, ignorant le fait que les politiques structurelles et budgétaires peuvent ruiner la crédibilité d'une telle politique. Ensuite, la crédibilité des mesures visant à réduire l'inflation est souvent liée au respect d'un objectif intermédiaire de taux de change à court terme. Or, selon la "loi de Goodhart", le lien entre une variable-indicateur et un objectif final s'affaiblit à partir du moment où l'indicateur est connu comme objectif intermédiaire. C'est ainsi que plusieurs auteurs montrent le manque de fiabilité du lien entre le taux de change et la parité des pouvoirs d'achat, et proposent d'ajouter à la cible de change deux autres cibles intermédiaires de taux d'intérêt et d'agrégat monétaire interne (cf. Weber.A [1991]). Tout ceci réduit considérablement l'argument de crédibilité en faveur du rattachement monétaire.⁸

⁷ De nouveaux arguments théoriques en faveur des mécanismes de change fixe ont été développés à l'occasion des théories sur la crédibilité des politiques monétaires et de réputation des Banques Centrales, mais aussi des approches relatives aux zones-cibles de change. Un ancrage externe est souvent adapté pour lutter contre le biais inflationniste dans un pays où la Banque Centrale ne peut imposer un ancrage nominal interne crédible (Wagner,1998). Les biais d'inflation étant généralement source d'appréciation de la monnaie nationale en termes réels qui risque d'handicaper la compétitivité et par là la croissance, l'ancrage externe peut devenir un facteur de crédibilité interne.

⁸ La rigidité des régimes de change d'accrochage au dollar et leur incohérence aux fortes entrées de capitaux liées à la libéralisation des systèmes financiers dans les pays émergents d'Asie du sud-est, mais aussi bien auparavant

L'inadaptation des théories traditionnelles du change (PPA, PTI, modèles monétaires, modèles d'équilibre de portefeuilles...) à la situation actuelle d'intégration financière des économies émergentes (Eichengreen. B [1995]), et les problèmes de validation empirique qu'ils ont rencontrés (Cartapanis. A [1996]) ont conduit à leur intégration-dépassement vers les théories du taux de change réel d'équilibre de long terme. La surveillance d'un taux de change réel de référence ou d'équilibre de long terme défini en fonction d'objectifs de convergence réelle apparaît comme la nouvelle disposition des politiques de change.

Récemment le débat s'est focalisé sur les causes et les effets de l'appréciation des taux de change réels dans les pays en développement et en transition. Deux points de vue se sont opposés: celui de la "misalignment view" pour qui l'appréciation du taux de change réel engendre une perte de compétitivité qui se traduit à son tour par une détérioration de la balance courante et celui des "fundamentals view" qui considère que cette appréciation traduit des changements au niveau des secteurs réels fondamentaux qui se traduisent par une dégradation de l'équilibre épargne-investissement. Dans ce cas de figure, une appréciation est toujours le signe d'une tendance vers le taux de change réel d'équilibre de long terme.

2.2.2 Le point de vue du "mésalignement".

Selon ce point de vue, une appréciation du taux de change réel est le résultat d'une politique de change d'ancrage nominal. Le choix de ce régime de change est en fait un ancrage de la politique monétaire visant à rompre avec une forte inflation. Mais l'ancrage du taux de change ne saurait ramener instantanément le taux d'inflation domestique au niveau mondial pour plusieurs raisons.

- Dans la mesure où les biens domestiques et les biens étrangers ne sont pas parfaitement substituables les entreprises tournées sur le marché domestique ne sont pas incitées à réduire rapidement leur niveau de prix. Cette inertie explique que la PPA ne peut s'appliquer à court terme.
- Pour les mêmes raisons que précédemment les entreprises qui produisent des biens non échangeables ne sont pas aussi motivées que celles qui produisent des biens échangeables pour réduire leurs prix au niveau mondial.
- Il existe également une certaine inertie dans la croissance du taux de salaire nominal (d'autant plus forte qu'il existe un système d'indexation des salaires) qui prend en compte avec retard des changements dans le niveau des prix et dans le niveau des salaires mondiaux.

Pour toutes ces raisons, on va assister à une appréciation du taux de change réel qui se traduit par une perte de compétitivité sur le marché mondial. De ce fait, les exportations deviennent plus chères comparativement aux importations, ce qui entraîne une détérioration de la balance commerciale et par là de la balance courante.

En conclusion lorsqu'on utilise la politique de change d'ancrage nominal pour combattre l'inflation on aboutit à une détérioration de la balance courante.

Ceci survient même si l'on ne pratique pas un ancrage nominal fixe. Un régime de change flottant administré ("managed floating exchange rate") conduit également au même

au Mexique, ont remis en cause la crédibilité des régimes de changes fixes ou d'ancrage rigide par rapport à une seule monnaie de référence.

résultat (sauf si la Banque centrale suit une politique d'ancrage par glissement sur un objectif de taux de change réel ("crawling peg policy of targeting the real exchange rate").

Dans le cas d'une politique de change flottant administré, une appréciation réelle ou nominale apparaîtra par le biais d'une entrée importante de capitaux extérieurs.

L'afflux de capitaux conduit à une appréciation du taux de change réel et à une expansion des secteurs de biens non-échangeables au détriment de ceux des biens échangeables.

En outre l'afflux massif de capitaux extérieurs, s'il n'est pas maîtrisé et canalisé vers des investissements productifs, exerce des effets de fragilisation des systèmes financiers peu développés à la fois à travers le système bancaire qui se trouve en position de devoir intermédiaire des flux croissants de financement externe et à travers les Banques Centrales qui doivent réguler avec des outils inadaptés une expansion rapide des activités bancaires. Il en résulte un accroissement des risques financiers d'autant plus important que les flux de capitaux extérieurs sont importants, volatils, peu soutenables et orientés vers des activités plus spéculatives que productives.⁹

N'oublions pas à ce propos, que l'une des causes à l'afflux massif de capitaux volatils dans les pays d'Asie dans la période qui a précédé la crise, afflux considéré comme un des facteurs de la crise asiatique, a tenu à une politique de taux de change nominal ancré sur le dollar US avec des variations limitées (Thaïlande, Malaisie, Corée et Philippines). Ceci a manifestement contribué à réduire la perception des risques par les investisseurs et encouragé les entrées de capitaux.

On sait aussi désormais depuis la crise asiatique de 1997 quel est le prix à payer, fixé par le FMI, pour prévenir le renouvellement de ces dérapages financiers.

1. Une politique budgétaire drastique de réduction des déficits et des dépenses publiques accompagnée également d'une politique monétaire fortement restrictive. La politique budgétaire ayant justement pour but d'accompagner et de permettre la contraction monétaire de façon à soutenir le taux de change et à fournir les fonds nécessaires à injecter dans le système financier endommagé.
2. Une sévère restructuration du secteur bancaire visant à liquider purement et simplement les banques défaillantes et à recapitaliser celles qui restent de façon à restaurer la confiance dans le système bancaire.
3. Renforcement des règles prudentielles du système bancaire.
4. Réduction forte du crédit domestique en élevant les taux d'intérêt et en rendant les conditions d'accès au crédit plus difficiles de façon à soutenir le taux de change.
5. Obligation du pays à un paiement intégral de ses dettes extérieures.
6. Renforcement des mesures d'ajustement structurel visant à une plus grande libéralisation du commerce extérieur, à une plus grande ouverture aux investissements étrangers et à la réduction du pouvoir des monopoles publics et privés.

Ces entrées de capitaux peuvent être aussi le résultat d'un excès d'optimisme sur le succès des politiques de réforme entreprises par le pays ou tout simplement l'attrait de taux d'intérêt réels élevés. En tout état de cause, si ces capitaux ont un caractère essentiellement spéculatif ils empêcheront la monnaie nationale de se déprécier suffisamment pour maintenir

⁹ Instabilité politique et incertitude institutionnelle (sur les plans juridique et administratif notamment) produisent les mêmes effets qu'une fragilité du système financier.

stable le taux de change réel en présence d'un différentiel d'inflation persistant entre le pays et l'extérieur. En l'absence de contrôle des mouvements de capitaux, les interventions de la Banque centrale sur le marché des change pour empêcher l'appréciation nominale de la monnaie domestique ne parviendront pas à empêcher une appréciation réelle. En outre si la politique monétaire ne parvient pas à stériliser l'afflux de capitaux, il en résultera une croissance de la masse monétaire qui accentuera l'inflation qui à son tour entraînera une appréciation réelle de la monnaie. Si en revanche la politique monétaire de la banque centrale, parvient à stériliser cet afflux de capitaux, il faudra pour cela maintenir des taux d'intérêt domestiques élevés qui auront pour effet d'attirer encore plus de capitaux extérieurs et de maintenir la pression à la hausse du taux de change nominal. D'où la tendance à maintenir le contrôle du compte de capital en dépit des instructions du FMI pour sa libéralisation complète.

En tout état de cause et en relation avec l'entrée massive de capitaux, on peut assister à une détérioration du compte courant en raison de la forte appréciation du taux de change réel.

2.2.3 Le point de vue des "fondamentalistes".

Selon ce point de vue, l'appréciation du taux de change réel n'est pas le signe d'un "mésalignement" du taux de change et d'une perte de compétitivité mais d'une appréciation du taux de change réel d'équilibre (taux de change réel fondamental ou "fundamental real exchange rate"). La détérioration de la balance courante n'est donc pas un effet de l'appréciation du taux de change réel mais une réponse optimale à des changements structurels et fondamentaux de l'économie. En particulier à des changements dans les taux d'épargne et d'investissement.

Une appréciation du taux de change réel fondamental peut apparaître soit lorsqu'elle corrige une dépréciation antérieure, soit lorsqu'il se produit des changements des fondamentaux de l'économie (productivité, technologie par exemple). Par exemple l'effet Balassa-Samuelson montre qu'un accroissement plus rapide de productivité dans le secteur des biens échangeables par rapport au secteur des biens non échangeables conduit à un accroissement relatif des prix biens non-échangeables par rapport aux prix des biens échangeables et donc à une appréciation du taux de change réel ("CPI-based real exchange rate") qui n'a rien à voir avec une perte de compétitivité de l'économie. Le même phénomène peut apparaître si les capitaux étrangers s'investissent dans les biens non échangeables (terre, immobilier, services...) et élèvent leurs prix relatifs par rapport aux biens échangeables.

D'autres facteurs spécifiques peuvent induire des différences dans les rythmes de hausse des prix:

- les pondérations utilisées pour construire les composantes nationales des indices de prix;
- un manque de synchronisation des politiques nationales;
- les modifications dans le système de fiscalité indirecte;
- les effets de mode propre à un pays;
- les conditions météorologiques;
- l'intensité de la convergence, des différences de niveau de prix importantes au départ entraînerait un mouvement de rattrapage qui se traduirait par des variations de prix de plus forte amplitude;
- la position des économies nationales dans le cycle économique;
- etc.

En particulier si l'on fait l'hypothèse d'un rattrapage des PSEM par rapport à ceux de la zone Euro, on devrait assister à un accroissement plus important de productivité parmi les

premiers surtout dans le secteur des biens échangeables. De ce fait, il en résultera conformément à l'effet Balassa-Samuelson une augmentation plus rapide du prix des biens non échangeables. De ce fait, le niveau général des prix progressera en termes relatifs plus fortement dans ces pays et son expression statistique sera d'autant plus élevé que le poids des non-échangeables dans l'indice de prix sera plus élevé. Cet effet de rattrapage sur l'accroissement des différentiels d'inflation a bien eu lieu dans les pays appartenant à la zone Euro eux-mêmes. La productivité et les niveaux de vie ayant augmenté plus fortement dans les pays en retard (processus de convergence réelle), ces derniers ont connu durant toute la phase de rattrapage une inflation plus forte des prix des biens non échangeables et par là (compte tenu de la stabilité dans les prix des biens échangeables) une augmentation de l'indice général des prix (moyenne pondérée des prix des biens échangeables et non échangeables) de ces pays. On a montré pour les pays de la zone Euro que la convergence des niveaux de prix était un facteur explicatif important des différentiels d'inflation. Il en est de même bien que dans une moindre mesure des divergences conjoncturelles.

D'autres facteurs jouent au contraire dans le sens de la réduction des écarts d'inflation:

- anticipation de la convergence des niveaux de prix par les agents;
- transparence transfrontière des prix;
- convergence des niveaux de vie;
- convergence de la productivité (effet Balassa-Samuelson)

Par exemple lorsqu'on observe les écarts d'inflation à l'intérieur de la zone Euro mesurés à travers les indices de prix à la consommation harmonisée (IPCH) et que l'on décompose cet indice par catégorie de produits on s'aperçoit que les dispersions les plus fortes entre les pays concernent deux catégories, les produits alimentaires et l'énergie (qui représentent un poids d'un peu plus de 30%) qui sont les composantes les plus instables de l'IPCH qui subissent l'influence de facteurs météorologiques pour l'agriculture ou d'autres facteurs divers pour le pétrole qui ne traduisent pas directement des différentiels de productivité. DE ce point de vue, plus un pays a un appareil productif diversifié et moins il est vulnérable aux chocs sectoriels.

2.3 Quelques questions méthodologiques.

2.3.1 Il est souvent difficile de **mesurer les taux de change réels** dans les PSEM en raison de l'absence de statistiques adéquates sur les prix des biens échangeables et non échangeables ainsi que sur la productivité du travail et les coûts salariaux. Une appréciation du taux de change courant pourrait consister à calculer le Ratio $(EP)^*/P$ où P est l'indice domestique des prix à la consommation et $(EP)^*$ est l'indice des prix de gros étrangers mesuré en monnaie locale au taux de change nominal courant. On présuppose par ce calcul que l'indice domestique des prix à la consommation comporte un poids important en biens non-échangeable alors que l'indice des prix de gros étrangers comporte un poids important en biens échangeables. $(EP)^*$ est calculé en utilisant la moyenne géométrique des indices de prix des principaux pays partenaires. Une forte appréciation du taux de change réel devrait être associé à une diminution des exportations. Le ralentissement des exportations signifie également une moindre qualité des investissements et une difficulté des entreprises à faire face à leur obligation d'échanges extérieurs.

2.3.2 Toute étude **du taux de change, de la compétitivité et de la balance des paiements** doit commencer par une analyse de la balance du compte courant et de sa soutenabilité. La balance du compte courant permet de mesurer les performances d'une économie ouverte d'une

part parce qu'elle est étroitement liée aux autres composantes de l'investissement et de l'épargne domestique (équilibre budgétaire et épargne privée) et d'autre part en raison de ses fortes implications sur le taux de change et la compétitivité.

Le déséquilibre de la balance courante sera moins soutenable si le déficit est dû à un déséquilibre de la balance commerciale plutôt qu'à un déséquilibre de la balance des transferts. Le premier signifie un déficit de compétitivité structurelle alors que le deuxième peut être dû à des facteurs d'endettement passé. D'où l'importance du Ratio Exportation sur PIB comme indicateur de soutenabilité et d'ouverture en raison du fait qu'il exprime la capacité du pays à engendrer des devises.

La structure des flux de capitaux nécessaires pour financer le déficit du compte courant est également un indicateur de soutenabilité. Les capitaux à court terme sont plus dangereux que les capitaux à long terme et les IDE sont préférables à l'endettement. Les crédits publics sont moins volatils que les crédits privés qui sont eux-mêmes moins volatils que les investissements de portefeuille. Il convient également de prendre en compte la composition dans les différentes devises des flux de capitaux extérieurs.

Une politique d'ancrage plus ou moins fixe à une monnaie internationale nécessite de disposer de réserves de change suffisantes pour pouvoir soutenir de manière crédible la parité de la monnaie. Encore faut-il que ces réserves de change ne soient pas entièrement absorbées par le service de la dette.

2.3.3 La fragilisation du système financier est un des signes les plus tangibles de l'annonce d'une crise qui résulterait d'un afflux important de capitaux extérieurs. Le crédit au secteur privé devrait croître très rapidement et fortement avec un financement qui serait le fait des banques offshore. En grande majorité, ces crédits servent à des investissements spéculatifs dans l'immobilier et non pas à accroître les capacités productives du secteur exportateur. La facilité qu'ont les banques commerciales à intermédiaire les flux de capitaux extérieurs est accrue par les politiques de libéralisation financière qui ont été mises en œuvre. On assiste alors à un accroissement de la dette bancaire extérieure, surtout la dette à court terme. Le système bancaire se fragilise premièrement en raison du fait qu'il emprunte en monnaie étrangère et prête en monnaie locale, ce qui l'expose dangereusement à un risque de change de dépréciation de la monnaie nationale; deuxièmement en raison du fait qu'il emprunte à court terme et prête à plus long terme ce qui le rend vulnérable à un risque de panique bancaire. Ce double phénomène d'exposition risquée et de vulnérabilité à une panique financière peut être appréhendé par le Ratio dette à court terme sur réserves de change.

La solidité du système financier est aussi un indicateur de capacité à soutenir un déficit du compte courant. L'entrée de capitaux et d'IDE signifie en fait une participation étrangère au système bancaire et financier. Ces capitaux doivent nécessairement être déposés dans des banques nationales ce qui présuppose un minimum de confiance dans ces banques. Un système bancaire fragile décourage l'épargne, réduit l'investissement et la croissance et dissuade l'entrée de capitaux extérieurs.

Les études de cas qui suivent n'ont pas pour l'instant pu prendre en compte de manière similaire pour tous les quatre pays étudiés, la totalité des problèmes théoriques soulevés ni même les questions méthodologiques de mesure et d'évaluation.

3. Les préalables méthodologiques à l'étude appliquée.

3.1- Les mouvements de marchandises et ceux de capitaux sont à la fois le résultat et les déterminants de la compétitivité globale d'une économie et de la stabilité de son insertion dans les relations économiques internationales. Mais pour les pays étudiés, les « marchés » ont joué et jouent encore un rôle de second rang dans la détermination concrète des taux de change (nominaux ou réels) par rapport aux choix de politique économique (fixation du taux de change nominal, politique du taux d'intérêt, politique de contrôle des prix). D'ailleurs, ces mesures de politique économique appartiennent à la panoplie des instruments que le FMI recommande de mettre en œuvre pour sortir des situations de crise (cf. les Programmes d'Ajustements mis en œuvre dans la région) mais celui-ci préconise plutôt en matière de taux de change des régimes de change soit fixe, soit ajustable, comme le pratique depuis plus d'une décennie la Tunisie, tout en condamnant nettement le système trop rigoureux des currency boards.

Il est donc nécessaire, pour analyser les évolutions passées des relations d'échange et des mouvements de capitaux des PSEM étudiés et pour dégager des lignes directrices utiles en matière de politique d'ouverture économique sur l'extérieur, de réfléchir au choix d'un régime de change optimal, dans le contexte d'une approche en terme de zone-cible, c'est à dire de la définition d'une politique de détermination et de contrôle du taux de change réel, à condition de recourir à une définition de ce dernier qui soit **pertinente analytiquement** et, bien entendu, **opératoire**.

3.2- Le choix d'un modèle d'analyse :

3.2.1. Pour les théoriciens néoclassiques de l'échange international, toute étude du taux de change, de la compétitivité et de la balance des paiements doit commencer par une analyse de l'équilibre du compte courant. L'équilibre du compte courant permet de mesurer les performances d'une économie ouverte, d'une part, parce qu'il est étroitement lié aux autres composantes de l'investissement et de l'épargne domestique (équilibre budgétaire et épargne privée) et d'autre part en raison de ses fortes implications sur le taux de change et la compétitivité. Mais le cas idyllique de référence (pour ces auteurs) selon lequel, dans l'équilibre de la Balance des Paiements ($X-M + F=0$), l'ouverture complète de l'économie au marché international des biens et services et aux marchés financiers internationaux se traduit nécessairement par l'annulation ($X-M=0$) du solde commercial et par celle ($F=0$) des mouvements de capitaux, est une pure vue de l'esprit et n'est d'aucune utilité pour analyser la réalité des échanges de biens et services et de capitaux observés entre les PSEM étudiés et l'Europe des Quinze. Il est clair en effet que la théorie de la PPA ne s'applique pas à leurs relations commerciales avec le reste du monde (et notamment avec l'Europe des Quinze), malgré leur ouverture croissante et la « libéralisation » plus ou moins avancée de leur compte-courant. En d'autres termes, les variations de leur taux de change nominal (E) n'observent pas la « règle de Fisher » ($\dot{E} = P - P^*$). Elles ne vérifient pas, non plus, la théorie de la PTI, c'est à dire que les variations du taux de change ne s'ajustent pas sur le différentiel ($r - r^*$) des taux d'intérêt, contrairement à la « norme » conforme aux conclusions des théories de la libéralisation financière (externe) du compte de capital.

Les déséquilibres de la balance courante observés pour les quatre pays étudiés traduisent un déficit de compétitivité structurelle. D'où la nécessité d'étudier les situations réelles rencontrées dans ces pays, dans le passé et dans le présent, pour lesquelles ni le compte courant, ni le compte capital ne sont équilibrés, le premier étant durablement déficitaire, le second étant dès lors nécessairement excédentaire du fait du recours à l'endettement extérieur (le cas d'Israël est exemplaire de cette configuration).

3.2.2. Le cadre théorique de référence compatible avec ces situations concrètes et conforme à l'approche en termes de zone cible privilégiée plus haut ne peut donc être que celui d'un modèle d'inspiration keynésienne de type IS / LM / BP à prix relativement flexibles et à taux de change « flexible sous contrôle », c'est à dire ajustable, dans un contexte de mobilité assez forte des mouvements internationaux de capitaux puisque on suppose que les pays étudiés se sont ouverts progressivement aux marchés financiers internationaux. Cette approche nous semble tout à fait adaptée aux objectifs finals de cette étude puisque elle laisse une forte marge de manœuvre à la politique économique possibilité d'une « policymix » coordonnée à une politique de change pour un guidage approprié de l'économie vers « l'équilibre à la Mundell-Fleming » de référence. Mais cette situation d'équilibre de référence ne peut se concevoir que comme cible stable dans le temps, c'est à dire à évolution relativement prévisible et contrôlable dans le moyen et le long terme. S'agissant plus particulièrement de la composante « taux de change » de cette cible, i.e. le pivot de la zone cible de référence, il ne peut s'agir que d' **un taux de change réel d'équilibre**; mais à quelle définition théorique doit-on le rattacher ?

3.3- Le choix d'un concept pertinent de taux de change réel et sa mesure :

3.3.1. Du FEER de J.Williamson à l' ERER de S.Edwards et de I. Elbadawi.

Le « taux de change d'équilibre fondamental » proposé par J.Williamson (1985) est le taux de change réel théorique qui permettrait d'atteindre simultanément les équilibres interne et externe à moyen et long terme de l'économie. Par équilibre **interne**, il faut entendre une situation stable de croissance de l'économie non accélératrice d'inflation au sens du NAIRU, c'est à dire avec un taux de chômage établi à son « niveau naturel ». En particulier, ce type d'équilibre suppose une situation équilibrée des finances publiques ($G=T$) de sorte que l'épargne nationale ne soit pas détournée du marché financier au profit de l'Etat. L'équilibre **externe** se définit par référence à un niveau jugé soutenable du compte courant (solde de la balance courante) mais pas nécessairement équilibré de telle sorte que l'équilibre du financement de l'économie soit jugé acceptable ($I= S+ M-X$) malgré la nécessité d'apports extérieurs de capitaux dans la plupart des cas.

L'utilisation en pratique du FEER se heurte donc à la nécessité de faire des prévisions à moyen et long termes sur l'évolution des équilibres interne et externe ou de se fixer des objectifs réalistes sur ces évolutions, ce qui est très problématique comme le reconnaît J.Williamson lui-même (1994). Si bien que d'autres concepts de nature voisine mais plus opératoires ont été proposés dans la littérature. Nous adopterons dans cette étude l'ERER ou « Equilibrium Real Exchange Rate » proposé par S.Edwards (1989) et utilisé par I.Elbadawi (1994).

L'ERER est défini comme « le prix relatif des biens non échangeables par rapport à celui des échangeables, qui, pour des valeurs données et soutenables d'un certain nombre de variables comme les impôts, les termes de l'échange, la politique commerciale, les flux de capitaux (aide comprise) et la technologie, se traduit par la réalisation simultanée des équilibres interne et externe » (S.Edwards 1989). Par **équilibre interne** ici, il faut entendre l'équilibre réalisé dans le présent et attendu dans le futur sur le marché intérieur des biens non échangeables ; **l'équilibre externe** prévaut lorsque le solde présent et futur du compte courant est compatible avec les mouvements de capitaux soutenables à long terme. Il s'agit donc bien d'un taux de change **réel d'équilibre** à long terme vers lequel devrait s'ajuster le taux de

change **réel courant**, à l'issue d'un processus de guidage réussi de la politique économique dans sa triple dimension budgétaire, monétaire et de change.

I.A.Elbadawi (1994) a illustré la pertinence opératoire de ce concept dans une estimation à long terme du taux de change réel d'équilibre appliquée à trois pays, le Chili, le Ghana et l'Inde, étude appliquée (économétrique) qui nous a servi de modèle dans les analyses empiriques effectuées pour les quatre PSEM étudiés (cf. la quatrième partie et les annexes 1,2,3,4 et 5 de ce rapport). Cependant à titre exploratoire et d'approfondissement de la recherche, on a aussi accordé de l'intérêt au concept proposé par J.Stein (1990 ;1995 ;1996) à savoir le NATREX, ou « taux de change naturel » qui représente une autre manière de définir un taux de change réel d'équilibre de longue période : c'est le taux de change réel qui prévaudrait si on arrivait à éliminer les déterminants spéculatifs et les irrégularités cycliques qui jouent sur la valeur du taux de change réel courant (cf. l'annexe 1 pour quelques développements à son sujet).

La discussion précédente fait ressortir la nécessité, avant toute étude d'économie appliquée, de revenir sur les variables opératoires pertinentes à prendre en compte dans ce genre de recherche à savoir, ici, celles d'une part nécessaires au calcul du (des) taux de change réel(s) courant et d'équilibre, et celles d'autre part supposées déterminantes pour expliquer ses évolutions passées et à venir , notamment dans l'idée de soutenabilité à long terme de la politique de change centrale dans les propositions théoriques de S.Edwards et de I.Elbadawi.

3.3.2. La question de la mesure des taux de change réels (courant et d'équilibre) et le choix des variables explicatives pertinentes.

Les SFI donnent depuis 1979 pour la plupart des pays (et notamment pour les quatre PSEM étudiés) une estimation de l'évolution des taux de change réels (base 1995=100). Mais la méthode d'estimation de ces données (émanant du FMI), qui est par définition la moins mauvaise applicable à l'ensemble des pays membres de cette institution (plus de 180), n'est pas la plus appropriée aux objectifs de notre recherche. Il est difficile en effet de mesurer les taux de change réels courants (certains disent effectifs, notés TCRC dans ce qui suit), dans les PSEM en raison de l'absence de statistiques adéquates sur les prix des biens échangeables et non échangeables ainsi que sur la productivité du travail et les coûts salariaux.

Une mesure approchée de ce taux pourrait consister à calculer le ratio $(EP)^*/P$ où P est l'indice domestique des prix à la consommation et $(EP)^*$ l'indice des prix de gros étrangers mesuré en monnaie locale au taux de change nominal courant E. Dans cette expression, E est défini « à l'incertain » c'est à dire représente la quantité de monnaie locale échangée nominalement contre une unité de la monnaie étrangère de référence. On présuppose par ce calcul que l'indice domestique des prix à la consommation comporte un poids important en biens non-échangeable alors que l'indice des prix de gros étrangers comporte un poids important en biens échangeables. Souvent $(EP)^*$ est calculé dans la pratique en utilisant la moyenne géométrique des indices de prix des principaux pays partenaires. Ainsi, une forte appréciation (i.e. augmentation de la valeur) de ce taux de change réel devrait être associée à une augmentation des exportations et vice-versa. Toutefois, cette définition dissocie la question de la fixation (de la formation) du taux de change nominal E du problème du choix des indices de prix pertinents dans les économies à structure duale comme c'est le cas pour la plupart des PSEM.

La formule retenue par I.Elbadawi est bien adaptée au cas de nombreux pays en développement et nous a paru bien convenir au cas des quatre PSEM étudiés. Cet auteur distingue en effet l'indice de prix des biens non échangeables de celui des prix des biens échangeables qui est opportunément considéré comme l'indice des prix internationaux à prendre en compte pour le calcul du TCRC et donc de la détermination de l'ERER ; mais attention à l'expression algébrique qu'il propose (Elbadawi 1994) ; elle est du type suivant : $TCRC = P_{nt} / E.P_t$ c'est à dire qu'il s'agit d'un taux de change réel **défini « au certain »** (i.e. qui exprime le rapport du pouvoir d'achat à l'extérieur d'une certaine quantité nominale de monnaie au pouvoir d'achat de cette même quantité de monnaie sur le marché intérieur du pays considéré) ; en d'autres termes et avec cette définition, si ce TCRC s'apprécie, c'est que la capacité d'importation du pays étudié s'accroît et que ses exportations vont diminuer, toutes choses égales par ailleurs, par perte de compétitivité-prix.

L'Auteur s'intéresse aux évolutions à long terme de cet indicateur de compétitivité dont il est conscient qu'il dépend fortement des politiques économiques présentes et passées. Il se place de ce fait dans une perspective de politique de change soutenable en longue période dans un contexte de recherche et de maintien d'un équilibre macroéconomique de longue période au sens où nous l'avons caractérisé plus haut. Plusieurs variables doivent donc être prises en compte au plan macroéconomique pour comprendre (et éventuellement agir sur) le fonctionnement d'ensemble de l'économie. Ainsi est manifeste l'importance de la prise en compte d'un ratio d'ouverture en raison du fait qu'il exprime la capacité du pays à perdre ou à engendrer des devises en relation avec la compétitivité-prix plus ou moins forte de l'économie. La structure des flux de capitaux nécessaires pour financer le déficit du compte courant est également un indicateur de soutenabilité. Les mouvements de capitaux à court terme sont plus dangereux que ceux des capitaux à long terme et les IDE sont préférables à l'endettement. Les crédits publics sont moins volatils que les crédits privés qui sont eux-mêmes moins volatils que les investissements de portefeuille. Il convient également de prendre en compte la part des différentes devises dans lesquelles sont libellés les flux de capitaux extérieurs. Une politique d'ancrage plus ou moins fixe à une monnaie internationale nécessite de disposer de réserves de change suffisantes pour pouvoir soutenir de manière crédible la parité de la monnaie. Encore faut-il que ces réserves de change ne soient pas entièrement absorbées par le service de la dette....

La fragilisation du système financier est un des signes les plus tangibles de l'annonce d'une crise qui résulterait d'un afflux important de capitaux extérieurs. Le crédit au secteur privé devrait croître très rapidement et fortement avec un financement qui serait le fait des banques offshore. En grande majorité, ces crédits servent à des investissements spéculatifs dans l'immobilier et non pas à accroître les capacités productives du secteur exportateur. La facilité qu'ont les banques commerciales à intervenir dans le processus d'intermédiation des flux de capitaux extérieurs est accrue par les politiques de libéralisation financière qui ont été mises en œuvre. On assiste alors à un accroissement de la dette bancaire extérieure, surtout la dette à court terme. Le système bancaire se fragilise alors premièrement en raison du fait qu'il emprunte en monnaie étrangère et prête en monnaie locale , ce qui l'expose dangereusement à un risque de change de dépréciation de la monnaie nationale; deuxièmement en raison du fait qu'il emprunte à court terme et prête à plus long terme ce qui le rend vulnérable à un risque de panique bancaire. Ce double phénomène d'exposition risquée et de vulnérabilité à une panique financière peut être appréhendé par le ratio dette à court terme sur réserves de change. La solidité du système financier est donc elle aussi un indicateur de capacité à soutenir un déficit du compte courant. L'entrée de capitaux et d'IDE signifie en fait une participation étrangère au système bancaire et financier. Ces capitaux doivent nécessairement être déposés dans des

banques nationales ce qui présuppose un minimum de confiance dans ces banques. Un système bancaire fragile décourage l'épargne, réduit l'investissement et la croissance et dissuade l'entrée de capitaux extérieurs.

Enfin, le poids de l'Etat dans la dépense globale et de ses prélèvements tarifaires sur les échanges commerciaux en fait un acteur déterminant de la position du TCRC par rapport à sa valeur d'équilibre de moyen et long terme.

3.3.3. Ces considérations d'ordre théorique ne sont pas conduites en ordre dispersé. Elles permettent d'identifier le faisceau des variables pertinentes pour comprendre comment s'établissent de manière durable les relations économiques internationales réelles et financières entre les PSEM et l'Europe, mais aussi comment des phénomènes d'instabilité peuvent apparaître et perturber le développement et la régularité de ces échanges.

Dans l'analyse appliquée de I. Elbadawi, le TCRC est précisément défini comme une fonction implicite des variables macroéconomiques suivantes : A/Y , à savoir le rapport au PIB de l'absorption A ; TOT un indice des variations des termes de l'échange ; t_x et t_m les taux net d'imposition des exportations et des importations, G_{nt} / G la part des dépenses publiques en biens non échangeables dans les dépenses publiques totales et G/Y le pourcentage par rapport au PIB de la dépense publique globale. Il s'agit donc bien d'une approche combinée des « courbes IS et BP » à laquelle viendra s'ajouter au cours de l'étude d'économie appliquée qu'il effectue ensuite le déterminant principal « de la courbe LM » que constitue l'offre de monnaie à travers un indicateur d'excès d'offre de monnaie mesuré en pourcentage du PIB.

Ces choix posés, l'Auteur procède à une analyse en termes de cointégration pour estimer les ERER (ou taux de change réels d'équilibre) pour le Chili, le Ghana et l'Inde pour la période 1965-90 pour les deux premiers et 1965-88 dans le cas de l'Inde. Ses résultats sont intéressants et à mettre au crédit de cette approche : il trouve, d'une part, que les ERER ne sont pas constants au cours du temps et, d'autre part, que sa méthode permet de connaître la trajectoire temporelle des TCRC et d'apprécier s'ils convergent ou non vers l' ERER, c'est à dire de mesurer le « mésalignement » du taux de change réel courant (rappelons que certains qualifient d'effectif) par rapport au taux de change réel d'équilibre. L'objectif d'une bonne politique de change devant être justement de chercher à éliminer ou en tout cas à réduire au minimum ces mésalignements.

4. Présentation et synthèse des études de cas portant sur la Tunisie, le Maroc, la Turquie et Israël :

Les études de cas qui suivent ont essayé de prendre en compte de manière similaire pour tous les quatre pays étudiés, la majeure partie des problèmes théoriques soulevés ci-dessus dans la présentation du travail de I. Elbadawi, lui-même conforme, nous l'avons vu à l'approche de S. Edwards, ainsi que les questions méthodologiques de mesure et d'évaluation précédemment discutées.

La première des études économétriques présentées en annexe est une application, dans les mêmes termes pour les quatre pays, de l' approche économétrique d' Elbadawi ; la deuxième est relative au seul cas du Maroc et relève d'un traitement statistique un peu différent de celui mis en œuvre dans l' étude précédente; la troisième étude est entièrement consacrée au cas tunisien et, si elle s'inspire également de l'approche de I. Elbadawi, elle

consiste en un approfondissement analytique conséquent de cette approche qui en fait une contribution tout à fait originale allant au delà des objectifs initiaux de cette recherche tout en apportant des réponses concrètes et concordantes avec les résultats obtenus dans les travaux cités précédemment ; enfin les quatrième et cinquième traitements économétriques concernent la Turquie et Israël respectivement.

Ce sont ces différents résultats qu'il s'agit maintenant de présenter succinctement en guise de synthèse.

4.1-Le cas tunisien :

La Tunisie pratique depuis 1978 une politique d'ancrage du taux de change du DT à un panier de sept monnaies européennes (FF, DM, Lire italienne, Florin hollandais, Peseta espagnole, Livre britannique et Franc Belge), représentant un poids de 94%, et deux monnaies non européennes: le Dollar US (4%) et le Yen japonais (2%).

Avec la dévaluation du Dinar en 1986 a débuté une politique de glissement graduel qui a conduit à une amélioration de la compétitivité des exportations et favorisé la substitution de la production locale aux produits importés, d'autant que les importations elles-mêmes ont été graduellement libéralisées. En évoluant essentiellement en fonction de l'équilibre extérieur, la conduite de la politique de change a notamment permis à la Tunisie de maîtriser son déficit courant qui est passé de 7.5% du PIB en 1986 à 3.2% en 1998. L'ancrage à l'Euro signifie dans les faits le passage d'une pondération implicite de 94% sur ces 7 monnaies à une pondération explicite et indistincte de 100% sur les onze monnaies de "l'Euroland" avec disparition du panier du Dollar US, du Yen et de la Livre Sterling. On voit donc que la différence apparente est faible puisqu'elle joue sur 10% environ.

Ce choix d'un régime de flottement administré a été essentiellement dicté par le double objectif assigné à la politique de change de promouvoir la compétitivité du commerce extérieur et de financer le déficit courant. Ce double objectif consiste à contrôler et garantir la stabilité du taux de change effectif réel du Dinar par rapport à un panier de monnaies dont les composantes et les pondérations ne sont pas rendues publiques. D'après la classification habituelle des différentes réglementations officielles du taux de change (IMF, 1998), il s'agit d'un régime de flottement administré avec interventions ad hoc de la Banque Centrale qui dispose ainsi de la possibilité d'une gestion active et discrétionnaire de la politique de change.¹⁰

La partie de l'étude menée dans l'Annexe 1 consacrée à la Tunisie a conduit à plusieurs résultats qui apportent des réponses intéressantes à nos investigations et que visualise le schéma ci-dessous :

-(i) Tout d'abord, il apparaît que le taux de change réel estimé par le FMI (TCRFMI) et le taux de change courant (TCRC) calculé par la méthode d'Elbadawi ont suivi des évolutions conformes, quoique avec de légères différences ;

¹⁰ Le régime de flottement dirigé est identique au régime d'ancrage sur un panier de monnaies représentatives de la concentration relative des échanges commerciaux mais aussi en fonction des structures d'endettement externe, à condition que la composition et les pondérations du panier ne soient pas tenues secrètes et font référence à une règle. Dans le cas contraire, aucune différence n'existe par rapport au flottement administré avec interventions discrétionnaires des autorités.

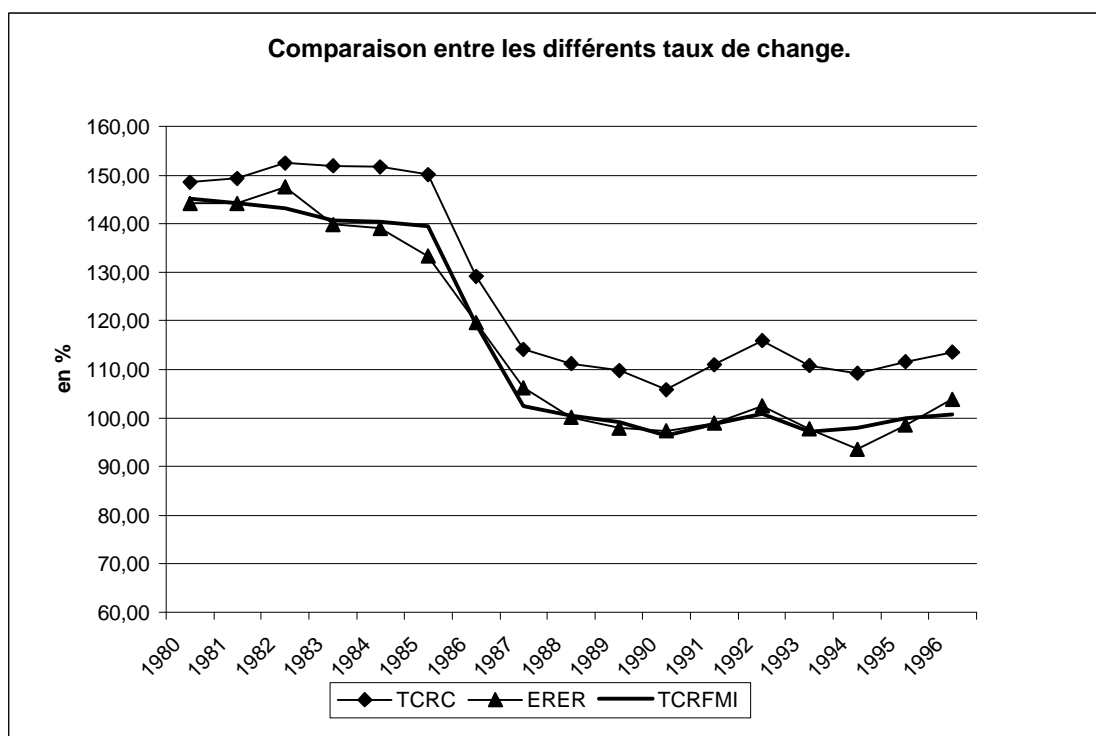
-(ii) Le TCRC calculé est toujours « au dessus » du TCRFMI, ce qui correspond à une « surévaluation » par rapport à celui-ci, c'est à dire à une estimation de la compétitivité-prix des exportations tunisiennes plus faible que celle estimée par le FMI ;

-(iii) Les trois taux de change réels décroissent fortement entre 1979 et 1987 (date d'entrée en vigueur du programme d'ajustement structurel (PAS) en Tunisie (et du « changement » de politique économique correspondant) pour se stabiliser ensuite.

Cette décroissance simultanée des trois taux traduit la volonté politique du gouvernement tunisien de rendre plus compétitive les exportations du pays.

-(iv) C'est autour de la valeur 100%, c'est à dire « le niveau de la parité » que le taux du FMI et le taux réel d'équilibre (l'ERER) d'Elbadawi se sont stabilisés et autour de 110% pour le TCRC.

Or, cet écart entre le TCRC et l'ERER qui reste du même ordre de grandeur depuis 1987, était déjà présent tout au long de la période antérieure (1979,1986). Il traduit le fait que la politique de change du gouvernement tunisien, aussi bien avant qu'après le PAS, est une politique systématique de **sur-évaluation nominale** du Dinar tunisien. Ce « mésalignement » apparaît donc comme systématique.



Ces résultats dans leur ensemble sont conformes aux conclusions d'une autre étude économétrique menée au CEMAFI¹¹ sur la base elle-aussi de la méthodologie de Elbadawi.

Il en est de même de ceux de l'étude de S.Mouley, présentée dans l'Annexe 1 (cf. notamment le § 5.8). Mais cette étude va plus loin. Le rattachement du Dinar à l'Euro y a été étudié sous l'hypothèse de maintien en Tunisie du même régime de flottement administré. La

¹¹ Z. El Kadhi, La détermination du taux de change réel d'équilibre : le cas de la Tunisie, mémoire de DEA Cemafi, septembre 2000, 107 p.

crédibilité de ce régime de change y est jugée à partir de la dynamique comparée du taux de change réel Dinar-Euro, i.e. du taux de change effectif réel par rapport aux 11 monnaies de la zone (les monnaies dites « in ») par référence à sa norme d'équilibre de long terme. La détermination du taux de change réel d'équilibre ou de référence du Dinar par rapport à l'Euro est analysée à partir du modèle linéaire de forme réduite appliqué à l'indice du taux de change réel effectif du Dinar vis-à-vis des 11 monnaies Européennes "in", et qui comprend deux composantes principales : un différentiel de productivité entre la Tunisie et les pays de la zone Euro-11 et une batterie de déterminants fondamentaux. Il s'agit de la PPA et la PTI à long terme formalisées par les variables de différentiel d'inflation et de différentiel de taux d'intérêt nominaux de long terme et du Ratio du solde de la balance des opérations courantes par rapport au PIB. Les séries sont annuelles et couvrent la période 1970-1998.

Dans le modèle, l'indice du taux de change nominal du Dinar par rapport à l'Euro est construit à partir de l'indice du taux de change effectif nominal calculé selon une moyenne géométrique des indices de taux de change nominaux bilatéraux vis-à-vis des 9 monnaies Européennes retenues exprimés pour l'année de base 1980, et pondérés selon les proportions relatives des différents pays dans les flux d'échanges et de services extérieurs de la Tunisie. Les indices de taux de change réels sont calculés à partir de ces indices nominaux et des indices des prix à la consommation, une fois les séries au préalable normalisées à la même année de base 1980. L'indice du taux de change réel Dinar-Euro est alors l'indice du taux de change effectif réel calculé selon une moyenne géométrique pondérée des indices de taux de change réels bilatéraux du Dinar en retenant les mêmes coefficients de pondération utilisés précédemment. Une augmentation correspond à une dépréciation réelle.

L'étude économétrique montre que, par rapport à la plupart des monnaies constituant l'Euro, la volatilité nominale du Dinar a été plus forte que la volatilité réelle et ceci en raison de la volonté de la Banque Centrale de Tunisie (BCT) de corriger la stabilité réelle afin de garantir la compétitivité-prix des produits exportés. Elle fait apparaître en effet que, entre 1986 et 1997 le Dinar s'est déprécié en terme nominal de 48% par rapport au FF, de 19% par rapport au US\$, de 53% par rapport au DM et de 46% par rapport au JPY. Alors que, en terme réel, le Dinar s'est déprécié de 28% par rapport au FF, 26% par rapport au DEM, de 32% par rapport à la Lire It. et seulement de 6% par rapport au Dollar. De même, la volatilité du Dinar par rapport à l'Euro a été plus faible en terme nominal qu'en terme réel durant la période passée et semble exactement converger vers le coefficient de variation nominal du FF.

Dans nos conclusions, nous retiendrons surtout que cette **volatilité nominale** du Dinar tunisien a été plus faible vis-à-vis de l'Euro que par rapport au Dollar et au Yen. En résumé, la caractéristique fondamentale de la gestion du change en Tunisie a donc sans doute été la recherche permanente de la stabilisation du taux de change réel du Dinar; c'est pourquoi celui-ci ne s'est pas trop écarté de sa valeur d'équilibre de long terme vis-à-vis de l'Euro. En plus, bien que des distorsions et des mésalignements de change par rapport à cette valeur d'équilibre soient vérifiés, ils sont essentiellement expliqués par des politiques délibérées et discrétionnaires de sur-dépréciation réelle motivées par un impératif de compétitivité. Paradoxalement, cette politique a aussi permis de limiter le risque de change du Dinar et de minimiser sa volatilité. A ce titre et **pour l'avenir, le régime de flottement administré avec ancrage implicite du Dinar à l'Euro est doublement crédible.** Mais le test d'ajustement qui a été effectué relativement à un flottement contrôlé du DT par rapport à l'Euro dans un régime de zone-cible et donc dans l'hypothèse d'un ancrage explicite (cf. le § 6.1 de l'Annexe 2 présentant un test d'ajustement du « drift ») montre tout de même que le régime d'ancrage fixe

du Dinar à l'Euro sur une zone-cible de change comporte des risques récurrents de crises de balance des paiements. Ce résultat montre donc que le contrôle d'une manière plus rigide de la norme de référence du Dinar par rapport à l'Euro devrait être sérieusement envisagé dans une période transitoire.

4.2- Le cas marocain

Les évolutions **en termes nominaux** du taux de change du Dirham marocain (DH) ont connu trois étapes dont l'interprétation analytique n'est pas claire si on ne se procède pas à une analyse de ses variations **en termes réels**.

4.2.1- Les variations nominales du DH depuis sa création :

Depuis sa création, le 17 Octobre 1957, le Dirham marocain a connu quatre étapes dans l'évolution de son cours nominal .

Il est d'abord resté accroché au FF par une parité fixe jusqu'en 1973.

A partir du 17 mai 1973, il a fait l'objet d'une politique de change flottant administré par rapport à un panier de devises dans lequel le FF entrait pour une part importante (38% en 1973) mais déclinante au profit du dollar US qui « pesait » 15% en 1973 puis 32% en 1980 alors que le poids du Franc français tombait à la valeur de 25%. Ces changements ne furent pas dus à des modifications substantielles de la part de la France dans les échanges extérieurs marocains. En effet entre 1973 et 1980, la part de la France dans le commerce extérieur (importations et exportations) du Maroc est passée de 47% à 41% environ, celle des USA de 9% à 6% et celle de l'Espagne de 7% à 12% (alors même que le poids de la Peseta espagnole est resté stable à 15%). Il n'y avait donc pas un lien clair entre la composition du panier de référence en devises et la structure par pays des échanges extérieurs du Maroc.

A partir de 1980, il a baissé progressivement en valeur nominale par rapport à ces principales devises de référence ; ainsi, entre 1980 et 1985, le DH s'est graduellement déprécié de 55% par rapport au \$US (passage de 0,23\$ pour 1 DH en 1980 à 0,10 \$ en 1985) et, en 1990, le DH était dévalué de plus de 11% par rapport au FF.

En janvier 1993 commence un processus de libéralisation du compte courant et du compte de capital qui aboutit en juin 1996 à la création d'un marché des change interbancaire qui met fin à l'obligation de cession des devises à la Banque Centrale. Le niveau maximum autorisé des positions de change fut fixé à 20% des fonds propres nets pour les positions globales nettes, longues ou courtes, et à 7% pour les positions sur chaque devise. Désormais, les banques négocient donc librement les cours des devises avec leur clientèle à l'intérieur des taux limites fixés par l'Institut d' Emission. Le marché des changes ainsi créé a connu depuis un développement appréciable. Ainsi, en 1997, les transactions au comptant en devises contre devises (FF, \$US et DM principalement) s'élevaient à 193 millions de DH par jour et les transactions à terme (2 mois en moyenne) en devises contre Dirhams étaient de 415 millions de DH par mois.

En résumé, au cours de la période 1980-1998, le DH s'est déprécié nominalement fortement par rapport au Yen (7,7% par an), par rapport au Franc Suisse (6,5%) et par rapport au D-M (5,5%), moyennement par rapport au FF (3% par an) et au \$US (4%) et

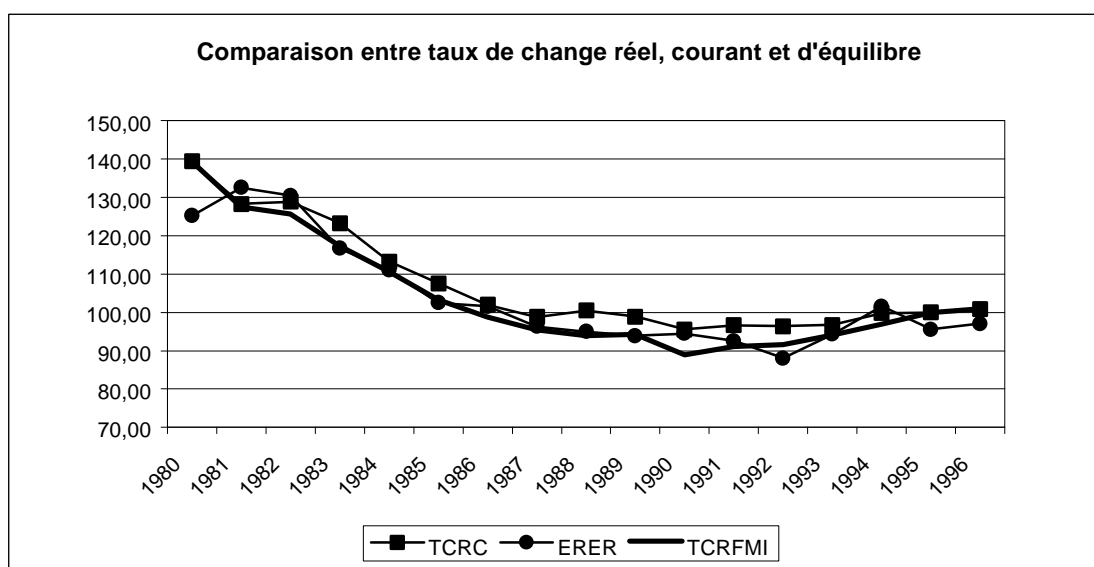
faiblement par rapport à la Lire italienne (1%) et à la Peseta espagnole (0,96%). La dépréciation du DH par rapport au panier de rattachement a été, sur la période considérée, de 2,7% en moyenne. Cette dépréciation a été très forte au cours de la première moitié des années 80, puis à nouveau en 1990. En revanche depuis cette date le DH s'est déprécié faiblement au rythme de 0,23% par an.

Mais ces constatations sont de peu d'utilité car elles ne disent rien sur les effets en terme de compétitivité qu'ont eus ces dérivés nominales du cours du DH. D'où la nécessité d'une étude de la trajectoire de cette monnaie en termes réels.

4.2.2. Les variations du Dirham en termes réels depuis trois décennies.

Les études économétriques auxquelles nous avons procédé et qui figurent en Annexe 5 et en Annexe 6, montrent que, en termes réels, compte tenu du fort taux interne d'inflation des années 70, on peut dire que le DH s'est apprécié d'environ 16% de 1970 à 1980 (i.e. le TCRC défini au certain a augmenté). Au cours des années 80 en revanche avec le fort ralentissement de l'inflation il y a eu dépréciation réelle du DH. C'est ce que montrent les deux études économétriques présentées en Annexes.

L'étude menée dans l'Annexe 5 a conduit à plusieurs résultats, illustrés de façon synthétique dans le graphique ci-dessous.



Les enseignements à en tirer sont les suivants :

-(i) Tout d'abord, il apparaît que le taux de change réel estimé par le FMI (TCRFMI) et le taux de change réel d'équilibre au sens de Elbadawi, l'ERER calculé, ont suivi une évolution chronologique très proche, en moyenne, pour la période 1980-1996 ; à sept reprises, le TCRFMI est supérieur à l' ERER ; à dix reprises il est inférieur. En même temps, on observe que ces divergences s'inversent fréquemment puisque les deux courbes se coupent à dix reprises sur l' horizon de dix-sept ans retenu.

Ceci nous conduit, d'une part, à conclure à la robustesse (et à la pertinence) de l'ERER par rapport à l'approche du taux de change réel marocain par le de change réel du FMI et, d'autre part, à suggérer des investigations supplémentaires à mener dans une autre recherche pour essayer de comprendre le pourquoi de ces points de changements de signe (points de retournements) de la différence entre les deux indices.

-(ii) Le taux de change réel courant (TCRC) calculé par la méthode retenue (méthode de Elbadawi) est toujours supérieur au TCRFMI, sauf pour les deux dernières années de la chronique (1995 et 1996) ; ceci signifie que la politique de « gestion » du taux de change au Maroc a eu un effet d'élévation de la compétitivité-prix des exportations du pays à un niveau inférieur à celui estimé par le FMI .

-(iii) le TCRC calculé est toujours supérieur au taux de change réel d'équilibre (l'ERER), sauf en début de période (1981 et 1982) et pour l'année 1994 ; c'est le signe que le Maroc, comme la Tunisie, n'a pas pratiqué (à ces trois exceptions près) une politique de sous-évaluation systématique du taux de change nominal du Dirham, pour augmenter la compétitivité-prix des produits marocains exportables ; le Dirham est resté légèrement surévalué en moyenne par rapport à sa parité d'équilibre.

-(iv) Comme dans le cas de la Tunisie, les trois taux de change réels décroissent fortement en moyenne entre 1980 et 1996 pour se stabiliser en dessous de la valeur de 100% depuis 1987, avec une légère remontée vers cette « cible » pour les deux taux de change réels courants. On peut donc conclure que le taux de change réel courant effectif marocain est resté, au cours de la dernière décennie et de façon durable, au-dessous du « niveau de sa parité », ce qui est le signe d'une politique de change cherchant à favoriser la compétitivité-prix des exportations que nos commentaires du paragraphe 4.2.1 ci-dessus laissaient prévoir.

Les tests économétriques menés dans l'étude présentée dans l'Annexe 2 conduisent à des résultats convergents, alors même que les sources statistiques utilisées dans cette étude sont différentes ; ce sont des sources émanant des documents statistiques officiels de la Banque centrale et de l'administration du Maroc.

En conclusion, il apparaît donc un résultat tout à fait intéressant, à savoir que, même si on a pratiqué au Maroc comme en Tunisie, depuis le milieu des années 80, une politique systématique d'ancrage (et en même temps de flottement contrôlé) de la monnaie nationale par rapport à un panier de devises de composition maintenue constante (avec pondérations stables) dans le temps, les exportations marocaines ont néanmoins bénéficié d'un glissement graduel du taux de change réel courant et d'équilibre à la baisse vers un niveau-plancher inférieur au seuil de parité de 100% (ce qui n'a pas été le cas en Tunisie) ; cela est confirmé globalement, sinon année par année, par les observations qu'on a pu faire relativement aux taux de change bilatéraux vis à vis des principaux partenaires commerciaux du pays. Ainsi, on a constaté que si, par rapport au FF et à la Lire italienne, compte tenu des différentiels d'inflation, le DH s'est apprécié, il s'est déprécié par rapport au \$US et au DM et encore plus par rapport au Yen.

Depuis l'apparition de l'Euro et maintenant que fonctionne semble-t-il correctement un marché fluide et relativement libre des devises mis en place en 1996, comment à partir des évolutions observées dans ce passé récent et en supposant effectif l'abandon annoncé par les pouvoirs publics d'un pilotage étroit du taux de change, quels scénarii peut-on envisager

pour le Dirham marocain au fur et à mesure que prendra effet l'accord d'association signé avec l'Europe des quinze ?

4.2.3. Quels scénarii de politique de change pour le Maroc ?

Une régression multiple de la variation de la valeur en \$ du DH en fonction des variations des valeurs en \$ des autres devises a montré que le cours du DH est déterminé principalement, et dans l'ordre, par le FF, la Lire italienne et la Peseta et, en sens opposé, principalement et dans l'ordre, par le Franc Belge et le DM.

Une deuxième régression du cours en dollar du DH par rapport au cours des différentes devises converties en \$ (selon le taux de change de la Banque Centrale du Maroc) montre que le FF est la devise la plus déterminante pour la valeur en \$ du DH, tandis que le DM devient la deuxième variable déterminante.

Une troisième régression du cours en FF du DH en fonction du PIB et du déficit du compte courant du Maroc fait apparaître une relation très significative entre ces trois variables mais indique paradoxalement que, lorsque le déficit du compte courant marocain augmente, le cours du Franc côté à l'incertain (i.e. le nombre de DH qui s'échange contre i FF) diminue.

Il semble donc difficile de proposer une politique précise de taux de change dans la perspective du développement des relations d'échange Euro-marocaines pour la décennie qui commence d'autant plus que dans la décennie qui s'achève, à propos des hésitations ou de l'absence d'un véritable choix de politique, on a pu dire que : "Depuis 1980, le taux de change du DH n'est ni tout à fait un objectif à atteindre en utilisant des instruments de la Banque Centrale (interventions sur un marché de devises inexistant avant 1996), ni tout à fait un instrument utilisé en vue d'atteindre des objectifs de croissance ou d'équilibre macroéconomique" (L. OULHAJ, 2000, annexe 2).

Il nous a de ce fait semblé illusoire de tester de façon sophistiquée comme cela a été fait dans le cas tunisien, un modèle de zone cible pour le taux du DH vis à vis de l'Euro, avec estimation du flottement ; nous nous contenterons seulement d'évoquer brièvement trois scénarios.

A. Le statu quo.

Il suffirait, dans ce cas, de maintenir le système existant en remplaçant les devises européennes par l'Euro dans le panier de cotation du DH. Cette substitution reviendrait à donner à l'Euro un poids de 58% contre 32% pour le \$US.. De ce fait ce seraient les variations de l'Euro par rapport au \$ qui détermineraient le cours du DH. Mais contrairement à la situation précédente, le Maroc perdrait en souplesse d'adaptation de son taux de change par rapport aux monnaies des différents pays concernés de la zone Euro en fonction des soldes de ses échanges extérieurs avec ses pays et des différentiels d'inflation, de productivité et de croissance.

B. L'ancrage au Dollar US.

Les USA ne représentent pas un partenaire économique de poids pour le Maroc, ni au niveau de ses relations commerciales (3,5% des exportations et 7% des importations), ni au

niveau de la balance des services et des transferts (tourisme), ni au niveau des IDE (14,9%), ni au niveau de sa dette extérieure. Le poids du dollar s'accroît cependant si l'on considère les partenaires non européens du Maroc (pays arabes, pays d'Asie et d'Amérique latine) qui s'inscrivent dans la zone dollar. Malgré tout la part de la zone Euro reste largement prépondérante pour le Maroc. On peut imaginer les conséquences négatives pour l'économie marocaine d'une appréciation du \$ par rapport à l'Euro (comme c'est actuellement le cas) dans un tel cas de figure. Les pertes de compétitivité qu'aurait à subir l'économie marocaine par rapport à ses principaux partenaires européens auraient alors des conséquences dommageables sur sa balance courante et sur sa croissance.

C. L'ancrage par rapport à l'Euro.

Ce scénario apparaît le plus crédible compte tenu du poids de la zone Euro pour l'économie marocaine (57% de ses exportations et 50% de ses importations, 70% des touristes étrangers, transferts des travailleurs émigrés essentiellement localisés dans la zone Euro, part importante des IDE, etc.).

Mais ce rattachement repose en partie sur le pari que l'Euro parviendra à s'imposer comme monnaie internationale stable (moyen de paiement, de mesure, de réserve, de placement et d'ancrage pour d'autres monnaies). En outre avec l'intégration des marchés financiers européens, on peut imaginer un accroissement des échanges et des flux financiers, notamment relatifs à des opérations transfrontières sur les marchés des actions et des obligations de la part des résidents marocains. Par ailleurs, le rattachement du DH à l'Euro ne saurait évidemment prendre la forme d'un régime de « currency board » ; il devrait au contraire être suffisamment souple pour permettre un glissement contrôlé en fonction du différentiel d'inflation entre le pays et la zone Euro.

Il reste donc nécessairement beaucoup de modalités techniques à étudier pour rendre crédible un tel scénario même si c'est celui qui semble le plus « naturel » à moyen et long terme .

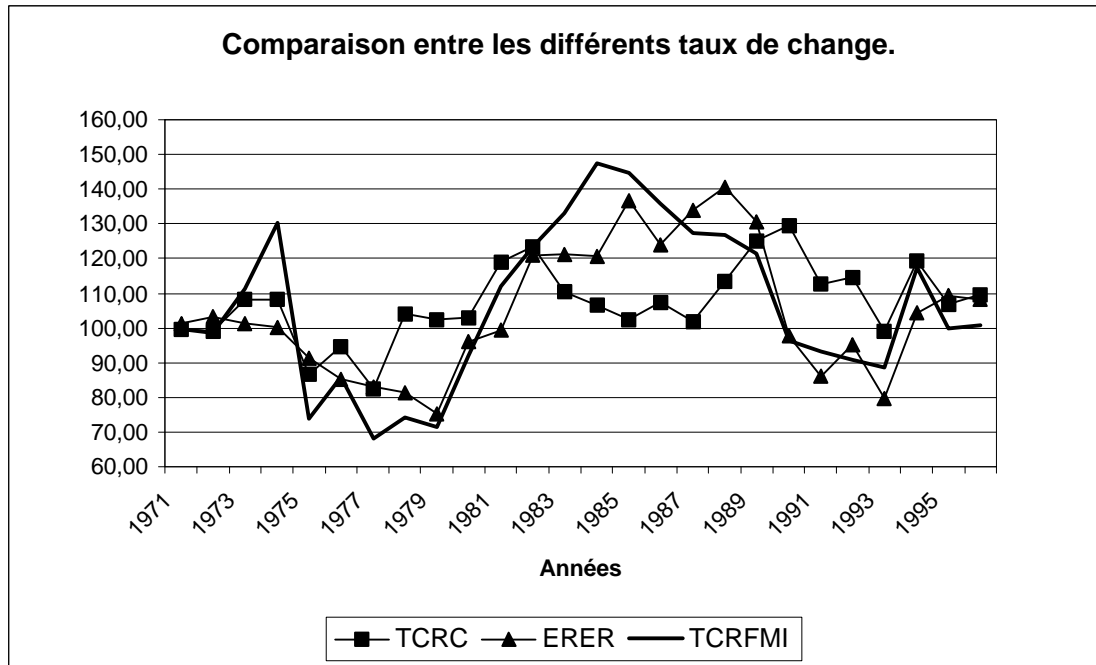
4.3 Le cas de la Turquie.

La Turquie a connu au cours des trente dernières années des périodes de difficultés économiques suivies de périodes d'essor marquées par des virages importants du point de vue de la politique économique mise en œuvre soit de façon entièrement autonome, soit sous la pression des organisations internationales. Les grands tournants se situent au début des années 80 avec le choix en faveur d'une politique de stabilisation de l'économie et l'abandon de la politique de substitution aux importations pour une politique de croissance tirée par les exportations, puis au tournant des années 80/90 avec le choix en faveur d'une libéralisation financière progressive qui n'a cependant pas pu éviter la crise des changes de 1994.

C'est en effet l'instabilité du taux de change comme reflet de l'instabilité d'ensemble de l'économie turque qui caractérise ce pays par rapport aux évolutions que nous venons d'observer pour la Tunisie et le Maroc .Nous allons la mettre en évidence en matière de taux de change en essayant de la comprendre avant d'examiner ensuite les raisons et les effets favorables possibles qui pourraient résulter de l'intégration de la Turquie dans une zone de change euro-méditerranéenne

4.3.1. L'instabilité récurrente du taux de change de la Livre turque.

L'étude économétrique menée dans l'Annexe 3 et l'annexe 5 fait apparaître un certain nombre d'observations très intéressantes quant à l'évolution sur près de trente ans du pouvoir d'achat de la Livre turque comme le montre le graphique suivant :



Ce graphique fait apparaître une grande instabilité des trois taux de change réels retenus dans notre étude au cours des trois dernières décennies en même temps qu'une surévaluation en moyenne de ces taux depuis 1981 par rapport à la parité. Commentons de façon plus précise ces résultats :

-(i) Le TCRC calculé ici et le TCRFMI ont suivi des évolutions cycliques contrastées de 1971 à 1996, au point que leurs différences, année par année, tantôt positives, tantôt négatives décrivent un cycle presque parfait de demi-période de sept ans, avec trois points de retournements en 1974/75, 1981/82 et 1988/89.

-(ii) La conséquence de cette observation nous incite à nous interroger sur la méthode de calcul du taux de change réel du FMI (qui n'est pas divulguée) puisque, dans le cas turc, ses résultats diffèrent nettement de ceux obtenus par l'application de celle de Elbadawi. Or, sachant que les recommandations du FMI, en matière de politique économique en général et de politique de change en particulier, doivent être suivies si le Fonds est appelé pour aider un pays à sortir d'une crise, on peut s'interroger à propos de cette instabilité observée des taux de change sur leur caractère structurel (propre à la Turquie) ou sur leur caractère conjoncturel (et même artificiel) consécutif à de mauvais choix propres aux pouvoirs publics turcs ou inspirés par de mauvaises appréciations de la parité de la monnaie turque par les experts de Washington...

-(iii) **L' ERER, i.e. le taux de change réel d'équilibre calculé par la méthode de Elbadawi est plus stable que les deux taux courants ; il décrit lui aussi un cycle bien marqué autour d'une valeur moyenne de 105 % sur l'ensemble de la période d'étude (26**

ans) donc nettement au dessus du seuil (100%) de la parité, et avec des points de retournements très marqués en 1974/75, 1981/82, 1989/90 et 1993/94. Sur vingt-cinq ans il est treize fois au dessous de la parité et douze fois au dessus, par sous-périodes de sept à huit ans.

Cela traduit sans aucun doute les hésitations et les changements de doctrine de la politique économique turque au fur et à mesure des efforts consentis pour développer le pays d'abord en économie fermée puis dans la perspective d'une ouverture rapide vers l'Europe et, en même temps, d'une libéralisation financière fortement impulsée par les conseillers des institutions de Washington.

-(iv) Le fait que l'ERER et le TCRC calculés soient restés en moyenne au dessus du seuil de 100% depuis 1981 signifie que le taux de change nominal de la Livre turque a été alternativement sous-évalué puis nettement sur-évalué sur la période ; il s'agit là d'un handicap certain pour la capacité du pays à exporter (on constate Annexe 1 p. que la balance commerciale a toujours été déficitaire sauf en 1988 et 1994) ; en revanche la forte surévaluation qui a prévalu de 1983 à 1993 a facilité les importations et a pu même contribuer, par le caractère (tout relatif) de « solidité » qu'elle a pu conférer à la monnaie, à attirer des capitaux soit se dirigeant directement vers des investissements productifs, soit sous forme de fonds d'épargne s'agissant des remises des travailleurs turcs émigrés.

Il semble donc à l'issue de ce constat que le problème majeur de l'économie turque est de stabiliser le taux de change de sa monnaie pour un ensemble de raisons qu'il convient maintenant de préciser. Les mêmes enseignements peuvent être déduits de l'étude reproduite en Annexe 5 spécifique au cas de la Turquie mais limitée à une période plus brève.

4.3.2 Le rôle déterminant de la stabilité du taux de change de la Livre turque.

Une analyse rapide des transformations de l'économie turque dans la période d'étude permet de mettre en évidence le rôle important du taux de change dans la nouvelle orientation libérale de cette économie.

Comme la plupart des pays en développement qui ont connu une crise d'endettement, la Turquie a été contrainte d'accepter les programmes de stabilisation et d'ajustement structurel proposés par le FMI et la Banque mondiale. La libéralisation et la dévaluation nominale de la monnaie constituent les pièces maîtresses de ces programmes.

Or, si la dépréciation du taux de change réel améliore la balance commerciale, elle déprime l'investissement, en particulier dans le secteur des biens échangeables, pourtant nécessaire au maintien de l'ouverture commerciale extérieure. Tandis que, à l'inverse, l'appréciation du taux de change réel qui suit l'ouverture financière, en influençant la compétitivité-prix, détériore les performances à l'exportation. Elle permet en revanche la reprise des investissements dans le secteur des biens échangeables.

C'est bien ces deux types de situations qu'a connus la Turquie au cours des deux dernières décennies. L'évolution de la balance commerciale et du taux de change réel confirme bien ce schéma théorique. En effet, l'ouverture commerciale du début des années 80 s'est bien accompagnée d'une dépréciation du taux de change réel, notamment entre 1981 et

1984. L'évolution des flux commerciaux et celle des flux financiers montrent que la priorité accordée pendant les années 80, aux performances à l'exportation, cède la place à un ajustement des comptes extérieurs par des entrées de capitaux à partir des années 90. La balance des opérations courantes qui est devenue excédentaire en 1988, grâce à l'amélioration des exportations, mais aussi grâce à la croissance des recettes invisibles, se détériore rapidement au début des années 90. Cette détérioration de la balance courante est compensée par des entrées de capitaux largement encouragées par l'ouverture financière en 1989.

Nous avons une **première sous-période de 1980 à 1984** où les exportations et les importations progressent simultanément, ce qui montre le caractère graduel de l'ouverture commerciale de la Turquie. Un puissant dispositif de subventions est mis en place pour encourager les exportations, en même temps que les limitations quantitatives des importations sont supprimées progressivement.

Ces mesures sont abandonnées lentement durant une **seconde sous-période de 1985 à 1988**. Bien que les exportations continuent de progresser à des rythmes irréguliers suivant les changements dans les mesures d'incitation, le ratio exportations/PIB cesse de croître à partir de 1985. Sur le plan des importations, si la plupart des limitations quantitatives sont supprimées entre 1980 et 1984, la protection tarifaire est renforcée à partir du milieu des années 80 pour compenser le ralentissement de la progression des exportations.

Nous pouvons remarquer que le ratio exportations/PIB cesse sa progression avec l'arrêt de la dépréciation du taux de change réel à partir de 1985 qui marque le passage à la convertibilité partielle de la Livre turque et l'ouverture **d'une troisième période**, celle de la libéralisation proprement dite. L'appréciation du taux de change réel, qui intervient avec la convertibilité totale en 1989, se traduit par une détérioration du ratio exportations/PIB qui retrouve son niveau de 1982 à la veille de la crise des changes de 1994, tandis que le Ratio importations/PIB continue de progresser. Durant cette période d'ouverture financière, la détérioration du déficit commercial est compensée par les entrées de capitaux. Mais la crise de 1994 qui s'est traduite par une stabilisation forcée, se traduira par une inversion provisoire de ces tendances.

Depuis cette crise, la Turquie est entrée dans une **période inévitable de recherche de stabilisation**. Si elle semble n'avoir eu aucune difficulté à rétablir la confiance des marchés internationaux (la Banque centrale a accumulé des réserves à un niveau exceptionnel de 18 milliards de dollars à la fin de 1996) qui s'est traduite par une reprise des entrées de capitaux étrangers (notamment de portefeuille), néanmoins, ces entrées sont instables en raison de leur caractère spéculatif. Dans le même temps, le taux de change réel s'est apprécié de plus de 20% par rapport à sa valeur de 1994 et le déficit commercial s'est fortement creusé du fait de la montée rapide des importations conformément au scénario attendu. Notons qu'entre septembre 1995 et début 1996, la Banque centrale a cessé de limiter les fluctuations du taux de change en termes nominaux, sa politique monétaire étant bridée par l'échéance moyenne courte de la dette intérieure de l'Etat et par l'ampleur de la substitution entre monnaies.

Au total, il semble bien que la stabilisation de l'économie turque passe par la stabilisation de sa monnaie sur les marchés internationaux, à la fois pour que les échanges de marchandises (et de services) et les mouvements de capitaux à l'entrée ou à la sortie s'établissent sur des bases durables et à partir de prévisions crédibles sur la stabilité du pouvoir d'achat de la Livre. Dès lors quel effet peut-on attendre d'un éventuel rattachement à l'Euro de la Livre turque ?

4.3.2. Le rôle de l'Euro dans la stabilisation de la Livre turque.

L'Euro, une fois sorti de sa période de gestation présente dans laquelle à la fois il est et il n'est pas encore une monnaie, a la vocation de devenir une monnaie stable et, de ce fait, il devrait offrir une occasion unique à la Turquie de réaliser des gains immédiats en matière de stabilité macroéconomique par une baisse du coût des capitaux et une facilité d'intégration future à l'Union Européenne. Cette intégration pourrait se faire dans le cadre de l'institution d'une zone-cible, c'est à dire de la détermination d'un taux de change réel d'équilibre Euro/Livre turque du type Edwards-Elbadawi avec une marge de flottement à déterminer sur la base de calculs du type de ceux effectués en Annexe 1 de ce rapport.

L'intérêt d'un ancrage souple de la Livre turque à l'Euro s'impose d'abord par l'intensité de ses relations économiques l'Union européenne mais aussi par l'intensité des relations financières présentes et à venir dans la perspective de l'élargissement de l'Europe des Quinze à la Turquie.

Par ailleurs, du fait de la dollarisation de l'économie turque, le taux d'inflation annuel dépasse souvent les 100 % alors même que le volume des réserves en devises est très conséquent, avoisinant les 30 milliards de dollars en 1998. Mais, en même temps, le volume de la dette extérieure dépassait les 100 milliards de dollars en 1999.

Or, le rôle joué actuellement par le dollar n'a aucune contrepartie économique bien qu'il représente plus de 60 % des 36 milliards d'équivalent -dollars des dépôts en devises dans les banques turques, alors que la part des monnaies de l'Union Européenne ne dépasse pas les 25% de ce montant malgré l'intensité des échanges commerciaux. Ce sont ces échanges en effet qui jouent un rôle majeur dans la dynamique du développement du pays, aujourd'hui. Par conséquent, l'appartenance de la Turquie à une zone européenne de change stable ne peut être que bénéfique et les économies en termes de limitation des pertes liées aux risques de change pourraient être considérables, si la Livre turque s'ancrait à l'Euro.

En conclusion le niveau très important des réserves internationales et du volume de la dette extérieure montrent à quel point le risque et les pertes engendrés par leur gestion peuvent être considérables pour la Turquie. De ce point de vue, l'arrivée de l'Euro lui offre de nouvelles opportunités dans la diversification et la consolidation de sa dette extérieure. En outre le développement d'un marché intégré des capitaux à l'échelle européen serait un facteur de stabilité pour l'économie turque dès lors que sa monnaie serait ancrée à l'Euro. En effet, l'ouverture trop rapide du pays au marché international des capitaux (phénomène de globalisation financière) et la dérégulation financière domestique ont compromis l'efficacité d'un système bancaire national jusqu'alors très contrôlé et centralisé. Ces évolutions ont augmenté le coût des erreurs en matière de politique monétaire de la Banque centrale, ce qui fait d'autant mieux apparaître l'intérêt, du moins pour la Turquie, de limiter les politiques monétaires et de change discrétionnaires.

Enfin, il est important de mentionner que l'ancrage à l'Euro apparaît pour la Turquie comme la suite naturelle de son accord d'Union douanière avec l'UE et de sa volonté d'intégrer l'Union européenne. Cet ancrage revêtira nécessairement des formes qui permettront à terme une convergence vers les critères de Maastricht.

4.4 Le cas israélien :

A priori, on peut penser qu'une réflexion sur l'opportunité et les modalités de rattachement de la devise israélienne à l' Euro ne saurait être qu'un exercice purement académique tant sont forts et anciens les liens commerciaux et financiers du pays avec les Etats-Unis d'Amérique, sans parler des liens politiques entre les deux pays. Pourtant les premiers accords de libre-échange entre Israël et l'Union Européenne remontent au 1er Juillet 1975 et ils ont eu un impact certain sur le commerce extérieur israélien avec l'Europe même si cet impact est difficile à déterminer en raison des difficultés à distinguer les changements qui tiennent à la croissance et au développement de l'économie israélienne et ceux qui sont la conséquence directe de cet accord de libre-échange proprement dit et des accords intervenus ultérieurement.

En même temps, la monnaie israélienne a connu des périodes de très forte instabilité interne (marquées par des conjonctures d'hyperinflation) et externe au point qu' il a fallu recourir pour stabiliser son taux de change au mécanisme extrêmement rigoureux dit de la « caisse d'émission » (currency board), le Dollar US étant pris comme la monnaie de référence stricte (rappelons que dans ce régime de change extrême, on ne peut émettre de la monnaie nationale que dans l'exacte mesure de l'augmentation des réserves de change libellées dans la seule monnaie choisie comme étalon). Si à ces considérations on ajoute l'instabilité constatée de l'Euro depuis sa création, par rapport au \$US et au Yen, il semblerait que le scénario que l'on s'est proposé d'étudier, à savoir un rattachement de la monnaie israélienne à l'Euro, même dans un régime souple de zone-cible, ne saurait être d'actualité avant longtemps.

Pourtant et avant de procéder à l'étude systématique des trajectoires du taux de change de la devise israélienne comme nous l'avons fait pour les trois autres pays (cf. Annexes 1 et 5), il nous est apparu intéressant de vérifier comment la structure des échanges extérieurs israéliens a évolué depuis les premiers accords passés avec l' Europe et si cette évolution conduit à des enseignements utiles pour imaginer l'éventualité d' un rapprochement monétaire du pays avec l'Europe une fois l'Euro guéri de ses maladies de jeunesse.

4.4.1. L' évolution de la structure du commerce extérieur israélien depuis trois décennies :

L'étude détaillée de l'évolution de la structure de la balance commerciale israélienne par produits mais surtout par origine ou destination géographique est tout à fait instructive.

S'agissant des exportations, celles-ci montrent une augmentation, dans les exportations du pays, de la part des produits industriels par rapport à celle des produits agricoles ; et, dans le total des exportations de produits industriels, on assiste à une diminution du poids relatif des produits industriels de la première génération (produits alimentaires, textiles, cuirs...) et à une augmentation du poids de produits industriels de deuxième, voire de troisième génération tels que des biens d'équipements, des produits des industries électroniques, du matériel informatique... notamment et de plus en plus des produits industriels de haute technologie.

Par ailleurs, si les principaux destinataires des exportations d'Israël sont l'Europe occidentale dont l' Europe des Quinze pour presque la moitié, les USA pour un tiers et l'Asie pour le reste dont la moitié pour le Japon, en tendance, la part européenne tend à se réduire

au profit de la part croissante de ces débouchés allant aux USA et en Asie. Parmi les pays européens, les principaux clients sont le Royaume-Uni, l'Allemagne fédérale, les Pays-Bas et la France.

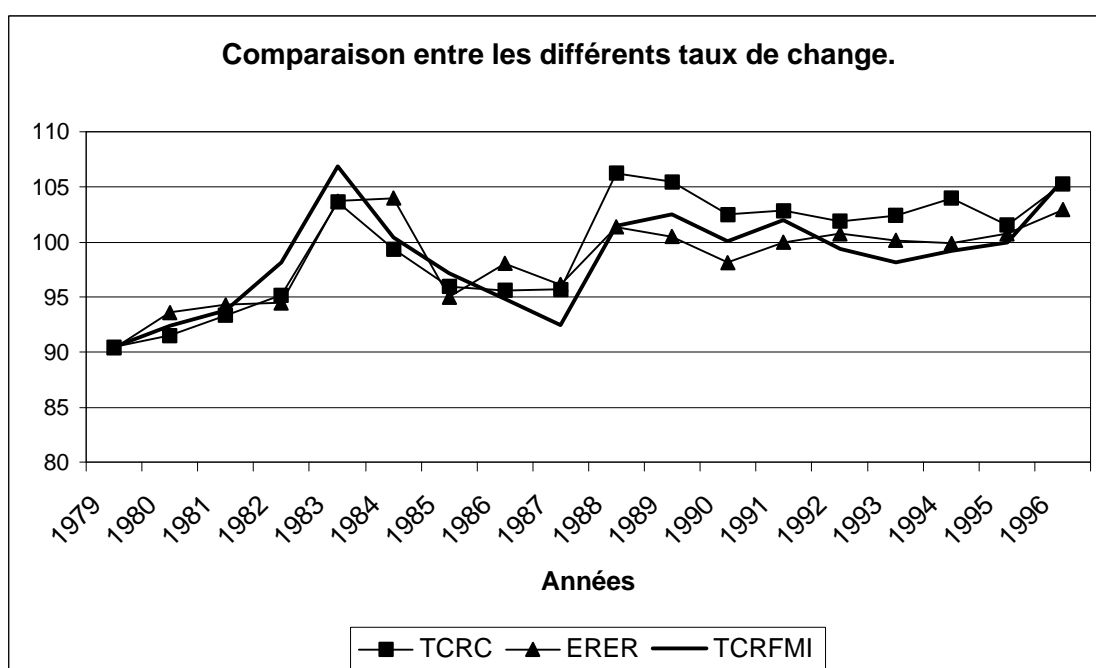
S'agissant des importations, les principaux produits d'importation sont des intrants et des matériels d'équipement pour l'industrie dont la part dans la valeur totale des importations s'accroît et les principaux fournisseurs d'Israël sont, par ordre d'importance de la part qu'ils prennent dans la valeur totale de ces importations, l'Europe pour plus des deux tiers et les USA pour un peu moins de 20%. Parmi les pays européens occidentaux il convient de mentionner la Belgique et le Luxembourg dont la part a doublé dans la décennie 80, ces deux pays ensemble dépassant l'Allemagne, la Suisse, le Royaume-Uni, l'Italie et la France.

En résumé, **le commerce extérieur israélien** a évolué de façon assez sensible depuis la décennie 80 ; une réorientation nette des échanges extérieurs d'Israël s'est manifestée : le pays accroît ses achats à l'Europe et diminue ceux aux Etats-Unis, mais en revanche il vend de plus en plus aux Etats-Unis et à l'Asie et de moins en moins à l'Europe occidentale. Si bien qu'il convient de regarder sous un jour nouveau la question de l'accrochage, sinon de l'ancrage du Shekel israélien au Dollar ou à l'Euro : acheter plus aisément à l'Europe serait facilité par un taux de change de la monnaie nationale surévalué par rapport à la monnaie européenne ; vendre plus facilement aux USA ou aux pays asiatiques serait aidé par un taux de change sous-évalué par rapport au Dollar et au Yen.

Voyons ce qu'il en a été dans la réalité en étudiant les trajectoires du taux de change du Shekel en termes réels au cours des deux dernières décennies.

4.4.2. Analyse des variations du taux de change réel de la monnaie israélienne :

L'application de la méthode de I. Elbadawi aux données israéliennes a permis d'établir le graphique suivant où sont comparées les trajectoires des trois taux de change réels choisis comme pertinents dans notre étude.



Il ressort de ces trajectoires les principaux enseignements suivants :

-(i) Les trois taux ont évolué à la hausse depuis 1979, ce qui traduit une augmentation continue du pouvoir d'achat de la monnaie locale sur les marchés extérieurs ; elle semble avoir été de l'ordre de 15% ; cette hausse a été naturellement favorable à la capacité du pays à importer.

-(ii) De 1979 jusqu'en 1987 inclus, les trois taux de change réels sont restés en dessous du « seuil de la parité » de 100%, à l'exception de l'année 1983; ceci signifie que la monnaie locale était nominalement sous-évaluée par rapport à sa valeur d'équilibre, sous-évaluation naturellement favorable à la compétitivité-prix des **exportations**.

A partir de 1988 et jusqu'en 1995/96, en revanche, les deux taux de change (réels) courants passent au dessus de 100% tandis que l' ERER semble se stabiliser autour de cette valeur avec une légère tendance à la hausse la dernière année. Ceci traduit une tendance à la surévaluation du Shekel par rapport à sa valeur d'équilibre, tendance nette pour le TCRC qui apparaît « surévalué » en moyenne de 5% par rapport à sa valeur d'équilibre, plus subtile pour le TCRFMI sauf pour la dernière année de la chronique. Ce sont les **importations** qui sont dans ce cas favorisées.

-(iii) Les deux chocs des années 1983/84 et 1987/88 correspondent à des désordres monétaires qui ont perturbé l'économie israélienne suite à son endettement extérieur excessif pour le premier choc et à la politique de rigueur mise en œuvre pour le second.

Quels enseignements peut-on tirer de cette analyse pour une politique d'ancrage éventuel de la monnaie israélienne à celle de la zone Euro ?

4.4.3. Le Shekel dans la mouvance du Dollar ou de celle de l'Euro ?

La tendance de la monnaie israélienne à s'élever au dessus du seuil de la parité devrait, si elle perdurait, entraîner un biais dans le sens d'un déficit du solde commercial, celui-ci devant être compensé par des entrées nettes et permanentes de capitaux pour l'équilibrage de la balance des paiements. D'où un risque de surendettement du pays si des apports privés de capitaux sous forme d'investissements directs ou de portefeuille ne suffisaient pas pour réaliser cet équilibre. Or pour que de tels apports aient lieu, il est indispensable que la monnaie locale soit fortement ancrée à une devise stable, ce qui n'est ni le cas de l'Euro, dans le court terme (et depuis sa création), ni celui du Dollar à moyen et long terme.

Dans ces conditions, une stratégie de zone-cible par rapport à un panier (à définir) de ces deux monnaies qui sont vouées à rester relativement stables l'une par rapport à l'autre et avec possibilité d'un flottement relativement limité autour de cette cible ne serait-elle pas la meilleure solution pour la monnaie et l'économie israéliennes ?

ANNEXE 1

LES DETERMINANTS ET LE CHOIX OPTIMAL DU REGIME DE CHANGE EN TUNISIE DANS LA PERSPECTIVE D'UNE INTEGRATION DANS LA ZONE EURO

(Sami MOULEY)

E-Mail: sami.mouley@planet.tn

Sommaire : synthèse & conclusions

1. Axée essentiellement sur l'étude du système des paiements de la Tunisie, cette partie du projet FEMISE conduite par le C.E.M.A.F.I et relative uniquement à l'économie tunisienne a permis d'analyser en rétrospective d'abord, l'évolution du régime de change, ensuite le choix du niveau de contrôle de change qui dépend du niveau de développement économique en Tunisie, et enfin la politique de détermination du taux de change du dinar par référence aux principaux fondamentaux et autres déterminants d'ordre monétaire et financier. Ces trois aspects ont débouché sur une spécification du taux de change d'équilibre du dinar vis à vis de l'euro ainsi qu'une réflexion prospective sur le choix optimal du régime de change dans le contexte d'une intégration plus poussée de la Tunisie dans la zone euro-méditerranéenne. Par ailleurs, le système des paiements de la Tunisie est aussi mis en perspective par rapport aux projets de la nouvelle architecture financière internationale.

2. Ces questions sont explorées dans cette mouture du rapport, et intitulée "Les déterminants et le choix optimal du régime de change en Tunisie dans la perspective d'une intégration dans la zone euro". L'objectif de cette recherche est double. Il s'agissait d'abord d'estimer un modèle de taux de change d'équilibre du dinar afin de comparer par la suite deux scénarios alternatifs de choix optimal d'un régime de change en Tunisie. Le premier consiste à maintenir le même régime de flottement administré. La crédibilité de ce régime de change est jugée à partir de la dynamique comparée du taux de change réel du dinar par rapport à une norme d'équilibre ou de référence de long terme vis à vis de l'euro. Le deuxième scénario consiste à adopter un régime de zone cible du dinar à bandes élargies et ancré sur cette norme d'équilibre.

3. Pour cela, nous avons élaboré et estimé un modèle de taux de change réel d'équilibre de long terme qui s'inspire des deux approches alternatives suivantes:

-Tout d'abord, le modèle FERER (Fundamental Equilibrium Real Exchange Rate) qui considère le taux de change réel d'équilibre fondamental comme étant le taux de change effectif réel permettant d'atteindre simultanément les équilibres interne et externe à moyen terme. L'*équilibre interne* est caractérisé par la convergence de l'économie vers un sentier de croissance non-accélérateur d'inflation i.e. vers un taux de chômage établi au niveau naturel (NAIRU). L'*équilibre externe* se définit essentiellement par une cible de balance courante qui correspond généralement à un solde soutenable mais pas nécessairement équilibré. Le *FERER* analyse la dynamique de change de moyen terme en faisant explicitement référence aux déterminants réels du taux de change, et en particulier les déséquilibres de la balance courante et les écarts de production.

- Ensuite, le modèle NATREX (Natural Real Exchange Rate) ou modèle de taux de change réel naturel qui intègre explicitement les problèmes de convergence structurelle

représentée par les différentiels de productivité (effet Balassa-Samuelson). Il montre que l'hypothèse de la PPA comme relation d'équilibre de long terme peut être réhabilitée en intégrant des changements de régimes.

4. Pour notre part, nous avons construit un modèle de change réel d'équilibre qui formalise les différentes étapes du passage d'un modèle FERER *structurel* à un modèle de forme *réduite* représentée par une relation de long terme estimable, voire à une modélisation à correction d'erreurs précisant les schémas d'ajustement partiel d'une variable économique, le taux de change réel, à sa cible notionnelle. Cette technique permet d'éviter les approximations subjectives des concepts d'équilibres interne et externe. Dans sa forme structurelle, le modèle pose l'équilibre externe comme exogène suite à une double hypothèse forte de mobilité parfaite des capitaux et de substituabilité parfaite des actifs, en ce sens que l'économie peut financer la totalité de son déficit courant par endettement externe (hypothèse fortement envisageable dans le contexte actuel de libéralisation et d'ouverture de l'économie tunisienne). Ainsi, les déterminants monétaires expliquent la dynamique de change réel, mais ne jouent aucun rôle à long terme. Contrairement à la première génération des modèles FERER, l'équilibre interne est en revanche totalement endogénéisé en ce sens que le change réel d'équilibre dépend clairement des écarts de production.

5. L'utilisation de la méthode de cointégration multivariée de Johansen fait apparaître que le taux de change réel de long terme du dinar dépend essentiellement des différentiels de productivité, d'inflation (PPA) et de taux d'intérêt (PTI) vis à vis des pays européens retenus, en plus du ratio du déficit courant par rapport au PIB. Cette relation de cointégration permet dès lors de calculer le taux de change réel d'équilibre de long terme du dinar et d'effectuer des simulations de la dynamique observée par rapport à sa trajectoire de référence. L'utilisation d'un modèle à correction d'erreurs (VECM) montre ainsi, qu'en moyenne, le dinar a été sur-déprécié en termes réels entre 1986 et 1998 par rapport à sa norme d'équilibre de l'euro.

6. L'objectif de change de la Banque Centrale de Tunisie (BCT) est la stabilité du taux de change effectif réel du dinar. Cependant, depuis 1986 on a assisté à une dépréciation réelle du dinar qui a conduit à une sous-évaluation réelle permanente par rapport à la valeur d'équilibre. Cette tendance n'a été que brièvement interrompue entre 1994 et 1996 où la monnaie nationale a été légèrement appréciée sans pour autant que cela ne conduise à une surévaluation. Ainsi, et d'une manière générale, le taux de change réalisé semble avoir atteint l'objectif de stabilité mais est resté en moyenne sous-évalué par rapport à sa norme d'équilibre estimée qui n'a pas réellement subi de chocs ou dérives majeures durant la période récente. Cette stratégie de stabilité conjuguée à une sous-évaluation réelle du taux de change par rapport à sa valeur d'équilibre de long terme révèle une politique volontariste et délibérée de sur-dépréciation réelle afin de réagir efficacement à la forte volatilité des termes de l'échange.

7. Dès lors que le dinar semble coller à sa parité d'équilibre de l'euro, un ancrage souple dans un régime de zone cible type MCE II sera-t-il alors opportun ? Pour analyser ce scénario futur du choix de régime de change, nous avons alors proposé de "*targeter*" le dinar sur une zone cible à bandes élargies (+ ou - 15%) autour du taux de change réel d'équilibre comme cours pivot. Les résultats obtenus montrent clairement que l'ancrage du dinar à l'euro par le biais du MCE II pourrait fournir un effet de "transfert de crédibilité" positif en offrant un ancrage crédible aux politiques macro-économiques, en réduisant les primes sur les taux d'intérêt et en optimisant les conditions d'attractivité des capitaux externes. A l'instar de certains PECO qui ont déjà opté pour des rattachements unilatéraux à l'ecu ou au deutschemark, un ancrage bilatéral sur l'euro semble constituer un arrangement de change crédible pour le futur. La

flexibilité offerte par le MCE II sous la forme de parités bilatérales vis à vis de l'euro, avec des bandes de fluctuations élargies et des possibilités de réalignements peut être appropriée dans une étape transitoire.

8. L'utilisation d'un modèle de zone cible et son estimation économétrique par la méthode d'ajustement de la dérive (test d'ajustement du drift) ont permis de déduire les taux de dépréciation réelle anticipée à l'intérieur de la marge en rythme annuel obtenus à partir de l'estimation de l'écart anticipé du taux de change réel à la parité centrale. Ces taux de dépréciation apparaissent soutenables pour l'économie Tunisienne notamment en 2002 où la parité réelle du dinar vis à vis de l'euro approche nettement du cours pivot avec un taux moyen de l'ordre de (0.2%). Ces résultats très intuitifs préjugent à priori de la parfaite crédibilité d'un arrangement de change de type MCE II pour le dinar notamment à partir de 2002.

9. Ce type d'ancrage flexible ne doit cependant conduire à long terme à l'accrochage fixe du dinar à l'euro. Un régime de contrôle d'une norme de référence pourrait s'avérer plus approprié dans une étape transitoire tant que la convergence nominale et réelle vis à vis de la zone-euro n'est pas encore complètement établie au vu des performances macro-économiques. Le ciblage du taux de change réel dans lequel le poids de l'euro est plus élevé par rapport à sa valeur d'équilibre permettra de surveiller les déterminants fondamentaux en les justifiant par rapport à ceux de l'équilibre de long terme.

Rapport technique

1. Contexte & Configuration de l'étude

1.1 Depuis l'adoption des réformes de stabilisation macro-économique et d'ajustement structurel en Tunisie, de nombreuses mesures d'assouplissement de la réglementation de change ont été mises en œuvre, tant au niveau de la détermination du taux de change qu'en matière de contrôle de change. C'est ainsi que la dévaluation du dinar en 1986 a permis d'amorcer une dynamique de glissement graduel qui a substantiellement amélioré la compétitivité des exportations et favorisé la substitution aux produits importés, d'autant que les importations elles même ont été graduellement libéralisées. En évoluant essentiellement en fonction de l'équilibre extérieur, la conduite de la politique de change a notamment permis à la Tunisie d'enregistrer des performances remarquables, ce dont témoigne en particulier la maîtrise du déficit courant qui est passé de 7.5% du PIB en 1986 à 3.2% en 1998.

DANS CE CONTEXTE PROPICE AU DEVELOPPEMENT FINANCIER, LA NOUVELLE STRATEGIE MEDITERRANEENNE DE L'UNION EUROPEENNE (UE) A L'EGARD DE LA TUNISIE ENCLENCHEE PAR L'ADOPTION DE LA DECLARATION DE BARCELONE EN 1995 A PERMIS D'ETABLIR UN PARTENARIAT EURO-MEDITERRANEEN COUPLE D'UN ACCORD BILATERAL DE LIBRE ECHANGE QUI EST ENTRE EN VIGUEUR EN MARS 1998. CETTE STRATEGIE NE COMPREND CEPENDANT PAS UN VOLET RELATIF A LA CONDUITE DE LA POLITIQUE DE CHANGE NI AU CHOIX OPTIMAL DU REGIME DE CHANGE EN REACTION A L'AVENEMENT DE L'EURO. EN EFFET, ET CONTRAIREMENT A CERTAINES

MONNAIES DES PAYS D'EUROPE CENTRALE ET ORIENTALE (PECO) LES PLUS AVANCES EN MATIERE DE CONVERGENCE AU SENS DES CRITERES DE MAASTRICHT , ET DONT LE CONSEIL EUROPEEN DE COPENHAGUE A PROGRAMME LEUR PARTICIPATION FUTURE A L'EURO APRES UNE PERIODE TRANSITOIRE DE FONCTIONNEMENT DANS LE REGIME MCE II PREVU A CET EFFET , L'HYPOTHESE D'UN RATTACHEMENT POTENTIEL DU DINAR A LA MONNAIE UNIQUE N'A PAS ETE EXPLICITEMENT ENVISAGEE . D'UNE MANIERE GENERALE , SEULE L'IDEE D'ARRANGEMENTS DE CHANGE POSSIBLES RELIANT LES MONNAIES DES PAYS SUD-MEDITERRANEENS (PSM) A L'EURO EST VAGUEMENT SOULIGNEE DANS LA DECLARATION N°5 EN ANNEXE DU TRAITE DE MAASTRICHT .

En plus , s'agissant des implications macro-économiques externes de l'avènement de l'euro , les analyses disponibles restent circonscrites à une discussion sur les *conditions internes* de l'unification monétaire sans aucune référence aux *conditions externes* (G.Kebabdjian,1996) . Tel est le cas en particulier des cadres d'analyses orientés autour de la question de l'euro en tant que minimisateur des biais d'inflation à l'intérieur de la zone monétaire , de l'euro en tant que nouvelle monnaie de facturation , de transactions financières et de réserve (A.Benassy-Quéré,1996 ; P.R.Masson et B.G.Turtelboom,1997) ou de l'euro en tant que monnaie stable du fait de la disparition des taux de change inter-monnaies européennes et des coûts de transaction y afférents (P.Grauwe(de) et L.Spaventa,1997) . Le cadre formel de ces études reste visiblement une transcription des modélisations récentes sur la crédibilité du Système Monétaire Européen (SME) en tant que zone-cible, ou des approches relatives aux Zones Monétaires Optimales (ZMO) (M.I.Blejer et alii,1997 ; A.Benassy-Quéré et A.L.Révil,1999) .

1.2 Alors même que la Tunisie a choisi d'adopter un régime de flottement administré du dinar en vigueur depuis 1978 , l'introduction de l'euro impose manifestement de répondre à un constat liminaire quant à la conduite et la réorientation future de la politique de change pour un pays émergent en phase de stabilisation . Dès lors que les crises financières et de change d'Asie du sud-est et d'Amérique latine durant la période récente ont témoigné de l'attrait et des risques d'une politique faisant jouer au taux de change un rôle d'ancrage nominal , faut-il alors préférer l'euro comme une ancre nominale externe pour le taux de change du dinar , ou au contraire maintenir un régime de flexibilité ?

Pour analyser les déterminants du choix optimal du régime de change en Tunisie dans la perspective d'une intégration dans la zone euro , nous étudions l'arbitrage entre l'option actuelle de flottement administré du dinar avec rattachement implicite flexible ou *de facto* à l'euro par rapport à un régime de zone cible du type MCE II avec ancrage explicite souple ou *de jure* à l'euro . Dans ce travail , nous développons une approche alternative qui fait explicitement référence au concept de taux de change réel d'équilibre . Cette nouvelle grille de lecture a précisément pour objet de remédier aux insuffisances des modélisations traditionnelles des comportements de change (S.Mouley,1999-b) et donne une conception nouvelle au concept de rattachement monétaire entre zones d'inégal développement . L'intérêt que suscite cette norme d'équilibre dans la conduite des politiques de change a déjà été démontré à l'occasion des travaux de J.Williamson (1983;1994) ainsi que J.Williamson et M.Mahar,1998 sur la notion de *taux de change réel d'équilibre fondamental* (FERER) , mais aussi dans l'analyse du *taux de change réel naturel* (NATREX) suite aux travaux de J.Stein (1995;1996) , R.Mc Donald (1995;1997) , R.Mc Donald et J.Moore (1996) .

On s'interroge sur la parité réelle d'équilibre du dinar vis à vis de l'euro pour démontrer que l'objectif de stabilité du taux de change effectif réel du dinar a été atteint au prix d'un "mésalignement" ou une distorsion vis à vis de la norme d'équilibre de long terme de l'euro qui reste essentiellement justifiée par les fondamentaux . Au delà des estimations

économétriques de la parité d'équilibre dinar-euro dans les deux options de régimes de change , nous tentons ici de souligner les ambiguïtés macro -économiques sous-jacentes à la parfaite compatibilité du choix du régime de change aux exigences de libéralisation des mouvements de capitaux et de démantèlement total des restrictions de change auxquelles la Tunisie est appelée à répondre pour mieux intégrer la sphère financière internationale .

2. Régime de change officiel et conduite effective de la politique de change

2.1 L'adoption d'un régime de flottement administré par la Tunisie depuis 1978 a été essentiellement dictée par le double objectif assigné à la politique de change et dévolu à la Banque Centrale de Tunisie (BCT) de promouvoir la compétitivité du commerce extérieur et de financer le déficit courant . A maintes reprises , dans les différents rapports annuels ou communiqués officiels de cette institution mais aussi implicitement dans son statut , il est clairement souligné que ce double objectif relève en fait d'une seule stratégie qui consiste à contrôler et garantir la stabilité du taux de change effectif réel du dinar par rapport à un panier de monnaies dont les composantes et les pondérations ne sont pas rendues publiques . Si on retient la classification habituelle des différentes réglementations officielles de change (IMF,1998) , il s'agit plutôt d'un régime de flottement administré avec interventions *ad hoc* de la BCT qui dispose dès lors d'une marge de manœuvre supplémentaire constituée par la gestion active et discrétionnaire de la politique de change . Ce système de flexibilité contrôlée a permis de faciliter l'atteinte de l'objectif de stabilité du taux de change effectif réel , de réagir efficacement à la forte volatilité des termes de l'échange et surtout de mener des politiques volontaristes et délibérées de sur dépréciation réelle afin de maintenir une compétitivité tronquée et de réussir dans les stratégies d'ouverture et d'insertion dans le commerce international . Cet argument a été d'abord souligné et démontré par S.Mouley (1998-b ; 1999-a) et repris par la suite par Aglietta.M et C.Baulant,1999 .

Ainsi , le régime de change officiel ne rend donc pas compte de la politique de change effectivement suivie . Frenkel et Wei,1993 et surtout Bayoumi et Eichengreen [1996,1997] suggèrent de retenir les régimes effectifs et non les régimes officiels . En effet , contrairement au régime de change officiel , le régime de change effectif du dinar est un système de rattachement de facto à l'euro , en ce sens que la politique de change est cohérente avec la répartition des échanges extérieurs par principaux partenaires, avec la répartition par devises de l'état des règlements et avec la répartition par devises de la dette extérieure (Bénassy-Quéré A,1997) . A ce titre , l'euro pourrait amplement jouer le rôle de monnaie internationale dans les différentes fonctions de paiement (commerce et transactions financières) , unité de compte (facturation du commerce extérieur et définition d'un ancrage monétaire pour la politique de change) et comme monnaie d'endettement et de réserves de valeur (libellé des réserves de change officielles) .

2.2 Le cadre méthodologique adopté pour démontrer ce rattachement de fait ainsi que les détails des estimations économétriques effectuées ont fait l'objet de plusieurs présentations antérieures (S.Mouley,1998a-1998b-1999a ; S.Mouley et B.Guilhon,1999 ; S.Mouley et T.B.Marzouka,1999) et nous en résumons ici les lignes directrices . La prépondérance de l'euro dans les relations commerciales de la Tunisie selon l'optique des échanges de biens et services mais aussi selon l'optique des règlements ainsi que les différentes mesures de la volatilité non-conditionnelle du dinar par rapport à l'euro relativement à d'autres monnaies ancrées potentielles (dollar et yen) démontrent sans ambiguïtés que le dinar est déjà rattaché de fait à une zone euro en Méditerranée . D'autres approches ont été développées pour illustrer cet argument , qu'il s'agisse de l'application des critères relatifs à la théorie des zones monétaires optimales (Bénassy-Quéré A et Lahrière-Revil A,1999) qui permet

essentiellement d'expliquer le choix d'une ancre nominale , ou du calcul d'un panier optimal de rattachement implicite (Berthélémy J.C et S.Chauvin,1999). Mais la principale critique réside dans le fait qu'on ne s'interroge pas sur les implications des différentiels de croissance . Tout au plus évoque-t-on , pour la parité réelle dinar-euro , l'importance des relations commerciales et la concentration des échanges de la Tunisie avec la zone euro sans même s'interroger sur les implications du différentiel de croissance .

3. Le choix optimal d'un régime de change : a priori théoriques

3.1 La proposition de rattachement d'une monnaie domestique à une monnaie étrangère de référence procède , en principe , du même argumentaire qui fonde les concepts de crédibilité et de réputation des Banques Centrales . Le rattachement à une monnaie forte et stable est censé traduire un effet de discipline qui conduit à un transfert de crédibilité (effet de débordement positif) lorsqu'une économie plus inflationniste que la zone de rattachement "se lie les mains" , pour reprendre la terminologie de Giavazzi et Pagano [1988] , en adoptant la fonction-objectif commune à cette zone afin de corriger le biais d'inflation caractéristique de l'incohérence temporelle de sa politique monétaire .

L'incitation à la discipline monétaire reflète alors une aversion pour l'inflation et une préférence plus forte pour la stabilité des prix . En d'autres termes , le rattachement à l'euro est censé permettre aux autorités monétaires d'importer la discipline désinflationniste de la Banque Centrale Européenne , ce qui du reste est synonyme de coordination symétrique des politiques de changes, et semble être la réponse adéquate aux problèmes nés des asymétries de taille , de chocs et de cycles entre l'économie domestique et la zone de rattachement ou zone-euro . Cet argument relatif aux critères de création d'une Zone Monétaire Optimale (ZMO) entre espaces économiques interdépendants mais d'inégal développement est souvent avancé dans l'approche de Mundell-Mc.Kinnon-Kenen pour analyser l'idée de soutenabilité d'un rattachement monétaire .

Cependant , analyser la question du rattachement monétaire uniquement sous l'angle de la crédibilité des Banques Centrales n'est pas suffisant . Tout d'abord , une critique peut être adressée aux travaux théoriques qui se sont trop centrés sur la seule crédibilité de la politique monétaire , ignorant le fait que les politiques structurelles et budgétaires peuvent ruiner la crédibilité d'une telle politique. Ensuite, la crédibilité des mesures visant à réduire l'inflation est souvent liée au respect d'un objectif intermédiaire de taux de change à court terme . Or , selon la "loi de Goodhart" , le lien entre une variable-indicateur et un objectif final s'affaiblit à partir du moment où l'indicateur est connu comme objectif intermédiaire . C'est ainsi que plusieurs auteurs montrent le manque de fiabilité du lien entre le taux de change et la parité des pouvoirs d'achat , et proposent d'ajouter à la cible de change deux autres cibles intermédiaires de taux d'intérêt et d'agrégat monétaire interne (cf.Weber .A [1991]) .

3.2 La considération de ces nouvelles données affaiblit manifestement les arguments en faveur du rattachement monétaire. Les nouvelles orientations semblent plutôt se décliner vers les développements récents des modèles de change qui se présentent , pour l'instant en tout cas , comme l'alternative adéquate face à l'échec récurrent des modèles traditionnels . Tout au plus évoque-t-on l'inadaptation de ces derniers (PPA , PTI , modèles monétaires , modèles d'équilibre de portefeuilles) à la situation actuelle d'intégration financière des économies émergentes (Eichengreen.B [1995]) , et les problèmes de validation empirique qu'ils ont rencontrés (Cartapanis.A [1996]) La surveillance d'un taux de change réel de référence ou d'équilibre de long terme défini en fonction d'objectifs de convergences réels apparaît comme la nouvelle disposition indispensable pour le futur .

Au départ , la littérature macro-économique foisonnait de modèles arbitrant entre les changes fixes purs et les changes flexibles purs . Au tournant des années 1990 , le FMI a semblé trancher pour la fixité ajustable sur une ou un panier de monnaies dès lors que la flexibilité parfaite entraîne généralement des conflits de politiques économiques . C'est ainsi que de nouveaux arguments théoriques en faveur des mécanismes de change fixe ont été développés à l'occasion des théories sur la crédibilité des politiques monétaires et de réputation des Banques Centrales , mais aussi des approches relatives aux zones-cibles de change . Un ancrage externe est souvent adapté pour lutter contre le biais inflationniste dans un pays où la Banque Centrale ne peut imposer un ancrage nominal interne crédible (Wagner,1998) . Les biais d'inflation étant généralement source d'appréciation de la monnaie nationale en termes réels qui risque d'handicaper la compétitivité et par là de la croissance , l'ancrage externe peut devenir un facteur de crédibilité interne . Cependant , la rigidité des régimes de change d'accrochage au dollar et leur incohérence aux fortes entrées de capitaux liées à la libéralisation des systèmes financiers dans les pays émergents d'Asie du sud est , mais aussi bien auparavant au Mexique , ont remis en cause la crédibilité des régimes de changes fixes ou d'ancrage rigide par rapport à une seule monnaie de référence .

3.3 En dépit de ces dysfonctionnement , le FMI reste plutôt favorable pour des régimes de change fixe mais ajustable en apportant des corrections institutionnelles (degrés d'indépendance des Banques Centrales , stabilité politique ect) . Ces nouvelles dispositions au choix optimal d'un régime de change ont été longuement analysés par le nouveau courant de l'économie politique des réformes (Edwards S,1997) . Les statistiques du *FMI* sur le poids relatif des différents régimes de change confirment d'abord le net recul des régimes de changes fixes. Le nombre de monnaies déclarées en régime de change fixe ou à flexibilité limitée a considérablement reculé . Symétriquement , le nombre d'économies en régime de flottement libre ou de flottement géré a augmenté . Toutefois , ces données fondées sur les régimes de changes officiels des pays membres du *FMI* ne renseignent pas sur les politiques de change effectivement suivis .

En pratique , la non-crédibilité des régimes de zones - cibles s'est en fait traduite par la montée de "zones monétaires de fait" qui tendent à se généraliser par l'ancrage des différentes monnaies sur le dollar ou le mark pour des raisons de faibles volatilités des parités par rapport à ces deux monnaies véhiculaires ou de référence , et non par un retour aux changes flottants (PLIHON.D [1996]) . La configuration actuelle des politiques de changes est loin donc du choix binaire , et donc nécessairement réducteur , entre changes fixes et changes flexibles .

3.4 D'une manière générale , l'une des implications positive attendue en matière de change de l'avènement de l'euro pour la Tunisie est la couverture contre le risque de décrochage des monnaies des pays européens concurrents du fait de leur fusion dans l'euro , notamment la lire italienne , la peseta espagnole et l'escudo portugais par rapport à celles des pays ancrés et clients européens de la Tunisie , notamment la France et l'Allemagne (Chauffour et Stemitsiotis,1998; Bénassy-Quéré A. et Lahrèche-Revil A.,1999) . Les deux premières monnaies ont auparavant subi des attaques spéculatives et des crises de change dans le cadre du Système Monétaire Européen (SME) qui ont eu pour conséquence leurs sorties du Mécanisme de Change Européen (MCE) et de fortes volatilités sur le taux de change du dinar , qui ont conduit à un risque de change au niveau des opérateurs tunisiens . En revanche , la création de l'euro pourrait conduire vraisemblablement à un effet de détournement de trafic et de détérioration de la compétitivité du fait de l'intégration progressive et programmée des PECO dans l'UE , et certains d'entre eux (la Bulgarie par exemple) ont déjà choisi de fixer leurs monnaies à l'euro .

4. Rattachement flexible du dinar à l'euro dans un régime de flottement administré: un modèle de change réel d'équilibre

4.1 On étudie le rattachement du dinar à l'euro sous l'hypothèse de maintien en Tunisie du même régime de flottement administré . La crédibilité de ce régime de change est jugée à partir de la dynamique comparée du taux de change réel dinar-euro , i.e. du taux de change effectif réel par rapport aux 11 monnaies *in* , par rapport à sa norme d'équilibre ou de référence de long terme. La définition , la modélisation et l'estimation économétrique de ce taux de change réel d'équilibre révèle l'imbrication de plusieurs méthodes aussi différentes que contradictoires , d'autant qu'elles semblent difficilement applicables dans le cadre des économies en développement sauf dans le cas d'hypothèses assez restrictives que nous utiliserons pour construire un modèle de change d'équilibre pour l'économie Tunisienne . En effet , toutes les modélisations récentes reposent essentiellement sur deux approches alternatives :

- Tout d'abord , le **modèle FERER** considère le taux de change réel d'équilibre fondamental (Fundamental Equilibrium Real Exchange Rate) comme étant le taux de change effectif réel permettant d'atteindre simultanément les équilibres interne et externe à moyen terme . Selon Williamson (1983,1994), l'*équilibre interne* est caractérisé par la convergence de l'économie vers un sentier de croissance non-accélérateur d'inflation i.e. vers un taux de chômage établi au niveau naturel (NAIRU) . L'*équilibre externe* se définit essentiellement par une cible de balance courante qui correspond généralement à un solde soutenable mais pas nécessairement équilibré . Le *FERER* analyse la dynamique de change de moyen terme en faisant explicitement référence aux déterminants réels du taux de change , et en particulier les déséquilibres de la balance courante et les écarts de production . Le calcul de la parité d'équilibre nécessite dès lors des hypothèses quant-aux objectifs retenus en matière d'équilibres interne et externe . Ces hypothèses sont dérivées d'estimations économétriques des niveaux de la croissance et de la production potentielle (Cepii,1997) ainsi que des niveaux de balance courante . Contrairement au premier indicateur , c'est sur le second que se focalisent l'essentiel des critiques . En effet , bien que l'approche théorique repose sur une analyse intertemporelle , l'évaluation empirique des cibles de déficit courant nécessite de faire des hypothèses sur les niveaux de taux d'intérêt , de maturité et des délais de remboursement de la dette qui reposent avant tout sur des appréciations normatives et donc très approximatives . En plus , le modèle FERER souffre d'une autre insuffisance , en ce sens que dans la plupart des travaux économétriques , le change réel est supposé n'avoir aucun impact sur le niveau de la production potentielle (compatible avec une inflation constante) , en d'autres termes , l'équilibre interne est souvent posé comme exogène . Ces modèles ont été appliqués aux économies en développement et en transition par Elbadawi (1994;1997) et Edwards (1994;1997) .

- Ensuite , le **modèle NATREX** , qui considère le taux de change réel d'équilibre comme étant le taux de change réel naturel (Natural Real Exchange Rate) , lève une partie des insuffisances du modèle FERER . Par référence à l'approche de R.Mc.Donald [1995,1997] et R.Mc. Donald & M.J. Moore [1996] , ce modèle intègre explicitement les problèmes de convergence structurelle représentée par les différentiels de productivité. Ces auteurs montrent que l'hypothèse de la PPA comme relation d'équilibre de long terme peut être réhabilitée en intégrant des différences structurelles ou des changements de régimes . Ainsi , la détermination d'un taux de change réel naturel tient compte essentiellement de l'effet Balassa-Samuelson (BS) , selon lequel le taux de change réel est fonction des différentiels de croissance de la productivité . Cette approche a été essentiellement étudiée par J.Stein [1990;1995;1996] et appliquée pour certaines monnaies d'Amérique latine par M.Connolly et J. Devereux [1995] .

L'effet (BS) permet d'expliquer les écarts du taux de change réel à la PPA absolue qui n'est généralement pas vérifiée entre des économies n'ayant pas le même niveau de développement . En plus de l'effet (BS) , le taux de change réel d'équilibre est aussi fonction du solde de la balance courante qui devient endogène et non plus posé comme cible tendancielle . Cependant , le modèle NATREX reste difficilement applicable aux économies en développement et en transition car nécessite une proxy de la productivité marginale du capital qui est déterminante dans le calcul de l'effet (BS) .

4.2 Pour notre part , nous construisons un modèle de change réel d'équilibre qui repose sur un cadre théorique analogue à celui appliqué par Elbadawi.A(1994;1997) aux économies en développement et par Edwards.S(1994;1997) ainsi que Halpern et Wyplosz (1997) aux économies en transition . Il formalise les différentes étapes du passage d'un modèle FERER **structurel** à un modèle de forme **réduite** représentée par une relation de long terme estimable , voire à une modélisation à correction d'erreurs précisant les schémas d'ajustement partiel d'une variable économique , le taux de change réel, à sa cible notionnelle . Cette technique permet d'éviter les approximations subjectives des concepts d'équilibres interne et externe. Dans sa forme structurelle , le modèle pose l'équilibre externe comme exogène suite à une double hypothèse forte de mobilité parfaite des capitaux et de substituabilité parfaite des actifs , en ce sens que l'économie peut financer la totalité de son déficit courant par endettement externe . Ainsi , les déterminants monétaires expliquent la dynamique de change réel , mais ne jouent aucun rôle à long terme .

Contrairement à la première génération des modèles FERER , l'équilibre interne est en revanche totalement endogénéisé en ce sens que le change réel d'équilibre dépend clairement des écarts de production . En effet, au sein d'une même économie , les écarts de productivité entre les secteurs exposé et abrité sont aussi à la base de la non-vérification de la PPA qui n'est en fait valable que sur des marchés de concurrence parfaite avec uniquement des biens échangeables . En effet , la variation de la productivité découle d'un accroissement de la productivité marginale du capital domestique qui est plus rapide dans le secteur échangeable (ou secteur exposé) relativement au secteur non échangeable (ou secteur abrité) . En conséquence , l'offre de capital diminue dans le secteur abrité et le prix des biens non-échangeables augmente , ce qui entraîne une baisse ou une appréciation réelle du taux de change (F.Busson et P.Villa,1996) . En d'autres termes , si une économie réalise des gains de productivité dans son secteur exposé suite à l'accumulation de capital physique et humain , et si le secteur abrité augmente son niveau global de productivité dans une proportion moindre , il s'en suit , en supposant que la mobilité intersectorielle du travail assure la péréquation des niveaux de salaire , un accroissement relatif des prix du secteur abrité par rapport à ceux du secteur exposé (A.Heston , D.Nuxell et R.Summers ,1994).

4.3 Par conséquent , le taux de change réel d'équilibre est défini par le prix relatif des biens échangeables (t) par rapport aux biens non échangeables (nt) qui assure la réalisation simultanée des équilibres interne et externe. *L'équilibre interne* est celui du marché des biens non échangeables associé à un taux de chômage établi au niveau naturel , alors que *l'équilibre externe* découle de la satisfaction de la contrainte budgétaire intertemporelle qui stipule que la somme actualisée de la balance courante (bc)est nulle¹². Le modèle rend compte du paradigme de *l'économie dépendante* dans un "petit pays" avec une mobilité parfaite des

¹² La règle d'actualisation retenue est la suivante :

$$\sum_j \frac{1}{(1+i)^j} . bc_{t+j} = \sum_j (1+i)^{-j} . bc_{t+j} = 0$$

où (i) désigne le taux d'intérêt nominal .

capitaux et une substituabilité parfaite des actifs à l'échelle internationale en ce sens que les biens importables et exportables sont agrégés en un bien échangeable unique . Le taux de change réel d'équilibre (e) au sens de Balassa est alors défini à l'incertain comme suit :

$$e = \frac{p_t}{p_{nt}} = \frac{s \cdot p_t^*}{p_{nt}} \quad (1)$$

où :

s : le taux de change nominal

p_t : le prix des biens échangeables en termes de monnaie domestique

p_{nt} : le prix des biens non échangeables en termes de monnaie domestique

p_t^* : le prix des biens échangeables en termes de monnaie étrangère

Toute hausse (baisse) de s ou de e est une dépréciation (appréciation) nominale ou réelle

Selon l'effet B-S , la loi du prix unique ne s'applique qu'au secteur des biens échangeables:

$$p_t = s \cdot p_t^* \quad (2)$$

Les prix des biens échangeables (non échangeables) dépendent des coûts unitaires de travail dans les secteurs respectifs . Les prix relatifs sont alors donnés par :

$$p_t = \mathbf{w} / \mathbf{p}_t \quad (3)$$

$$p_{nt} = \mathbf{w} / \mathbf{p}_{nt} \quad (4)$$

où : \mathbf{w} désigne le taux de salaire nominal

\mathbf{p}_t : la productivité dans le secteur des biens non échangeables

\mathbf{p}_{nt} : la productivité dans le secteur des biens non échangeables

La substitution des équations (2) , (3) et (4) dans l'équation (1) donne alors :

$$e = \mathbf{p}_{nt} / \mathbf{p}_t \quad (5)$$

Dés lors que la PPA n'est pas vérifiée , tout accroissement de la productivité dans le secteur des biens échangeables exposé à la concurrence internationale (resp. non échangeables) relativement à celle du secteur abrité des biens non échangeables (resp. échangeables) entraîne selon l'équation (5) une appréciation (resp. dépréciation) réelle . Ainsi , les économies les moins développées tendent naturellement à avoir un taux de change réel sous-évalué par rapport à la norme d'équilibre . En plus de l'effet B-S qui reste un déterminant structurel de long terme du taux de change réel , le modèle inclut des déterminants monétaires relatifs aux comportements productifs , à la structure de portefeuilles , à la conduite des politiques économiques et aux relations externes de bouclage . L'ensemble de ces déterminants formalise plutôt la dynamique d'ajustement du taux de change réel (e) par rapport à sa norme d'équilibre de long-terme (\tilde{e}) .

Les comportements productifs sont illustrés par les fonctions de demandes de biens échangeables (c_t) et de biens non échangeables (c_{nt}) qui dépendent du taux de change réel (e) défini dans l'équation précédente et du stock réel des actifs (a), contrairement aux fonctions d'offre de biens échangeables (q_t) et non échangeables (q_{nt}) qui ne dépendent que du taux de change réel (e). La structure de portefeuilles des agents privés est subdivisée en une détention de la monnaie domestique (m) et d'une monnaie étrangère (f) ou des actifs domestiques et étrangers parfaitement substituables libellés indifféremment dans les deux monnaies. Ainsi, le portefeuille total d'actifs (a) est la somme de la monnaie domestique (m) et de la monnaie étrangère (f) calculée en termes de monnaie domestique ($s.f$) :

$$a = m + s.f \quad (6)$$

$$c_t = c_t(e, a)$$

$$\frac{dc_t}{de} < 0; \frac{dc_t}{da} > 0 \quad (7)$$

$$c_{nt} = c_{nt}(e, a)$$

$$\frac{dc_{nt}}{de} > 0; \frac{dc_{nt}}{da} > 0 \quad (8)$$

$$q_t = q_t(e)$$

$$\frac{dq_t}{de} > 0 \quad (9)$$

$$q_{nt} = q_{nt}(e)$$

$$\frac{dq_{nt}}{de} < 0 \quad (10)$$

La conduite des politiques économiques formalise les déterminants et le mode de financement des finances publiques. La fonction de consommation (g) du gouvernement en biens non échangeables ($p_{nt} \cdot g_{nt}$) et en biens échangeables ($p_t \cdot g_t = s \cdot p_t^* \cdot g_t = s \cdot g_t$), en posant ($p_t^* = 1$) est donnée dans l'équation (11). Les dépenses publiques (g) sont financées par création monétaire (d) et par une politique fiscale (t).

$$g = p_{nt} g_{nt} + s g_t \quad (11)$$

$$g = d + t \quad (12)$$

Le bouclage du modèle s'opère par les relations externes. L'équation (13) définit le compte courant en termes de monnaie étrangère (bc) comme la différence entre l'offre de biens échangeables et la consommation privée de biens échangeables. L'équation (14) définit la balance courante structurelle (bcs) par le compte courant net de la consommation publique de biens échangeables. L'équation (15) établit l'identité de la balance des paiements qui définit la variation des avoirs extérieurs nets (r) comme étant égale à la somme des soldes de la balance courante structurelle (bcs) (r étant le stock de réserves de changes) et des capitaux (bk). Sous l'hypothèse de mobilité parfaite des capitaux, les autorités monétaires peuvent financer le

déficit courant , qui est essentiellement dû à une appréciation réelle¹³, par endettement externe ou emprunt net .Le bouclage du modèle s'opère par l'équation (16) qui donne la seconde identité de base du modèle monétaire, celle relative à la variation de l'offre de monnaie domestique (\dot{m}) qui est égale à la somme des variations du crédit domestique (\dot{d}) et des réserves de changes libellées en monnaie domestique ($s.\dot{r}$).

$$bc = q_t(e) - c_t(e, a) \quad (13)$$

$$bcs = bc - g_t \quad (14)$$

$$\dot{r} = bcs + bk \quad (15)$$

$$\dot{m} = \dot{d} + s.\dot{r} \quad (16)$$

Le taux de change réel d'équilibre de long-terme (\tilde{e}) est défini par l'atteinte simultanée de deux conditions:

Condition 1 : *équilibre interne* du marché des biens non-échangeables

$$c_m(e, a) + g_m = q_m(e) \quad (17)$$

On déduit dès lors la relation d'équilibre suivante :

$$e = f(a, g_m) \quad (18)$$

$$\text{où} \quad : \frac{df}{da} < 0 \quad \text{et} \quad \frac{df}{dg_{NT}} < 0$$

En d'autres termes, une valeur élevée d'actifs réels (a) ou de consommation réelle (g_m) nécessitent une baisse de (e) ou appréciation réelle pour maintenir la position d'équilibre.

Condition 2 : *équilibre externe* ou équilibre des comptes externes (compte courant et balance des paiements).

$$\dot{m} = \dot{d} + s.\dot{r} \quad (16)$$

$$\Rightarrow \dot{m} = (g - t) + s.[bcs + bk(i; i^*)]$$

$$\Rightarrow \dot{m} = [p_m g_m + s.g_t - t] + s.[bc - g_t + bk(i; i^*)]$$

$$\Rightarrow \dot{m} = [p_m g_m - t] + s.[bc] + s.[bk(i; i^*)]$$

L'équilibre externe nécessite que ($\dot{r} = (bc + bk) = \dot{m} = 0$) , on déduit dès lors la relation d'équilibre suivante :

$$e = g(p_m, i, i^*, bc, g_m, t) \quad (19)$$

On peut alors déduire le modèle de forme réduite suivant :

¹³ $bc < 0$ i.e. $q_t(e) < c_t(e, a) + g_t$. Or, $\frac{dq_t}{de} > 0$ ce qui signifie qu'une baisse de (q_t) est due à une baisse de (e) i.e. une appréciation du taux de change réel.

$$\left\{ \begin{array}{l} e = \mathbf{p}_m / \mathbf{p}_t \quad (5) \\ e = f(a, g_m) \quad (18) \\ e = g(p_m, i, i^*, bc, g_m, t) \quad (19) \end{array} \right.$$

Ce modèle permet de déduire la fonction de la norme d'équilibre de long terme :

$$\tilde{e} = h(\mathbf{p}_m, \mathbf{p}_t, a, i, i^*, bc, p_m) \quad (20)$$

En d'autres termes , le taux de change réel d'équilibre dépend des différentiels de productivité , du déficit courant , du différentiel des taux d'intérêt (PTI) , des niveaux d'inflation et de déficit budgétaire. Les développements récents de la modélisation économétrique dynamique autour des techniques de cointégration ont permis d'établir des mouvements conjoints de plusieurs séries tendanciellelles telles qu'elles vérifient approximativement une relation d'équilibre de long terme .

5. Estimation du taux de change réel d'équilibre dinar-euro et crédibilité du régime de flottement administré

5.1 La détermination du taux de change réel d'équilibre ou de référence du dinar par rapport à l'euro (*irde*) est analysée à partir du modèle linéaire de forme réduite de l'équation-20 appliqué à l'indice du taux de change réel effectif du dinar vis-à-vis des 11 monnaies européennes *in* , et qui comprend deux composantes principales : un différentiel de productivité (*dprod*) entre la Tunisie et les pays de la zone euro-11 et une batterie de déterminants fondamentaux . Il s'agit de la PPA et la PTI à long terme formalisées par les variables de différentiel d'inflation (*dinf*) et de différentiel de taux d'intérêt nominaux de long terme (*dtinlt*) et du ratio du solde de la balance des opérations courantes par rapport au PIB (*rsboc*) . Les séries sont annuelles et couvrent la période 1970-1998. Le modèle ainsi combiné intègre en plus un terme d'erreur (\mathbf{x}_t) qui vérifie les propriétés classiques d'un bruit blanc :

$$\left\{ \begin{array}{l} \tilde{e} = h(\mathbf{p}_m, \mathbf{p}_t, a, i, i^*, bc, p_m) \quad (20) \\ irde_t = a_0 + a_1.dprod_t + a_2.dinf_t + a_3.dtinlt_t + a_4.rsboc_t + \mathbf{x}_t \quad (20.bis) \end{array} \right.$$

Le choc aléatoire (\mathbf{x}_t) représente un bruit blanc d'espérance mathématique nulle et de variance finie:

$$[\mathbf{x}_t] \rightarrow N([0], [\mathbf{S}_x^2]) \quad (21)$$

D'autres tentatives intégrant d'autres variables macro-économiques , notamment le ratio de déficit public par rapport au PIB (*rdefp*) , le ratio d'encaisses réelles par rapport au PIB (*rencr*), le ratio des flux nets de capitaux à long terme par rapport au PIB (*rfnk*) et le ratio des variations des réserves de changes par rapport au PIB (*rvrch*) se sont révélées peu satisfaisantes à cause de coefficients de corrélations élevés (Tab-1) dont l'explication théorique semble évidente . Vraisemblablement des problèmes de multicollinéarité dans un échantillon de taille faible et où le nombre d'observations est assez réduit font en sorte que

l'introduction d'une variable supplémentaire augmente sensiblement le nombre de paramètres à estimer et réduit par conséquent le nombre de degrés de liberté¹⁴.

Tab-1 Matrice de corrélation

	IRD E	DPRO D	DINF	DTIN LT	RDEF P	RENC R	RFN K	RSBO C	RVRC H
IRDE	1.000	-0.183	0.705	0.919	-0.146	-0.927	- 0.530	-0.147	-0.013
DPRO D	- 0.183	1.000	0.024	-0.024	-0.298	0.066	0.082	-0.122	-0.148
DINF	0.705	0.024	1.000	0.769	-0.401	-0.669	- 0.545	-0.103	-0.071
DTIN LT	0.919	-0.024	0.769	1.000	-0.215	-0.889	- 0.643	-0.096	-0.084
RDEF P	- 0.146	-0.298	-0.401	-0.215	1.000	0.332	- 0.083	0.641	0.260
RENC R	- 0.927	0.066	-0.669	-0.889	0.332	1.000	0.378	0.326	0.160
RFNK	- 0.530	0.082	-0.545	-0.643	-0.083	0.378	1.000	-0.478	0.062
RSBO C	- 0.147	-0.122	-0.103	-0.096	0.641	0.326	- 0.478	1.000	0.245
RVRC H	- 0.013	-0.148	-0.071	-0.084	0.260	0.160	0.062	0.245	1.000

5.2 Au niveau des hypothèses et des séries utilisées, nous avons retenu une composition monétaire pseudo-officielle de l'euro supposé formé virtuellement de 9 monnaies européennes seulement parmi les 11 officiellement retenues, à savoir le Deutschemark (DEM), le Franc français (FRF), la Lire italienne (LIT), le Florin néerlandais (NLG), l'Escudo portugais (EPT), le Franc luxembourgeois (LUF), le Schilling autrichien (ATS), le Franc belge (BEF) et la Peseta espagnole (ESP). Les 2 monnaies restantes, le Markka finlandais (MFI) et la Livre irlandaise (IEP) n'ont pratiquement aucune influence sur la dynamique de change du dinar au vu de la faiblesse relative des flux d'échanges extérieurs et des mouvements de capitaux entre la Tunisie d'une part, la Finlande et l'Irlande d'autre part. L'indice du taux de change nominal du dinar par rapport à l'euro (*inde*) est construit à partir de l'indice du taux de change effectif nominal calculé selon une moyenne géométrique des indices de taux de change nominaux bilatéraux (*itcn*) vis à vis des 9 monnaies européennes retenues exprimés pour l'année de base 1980, et pondérés selon les proportions relatives (*w*) des différents pays dans les flux d'échanges et de services extérieurs de la Tunisie¹⁵. Les indices de taux de change réels (*itcr*) sont calculés à partir de ces indices nominaux et des indices des prix à la consommation (*ipc*), une fois les séries au préalable normalisées à la même année de base 1980. L'indice du taux de change réel dinar-euro (*irde*) est alors l'indice du taux de change effectif réel calculé selon une moyenne géométrique pondérée des indices de taux de change

¹⁴ Des tests de multicolinéarité ont permis en effet de démontrer que la spécification des dynamiques de change du dinar par rapport à l'euro est mieux captée par le modèle de l'équation (20.bis).

¹⁵ Le calcul des pondérations monétaires a retenu, outre la balance commerciale, les composantes de la balance des services ayant une élasticité positive par rapport au taux de change, ce qui revient à retenir exclusivement les flux touristiques.

réels bilatéraux du Dinar en retenant les mêmes coefficients de pondération utilisés précédemment . Une augmentation correspond à une dépréciation réelle .

$$itcn_{i,j} = (tcn_{i,j} / tcn_{i=1980}) * 100 \quad (22)$$

$$inde_i = \prod_{j=1}^9 (itcn_{i,j})^{w_{i,j}} \quad (23)$$

$$w_{i,j} = (x_{i,j} + m_{i,j}) / (\sum_{j=1}^9 (x_j + m_j)_i) \quad (24)$$

$$itcr_{i,j} = itcn_{i,j} * (ipc_{i,j}^* / ipc_i) \quad (25)$$

$$irde_i = \prod_{j=1}^9 (itcr_{i,j})^{w_{i,j}} \quad (26)$$

$$i = 1970; \dots; 1998$$

$$j = 1; \dots; 9$$

5.3 Par rapport à la plupart des monnaies constituant l'euro, la volatilité nominale du dinar a été plus forte que la volatilité réelle et ceci dans un souci de la Banque Centrale de Tunisie (BCT) de corriger la stabilité réelle afin de garantir la compétitivité-prix des produits exportés . Ainsi , entre 1986 et 1997 le dinar s'est déprécié en terme nominal de 48% par rapport au FRF , de 19% par rapport à USD , de 53% par rapport à DEM et de 46% par rapport à JPY . Alors qu'en terme réel , le Dinar s'est déprécié de 28% par rapport au FRF , 26% par rapport au DEM , de 32% par rapport à la LIT et seulement de 6% par rapport au dollar . De même , la volatilité du Dinar par rapport à l'Euro a été plus faible en terme nominal qu'en terme réel durant la période passée et semble exactement converger vers le coefficient de variation nominal du FRF (Tab-2) . Il reste que cette volatilité nominale du dinar a été plus faible vis à vis de l'euro que par rapport au dollar et yen .

Tab-2.1

	IRDE	INDE	IRDDDEM	INDDEM	IRDFRF	INDFRF
Moyenne	117.57 53	139.5338	120.6336	167.4193	112.8772	134.1765
Médiane	104.24 35	110.3965	109.3355	126.3915	102.6270	104.8080
Maximum	169.69 00	217.9020	165.0840	310.9430	147.8970	208.6350
Minimum	76.411 00	94.14800	76.61300	67.64100	73.53300	93.98900
Skewness	0.1709 69	0.519159	0.175080	0.424334	0.072280	0.647259
Kurtosis	1.4399 21	1.499157	1.518505	1.530831	1.396758	1.730887
Probabilité		0.143292	0.258764	0.186516	0.220561	

	0.2258				0.147035	
	36					
Mesures de la volatilité						
Dév. Std. (Ecart type)	31.330	44.81631	29.81725	89.31453	27.82540	43.07928
	51					
Coefficient de variation	26.6%	32.1%	24.7%	53.4%	24.6%	32.1%
Pour Mémoire :	IRDUS	INDUSD	IRDJPY	INDJPY		
	D					
Dév. Std. (Ecart type)	27.53	56.59	62.89	152.81		
Coefficient de variation	21.64%	33.84%	47.49%	72.76%		

Tab-2.2

	IRDBEF/L	INDBEF/L	IRDLI	INDLIT	IRDESP	INDESP
	UF	UF	T			
Moyenne	111.0179	140.5844	127.892	134.4362	118.5156	127.9837
			9			
Médiane	105.2215	105.1210	117.005	139.8205	104.9850	138.0970
			0			
Maximum	147.6210	243.0950	189.658	189.0380	182.3630	167.2960
			0			
Minimum	70.59800	79.51400	80.9120	95.30200	63.20500	86.90700
			0			
Skewness	0.017757	0.560850	0.31768	0.224004	0.233045	-
			8			0.267157
Kurtosis	1.519240	1.652088	1.52770	1.975634	1.562437	1.752220
			8			
Probabilité	0.278098	0.166328	0.22314	0.482300	0.263888	0.341380
			1			
Mesures de la volatilité						
Dév. Std. (Ecart type)	26.16339	60.04446	37.7852	29.17574	39.99533	24.66895
			1			
Coefficient de variation	23.5%	42.7%	29.5%	22.1%	33.7%	19.2%

Tab-2.3

	IRDEPT	INDEPT	IRDATS	INDATS	IRDNLG	INDNL G
Moyenne	98.39489	122.7351	134.7475	218.6245	114.1201	164.0003
Médiane	100.1405	116.2915	126.2580	159.7030	108.3875	122.0285
Maximum	140.0390	165.6790	240.1440	506.7370	151.5230	301.4850
Minimum	57.96100	73.54400	38.79200	50.62800	65.99700	72.13100
Skewness	-0.134762	0.012702	0.054190	0.549572	-0.138350	0.461392
Kurtosis	1.608226	1.528690	1.744547	1.823656	1.697008	1.554664
Probabilité	0.309650	0.282762	0.396024	0.220481	0.355213	0.179909
Mesures de la volatilité						
Dév. Std. (Ecart type)	27.69411	29.91056	62.93492	156.7678	27.87686	84.23722
Coefficient de variation	28.1%	24.3%	46.7%	71.7%	24.4%	51.3%

La Kurtosis est définie par :

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (r_i - \bar{r}_i)^4 \left/ \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (r_i - \bar{r}_i)^2 \right]^2 \right. \quad (27)$$

où \bar{r}_i est la moyenne estimée des séries r_i . Pour une distribution normale, sa valeur est égale à 3. Une distribution est qualifiée de Platokurtic si sa Kurtosis est inférieure à 3, et Leptokurtic si sa Kurtosis est supérieure à 3.

La Skewness est définie par :

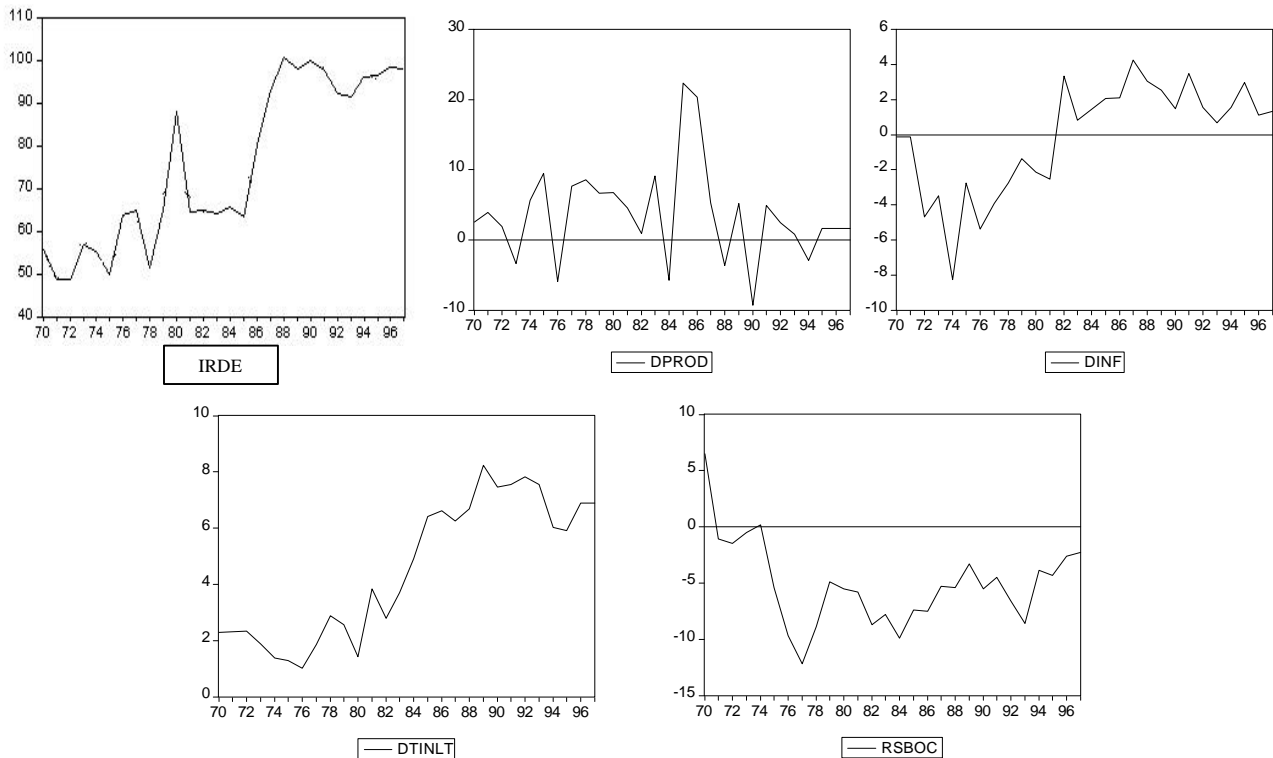
$$-\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (r_i - \bar{r}_i)^3 \left/ \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (r_i - \bar{r}_i)^2 \right]^{\frac{3}{2}} \right. \quad (28)$$

où \bar{r}_i est la moyenne estimée des séries r_i . Pour une distribution symétrique normale, la Skewness a une moyenne nulle.

Le différentiel de productivité est approximé par l'écart des taux de croissance des indices à la production industrielle corrigés des variations saisonnières entre la Tunisie et l'étranger, une fois les séries normalisées à la même année de base 1980. Pour cela, on calcule un taux de croissance moyen de l'indice à la production industrielle externe en retenant une moyenne arithmétique des divers taux de croissance retenus pondérés uniquement en fonction des flux d'échange commerciaux. Le différentiel des taux d'intérêt nominaux de long terme ou parité des taux d'intérêt nominaux de long terme est calculé par l'écart entre le taux d'intérêt nominal

de long terme en Tunisie (supposé égal au taux du marché monétaire plus 2.5 points de pourcentage) et le taux d'intérêt nominal de long terme étranger (approximé par la moyenne arithmétique des taux de rendements des obligations d'Etat respectifs pondérés par les parts relatives des recettes et dépenses libellées dans la devise considérée par rapport aux recettes et dépenses totales en Dinar des balances des paiements bilatérales) .

Le différentiel d'inflation ou parité des pouvoirs d'achat de long terme est calculé par l'écart entre le taux d'inflation en Tunisie et le taux d'inflation moyen étranger des pays considérés calculé à partir du taux d'accroissement d'un indice moyen des prix à la consommation issus de la même base de données . Enfin , le ratio de déficit courant rapporte cette variable au PIB courant de la période considérée.



Tab -3 Statistiques descriptives

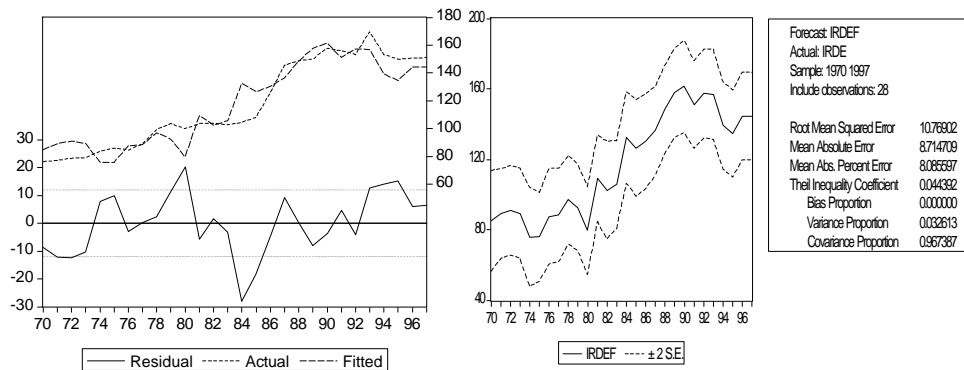
	IRDE	DPRO	DINF	DTINLT	RSBOC
	D				
Moyenne	117.57	3.69	-0.12	4.52	-5.08
Médiane	104.24	3.27	0.98	4.36	-5.41
Maximum	169.69	22.39	4.27	8.24	6.51
Minimum	76.41	-9.34	-8.25	1.02	-12.21
Dév. Std. (Ecart-type)	31.33	6.93	3.12	2.46	3.79
Skewness	-0.13	0.76	-0.78	0.01	0.82
Kurtosis	1.61	4.26	2.86	1.38	4.45
Probabilité	0.31	0.11	0.24	0.21	0.06

5.4 Les résultats empiriques obtenus à partir de l'estimation du modèle de l'équation (20.bis) en niveau montrent que les coefficients estimés sont conformes à la théorie et ont le signe attendu . En effet, eu égard à l'effet *Balassa-Samuelson* , une dépréciation (appréciation) réelle du taux de change résulte d'un différentiel de productivité négatif (positif) et le coefficient estimé de DPROD est donc de signe négatif . Plus les différentiels d'inflation et de

taux d'intérêt nominaux de long terme augmentent (diminuent) , plus le taux de change réel se déprécie (s'apprécie)¹⁶ et les coefficients de DINF et DTINLT sont donc de signes positifs. La relation qui lie le solde courant au taux de change effectif réel est sans ambiguïté si la condition de Marshall-Lerner est vérifiée : un gonflement (baisse) du déficit courant conduisant généralement à une appréciation réelle , le coefficient estimé de RSOB est donc de signe négatif .

Tab-4

Variable dépendante: IRDE				
Variables	Coefficien	Erreur Std.	t-Student	Prob.
C	65.20571	7.734471	8.430533	0.0000
DPROD	-0.774608	0.333323	-2.323896	0.0293
DINF	0.068298	1.151594	0.059308	0.9532
DTINLT	11.45231	1.453971	7.876576	0.0000
RSBOC	-0.669340	0.610916	-1.095634	0.2846
R ²	0.877657			
R ² aj.	0.856380			
S.E. R	11.88205	AIC (Akaike Info Criterion)		7.948367
S.S.R	3247.211	SC (Schwarz Criterion)		8.186261
Log	-106.2771	F-statistic		41.24895
Vraisemblance				
DW	0.991727			



5.5 L'application des procédures de tests de racine unité Augmented Dickey-Fuller (ADF) et Phillips-Perron (PP) ont démontré que l'ensemble des séries temporelles retenues sont intégrées d'ordre 1 (I(1)) avec des dérives qui concernent soit la constante soit la tendance des processus générés . Ces tests se fondent sur les modèles suivants :

Modèle sans constante et sans tendance :

$$\Delta x_t = (\mathbf{j} - 1) \cdot x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \mathbf{q}_i \cdot \Delta x_{t-i} + u_t \quad (29)$$

¹⁶ En supposant un délai de réaction des autorités monétaires pour la détermination du taux de change nominal.

Modèle avec constante et sans tendance :

$$\Delta x_t = \mathbf{a} + (\mathbf{j} - 1).x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \mathbf{q}_i . \Delta x_{t-i} + u_t \quad (30)$$

Modèle avec constante et tendance :

$$\Delta x_t = d_t + (\mathbf{j} - 1).x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \mathbf{q}_i . \Delta x_{t-i} + u_t \quad (31)$$

Avec $d_t = \mathbf{a} + \mathbf{b}.t$ une fonction déterministe du temps, et $\Delta x_{t-i} = x_{t-i} - x_{t-i-1}$ désigne la différence première de la série statistique (x_{t-i}) et (p) l'ordre d'auto-régression ou de retards.

Tab 5 - Test (ADF) de racine unité en niveau (1retard)

Variables	IRDE	DPROD	DINF	DTINLT	RSBOC
Modèle sans dérive (équ.29)					
$\hat{\mathbf{j}} - 1$	0.017 (1.351) (1)	-0.645 (-2.615)	-0.158 (-1.126)	0.021 (0.573)	-0.077 (-1.001)
$\hat{\mathbf{q}}_1$	0.079 (0.381) AIC=6.981 (2) SC=7.078 (3)	-0.147 (-0.732) AIC=7.061 SC=7.158	-0.442 (-2.408) AIC=4.391 SC=4.487	-0.145 (-0.699) AIC=2.801 SC=2.897	0.084 (0.486) AIC=4.724 SC=4.821
ADF	1.351	-2.615	-1.126	0.573	-1.001
VC (1%) (4)	-2.656	-2.656	-2.656	-2.656	-2.656
VC (5%)	-1.954	-1.954	-1.954	-1.954	-1.954
VC (10%)	-1.622	-1.622	-1.622	-1.622	-1.622
Modèle avec dérive (Constante) (équ.30)					
$\hat{\mathbf{a}}$	8.089 (1.361)	3.732 (2.021)	0.049 (0.118)	0.469 (1.207)	-2.033 (-2.113)
$\hat{\mathbf{j}} - 1$	-0.046 (-0.945)	-1.002 (-3.434)	-0.157 (-1.092)	-0.061 (-0.779)	-0.359 (-2.367)
$\hat{\mathbf{q}}_1$	0.073 (0.359) AIC=6.981 SC=7.126	0.032 (0.153) AIC=6.975 SC=7.121	-0.443 (-2.361) AIC=4.466 SC=4.612	-0.125 (-0.603) AIC=2.816 SC=2.961	0.114 (0.702) AIC=4.623 SC=4.768
ADF	-0.945	-3.434	-1.092	-0.779	-2.367
VC (1%)	-3.708	-3.708	-3.708	-3.708	-3.708
VC (5%)	-2.979	-2.979	-2.979	-2.979	-2.979
VC (10%)	-2.629	-2.629	-2.629	-2.629	-2.629
Modèle avec dérive (Constante et tendance) (équ.31)					
$\hat{\mathbf{a}}$	22.083 (2.113)	5.803 (1.611)	-2.74 (-2.054)	0.292 (0.749)	-2.581 (-2.028)
$\hat{\mathbf{b}}$	1.061 (1.603)	-0.134 (-0.672)	0.187 (2.186)	0.089 (1.671)	0.044 (0.669)

\hat{j}^{-1}	-0.299 (-1.816)	-1.031 (-3.455)	-0.539 (-2.453)	-0.312 (-1.856)	-0.339 (-2.164)
\hat{q}_1	0.219 (1.005) AIC=6.947 SC=7.141	0.044 (0.211) AIC=7.031 SC=7.225	-0.273 (-1.431) AIC=4.347 SC=4.451	-0.007 (-0.035) AIC=2.773 SC=2.967	0.069 (0.391) AIC=4.681 SC=4.873
ADF	-1.816	-3.455	-2.453	-1.856	-2.164
VC (1%)	-4.355	-4.355	-4.355	-4.355	-4.355
VC (5%)	-3.594	-3.594	-3.594	-3.594	-3.594
VC (10%)	-3.232	-3.232	-3.232	-3.232	-3.232
Ordre d'intégration	I(1) avec dérive	I(1) avec dérive	I(1) avec dérive	I(1) avec dérive	I(1) avec dérive

(1) Les tests (t) de Student figurent entre parenthèses

(2) Critère AIC d'Akaike

(3) Critère SC de Schwarz

(4) Valeur Critique théorique de MacKinnon [1991] pour rejeter l'hypothèse nulle de racine unité

On associe le terme « dérive » à la constante ou à la tendance du processus

5.6 On procède par la suite à l'estimation de modèles VAR. Dans une approche multivariée, on définit le modèle VAR d'ordre p par un vecteur auto régressif Z_t de dimension 5 des cinq variables non-stationnaires ($\sim I(1)$) retenues, et représenté par l'équation suivante:

$$Z_t = \mu + \Phi_1 Z_{t-1} + \dots + \Phi_p Z_{t-p} + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T \quad (32)$$

ε_t : k erreurs indépendantes de la matrice de covariance Ω

m : tendance linéaire déterministe

Soit, le modèle multivarié suivant :

$$Z_t \equiv [IRDE, DPROD, DINF, DTINLT, RSBOC] \quad (33)$$

Dans ce cas, μ est un vecteur d'ordre 5 contenant des termes constants. ε_t est un vecteur de bruits blancs vérifiant les hypothèses suivantes:

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad \forall t \quad (34)$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Omega \quad \forall t \quad (35)$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = 0 \quad \text{si } s \neq t \quad (36)$$

Φ_i ($i = 1, \dots, p$) sont des matrices de coefficients fixes d'ordre 5. Elles sont identifiées sans aucune contrainte dérivée de la théorie économique.

La détermination du nombre de retard optimal a été effectuée à partir du test du rapport de vraisemblance (*Likelihood Ratio LR*). Le test du rapport de vraisemblance consiste à comparer deux retards alternatifs selon le corps d'hypothèses suivant:

$$\begin{cases} H_0 : p = p_0 \\ H_1 : p = p_1 \end{cases} \quad p_1 > p_0 \quad (37)$$

La statistique du test s'écrit sous la forme suivante:

$$LR = -2(\hat{L}_0 - \hat{L}_1) \equiv T \left(\log |\hat{\Omega}_0| - \log |\hat{\Omega}_1| \right) \rightarrow \mathbf{c}_{(q)}^2 \quad (38)$$

\hat{L}_0 et \hat{L}_1 sont, respectivement, les Log-Vraisemblances (Log-Likelihood) relatives à l'estimation des modèles VAR(p_0) et VAR(p_1). $\hat{\Omega}_0$ et $\hat{\Omega}_1$ sont les matrices de variances-covariances des résidus issues de l'estimation des modèles VAR(p_0) et VAR(p_1), respectivement, et qui sont définies par l'expression suivante:

$$\hat{\Omega}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t(p_i) \hat{\varepsilon}_t'(p_i) \quad i = 0, 1 \quad (39)$$

$|\cdot|$ indique le déterminant de $\hat{\Omega}_i$, $i=0,1$. $q = n^2(p_1 - p_0)$ indique le nombre de restrictions sous l'hypothèse nulle H_0 . n est le nombre d'équations ou de variables endogènes. En comparant les spécifications VAR(1) et VAR(2), ce test a permis de conclure que les dynamiques sont mieux captées par la spécification VAR(2)¹⁷. La statistique du test de rapport de vraisemblance est plus appropriée dès lors qu'elle s'applique uniquement sur des variables intégrées d'ordre 1. Elle s'avère d'autant plus utile qu'elle cadre parfaitement avec des échantillons de taille faible. D'ailleurs Sims [1980] suggère une légère modification de l'équation (18) afin de tenir compte du biais qui pourrait affecter l'estimation d'un modèle VAR à partir d'échantillons de taille faible en remplaçant T , le nombre d'observations, par $T - (1 + p_1)$, $(1 + p_1)$ étant le nombre de paramètres estimés par équation dans la spécification VAR(1). L'application de cette formule modifiée pour réaliser le test du rapport de vraisemblance a confirmé, comme attendu, la préférence pour la spécification VAR(2).

La préférence pour la spécification VAR(2) par rapport à VAR(1) est confirmée par la statistique estimée \hat{LR} . Cette valeur égale à (78.1868) est largement supérieure à la valeur tabulée appropriée ($\mathbf{c}_{(25)}^{2*} = 37.65$). ($q=(2-1)*(5*5)$)

Par ailleurs, en rappelant que l'estimation d'un modèle VAR revient à estimer un système équation par équation par la méthode des MCO, l'analyse individuelle de ces équations montre une nette amélioration des résultats lorsqu'on passe de la spécification VAR(2) à la spécification VAR(1). Plus on progresse dans un ordre décroissant de p , plus le nombre de paramètres statistiquement significatifs devient important améliorant par la même occasion le coefficient de détermination R^2 .

¹⁷ Le nombre de degrés de liberté ne permet pas, en fait, d'aller au delà de l'ordre 2. Par ailleurs, le critère AIC d'Akaike augmente, au lieu de diminuer, plus le retard est plus élevé, passant de (-301.0858) pour la spécification VAR(1) à (-262.4839) pour VAR(2). En fait, ce résultat inverse à la norme est expliqué par le fait que le critère AIC n'est valable que pour des séries $I(0)$, ce qu'est n'est pas le cas.

Tab-6 VAR (1)

Erreurs Std. & t-Student entre parenthèses (Significativité à 5% et 21 degrés de liberté)					
t*=2,080					
	IRDE	DPROD	DINF	DTINLT	RSBOC
IRDE(-1)	0.716814 (0.10184) (7.03848)	-0.261818 (0.11839) (-2.21150)	0.003783 (0.03710) (0.10199)	0.001218 (0.01455) (0.08371)	0.001188 (0.04237) (0.02803)
DPROD(-1)	0.316822 (0.17965) (1.76353)	-0.208994 (0.20884) (-1.00073)	0.033305 (0.06544) (0.50896)	-0.024993 (0.02567) (-0.97376)	-0.050419 (0.07474) (-0.67459)
DINF(-1)	-0.223429 (0.56009) (-0.39892)	0.176299 (0.65109) (0.27078)	0.271404 (0.20401) (1.33036)	0.196564 (0.08002) (2.45649)	0.056420 (0.23301) (0.24213)
DTINLT(-1)	3.643897 (1.35562) (2.68800)	2.268717 (1.57588) (1.43965)	0.661891 (0.49378) (1.34047)	0.713056 (0.19367) (3.68173)	0.160367 (0.56398) (0.28435)
RSBOC(-1)	-0.395419 (0.30895) (-1.27987)	-0.708186 (0.35915) (-1.97183)	-0.097765 (0.11253) (-0.86876)	-0.067587 (0.04414) (-1.53121)	0.563182 (0.12853) (4.38158)
C	16.24655 (7.64237) (2.12585)	21.27051 (8.88412) (2.39422)	-4.086586 (2.78370) (-1.46804)	1.080840 (1.09185) (0.98991)	-3.242156 (3.17946) (-1.01972)
R²	0.971876	0.272926	0.647810	0.910809	0.515974
R²aj.	0.965180	0.099813	0.563955	0.889573	0.400729
Log	-82.20002	-86.26505	-54.93194	-29.66254	-58.52111
Vraisemblance					
Akaike AIC	-81.75557	-85.82060	-54.48749	-29.21810	-58.07666
Schwarz SC	-81.46761	-85.53264	-54.19953	-28.93014	-57.78870
Déterminant Covariance		3935.823			
Résiduelle					
Log-Vraisemblance		-303.3080			
AIC		-301.0858			
SC		-299.6460			

Tab- 7 VAR(2)

Erreurs Std. & t-Student entre parenthèses (Significativité à 5% et 15 degrés de liberté)					
t*=2,131					
	IRDE	DPROD	DINF	DTINLT	RSBOC
IRDE(-1)	0.244474 (0.26468) (0.92366)	-0.404092 (0.31250) (-1.29310)	0.014580 (0.08694) (0.16769)	-0.008817 (0.03483) (-0.25313)	0.136103 (0.10772) (1.26344)
IRDE(-2)	0.421771 (0.22964) (1.83669)	-0.029113 (0.27112) (-0.10738)	0.024501 (0.07543) (0.32480)	0.016202 (0.03022) (0.53611)	-0.175351 (0.09346) (-1.87618)
DPROD(-1)	0.463811 (0.21386)	-0.296967 (0.25250)	0.036009 (0.07025)	-0.004722 (0.02815)	-0.125612 (0.08704)

	(2.16873)	(-1.17611)	(0.51258)	(-0.16779)	(-1.44313)
DPROD(-2)	0.360273	-0.176797	0.079302	-0.021826	-0.081410
	(0.22447)	(0.26502)	(0.07374)	(0.02954)	(0.09136)
	(1.60499)	(-0.66710)	(1.07549)	(-0.73880)	(-0.89110)
DINF(-1)	-0.796507	0.040070	0.102238	0.138194	0.241539
	(0.68230)	(0.80557)	(0.22413)	(0.08980)	(0.27770)
	(-1.16738)	(0.04974)	(0.45616)	(1.53899)	(0.86980)
DINF(-2)	0.014142	-0.225480	0.290242	0.234662	0.086284
	(0.71256)	(0.84130)	(0.23407)	(0.09378)	(0.29001)
	(0.01985)	(-0.26802)	(1.23999)	(2.50231)	(0.29752)
DTINLT(-1)	4.009859	1.285935	0.596590	0.401035	-0.418131
	(1.89354)	(2.23563)	(0.62201)	(0.24920)	(0.77067)
	(2.11765)	(0.57520)	(0.95914)	(1.60927)	(-0.54256)
DTINLT(-2)	1.125192	3.241262	-0.509208	0.065731	0.606274
	(1.87955)	(2.21912)	(0.61741)	(0.24736)	(0.76497)
	(0.59865)	(1.46061)	(-0.82475)	(0.26573)	(0.79254)
RSBOC(-1)	-0.607649	-0.509218	-0.089459	-0.126355	0.843057
	(0.58776)	(0.69395)	(0.19307)	(0.07735)	(0.23922)
	(-1.03384)	(-0.73380)	(-0.46334)	(-1.63348)	(3.52424)
RSBOC(-2)	0.065995	-0.781976	-0.160751	0.014471	-0.212395
	(0.48303)	(0.57030)	(0.15867)	(0.06357)	(0.19659)
	(0.13663)	(-1.37117)	(-1.01311)	(0.22763)	(-1.08038)
C	13.99011	29.57502	-6.858146	1.319154	2.184759
	(10.4241)	(12.3074)	(3.42420)	(1.37188)	(4.24259)
	(1.34209)	(2.40303)	(-2.00285)	(0.96156)	(0.51496)
R²	0.977002	0.431967	0.783067	0.940639	0.618162
R²aj.	0.961670	0.053279	0.638445	0.901065	0.363604
Log	-76.03307	-80.35106	-47.08847	-23.30674	-52.66044
Vraisemblance					
AIC	-75.18692	-79.50491	-46.24231	-22.46059	-51.81429
SC	-74.65465	-78.97264	-45.71004	-21.92832	-51.28202
Déterminant Covariance	559.5462				
Résiduelle					
Log-Vraisemblance	-266.7146				
AIC	-262.4839				
SC	-259.8225				

5.7 Le diagnostic de la crédibilité de change découle de l'estimation de relations de cointégration et d'un modèle VECM. Plusieurs tests de cointégration ont développés par Engle et Granger [1987], Stock et Watson [1988], Fountis et Dickey [1989], Johansen et Juselius [1990] et Johansen [1988,1991], et cherchent à établir des combinaisons stationnaires entre des séries temporelles mais différent dans leurs procédures d'implémentation. Le vecteur $Z_t = (Z_t^1; \dots; Z_t^n)$ des (n=5) variables non-stationnaires retenues dans chaque économie est cointégré quand il existe un vecteur cointégrant b tel que la combinaison linéaire $b' \cdot Z_t$ est stationnaire ($\sim I(0)$). Deux catégories de tests existent. La *méthode univariée* conduite par les tests DF et ADF teste la stationnarité des résidus d'une régression entre les composantes de Z_t , ou *régression cointégrante*. Dans ce cas, on teste l'hypothèse d'existence d'une combinaison cointégrante de Z_t , où la variable Z_t^1 a un

coefficient non nul . Pour déterminer les coefficients de cette combinaison , on effectue la régression cointégrante suivante dans laquelle les résidus (u_t) doivent être stationnaires :

$$Z_t^1 = d_t + \sum_{i=2}^n \mathbf{b}_i \cdot Z_t^i + u_t \quad (40)$$

$$d_t = \mathbf{a} + \mathbf{b}_t$$

Dans ce travail , nous utilisons au contraire la *méthode multivariée* de Johansen qui teste la cointégration à partir de modèles VECM . Cette technique est la plus appropriée car se base sur le principe du maximum de vraisemblance qui utilise le test de la *valeur propre maximale* (maximal eigenvalue)¹⁸ et le test de la *trace* . On teste alors l'existence d'une matrice Φ (k x r) de vecteurs cointégrants \mathbf{b} tel que la combinaison linéaire $\mathbf{b}' \cdot Z_t$ est stationnaire ($\sim I(0)$) . Le nombre (r) de relations cointégrantes entre les variables du vecteur Z_t de dimension (n=5) est estimé par le modèle VAR d'ordre (2) établi précédemment :

$$Z_t = \mathbf{m} + \Phi_1 Z_{t-1} + \dots + \Phi_p Z_{t-p} + \mathbf{e}_t \quad (41)$$

$$t = 1 ; \dots ; T$$

$$p = 2$$

Ce modèle peut être réécrit en différence première sous forme d'un modèle à correction d'erreurs (ECM) , ou forme (VECM) et estimé par la méthode du maximum de vraisemblance , sous l'hypothèse de normalité des processus :

$$\Delta Z_t = \mathbf{m} + \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \cdot \Delta Z_{t-i} + \Psi \cdot Z_{t-p} + \mathbf{x}_t \quad (42)$$

$$\mathbf{x}_t = -I + \sum_{i=1}^p \Phi_i \quad i = 1 ; \dots ; p-1 \quad (43)$$

Les erreurs du modèle sont en principe corrélées , la matrice Ω de variance – covariance de \mathbf{x}_t n'est donc pas diagonale . La matrice Π est de rang (r) qui est le nombre de relations de cointégration dans le système . Dans ce cas , Π peut s'écrire $\Pi = \mathbf{a} \cdot \mathbf{b}'$ où \mathbf{a} et \mathbf{b} sont deux matrices (p , r) et (p) représente les facteurs des termes de correction d'erreurs dans chaque équation du VAR .

A partir de la spécification du modèle VAR , le modèle VECM est alors estimé pour un ordre de retard égal à (p-1=1) . Deux stratégies de tests économétriques sont développées. Tout d'abord, la statistique du test de l'hypothèse nulle qu'il existe au plus (r) relations de cointégration est déterminée par le *ratio de vraisemblance* (Likelihood Ratio LR) appelé aussi *test de la trace* . Ensuite , le test de l'hypothèse nulle qu'il existe (r) relations de cointégration contre (r+1) relations est déterminé par la statistique de la valeur propre (Eigenvalue) . Appliqués en retenant les mêmes spécifications des VAR(2), ces deux tests rejettent l'hypothèse nulle d'absence de cointégration , ce qui implique l'existence d'au moins un vecteur non-nul de cointégration .

¹⁸ Dont les valeurs critiques sont tabulées par Johansen et Juselius [1990] .

Tab- 8 Test de cointégration de Johansen

Séries: IRDE DPROD DINF DTINLT RSBOC				
Intervalle de Retards : 1 à 2 VAR(2)				
Valeur propre	Trace Likelihood Ratio LR	5% Valeur critique	1% Valeur critique	Hypothèse nulle No. de CE(s)
0.750799	78.41787	68.52	76.07	Zéro **
0.566279	42.29103	47.21	54.46	Au plus 1 **
0.334003	20.57184	29.68	35.65	Au plus 2 *
0.291804	10.00361	15.41	20.04	Au plus 3 *
0.038941	1.032713	3.76	6.65	Au plus 4 *
(**): Le test LR Rejet de l'hypothèse au seuil de 5%(1%) indique 1 relation de cointégration au seuil de 5%				

Le terme de correction d'erreur (*EC*) déduit de l'équation cointégrante est donné par la relation normalisée suivante :

Tab-9 Coefficients de cointégration normalisés: 1 Equation(s) de cointégration

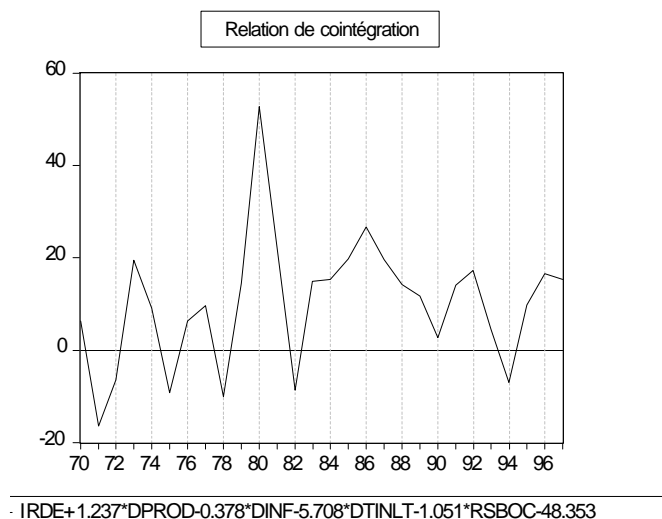
IRDE	DPROD	DINF	DTINLT	RSBOC	C
1.000000	1.237360	-0.378891	-5.708698	-1.051915	-48.35370
	(0.21167)*	(0.63730)	(0.70214)	(0.33298)	
	(5.84560)*	(-0.59452)	(-0.59452)	(-3.15914)	
Log-Vraisemblance	-321.8299				

*Erreur Std. **t-Student entre parenthèses

De ce fait :

$$EC = IRDE + 1.237 DPROD - 0.378 DINF - 5.708 DTINLT - 1.051RSBOC - 48.353$$

Cette relation de cointégration est une relation d'équilibre stable de long terme entre IRDE et ses principaux *fondamentaux* déduits du "vrai modèle" de l'économie tunisienne .



Les coefficients de la relation d'équilibre de long terme ont , en fait , des signes opposés à ceux de la relation normalisée . Dans ces conditions , l'ensemble des variables fondamentales ont les signes attendus à long terme sauf pour le RSBOC qui n'est d'ailleurs pas significatif . Il reste que l'effet *Balassa-Samuelson* semble jouer à long terme pour le cas de la Tunisie et son effet est assez robuste du fait d'un coefficient d'ajustement élevé (1.237360) , et tout écart de productivité défavorable par rapport à la zone-euro conduit à un risque d'appréciation du taux de change réel du Dinar par rapport à l'euro à long terme avec des conséquences dommageables pour notre économie.

La dynamique de court terme est donnée par un **VECM** de la forme suivante où EC , le terme de correction d'erreur déduit de l'équation cointégrante , intervient décalé d'une période alors que chaque variable fondamentale de IRDE est prise en différence première :

$$\Delta X_t^j = \bar{h} + \sum_{i=1}^{p-1} \sum_{j=1}^n \Delta_i^j \cdot \Delta X_{t-1}^j + \mathbf{J}^j \cdot EC_{t-1} + \mathbf{x}_t \quad (44)$$

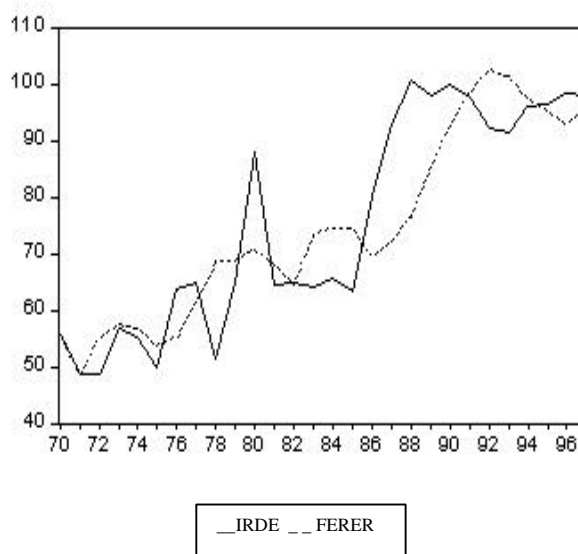
\mathbf{J}^j représente le coefficient de correction d'erreurs qui mesure la vitesse d'ajustement de la variable endogène vers sa valeur d'équilibre stationnaire de long terme .

Tab- 9 VECM

Erreurs Std. & t-Student entre parenthèses					
VECM	D(IRDE)	D(DPROD)	D(DINF)	D(DTINLT)	D(RSBOC)
EC(-1)	-0.408938	-0.766810	0.022457	0.022568	0.109788
	(0.30098)	(0.14563)	(0.08641)	(0.03322)	(0.11118)
	(-2.35869)	(-5.26549)	(0.25989)	(0.67944)	(0.98745)
D(IRDE(-1))	0.096199	0.365359	-0.015457	-0.018262	0.070780
	(0.32105)	(0.15534)	(0.09217)	(0.03543)	(0.11860)
	(0.29964)	(2.35200)	(-0.16770)	(-0.51544)	(0.59681)
D(DPROD(-1))	0.218193	0.076899	-0.037361	-0.023227	-0.127839
	(0.30118)	(0.14572)	(0.08647)	(0.03324)	(0.11126)
	(0.72447)	(0.52770)	(-0.43209)	(-0.69882)	(-1.14904)

D(DINF(-1))	0.054404	-0.871094	-0.456664	0.001709	-0.062068
	(0.78872)	(0.38162)	(0.22644)	(0.08704)	(0.29136)
	(0.06898)	(-2.28261)	(-2.01675)	(0.01963)	(-0.21303)
D(DTINLT(-1))	-0.434996	-2.797050	0.258419	-0.571878	0.168699
	(1.73845)	(0.84115)	(0.49910)	(0.19185)	(0.64219)
	(-0.25022)	(-3.32528)	(0.51778)	(-2.98088)	(0.26269)
D(RSBOC(-1))	0.163935	0.490645	0.183615	0.110127	-0.287745
	(0.56484)	(0.27330)	(0.16216)	(0.06233)	(0.20866)
	(0.29023)	(1.79527)	(1.13229)	(1.76672)	(-1.37904)
C	1.782441	0.053003	0.133439	0.318704	-0.498603
	(2.23840)	(1.08305)	(0.64263)	(0.24702)	(0.82688)
	(0.79630)	(0.04894)	(0.20765)	(1.29019)	(-0.60299)
R ²	0.127043	0.714422	0.324448	0.653074	0.329043
R ² aj.	-0.148627	0.624239	0.111116	0.543518	0.117162
S.S.R	2333.796	546.3659	192.3564	28.42215	318.4695
S.E.R	11.08293	5.362471	3.181826	1.223071	4.094087
Log-	-95.35541	-76.47990	-62.90869	-38.05034	-69.46299
Vraisemblance					
Akaike AIC	-94.81695	-75.94144	-62.37023	-37.51188	-68.92453
Schwarz SC	-94.47823	-75.60272	-62.03151	-37.17316	-68.58581
Log-Vraisemblance	-321.8299				
Akaike Information Criteria	-318.7530				
Schwarz Criteria	-316.8175				

On peut dès lors simuler la dynamique de change à partir du modèle VECM correspondant . Les résultats sont donnés dans le graphique suivant qui compare la dynamique observée de IRDE par rapport à sa norme d'équilibre du FERER :



5.8 L'objectif de change de la Banque Centrale de Tunisie (BCT) est la stabilité du taux de change effectif réel du dinar . Le taux de change réalisé semble avoir atteint cet objectif de stabilité mais est resté constamment sous-évalué par rapport à sa norme d'équilibre du *FERER*

qui n'a pas réellement subi de chocs ou dérives majeures durant la période récente . Cette stratégie de stabilité conjuguée à une sous-évaluation réelle du taux de change par rapport à sa valeur d'équilibre de long terme révèle une politique volontariste et délibérée de sur-dépréciation réelle afin de réagir efficacement à la forte volatilité des termes de l'échange et réussir une stratégie de compétitivité tronquée . En effet , le taux de change réel est un indicateur de compétitivité-prix et à ce titre son contrôle permet de réussir une stratégie d'ouverture et d'insertion dans le commerce international .

L'utilisation du taux de change comme instrument privilégié de desserrement de la contrainte externe et de rétablissement de l'équilibre extérieur a été particulièrement marquée dès lors que le taux de change réel observé suit d'assez près sa norme d'équilibre . Les phases de sur ou de sous-évaluation réelle de courtes périodes ont toujours été que transitoires , ce qui dénote d'une **parfaite crédibilité de la politique de change** menée en Tunisie notamment depuis l'adoption du régime de flottement administré . Cependant , depuis 1986 on a assisté à une dépréciation réelle du dinar qui a conduit à une sous-évaluation réelle permanente par rapport à la valeur d'équilibre . Cette tendance n'a été que brièvement interrompue entre 1994 et 1996 où la monnaie nationale a été appréciée sans pour autant que cela ne conduise à une surévaluation . Ce diagnostic est parfaitement en conformité avec l'analyse du CEPII et de la Banque de France¹⁹ qui concluent aussi sur la parfaite crédibilité de la politique de change menée en Tunisie : bien que le taux de change réel semble accuser des "mésalignements" par rapport à sa norme d'équilibre , il reste que la BCT semble avoir réussi à éviter des phases prolongées de sur-appréciation réelle qui sont généralement un indicateur avancé ou précurseur de vulnérabilité financière (cf. Mouley.S,1999-a).

5.9 Relativement à sa norme d'équilibre , et en moyenne , la monnaie nationale a été appréciée en termes réels par rapport à l'euro entre 1970 et 1985 d'un taux moyen de 7.92%. Suite à la dévaluation de 1986 et au glissement nominal du dinar par rapport aux différentes monnaies qui constituent l'euro , la tendance s'est inversée et le dinar est devenu surdéprécié d'un taux moyen de 16.53% entre 1986 et 1998 . L'inversion de la dynamique de change est justifiée non seulement par la nécessité de corriger la surévaluation de la période précédente mais en plus pour relancer les exportations .

La caractéristique fondamentale de la gestion de change en Tunisie a donc sans doute été la recherche permanente de la stabilisation du taux de change réel du dinar , c'est pourquoi celui-ci ne s'est pas trop écarté de sa valeur d'équilibre de long terme vis-à-vis de l'euro . En plus , bien que des distorsions et des mésalignements de change par rapport à cette valeur d'équilibre soient vérifiées²⁰ , elles sont essentiellement expliquées par des politiques délibérées et discrétionnaires de sur-dépréciation réelle motivée par un impératif de compétitivité (Mouley.S,1999-b) . Paradoxalement , cette politique a aussi permis de limiter le risque de change du dinar et de minimiser la volatilité. A ce titre , le régime de flottement administré avec ancrage implicite du dinar à l'euro est doublement crédible . Pour démontrer ce dernier argument , nous avons procédé à l'estimation de la volatilité conditionnelle du dinar relativement à l'euro .

6. Cependant, dans le cas d'une libéralisation totale de la monnaie nationale , hypothèse plus que probable et en tous cas envisagée clairement dans les deux derniers plans de

¹⁹ cf. Aglietta.M et Baulant. C ; 1999 ainsi que Coudert.V , 1999

²⁰L'évaluation des taux de distorsions (TDIS) de change du dinar par rapport à l'euro a été construite à partir d'un indice de mésalignement (MES) permettant de calculer le taux de déviation du taux de change réel observé par rapport à sa norme de taux de change réel d'équilibre de long terme :

$$MES=(IRDE/Natrex)*100$$
$$TDIS=MES-100$$

développement et annoncée régulièrement par toutes les instances de politique économique en Tunisie pour le courant de 2002, le choix optimal et futur du régime de change dépendra de plusieurs ingrédients tant que la Tunisie cherchera à s'intégrer plus fortement dans la zone euro. Dans ce contexte, il est plus que probable que la Conférence méditerranéenne prévue pour l'été 2000 qui coïncidera avec la présidence française de l'Union Européenne (UE) aura pour objectif de mettre en place un dispositif de change pour les monnaies des Pays Tiers-Méditerranéens (PTM) non membres de l'UE qui candidatent de participer à l'euro. A l'instar des monnaies des PECO candidats officiels à l'UE, un régime de zone cible de type MCE II pourrait à ce stade intermédiaire fournir aux autorités monétaires tunisiennes un apprentissage plus qu'utile à la libéralisation de change.

Dès lors que le dinar semble coller à sa parité d'équilibre de l'euro, un ancrage souple dans un régime MCE II sera-t-il alors opportun ? Pour analyser ce scénario futur du choix de régime de change, on propose alors de "*targeter*" le dinar sur une zone cible à bandes élargies (+ ou - 15%) autour du taux de change réel d'équilibre ($\tilde{\epsilon}$) comme cours pivot.

6.1 Ancrage souple du dinar à l'euro dans un régime de zone cible : un test d'ajustement du drift

L'ancrage du dinar à l'euro par le biais du MCE II pourrait fournir un effet de "transfert de crédibilité" positif en réduisant les primes sur les taux d'intérêt et en optimisant les conditions d'attractivité des capitaux externes. A l'instar de certains PECO qui ont déjà opté pour des rattachements unilatéraux à l'écu ou au deutschemark, un ancrage bilatéral sur l'euro semble constituer un arrangement de change crédible pour le futur. La flexibilité offerte par le MCE II sous la forme de parités bilatérales vis à vis de l'euro, avec des bandes de fluctuations élargies et des possibilités de réalignements peut être appropriée dans une étape transitoire. En effet, au lieu d'une parité centrale fixe vis à vis de l'euro, il serait plus opportun de spécifier une parité d'équilibre mouvante tenant compte des changements de structures. En particulier, plus le taux de croissance de la productivité de la Tunisie notamment dans le secteur manufacturier convergera vers celui des pays de l'UE du fait de la restructuration industrielle engagée, plus le différentiel de productivité augmentera ce qui conduirait conformément à l'effet B-S à une appréciation du taux de change réel du dinar, risquant de provoquer des crises financières d'autant plus graves que le taux de change est fixe.

Dans le cas de l'option virtuelle d'une zone cible de taux de change réel apparentée au MCE II et appliquée à la parité pivot du dinar par rapport à l'euro, on démontre que cet arrangement de change apparaît comme étant une mesure crédible dans un avenir proche dès lors que les variations de change restent contenues dans une marge de fluctuation virtuelle de + ou - 15% autour du cours pivot du dinar par rapport à l'euro. En particulier, la convertibilité intégrale du dinar prévue en 2002 ne semble pas à priori préjuger d'une vulnérabilité intrinsèque du système de change pouvant induire des crises spéculatives.

Le développement de la théorie des zones cibles par suite des travaux de Krugman.P [1991] a été accompagné de contributions marquées sur le plan économétrique notamment avec Svensson[1991;1992]. Ainsi, furent suggérés des indicateurs de crédibilité mesurés à partir des anticipations de dévaluation. En supposant vérifiée la parité non couverte des taux d'intérêt, Svensson suggéra de retenir l'existence d'un différentiel de taux d'intérêt inférieur à la marge de fluctuation comme indicateur d'une parité crédible (Girardin.E et V.Marimoutou [1992;1994]). Le comportement des séries temporelles des taux de change à l'intérieur de la marge de fluctuation et le concept de crédibilité variable au cours du temps (Bertola et Svensson[1991]) ont quelque peu relativisé cette conception initiale. Ainsi, il est démontré que le taux de variation anticipé du taux de change a deux composantes : (i) Le taux de dépréciation anticipé à l'intérieur de la marge de fluctuation (ii) et le taux de réalignement

anticipé . En approximant le taux de variation anticipé du taux de change par le différentiel des taux d'intérêt , il est alors possible de mesurer le taux de réalignement anticipé en soustrayant la première composante du différentiel des taux d'intérêt . Cette méthode d'évaluation de la crédibilité d'une zone cible de change a permis d'établir un **"test d'ajustement du drift" (ou d'une dérive)** par Svensson.L.E.O.[1993] et Rose et Svensson [1991] .

6.2 La formalisation que nous développons tente d'élargir le modèle de Svensson. L [1991] au cas d'une zone cible de taux de changes réels . On se place dans un schéma d'interdépendance macro-économique où la parité réelle et non couverte des taux d'intérêt donne le différentiel des rendements réels en monnaies domestique et étrangère de placements ayant un risque de défaut et une maturité ($t > 0$) identiques , comme étant égal au taux de variation anticipée du taux de change réel . En notant $d_t = r_t - r_t^*$ le différentiel des taux d'intérêt réels et sachant que (e_t) est le taux de change réel , la parité réelle (en absence de prime de risque) peut s'écrire comme suit :

$$d_t = \left[\frac{E_t(\Delta e_{t+t})}{t} \right] \quad (49)$$

où E_t = anticipations rationnelles (ou espérance conditionnelle à l'information disponible) de la variation réelle du taux de change $\Delta e_{t+t} = e_{t+t} - e_t$ entre ($t+t$) et (t) , mesurant la dépréciation réelle anticipée de la monnaie domestique relativement à la monnaie étrangère durant la période de maturité (τ).

Soit (c_t) le cours pivot ou parité réelle centrale des deux monnaies qui demeure constante entre deux réalignements. La déviation du taux de change réel par rapport au cours pivot est une déviation intra-marginale définie comme suit :

$$x_t = e_t - c_t \quad (50)$$

Un réalignement est défini par une variation du cours pivot. Le taux de réalignement durant la période de maturité (τ) est donc mesuré par la variation relative de (c_t), soit :

$$\begin{aligned} c_t &= e_t - x_t \\ \Rightarrow \frac{\Delta c_{t+t}}{t} &= \frac{\Delta e_{t+t}}{t} - \frac{\Delta x_{t+t}}{t} \\ \Rightarrow [E(\Delta c_{t+t})]/t &= [E_t(\Delta e_{t+t})]/t - [E_t(\Delta x_{t+t})]/t \end{aligned} \quad (51)$$

Ce qui signifie que le taux de réalignement anticipé est égal à l'écart entre le taux de dépréciation (totale) anticipée et le taux de dépréciation (partielle) anticipée i.e. la dépréciation intra-marginale anticipée à l'intérieur de la bande de fluctuation . Le réalignement anticipé est une distribution de probabilité définie comme suit :

$$\begin{aligned} E(\Delta c_{t+t}) &= (1 - pb_t^t).0 + pb_t^t . E_t(\Delta c_{t+t}) \\ \Rightarrow E(\Delta c_{t+t}) &= pb_t^t . E_t(\Delta c_{t+t}) \end{aligned} \quad (52)$$

En d'autres termes, un réalignement entre (t) et (t+τ) aura lieu avec une probabilité en (t) égale à (pb_t^t) que la parité centrale varie ($\Delta c_{t+t} \neq 0$). Au contraire, l'absence de réalignement ou la constance de la parité centrale ($\Delta c_{t+t} = 0$) entre (t) et (t+τ) n'est vérifiée qu'avec une probabilité égale à ($1 - pb_t^t$). Le réalignement anticipé défini par l'équ (52) est positif en cas de dévaluation anticipée et négatif en cas de réévaluation anticipée. Selon cette distribution de probabilité, le taux de réalignement anticipé est donc fonction de la fréquence de l'anticipation de réalignement elle-même, soit :

$$\frac{E_t(\Delta c_{t+t})}{t} = v_t^t \cdot E_t(\Delta c_{t+t})$$

où : $v_t^t = \frac{(pb_t^t)}{t} = \text{fréquence de réalignement}$ (53)

La substitution de l'équ (49) dans l'équ (51) donne par la suite :

$$\frac{E_t(\Delta c_{t+t})}{t} = d_t^t - \frac{E_t(\Delta x_{t+t})}{t}$$

$$\Rightarrow \frac{E_t(\Delta c_{t+t})}{t} = (r_t - r_t^*) - \frac{E_t(\Delta x_{t+t})}{t} \quad (54)$$

Le taux de réalignement anticipé est donc égal à l'écart entre le différentiel des taux d'intérêt réels durant la période de maturité et le taux de dépréciation anticipé à l'intérieur de la bande de fluctuation. La substitution de l'équ (53) dans l'équ (54) donne en définitive :

$$v_t^t \cdot E_t(\Delta c_{t+t}) = d_t^t - \frac{E(\Delta x_{t+t})}{t}$$

$$\Rightarrow \frac{E(\Delta x_{t+t})}{t} + v_t^t \cdot E_t(\Delta c_{t+t}) = d_t^t \quad (55)$$

Le différentiel des taux d'intérêt réels durant la période de maturité (τ) est égal à la somme du taux de dépréciation réelle anticipée du taux de change à l'intérieur de la bande de fluctuation par rapport au cours pivot, $\frac{E(\Delta x_{t+t})}{t}$, et de la fréquence du réalignement anticipé du cours pivot lui-même, $v_t^t \cdot E_t(\Delta c_{t+t})$.

Cette méthode d'ajustement de la dérive ne renseigne cependant pas sur les sens de causalité entre les variables qui interviennent. Dans le modèle de Bertola et Svensson [1991], le taux de dépréciation anticipée à l'intérieur de la marge est un processus stochastique exogène qui, avec le vecteur des fondamentaux supposé aussi exogène, détermine le taux de change. Dans une version plus simple, le taux de change réel futur anticipé à l'intérieur de la marge est une fonction positive de sa position courante dans la bande²¹, mais aussi de l'anticipation des fondamentaux, soit l'équation suivante :

$$x_{t+t}^a = \mathbf{a} \cdot x_t + \mathbf{b} \cdot f_{t+t}^a + x_t \quad (56)$$

²¹ Cette dépendance est justifiée par le fait qu'une marge crédible engendre systématiquement un retour du taux de change à la moyenne.

- où f_{t+t}^a : Vecteur de fondamentaux anticipés
 x_{t+t}^a : L'écart anticipé du taux de change réel à la parité centrale
 \mathbf{b} : Un vecteur de paramètres
 \mathbf{x} : Bruit blanc de moyenne nulle , de variance finie et non-corrélée avec x_t .

Appliquant cette formule à l'indice du taux de change réel du dinar par rapport à l'euro , on dispose de la relation cointégrante de long terme déduite auparavant sur la base des fondamentaux anticipés . De ce fait, le taux de dépréciation réel anticipé à l'intérieur de la marge qui est égal à l'écart futur anticipé du taux de change à la parité centrale dépend uniquement de la valeur courante de cet écart , soit la relation suivante :

$$\frac{E_t(\Delta x_{t+t})}{t} = x_{t+t}^a = a + b \cdot x_t + \mathbf{x}_t \quad (57)$$

Dés lors qu'il s'agit d'une relation de long terme , nous avons d'abord établi une relation cointégrante une fois vérifié que les variables sont stationnaires en différence première . L'estimation des écarts anticipés du taux de change réel du dinar à sa parité centrale par la méthode des moindres carrés ordinaires donne la relation de cointégration et l'équation VECM suivantes :

$$x = 0.92 + 0.95 \cdot x(-1) \quad (58)$$

(0.41) (2.82)

$$SSR = 1326.78 \quad R^2 = 0.95 \quad R^2_{aj} = 0.94 \quad DW = 1.84$$

$$VECM : dx = 1.12 \cdot dx(-1) - 1.08 \hat{\mathbf{x}}(-1) \quad (59)$$

(2.21) (-1.98)

Sur la base de ces équations , les estimations des écarts anticipés du taux de change réel du dinar vis-à-vis de sa parité centrale d'équilibre de l'euro (x/c) sont données dans le tableau suivant qui représente le taux de dépréciation réelle anticipé à l'intérieur de la marge en rythme annuel obtenu à partir de l'estimation de l'écart anticipé du taux de change réel à la parité centrale. Ce taux apparaît soutenable pour l'économie Tunisienne notamment en 2002 où la parité réelle du dinar vis à vis de l'euro approche nettement du cours pivot²² avec un taux moyen de l'ordre de (0.2%) .

	dx	x	x/c^* en %
1998	- 0.04	9.31	5.8%
1999	+0.77	8.54	5.3%
2000	+1.68	6.86	4.4%
2001	+2.69	4.17	2.6%
2002	+3.78	0.39	0.2%
2003	+5.01	4.62	2.9%
2004	+6.33	10.95	6.9%
2005	+7.81	18.76	11.8%

* Cours pivot

²² La mesure de convertibilité intégrale du dinar prévue à la même période apparaît d'autant plus envisageable que la monnaie Tunisienne sera créée sur l'euro .

6.3 Ces résultats très intuitifs préjugent à priori de la parfaite crédibilité d'un arrangement de change de type MCE II pour le dinar notamment à partir de 2002 .Cependant , plus le taux de change s'approche de ses bornes limites de (+ou-15%) , notamment à partir de 2005 avec un taux de l'ordre de 11.8% , plus le risque de décrochage du dinar et donc d'attaque spéculative augmente et plus les anticipations de dévaluation se forment . Alors même que le démantèlement tarifaire du programme de création de la zone de libre échange avec l'UE approche de sa fin et que la convertibilité intégrale du dinar devient de plus en plus envisageable durant cette période , le dinar risque fort de subir une attaque spéculative . En conclusion , le régime d'ancrage fixe du dinar à l'euro sur une zone-cible de change comporte des risques récurrents de crises de balances de paiements . Ce résultat montre donc que le contrôle d'une manière plus rigide de la norme de référence du dinar par rapport à l'euro peut être plus approprié dans une période transitoire .

Comme le montre clairement le test d'ajustement de la dérive , l'intensification des échanges avec l'UE ne doit pas conduire à accrocher le dinar à l'euro . Un régime de contrôle d'une norme de référence pourrait s'avérer plus approprié dans une étape transitoire tant que la convergence nominale et réelle vis à vis de la zone-euro n'est pas encore complètement établie au vu des performances macro-économiques . Le ciblage du taux de change réel dans lequel le poids de l'euro est plus élevé par rapport à sa valeur d'équilibre permettra de surveiller les déterminants fondamentaux en les justifiant par rapport à ceux de l'équilibre de long terme .

Une fois identifiée la cible du taux de change de référence , la BCT pourra adopter un régime de change intermédiaire adapté à la libéralisation financière progressive de l'économie Tunisienne , et dont l'objectif est de maintenir une parité de référence définie comme un taux de change d'équilibre rendant compatible la flexibilité nécessaire de la compétitivité-prix pour absorber les chocs réels , et la limitation de la variabilité du taux de change pour combattre les distorsions provoquées par des chocs financiers . En plus, et selon la définition même d'un taux de change d'équilibre , ce régime intermédiaire rend aussi cohérente la stratégie interne de croissance avec la stratégie externe d'endettement soutenable . La cible de taux de change réel de référence pourra alors être surveillée et révisée en fonction des changements repérés de ses déterminants fondamentaux de long terme (cf. Aglietta M et Baulant C,1999) .

6.4 L'intérêt de surveiller la parité du dinar et de la stabiliser à son niveau de référence revêt naturellement une importance particulière pour la Tunisie dans ce contexte d'ouverture graduelle de l'économie aux marchés financiers internationaux . La crise financière asiatique et les crises de change qui l'ont suivie ont montré l'intérêt des autorités monétaires dans les économies émergentes de pouvoir anticiper les surévaluations réelles des monnaies qui sont sources d'attaques spéculatives .

7. L'analyse théorique et économétrique qui vient d'être menée avait pour objectif principal d'évaluer les implications macro-économiques prévisibles de l'euro sur le choix optimal du régime de change en Tunisie . La démarche adoptée s'inscrit parfaitement dans le débat sur la reconstruction de la *nouvelle architecture financière internationale* . En effet , une ouverture brutale et mal conçue aux mouvements de capitaux est porteuse de risques d'autant plus récurrents que les systèmes bancaires sont défaillants et les régimes de change inadaptés , si bien que des configurations macro-économiques considérées auparavant comme étant invulnérables ont été sanctionnées par le déclenchement d'attaques spéculatives . C'est ainsi qu'en matière de change , le consensus qui se dégage semble s'orienter vers le choix de régimes de surveillance d'une norme de taux de change réel d'équilibre , ou accessoirement d'ancrage des monnaies des pays émergents sur une zone cible à parité mouvante autour d'un

taux d'équilibre justifié par les fondamentaux , et qualifié le plus souvent de "zone cible muette" .

C'est donc ces deux propositions que nous avons testé dans le cadre de l'économie tunisienne pour la parité dinar-euro . L'estimation d'un modèle de taux de change réel d'équilibre a permis d'abord de spécifier une trajectoire d'ajustement de long terme du dinar dans la perspective de son rattachement à l'euro dans un régime de flottement administré . Cette trajectoire qui répond au "vrai modèle" de l'économie tunisienne compte tenu de ses fondamentaux a permis de rendre compte des déviations observées du change réel vis à vis de la norme d'équilibre de l'euro . Des dépréciations réelles de faible ampleur sont parfaitement soutenables et une très courte phase d'appréciation réelle par rapport à l'équilibre n'a été que transitoire , ce qui dénote de la crédibilité d'un régime de flottement administré du dinar en fonction de sa norme d'équilibre de long terme de l'euro . En revanche , un régime de "zone cible muette" à bandes élargies et parité mouvante vis à vis de la parité d'équilibre dinar-euro apparaît quelque peu risqué si la Tunisie libéralise brutalement et rapidement ses comptes externes , mais le ciblage du change réel d'équilibre apparaît certainement comme la principale disposition essentielle pour le futur à condition de ne pas faire reposer la stratégie de financement externe sur des capitaux courts et extrêmement volatils .

8. Références bibliographiques

- Aglietta.M et C.Baulant** : "régime de change et compétitivité en Tunisie et au Maroc" Communication au Colloque International "Impact de l'élargissement de l'UE aux PECO sur les PSM" Tunis, 1999. **Aglietta.M , C.Baulant et V.Coudert** : "Pourquoi l'Euro sera fort ? Une approche par les taux de changes d'équilibre" Revue Economique Vol.49 N°3 , 1998.
- Artus.P** : "Will European monetary unification force the FED to change its monetary policy objectives ?" Document de travail ; Caisse des dépôts et consignations N°1997-08/EI ; Juin 1997.
- Bayoumi.T et B.Eichengreen** : "Operationalizing the theory of optimum currency areas" Communication au Colloque du CEPR "Regional integration" Espagne , 26-27 Avril.1996
- Bayoumi.T et B.Eichengreen** : "Ever closer to heaven ? An optimum currency area index for european countries" European Economic Review , 41 , (pp.761-70) , 1997 .
- Begg .D** : " The design of EMU " IMF Working paper N° 97-99 ; IMF Août 1997 .
- Benassy-Quere.A** : " Potentialities and opportunities of the Euro as an international currency " CEPII ; Document de travail N° 96-09 , Août 1996 .
- Benassy-Quere.A , Martin P et J .P. Ferry** : " L'Euro et le Dollar " Lettre du CEPII ; Avril 1997 .
- Benassy-Quere A. et Lahrèche-Revil A.** "L'euro et le sud de la Méditerranée" Communication au Colloque International "Impact de l'élargissement de l'UE aux PECO sur les PSM" Tunis , 28-29 Janv.1999
- Berthelemy.J.C et S.Chauvin** : "Les conséquences de la création de l'euro pour les Etats membres de la francophonie" Communication au Colloque International "Impact de l'élargissement de l'UE aux PECO sur les PSM" Tunis , 28-29 Janv.1999
- Bertola.G et L.E.O.Svensson** : "Stochastic devaluation risk and the empirical fit of target zone models" NBER Working paper N°3576 , Janv.1991 .
- Blejer et alii** : "Optimum currency areas" IMF , 1997.
- Bollerslev.T , Chou.R.Y et K.F. Kroner** : « Arch modeling and empirical evidence » Journal of econometrics , 52 (pp.5-59) ; 1992.

- Borowski.D et C.Couharde** : "Quelle parité d'équilibre pour l'euro" XV journées internationales d'économie monétaire et bancaire , Toulouse , Juin 1998.
- Busson.F et F.Villa** : "L'effet Balassa : un effet robuste et de longue période" , Economie internationale , N°66 , 1996 .
- Cartapanis. A** : "Le rôle déstabilisant des mouvements de capitaux sur le marché des changes : Une question de contexte" Cahiers économiques et monétaires N°43- Banque de France ; 1994.
- Cartapanis. A** : "Les turbulences de la globalisation financière" Colloque international "Les mouvements internationaux de capitaux" Fondation F. PERROUX ; ISMEA ; Lyon - Juin 1996-a.
- Cartapanis. A** : "Turbulences et spéculations dans l'économie mondiale" éd- Economica 1996-b.
- Cepii** : "Croissance potentielle et écarts de production" Economie Internationale , Revue du Cepii , N° spécial , 69 , 1^{er} trimestre 1997 .
- Chauffour.J.P et L.Stemitsiotis** : "Impact de l'euro sur les pays partenaires méditerranéens" Cahier Euro N°24 , Commission européenne , DGII , Bruxelles , 1998 .
- Coudert.V** : "Comment définir un taux de change d'équilibre pour les pays émergents : une application à la Tunisie" Communication au Colloque International "Impact de l'élargissement de l'UE aux PECO sur les PSM" Tunis , 28-29 Janv.1999
- Eichengreen.B** : "Book review : rational expectations and inflation" Journal of economic literature, Vol 24 (PP 1812-15), 1986.
- Elbadawi.A** : " Estimating Long Run Equilibrium Exchange Rates" in Williamson.J (éds) 1994 .
- Elbadawi.A** : " Real Exchange Rates and macroeconomic adjustment in Subsaharian Africa and other developing countries" Journal of African Economies ; Vol. 6 N°3 (pp.74-120) , 1997.
- Edwards.S** : "The determinants of the choice between fixed and flexible exchange rate regimes" NBER Working paper N°5756 , Sep.1996 .
- Edwards.S** : "Exchange rate issues in developing and transitional economies " Journal of African Economies; Vol . 6 N°3 (pp.37-73) , 1997.
- Engle.R et C.Granger** : « Cointegration and error correction : representation , estimation and testing »Econometrica ; 55 ; 1987 .
- Frenkel.J et J.Wei** : "Trade blocks and currency blocks" NBER Working paper N°4335 , Avril , 1993.
- Grauwe (de).P et L.Spaventa** : " Setting conversion rates for the third stage of EMU" CEPR Discussion paper N°1638 ; Avril 1997 .
- Giavazzi.F et M.Pagano** : "The Advantage of Tying One's Hands : EMS Discipline and Central Bank Credibility" European Economic Review, 32 (5) June PP. 1055-1082 ; 1988.
- Girardin.E et V.Marimoutou** : "Problèmes d'évaluation de la crédibilité d'une zone cible de change" Revue Economique , N°3 , Mai 1994 .
- Goodhart.C** : "The Foreign exchange market : a random walk with a dragging anchor" Economica, Novembre 1988.
- Goodhart.C** : "La politique monétaire dans les années 1990 : objectifs et moyens d'action" Cahiers économiques et monétaires n° 41, Banque de France (pp. 5-20) ; 1993.
- Guilhon.B et S.Mouley** : "L'euro , l'intégration des PECO dans l'UE et la compétitivité de la filière textile en Tunisie : détournement d'échanges ou création de trafic ?" in "Impacts de l'élargissement de l'UE aux PECO sur les PSM" Ouvrage collectif , CPU (éds) , à paraître , Tunis 1999 .

Halpern.L et C. Wyplosz : " Equilibrium exchange rates in transition Economies" IMF Staff Paper N°4 ; Vol . 44 - Dec 1997 (Egalement paru in IMF Working paper N°96/125 ; Nov. 1996) .

IMF : "Exchange arrangements and exchange restrictions" Annual report , IMF , 1998 .

Johansen.S : « Statistical analysis of cointegration vectors » Journal of economic dynamics and control , 12 (pp.231-54) , 1988 .

Johansen.S : « estimation and hypothesis testing of cointegration vector autoregressive models » Econometrica , 59 (pp.1551-80) , 1991

Johansen.S et Juselius.K : « Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money » Oxford bulletin of economics and statistics 52 , 1990 .

Kebabdjian.G : "Les implications macro-économiques extérieures d'une monnaie unique en Europe" Recherches économiques de Louvain Vol 62 , N°2 , 1996.

Krugman.P : "Target zones and exchange-rate dynamics" Quarterly Journal of economics , 106 , (pp.669-82) , 1991 .

Masson.P.R et B.G. Turtelboom : " Characteristics of the Euro , the demand for reserves and policy coordination under EMU " IMF Working paper N° 97-58; Mai 1997.

Mc.Donald.R : " Long - run exchange rate modeling : A survey of the recent evidence " IMF Staff Papers Vol.42 , N°3 Sept 1995 .

Mc.Donald.R : " What determines Real Exchange Rates ? The long and short of it " IMF Working paper N° 97-21 ; IMF Janv. 1997 .

Mc.Donald.R et M.J. Moore : "Long run Purchasing Power Parity and structural change " Economie Appliquée ; Tome XLIX N° 3 (pp. 11-48) , 1996 .

Mouley.S : "Opportunités du rattachement du dinar tunisien à l'euro et prévisions de changes" Communication au Colloque International "L'euro et le financement de la croissance en Méditerranée " Marseille ; 22-23 Janvier 1998-a.

Mouley.S : "Implications macro-économiques externes de l'euro et options de régimes de change pour les PTM et les PECO : Une analyse comparative Tunisie- Pologne" Communication au Colloque International "L'intégration des Pays d'Europe Centrale dans l'Union Européenne" Prague , République Tchèque ; 15-16 Sept. 1998-b.

Mouley.S : "Taux de change réel d'équilibre dinar-euro , volatilité conditionnelle et fonctions de réactions aux chocs de fondamentaux en Tunisie" Doc. de travail , CEFI-Université d'Aix-Marseille II , 1999-a .

Mouley.S : "Compétitivité du commerce extérieur et politique de change" Rapport pour le Ministère du Commerce , Tunis , 1999-b .

Mouley.S : "Stratégies des Banques Centrales et crédibilité de la politique monétaire" Centre de publication Universitaire , CPU (éds) , (A paraître) , 1999-c .

Mouley.S et T.Ben Marzouka : " Rattachement du dinar à l'euro et ses effets sur le commerce extérieur de la Tunisie" Economie Internationale , Revue du Cepii (A paraître) , 1999.

Plihon.D : "Réflexions sur les régimes et les politiques de change - le cas de la construction monétaire européenne" Economie appliquée ; Tome XLIX ; n° 3 (pp. 95- 122) ; 1996.

Rose.A.K et Svensson.L.E.O : "Expected and predicted realignment : The FF/DM exchange rate during the EMS" IMF Research Department , 1991.

Sims.C.A : « Macroeconomics and reality » Econometrica ; 48 , 1 , (pp1-48) ; 1980 .

Stein.J : " The Real Exchange Rate " Journal of Banking and Finance , Vol. 14 , (pp. 1045-78) ; Nov. 1990

Stein.J : " The Natural Real Exchange Rate of the Dollar and determinants of capital flows " in "Fundamental determinants of exchange rates" STEIN .J , P.R. ALLEN et alii ; Oxford

University Press , (pp. 38-84) ; 1995 . (Egalement paru in WILLIAMSON .J [1994]: " Estimating equilibrium exchange rates " Institute for International Economics ; éds . 1994 .) .

Stein. J : " Real Exchange Rates and current accounts : the implications of Economic Science for policy decisions " *Economie appliquée* ; Tome XLIX , N° 3 (PP. 49-94) , 1996.

Svensson.L.E.O : "The simplest test of target zone credibility" *IMF Staff Paper* Vol.38 N°3 , Sept. 1991 .

Svensson.L.E.O : "An interpretation of recent research on exchange rate target zone" *Journal of economic perspectives* , 6 (4) , Automne , 1992 .

Svensson.L.E.O : "Assessing target zone credibility: mean reversion and devaluation expectations in the ERM , 1979-1992" *European Economic Review* , 37 (4) , 1993 .

Williamson .J: " Estimating equilibrium exchange rates " Institute for International Economics ; 1994.

Williamson.J : "The exchange rate system" *Policy analysis in international economics* , 5 , Institute for International Economics - MIT Press ; 1983.

Williamson.J : "Target zones and the management of the dollars" ; *Brooking's papers on Economic Activity* -1 ; 1986.

Williamson.J et Mahar.M : "Current account targets" Annexe.A in Wren-Lewis.S et R.Driver (éds) , 1998.

World Bank : "Purchasing power of currencies : Comparing national incomes using ICP data" *International Economic Department* , World bank , 1993. .

Wren-Lewis .S et R.L .Driver : "Real Exchange rates for the year 2000" *Policy analysis in international economics* , 53 , Institute for International Economics , 1998 .

ANNEXE 2

Essai de détermination du taux de change réel d'équilibre du Dirham Lahcen OULHAJ,

Professeur d'économie à l'Université Mohamed V – Agdal, Rabat

1. Introduction

Au Maroc de l'an 2000, suite à la faiblesse manifestée par l'Euro face au Dollar, le cours en Dirhams de l'Euro, et donc des anciennes monnaies Européennes de l'Euroland a baissé de manière importante. Nos exportateurs vers notre principal partenaire économique, l'Europe, voient leurs revenus baisser. Tout au long de l'année, les industriels du textile n'ont pas cessé de pousser le ministre des finances à dévaluer le Dirham pour qu'ils améliorent ainsi leur compétitivité et leurs revenus. Les autorités monétaires du pays (ministère des finances et Banque Centrale) ne sont pas prêtes de céder sur la question. Car, une dévaluation alourdirait le service de la dette extérieure du pays et grèverait le budget de l'Etat. Notons aussi qu'une dévaluation du Dirham renchérirait les importantes importations des industriels du textile et que le résultat final pour ces industriels n'est pas certain. C'est d'ailleurs pour cette raison qu'ils demandent soit une dévaluation soit un mécanisme de compensation. Un tel mécanisme ne pourrait que prendre la forme de taux de change multiple que le Maroc ne pourrait se permettre de rétablir alors qu'il l'avait supprimé sur l'insistance des organismes financiers internationaux. Le taux de change du Dirham est condamné, de par les engagements du pays vis-à-vis de ses créanciers, à être unique.

En dépit de la ferme volonté affichée par les autorités monétaires de maintenir la parité du Dirham à son niveau actuel, des rumeurs insistantes circulent toujours en cette fin du mois d'août 2000 concernant une imminente dévaluation de la monnaie nationale. S'agit-il là de rumeurs alimentées par les exportateurs de produits textiles ou du désir réel d'une partie des autorités monétaires, la Banque Centrale, en l'occurrence, dont les divergences avec le ministère des finances sont apparues au grand jour au début de l'été lorsque la gestion d'un important fonds de développement a été retirée à ce dernier au bénéfice du gouverneur de la première.

En tout cas, la hausse nominale du Dirham face à l'Euro s'est accompagnée de, et a impliqué de par le mécanisme de cotation des devises appliqué par la Banque Centrale, une baisse du même Dirham face au Dollar. Des exportateurs vers l'Amérique et vers d'autres pays que l'Euroland existent même s'ils ne sont pas nombreux. Pour nos exportations globales, l'on ne sait pas si l'évolution du cours du Dirham a été négative ou non, surtout lorsqu'on prend en considération le fait qu'une partie non négligeable de ces exportations proviennent soit d'importations admises temporairement soit d'une transformation de biens largement importés avec du matériel exclusivement importé. En plus, comme chacun sait, une hausse nominale peut bien cacher une baisse réelle.

On voit bien que pour avoir une idée claire sur ces questions, il y a lieu d'essayer de déterminer le taux de change réel d'équilibre du Dirham pour le comparer ensuite avec le taux réel effectif de change et dire enfin s'il y a surévaluation ou sous-évaluation du Dirham ou si tout simplement il n'y a point de non alignement ou de « misalignement ». Le présent papier utilisera la méthode de la cointégration pour déterminer le taux d'équilibre ex post du Dirham et sera organisé comme suit. La deuxième section présentera le modèle à appliquer pour déterminer le taux de change réel d'équilibre. La troisième sera consacrée à la présentation des données (empiriques) utilisées. La quatrième présentera la méthode économétrique appliquée et les résultats obtenus. La cinquième et dernière section tirera quelques conclusions de l'étude.

2. Le modèle

La problématique définie dans l'introduction ci-dessus nous conduit à adopter la conception du taux de change d'équilibre développée par Edwards. Pour ce dernier, le taux de change d'équilibre est le taux permettant de réaliser et de maintenir les équilibres macro-économiques interne et externe. Une conception plus restrictive d'Edwards ne retient que l'équilibre du compte courant extérieur.

Cette définition du taux d'équilibre donnée par Edwards est selon nous meilleure que celles des conceptions alternatives, (et, notamment, celles qui considèrent que le taux d'équilibre est le taux qui permet de maintenir la parité des pouvoirs d'achat), dans la mesure où, dans la conception d'Edwards, le taux de change réel d'équilibre est une fonction dynamique d'autres variables réelles, plutôt qu'un nombre constant. En outre, dans cette

conception d'Edwards, le taux de change réel est influencé à court terme par des variables ne constituant pas des fondamentaux.

Le modèle que nous appliquons correspond à celui de Dornbush en retenant la définition du taux de change réel d'équilibre donnée par Edwards. Le modèle considère une petite économie ouverte avec deux types de biens, échangeables et non échangeables. Dans l'économie en question, il n'y a que des consommateurs face à l'Etat ou au gouvernement. Le pays considéré produit des biens, en consomme une partie et en exporte une autre pour importer des biens du reste du monde destinés à sa consommation. Le reste du monde est considéré comme un seul grand pays déterminant les prix internationaux de tous les biens échangeables.

Le pays ainsi considéré a un système de taux de change flottant. En dehors de cette hypothèse, le modèle de Dornbush qui vient d'être décrit s'applique parfaitement au Maroc avec un reste du monde se réduisant pratiquement à l'économie française, ou plus largement à l'Union Européenne.

Néanmoins, les hypothèses relatives aux dépenses publiques sont discutables. Le modèle considère en effet que les dépenses publiques constituent une proportion fixe du produit intérieur brut et que la consommation publique de biens importés est également une proportion fixe des dépenses publiques totales. Il considère aussi que le capital est parfaitement mobile. Cette dernière hypothèse ne pose pas de problème particulier, en dehors du fait que le taux d'intérêt ne nous semble pas être la variable déterminante du mouvement des capitaux vers ou au départ de l'économie marocaine.

A partir de l'équilibre macro-économique externe et interne, on déduit que le taux de change réel d'équilibre (ERER) est fonction des variables suivantes :

- les dépenses publiques en biens non échangeables,
- le prix international de biens importables,
- le taux des droits de douane,
- le taux d'intérêt international,
- l'absorption totale et
- les entrées de capitaux.

En introduisant la notion des termes de l'échange (TOT) et celle du degré d'ouverture de l'économie considérée (OPEN), on ramène le modèle à l'équation suivante :

$$\text{ERER} = f(\text{TOT}, \text{OPEN}, \text{entrées de capitaux}, \text{le taux international d'intérêt}).$$

D'après le modèle retenu, une amélioration des termes de l'échange correspondant à une baisse relative des prix des biens importés devrait provoquer une appréciation du taux de change réel d'équilibre. C'est qu'une baisse des prix des importations ou une hausse des prix des exportations contribue à atteindre l'équilibre extérieur. Si l'on suppose que le taux de change réel effectif correspond au taux de change d'équilibre, c'est-à-dire si l'on suppose que le secteur extérieur est équilibré, une amélioration des termes de l'échange devrait conduire à une appréciation du taux de change pour maintenir cet équilibre. (par augmentation en Dirhams des prix des importations et réduction des prix des exportations exprimés en Dirhams) et compenser ainsi l'effet de l'amélioration des termes de l'échange.

De même, une augmentation des entrées de capitaux rétablit l'équilibre extérieur et devrait normalement conduire à une appréciation du taux de change réel d'équilibre. On pourrait également s'attendre à un effet similaire sur ce taux de change lorsque le taux d'intérêt international augmente ; même si, a priori, nous nous attendons à ce que cet effet soit faible.

Enfin, une augmentation de la variable OPEN, retenue ici comme variable proxy des droits de douane à l'importation, conduit à une hausse des prix à l'importation et devrait entraîner une appréciation du taux de change réel pour rétablir l'équilibre extérieur.

3. Les données empiriques

Les données trimestrielles concernant les variables retenues par le modèle ne sont pas disponibles pour le Maroc. Nous avons été obligé d'utiliser des données annuelles. Ce qui a donné des séries peu longues, en dépit du fait que nous sommes remonté aussi loin que possible dans le passé, jusqu'en 1974. Les résultats des tests statistiques effectués ont en été forcément affectés. Les séries sont exprimées en logarithmes naturels.

3.1. Le taux de change réel

La série du taux de change réel effectif disponible dans la base de données du FMI et de la Banque Mondiale ne concerne que la période 1980-1998. Pour pouvoir disposer d'une série couvrant toute la période 1974-1999 sur laquelle nous avons choisi de travailler, nous n'avons pas pu faire autrement que de procéder à une régression de la série disponible sur les variables déterminant le taux de change réel, c'est-à-dire le taux de change nominal, l'indice des prix au Maroc et les indices des prix dans le reste du monde (représenté par les grands partenaires du Maroc, à savoir la France, les USA et l'Allemagne). Auparavant, il nous a fallu calculer le taux de change effectif nominal, car la série disponible ne concerne là aussi que la période 1980-1998. Pour ce calcul, nous avons utilisé les coefficients de pondération retenus par la Banque Centrale en 1980 et sensés représenter les parts relatives des pays concernés dans les échanges extérieurs du Maroc (0.25 pour le franc français, 0.32 pour le Dollar USA, 0.15 pour la peseta, 0.05 pour la lire italienne, 0.08 pour la livre sterling, 0.07 pour le mark allemand, 0.02 pour le franc suisse, 0.04 pour le franc belge et 0.02 pour le florin néerlandais).²³Le taux de change nominal ainsi calculé est fortement corrélé au taux de change nominal effectif disponible dans la base de données indiquée ci-dessus ($r = 0.98$).

L'équation de régression du taux de change réel se présente comme suit :

$RER = 3.82 - 0.15 \text{ taux de change nominal} + 0.186 \text{ indice des prix au Maroc} + 0.37 \text{ indice des prix aux USA} + 1.15 \text{ indice des prix en Allemagne} - 1.39 \text{ indice des prix en France.}$

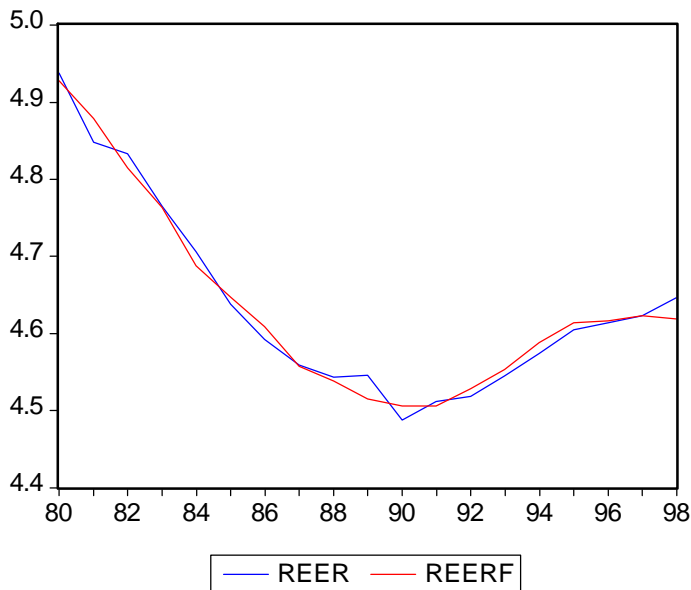
Toutes ces variables ont été exprimées en logarithmes. L'ajustement ainsi effectué est de très bonne qualité statistique, puisque,

$R^2 = 0.983752$ (R^2 ajusté est à peine inférieur, 0.97775)

et que la probabilité sur F est pratiquement égale à zéro. D'après les probabilités obtenues sur les coefficients, seuls les indices d'inflation au Maroc et aux USA peuvent être écartés de l'équation de détermination du taux de change réel. Mais, si on élimine la constante qui n'a d'ailleurs pas de signification économique, la qualité de l'ajustement est toujours bonne (0.93 et 0.91), l'indice des prix au Maroc devient une variable déterminant le taux de change réel, mais le taux de change nominal pourrait être retiré. Quelle signification économique donner à ces résultats statistiques ?

²³ Nous avons appris que depuis l'entrée en vigueur de l'Euro, en janvier 1999, ces coefficients sont devenus : 0.4 pour l'Euro, 0.5 pour le dollar US et 0.1 pour le Yen japonais.

La série de taux de change réel ainsi obtenue est fortement corrélée avec le taux de change réel calculé par le FMI (pour la seule période 1980-1998). On peut s'en apercevoir sur le graphique suivant.



La statistique descriptive de la série obtenue est donnée dans le tableau 1 suivant :

Mean	4.689598
Median	4.608843
Maximum	5.129441
Minimum	4.475368
Std. Dev.	0.212355
Skewness	0.836907
Kurtosis	2.198901
Jarque-Bera	3.730363
Probability	0.154868

Le tableau ci-dessus indique que le taux de change réel du Maroc suit une marche aléatoire. Il est assez symétriquement distribué (légèrement asymétrique vers la droite). La statistique Jarque-Bera teste la normalité de la distribution. Le chiffre obtenu ci-dessus indique que la série est presque normalement distribué.

3.2. Les variables déterminant le taux de change réel d'équilibre

Pour les termes de l'échange, la série disponible dans la base de données indiquée est également incomplète. C'est dans les rapports annuels de la Banque Centrale du Maroc que

nous avons puisé les informations nécessaires pour reconstituer une série sur toute la période considérée (1974-1999) et élaborer un indice avec la même année pour base que pour les autres variables.

L'élaboration de la série OPEN ne nous a posé aucun problème puisque les séries des exportations, des importations et du PIB sont disponibles tant dans la base de données considérée que dans tous les documents statistiques officiels du Maroc.

Pour le taux d'intérêt du reste du monde, nous avons choisi les taux d'intérêts servis sur les dépôts en France, ce dernier pays étant le premier partenaire économique du Maroc et donc largement représentant du reste du monde pour notre pays.

Concernant les entrées de capitaux, nous avons retenu le montant annuel des investissements directs étrangers au Maroc. Ce montant, nous semble-t-il, est représentatif des entrées en question.

Nous avons également pensé à inclure dans l'estimation du taux de change réel d'équilibre deux variables supplémentaires par rapport à celles retenues par le modèle considéré. Il s'agit du ratio de la dette extérieure du Maroc et du taux de croissance réelle du PIB comme variable proxy du progrès technologique, estimant que ces deux variables contribuent à la détermination du taux de change réel d'équilibre.

Enfin, deux variables muettes auraient pu être intégrées au modèle d'estimation du taux de change réel d'équilibre pour saisir les effets des deux dévaluations de 1980-85 et 1990. Cependant, s'il est aisé de procéder ainsi pour la première dévaluation, il n'en est pas de même pour la seconde dans la mesure où il n'est pas évident de choisir l'année à partir de laquelle la variable muette prendrait comme valeur l'unité, puisque la dévaluation s'était étendue sur plusieurs années. Pour cette raison technique, nous avons écarté le recours aux variables muettes.

3.3. Propriétés des séries individuelles

Avant de procéder à l'estimation du taux de change réel d'équilibre à travers le modèle présenté ci-dessus, il importe de savoir si les variables retenues sont non stationnaires, car on

sait maintenant que la non stationnarité fausse la régression et que seules les variables non stationnaires ou ayant une racine unitaire déterminent à long terme le taux de change réel, le taux d'équilibre, les variables stationnaires ne pouvant avoir qu'un effet temporaire ou à court terme, car elles ne tardent pas, par définition, à converger vers leur moyenne indépendante du temps. Les variables stationnaires ne constituent donc pas des fondamentaux du taux de change réel d'équilibre.

La stationnarité considérée ici est la stationnarité dite de second ordre, celle signifiant que la moyenne, la variance et la covariance de la série sont indépendantes par rapport au temps.

Etant donné que la robustesse des tests de stationnarité n'est pas assurée et, surtout, que la longueur des séries ne suffit pas pour obtenir des tests significatifs, nous en avons effectué un grand nombre sur les séries considérées. En voici les résultats.

	ADF	PP	KPSS1	KPSS2
RER	Non stationnaire à 5% Test stat : -2.68	Non stationnaire à 10% -2.32	Stationnaire 0.314	Non stationnaire A 10% 0.1546
OPEN	Non stationnaire A 10% -1.175	Non stationnaire à 10% -1.764	Stationnaire 0.2122	Non stationnaire A 10% 0.1624
TOT	Non stationnaire A 10% -0.759	Non stationnaire A 10% -1.57	Stationnaire 0.2205	Non stationnaire A 10% 0.1649
FRIR	Non stationnaire A 10% -0.4116	Non stationnaire A 10% -0.239	Non stationnaire A 5% 0.361	Non stationnaire A 10% 0.2339
RGDP	Non stationnaire A 10% -2.206	Non stationnaire A 10% -2.105	Non stationnaire A 5% 0.3828	Non stationnaire A 10% 0.1725
FDI	Non stationnaire A 10% -1.243	Non stationnaire A 10% -1.847	Non stationnaire A 5% 0.3622	Non stationnaire A 10% 0.1795

TFDS	Stationnaire -3.999	Stationnaire -3.883	Stationnaire 0.3071	Non stationnaire à 10% 0.173
------	------------------------	------------------------	------------------------	---------------------------------

Dans le tableau ci-dessus figurent en lignes, en logarithmes naturels, les variables suivantes :

- RER : le taux de change réel du Dirham pour la période 1974-99 ;
- OPEN : la variable proxy de la politique commerciale du Maroc pour la même période ;
- TOT : les termes de l'échange du Maroc pour la même période ;
- FRIR : le taux d'intérêt (servi sur les dépôts) en France, pour la même période ;
- FDI : les investissements directs étrangers au Maroc au cours de la même période ;
- RGDP : le taux de croissance réelle (annuelle) du PIB comme proxy du progrès technologique et des gains de productivité au Maroc, au cours de la même période ;
- TFDS : le ratio de la dette extérieure du Maroc au cours de la même période.

En colonnes, figurent les quatre tests de racine unitaire effectués sur les variables précédentes:

- le test de Dickey Fuller augmenté (ADF) dont les valeurs critiques sont -3.7343 à 1%, -2.9907 à 5% et -2.6348 à 10% et dont l'hypothèse nulle est l'existence de la racine unitaire ou la non stationnarité ;
- le test de Phillips-Perron (PP) dont les valeurs critiques sont -3.7204 à 1%, -2.9850 à 5% et -2.6318 à 10% et dont l'hypothèse nulle est la même que pour le test ADF précédent ;
- le test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS) dont l'hypothèse nulle est la stationnarité de la série considérée et dont les valeurs critiques sont de 0.463 à 5% et 0.347 à 10% pour la première version KPSS1 et 0.146 à 5% et 0.119 à 10% pour la seconde version KPSS2.

Les résultats des quatre tests sont contradictoires. KPSS2 n'est pas discriminant puisqu'il considère que toutes les variables retenues sont non stationnaires. KPSS1 est plus discriminant mais assez sévère puisqu'il accepte la stationnarité de quatre variables (RER, OPEN, TOT et TFDS) sur les sept étudiées. C'est le test PP qui semble le plus facile puisqu'il accepte la non stationnarité de toutes les variables, sauf TFDS. ADF est un peu moins facile puisqu'il rejette la non stationnarité de TFDS et n'accepte celle de RER qu'à 5%. Au vu de ces résultats, l'on peut supposer que toutes les variables, sauf TFDS, sont non stationnaires.

4. La méthode d'estimation et ses résultats.

La méthode d'analyse appropriée en présence de variables macro-économiques présentant souvent une racine unitaire semble être la cointégration. Cette analyse permet de trouver une combinaison linéaire stable de variables non stationnaires. Une telle combinaison linéaire stationnaire, quand elle existe, constitue une relation d'équilibre de long terme.

En théorie économique, ce genre de relation stable entre des variables en croissance continue existe bel et bien. L'exemple le plus célèbre à ce sujet est appelé depuis Keynes « propension à consommer ». Cette dernière est une relation stable entre la consommation et le revenu qui sont normalement en croissance continue.

Lorsqu'une telle combinaison linéaire stable de variables non stationnaires existe, c'est-à-dire lorsque les variables non stationnaires sont cointégrées, seul le modèle VEC (Vector Error Correction), lequel est un VAR (Vector Autoregressive) restreint pourra être utilisé pour faire converger les variables à long terme vers leur relation d'équilibre tout en leur permettant de fluctuer aisément à court terme.

Pour estimer le VEC, il faut d'abord déterminer le nombre de relations « cointégrantes » en effectuant le test de cointégration. Comme le test de cointégration de Johansen, le seul disponible dans Eviews, n'accepte pas plus de cinq variables, nous avons été obligés d'exclure TFDS (d'ailleurs stationnaire), et RGDP qui nous semble malgré les résultats des tests assez stationnaire.

Avec les cinq variables qui restent : RER , OPEN, TOT, FRIR et FDI, les résultats du test de Johansen sont, d'après EasyReg, comme suit :

Les cinq valeurs propres sont :

91.76688E-002 75.88587E-002 60.49150E-002 41.06440E-002 21.35366E-003

Les résultats des deux tests sont :

“LR test (Lambda-max test) of the null hypothesis that there are r cointegrated vectors against the alternative that there are r + 1 cointegrated vectors

Table 1: No restriction on intercept.

C.f. Johansen & Juselius (1990), Table A1

critical values conclusions:

r test statistic	20%	10%	5%	20%	10%	5%	
0	62.4	27.9	30.8	33.2	reject	reject	reject
1	35.6	22.1	24.7	27.2	reject	reject	reject
2	23.2	16.3	18.7	20.8	reject	reject	reject
3	13.2	10.1	12.1	14.0	reject	reject	accept
4	0.5	1.7	2.8	4.0	accept	accept	accept

LR test (trace test) of the null hypothesis that there are at most r cointegrated vectors against the alternative that there are 5 cointegrated vectors

Table 1: No restriction on intercept.

C.f. Johansen & Juselius (1990), Table A1

critical values conclusions:

r test statistic	20%	10%	5%	20%	10%	5%	
4	0.5	1.7	2.8	4.0	accept	accept	accept
3	13.8	11.2	13.3	15.2	reject	reject	accept
2	37.0	23.9	26.8	29.5	reject	reject	reject
1	72.5	40.3	44.0	47.2	reject	reject	reject
0	135.0	60.2	65.1	68.9	reject	reject	reject

LR test (Lambda-max test) of the null hypothesis that there are r cointegrated vectors against the alternative that there are $r + 1$ cointegrated vectors

Table 2: Restrictions on intercept, but not imposed.

C.f. Johansen & Juselius (1990), Table A2

critical values conclusions:

r test statistic	20%	10%	5%	20%	10%	5%	
0	62.4	28.0	30.8	33.3	reject	reject	reject
1	35.6	22.3	24.9	27.3	reject	reject	reject
2	23.2	16.5	19.0	21.3	reject	reject	reject
3	13.2	10.7	12.8	14.6	reject	reject	accept
4	0.5	4.9	6.7	8.1	accept	accept	accept

LR test (trace test) of the null hypothesis that there are at most r cointegrated vectors against the alternative that there are 5 cointegrated vectors

Table 2: Restrictions on intercept, but not imposed.

C.f. Johansen & Juselius (1990), Table A2

r	critical values			conclusions:			
	20%	10%	5%	20%	10%	5%	
4	0.5	4.9	6.7	8.1	accept	accept	accept
3	13.8	13.0	15.6	17.8	reject	accept	accept
2	37.0	25.5	28.4	31.3	reject	reject	reject
1	72.5	41.6	45.3	48.4	reject	reject	reject
0	135.0	61.6	66.0	70.0	reject	reject	reject

Conclusion du test selon l'approche de Johansen : il existe trois vecteurs d'intégration, c'est-à-dire **trois** combinaisons linéaires stationnaires des cinq variables non stationnaires retenues.

Les trois vecteurs sont :

Standardized cointegrating vectors:

-0.1710 -0.6786 -0.2530 RER
 -0.4143 0.5093 -0.6181 OPEN
 1.0000 1.0000 1.0000 TOT
 0.1354 0.0510 0.0319 FRIR
 0.0082 -0.0696 0.0192 FDI

En utilisant le test de Bierens, du nom de l'auteur du logiciel EasyReg, le résultat est différent.

On trouve une seule relation de cointégration, la suivante :

standardized vector:

-0.6732 -> RER
 -0.0143 -> OPEN
 1.0000 -> TOT
 0.0676 -> FRIR
 -0.0005 -> FDI

Comme, dans ce dernier vecteur, le coefficient de FDI est presque nul, nous avons pensé à éliminer cette variable pour ne retenir que RER, OPEN, TOT et FRIR. Voici les résultats des tests de cointégration pour ces quatre variables.

L'approche de Johansen selon EasyReg donne :

LR test (Lambda-max test) of the null hypothesis that there are r cointegrated vectors against the alternative that there are r + 1 cointegrated vectors

Table 1: No restriction on intercept.

C.f. Johansen & Juselius (1990), Table A1

critical values conclusions:

r	test statistic	20%	10%	5%	20%	10%	5%
0	61.9	22.1	24.7	27.2	reject	reject	reject
1	21.6	16.3	18.7	20.8	reject	reject	reject
2	11.7	10.1	12.1	14.0	reject	accept	accept
3	0.8	1.7	2.8	4.0	accept	accept	accept

LR test (trace test) of the null hypothesis that there are at most r cointegrated vectors against the alternative that there are 4 cointegrated vectors

Table 1: No restriction on intercept.

C.f. Johansen & Juselius (1990), Table A1

critical values conclusions:

r	test statistic	20%	10%	5%	20%	10%	5%
3	0.8	1.7	2.8	4.0	accept	accept	accept
2	12.4	11.2	13.3	15.2	reject	accept	accept
1	34.0	23.9	26.8	29.5	reject	reject	reject
0	96.0	40.3	44.0	47.2	reject	reject	reject

LR test (Lambda-max test) of the null hypothesis that there are r cointegrated vectors against the alternative that there are $r + 1$ cointegrated vectors

Table 2: Restrictions on intercept, but not imposed.

C.f. Johansen & Juselius (1990), Table A2

critical values conclusions:

r	test statistic	20%	10%	5%	20%	10%	5%
0	61.9	22.3	24.9	27.3	reject	reject	reject
1	21.6	16.5	19.0	21.3	reject	reject	reject
2	11.7	10.7	12.8	14.6	reject	accept	accept
3	0.8	4.9	6.7	8.1	accept	accept	accept

LR test (trace test) of the null hypothesis that there are at most r cointegrated vectors against the alternative that there are 4 cointegrated vectors

Table 2: Restrictions on intercept, but not imposed.

C.f. Johansen & Juselius (1990), Table A2

critical values conclusions:

r	test statistic	20%	10%	5%	20%	10%	5%
---	----------------	-----	-----	----	-----	-----	----

3	0.8	4.9	6.7	8.1	accept	accept	accept
2	12.4	13.0	15.6	17.8	accept	accept	accept
1	34.0	25.5	28.4	31.3	reject	reject	reject
0	96.0	41.6	45.3	48.4	reject	reject	reject

Conclusion: $r = 2$

Standardized cointegrating vectors:

-0.2178 -0.4758 RER

-0.3157 -0.0635 OPEN

1.0000 1.0000 TOT

0.1326 0.0549 FRIR

Et selon l'approche de Bierens, il existe un seul vecteur :

standardized vector:

-0.7744 -> RER

0.3152 -> OPEN

1.0000 -> TOT

0.0678 -> FRIR

Après les tests concluants de la cointégration, il y a lieu d'estimer un VEC (avec une constante et sans trend) comme il a été précisé ci-dessus. Les résultats de cette estimation donnés par Eviews sont :

Sample(adjusted): 1977 1999

Included observations: 23 after adjusting endpoints

Standard errors & t-statistics in parentheses

Cointegrating Eq: CointEq1

LNRER(-1) 1.000000

LNOPEN(-1) 2.628718

(0.88432)

(2.97259)

LNTOT(-1) -7.271630

(1.57374)
(-4.62062)

LNFRIR(-1) -3.300873
(0.64222)
(-5.13977)

C 23.22301

Error Correction: D(LNRER) D(LNOPEN) D(LNTOT) D(LNFRIR)

CointEq1 0.030582 0.081220 0.182842 -0.165888
(0.01897) (0.10675) (0.03554) (0.05361)
(1.61221) (0.76087) (5.14499) (-3.09440)

D(LNRER(-1)) 0.420102 -0.529502 -1.316406 2.945915
(0.25047) (1.40951) (0.46925) (0.70787)
(1.67726) (-0.37566) (-2.80532) (4.16167)

D(LNRER(-2)) 0.220121 0.143982 0.126191 -0.541464
(0.25541) (1.43729) (0.47850) (0.72182)
(0.86185) (0.10018) (0.26372) (-0.75014)

D(LNOPEN(-1)) -0.056111 -0.529914 -0.340265 0.015508
(0.06123) (0.34459) (0.11472) (0.17306)
(-0.91635) (-1.53781) (-2.96605) (0.08961)

D(LNOPEN(-2)) -0.080205 -0.233352 -0.332569 -0.326410
(0.04833) (0.27196) (0.09054) (0.13658)
(-1.65961) (-0.85803) (-3.67310) (-2.38984)

D(LNTOT(-1)) 0.083571 0.416868 0.187706 -0.769686
(0.09979) (0.56157) (0.18696) (0.28202)
(0.83747) (0.74233) (1.00401) (-2.72915)

D(LNTOT(-2))	0.017976	0.691320	0.203701	-0.159295
	(0.06700)	(0.37703)	(0.18935)	
	(0.26831)	(1.83361)	(1.62286)	(-0.84129)
D(LNFRIR(-1))	0.016126	0.709900	0.388387	-0.194011
	(0.09575)	(0.53881)	(0.17938)	(0.27060)
	(0.16842)	(1.31752)	(2.16515)	(-0.71697)
D(LNFRIR(-2))	0.049945	0.387366	0.086270	0.016470
	(0.07121)	(0.40073)	(0.13341)	(0.20125)
	(0.70138)	(0.96665)	(0.64665)	(0.08184)
C	-0.002876	0.031215	0.004472	0.013078
	(0.00479)	(0.02697)	(0.00898)	(0.01355)
	(-0.59994)	(1.15726)	(0.49805)	(0.96541)

R-squared	0.883292	0.501296	0.875173	0.817662
Adj. R-squared	0.802494	0.156039	0.788755	0.691428
Sum sq. resids	0.003461	0.109604	0.012148	0.027644
S.E. equation	0.016316	0.091821	0.030569	0.046113
Log likelihood	68.58409	28.84785	54.14457	44.68885
Akaike AIC	-7.932138	-4.476813	-6.676528	-5.854292
Schwarz SC	-7.438445	-3.983120	-6.182835	-5.360598
Mean dependent	-0.018782	0.004224	0.012087	-0.033617
S.D. dependent	0.036714	0.099949	0.066510	0.083013

Determinant Residual Covariance	6.79E-14
Log Likelihood	264.1462
Akaike Information Criteria	-29.36422
Schwarz Criteria	-28.82116

Le vecteur estimé se présente ainsi :

$$\begin{aligned}
D(\text{LNRER}) = & 0.030581596 * (\text{LNRER}(-1) + 2.6287183 * \text{LNOPEN}(-1) - 7.2716299 * \text{LNTOT}(-1) \\
& - 3.3008726 * \text{LNFRIR}(-1) + 23.223011) + 0.42010213 * D(\text{LNRER}(-1)) + \\
& 0.22012091 * D(\text{LNRER}(-2)) - 0.056110939 * D(\text{LNOPEN}(-1)) - 0.08020522 * D(\text{LNOPEN}(-2)) \\
& + 0.083571367 * D(\text{LNTOT}(-1)) + 0.017976146 * D(\text{LNTOT}(-2)) + 0.016125954 * D(\text{LNFRIR}(-1)) \\
& + 0.049944918 * D(\text{LNFRIR}(-2)) - 0.0028755667
\end{aligned}$$

Du graphique des résidus concernant RER de la page suivante, il ressort que le taux de change réel tantôt au-dessus du taux de change d'équilibre tantôt en-dessous avant 1985 pour être ensuite en-dessous, c'est-à-dire sous-évalué tout au long des années 1985-1994. A partir de 1994, le taux de change réel effectif est surévalué. En 1999, on peut cependant remarquer un alignement du taux effectif sur le taux d'équilibre du fait de la faiblesse manifestée par l'Euro par rapport au Dollar.

ANNEXE 3

EVOLUTION DE L'ECONOMIE TURQUE ET DES TAUX DE CHANGE

Lerzan Özkale

Université Technique d'Istanbul

Pour comprendre et commenter l'Etat actuel des taux de change en Turquie, il faut prendre en considération l'évolution de l'économie turque après l'ouverture à l'extérieur ou plus précisément, l'adoption de la politique de développement extraverti en 1980, avec les décisions du 24 Janvier, décisions prises dans le cadre d'un accord de stand-by avec le FMI.

La période qui a précédé ces décisions a été surtout marquée par l'impact très négatif des prix de pétrole sur la balance des paiements, par le problème chypriote qui a augmenté les dépenses de défense militaire et par la crise touchant les pays vers lesquels la Turquie réalisait la grande partie des exportations. Toutes ces raisons ont influé négativement l'inflation, résultant en une nécessité de dévaluation plus fréquente par rapport à la période d'avant 1970. Une dévaluation de 66% a fait baisser la valeur de la livre turque de 9.08 TL/\$ à 15.15 TL/\$ en 1970. A partir du 20 Septembre 1974, la Banque Centrale a commencé à changer la valeur de la livre turque plusieurs fois dans l'année. La raison en était de s'aligner avec la valeur des monnaies étrangères, flottant librement après le collapse de Bretton Woods et empêcher ainsi la spéculation de devises en Turquie. Une dévaluation de 30 % en avril 1979 a été suivi d'une autre de 88,4% au mois de juillet de la même année. Une autre dévaluation de 33 % a été faite avant la fin de l'année et c'est dans ces conditions que les "mesures de stabilisation" du 24 Janvier 1980 ont été prises incluant aussi une nouvelle dévaluation. Le tableau 1 montre l'évolution des taux de change en Turquie.

**Tableau 1 - Taux de change en Turquie (Livre turque/\$)
1923-2000
(achat de l'effectif, fin d'année)**

1923-1945 (moyenne)	1.55	1988	1 813.02
1946-1959 (taux fixe)	2.80	1989	2 311.37
1960-1970 (moyenne)	8.01	1990	2 927.13
1971-1975 (moyenne)	14.47	1991	5 074.83
1976-1979 (moyenne)	23.53	1992	8 555.85
1980	89.25	1993	14 458.03
1981	132.30	1994	38 687.00
1982	184.90	1995	61 054.00
1983	280.00	1996	106 662.00
1984	442.50	1997	204 750.00
1985	574.00	1998	310 680.00
1986	755.90	1999	539 720.00
1987	1 018.35	2000 (fin aout)	652 991.00

Source: SIS, Statistical Indicators, 1923-1990, pp.290-1, pour avant 1980.
TCMB, Üç Aylık Bülten (bulletins trimestriels de la Banque Centrale Turque)
et www.tcmb.gov.tr

Par suite aux décisions du 24 Janvier 1980, la politique de change a été transformée, passant de la détermination de la valeur de la livre turque par la Banque Centrale, à la déclaration de la convertibilité avec la régulation 32, datée du 11 Août 1989.

Cette décision qui avaient été présentée à l'opinion publique comme une mesure de liberté de mouvements des capitaux, était en faite bien une déclaration de convertibilité (Kepenek, Yentürk 2000: 287).

Avec cette régulation, la Turquie était devenue plus libérale que la Grèce, la Norvège, le Portugal et l'Espagne dont trois étaient à cette époque membre de l'Union Européenne et malgré cela gardaient un plus grand nombre de réservations aux Codes de l'OCDE. Cette libéralisation financière précipitée et très critiquée par après même par Rüptü Saraçođlu (gouverneur de la Banque Centrale lors de cette déclaration), a fait que le taux de change est devenu beaucoup plus sensible aux mouvements de capitaux à court terme, perdant ainsi son rôle principal dans une économie dont les biens d'exportation ne jouissent pas d'une compétitivité extérieure rassurée et enregistrant des taux d'inflation très élevés. A ceci s'est ajouté une différentielle importante des taux d'intérêt intérieurs et extérieurs, incitant une rentrée importante de capitaux à court terme et résultant en une surévaluation de la monnaie turque. La part des paiements d'intérêts dans les dépenses publiques est montée à plus de 50 %, ayant un effet inflationniste qui s'est ajouté au taux déjà très élevés (Tableau 2). Ce cercle vicieux a fait baisser les investissements productifs, augmentant le placement de fonds des firmes industrielles turques en même temps que les importations. La crise qui en a résulté en 1994 a voulu être stabilisée par un nouvel accord de stand-by avec le FMI, s'appelant "les décisions du 5 Avril".

Tableau 2 – Dévaluation, Inflation, Taux d'Intérêts

Années	Taux de dévaluation	Taux d'inflation	Intérêt a terme (un an)	Taux d'intérêt des bons du trésor	Revenu des capitaux chauds*
1980	150.8	115.6	33.0	-	-
1981	43.3	33.9	50.0	-	-
1982	45.7	21.9	50.0	-	-
1983	40.2	31.4	45.0	-	-
1984	62.1	48.4	45.0	43.7	-5.9
1985	40.7	45.0	55.0	50.2	12.8
1986	29.8	34.6	48.0	53.6	20.7
1987	27.3	38.8	53.6	48.1	16.2
1988	67.1	73.7	83.9	64.3	-7.9
1989	47.5	63.3	58.8	58.8	25.0
1990	23.2	60.3	59.4	52.9	28.9
1991	61.9	66.0	72.7	79.5	10.9
1992	64.2	70.1	74.2	86.5	15.7
1993	60.0	66.1	74.8	87.6	17.2
1994	169.6	106.3	95.6	164.4	-2.1
1995	51.2	93.6	92.3	121.8	46.8
1996	77.5	80.4	93.8	135.2	32.4

1997	86.6	85.7	96.6	126.7	21.5
1998	71.8	84.6	94.6	123.1	29.9

* Revenu des capitaux chauds (taux d'arbitrage) = $(1+i/1+e) - 1$; of i est l'intérêt le plus élevé de la période et ou e = taux d'inflation.

Source: Kepenek, Y. et Yentürk, N. (2000) Türkiye Ekonomisi, 10. Ed., Remzi Kitabevi, Istanbul, p. 237.

L'examen du tableau 2 montrera qu'à part l'année 1994, ces décisions n'ont rien changé. Au contraire le revenu des "capitaux chauds" (hot-money) s'en est trouvé accru par après jusqu'en 1999, année de crise économique aggravée par l'important séisme du 17 Aout. La décroissance de 6.1% en 1999 et un besoin très important de reconstruction dans la région du séisme ou il y a une forte concentration industrielle ont abouti à un consensus, visant à casser ce cercle et établir un programme de stabilisation, qui cette fois-ci irait jusqu'au bout, sans renoncer aux mesures qu'il contient et dont certaines sont novatrices par rapport aux 17 lettres d'intention adressées au FMI par la Turquie, avant 1999.

PRINCIPAUX ELEMENTS DE LA LETTRE D'INTENTION DU 9 DECEMBRE 1999

C'est dans ce climat économique que la Lettre d'Intention du 9 Décembre a été adressée au FMI. Le programme de stabilisation avait pour principaux buts de:

- faire baisser l'inflation à 25 % (prix de consommation) à la fin de la première année (2000), à 12 % fin 2001 et à 7 % fin 2002,
 - réduire les intérêts réels à des niveaux supportables,
 - augmenter le potentiel de croissance de l'économie,
- procurer une meilleur et efficace allocation des ressources dans l'économie.

Pour réussir à atteindre ces buts, le programme comprends une partie très importante sur la politique de change. Dans son discours du 9 Décembre ou il a donné les détails du programme de trois ans, Mr. Erçel expliquait ainsi la nouvelle politique de change:

- Le panier de taux de change sera annoncé chaque jour, sur une période de un an (Tableau 3).
- Le panier utilisé pour le taux de change réel, composé de 1 US Dollar + 0.77 EURO depuis l'entrée en vigueur de l'EURO, sera valide pendant les trois années du programme.
- Dans les 18 premiers mois, la valeur nominale du panier sera augmentée parallèlement à l'inflation visée (20% pour les prix de gros). Cette période sera suivie par une période de "bande élargissant progressivement".
- La bande atteindra 7.5 pour cent fin 2001, 15 pour cent au premier juillet 2002, 22.5 pour cent fin 2002.
- Dès le début du programme, la Banque Centrale prépare les conditions de quitter son intervention aux taux de change et une réserve importante de devises sera a sa disposition pour mener à bien cette politique de change (22.6 milliards de Dollars).
- Ainsu la politique de change est l'outil le plus important de la lutte contre l'inflation du nouveau programme de stabilisation de l'économie turque.

Tableau 3- Les changements prévus dans le panier durant la première année du programme

	Valeur du panier en fin de mois (1 USD + 0.77 EURO)	Changement du panier en pourcentage		
		Augmentation mensuelle (%)	Augmentation mensuelle cumulée (%)	Augmentation journalière (%)
Décembre 1999	959 020.46			
Janvier 2000	979 159.89	2.1	2.100	0.067
Février 2000	999 722.25	2.1	4.244	0.072
Mars 2000	1 020 716.42	2.1	6.433	0.067
Avril 2000	1 038 068.59	2.1	8.243	0.056
Mai 2000	1 055 715.76	2.1	10.083	0.054
Juin 2000	1 073 662.93	2.1	11.954	0.056
Juillet 2000	1 087 620.55	2.1	13.410	0.042
Aout 2000	1 101 759.61	2.1	14.884	0.042
Septembre 2000	1 116 082.49	2.1	16.377	0.043
Octobre 2000	1 127 243.31	2.1	17.541	0.032
Novembre 2000	1 138 515.75	2.1	18.717	0.033
Décembre 2000	1 149 900.90	2.1	19.904	0.032

Source: Discours de Gazi Erçel (Gouverneur de la Banque Centrale de Turquie) tenu le 9 Décembre 1999, à Ankara (www.tcmb.gov.tr).

Les programmes anti-inflationnistes appliqués par les pays en voie de développement ont toujours préannoncé les taux de change pour le futur. Dans la lutte contre l'inflation, la difficulté majeure est de diminuer les anticipations inflationnistes. Le problème crucial des pays ayant une inflation très élevée et chronique est la détermination de l'inflation future par celle du passé, créant une rigidité pour la diminution de l'inflation. Cette inertie influe la crédibilité du programme. C'est pour cette raison qu'il est primordial de renoncer à l'indexation sur l'inflation passée. Le taux de change préannoncé a une importance majeure dans ce sens.

D'après le programme, la persistance dans l'indexation des prix et des salaires par rapport à l'inflation passée mène à une contraction de la production et de l'emploi, dans l'économie turque. Le poids économique de renoncer à cet ajustement par rapport à l'inflation passée étant très important pour les différents groupes de la société, la crédibilité, la continuité et l'acceptance du programme par ces groupes sont primordiaux pour son succès. La diminution de l'incertitude créée par le changement de taux de change est pour cette raison un élément important du programme. Aussi bien le secteur privé que le secteur publique sont conseillé d'utiliser l'inflation "target" pour la réussite du programme.

D'un autre côté, le préannoncement des taux de change est fortement lié avec les marchés financiers. Dans une économie où les marchés financiers sont libéralisés, les facteurs qui déterminent les intérêts domestiques sont les intérêts dans les marchés mondiaux, le changement anticipé des taux de change et la prime de risque (risk premium), théoriquement. Il est clair que ce dernier se trouve augmenté par un degré élevé du besoin d'endettement du secteur publique (PSBR), par la volatilité du taux d'inflation, par le risque des taux de change et par les risques politiques. L'amélioration du PSBR et le passage du "flottement guidé" au

“panier préannoncé par rapport à l’inflation visée” comme politique de change sont attendu avoir le résultat d’une diminution substantielle dans cette prime de risque (risk premium). Finalement le programme vise à atteindre une baisse des intérêts par ce mécanisme. La baisse des intérêts diminuera le poids des paiements d’intérêt dans les dépenses publiques et ainsi la pression inflationniste du secteur publique. Ainsi le cercle vicieux qui encercle l’économie turque depuis la fin des années 80, est visé être cassé. Les résultats de l’étude économétrique sur les déterminants des taux de change réels en Turquie montrent que contrairement à beaucoup de pays, ce n’est pas les dépenses globales par rapport au PIB mais c’est bien la composition des dépenses publiques qui est un déterminant important des taux de change réels en Turquie (voir annexe). Donc le programme d’ajustement, visant à diminuer les paiements d’intérêts du secteur publique, a des grandes chances d’équilibrer les taux de change réels.

D’autre part, le risque étant diminué, une importante entrée de capitaux étrangers peut en résulter, influençant positivement la baisse des intérêts, la baisse de l’inflation ainsi que la croissance économique.

PREMIERS RESULTATS DU PROGRAMME

Deux lettres additionnelles ont été adressées au FMI après l’entrée en vigueur du programme de stabilisation. D’après les données des six premiers mois et malgré l’effet négatif des prix de pétrole, l’inflation a été baissée à son plus bas niveau des 14 dernières années.

Le ratio de la dette publique par rapport au PNB diminue, ainsi qu’un déclin rapide des taux d’intérêts. La production industrielle a augmenté pendant la première moitié de l’année, renforçant la chance de l’atteinte d’une croissance de 5-5½ % fixée dans le programme.

L’augmentation des prix de pétrole a eu pour effet d’accroître les importations, ceci élargissant le déficit de la balance courante. Mais grâce aux réserves importantes de devises, ceci ne semble pas créer un problème pour le maintien de la politique de change (Önal, Erçel 2000).

BIBLIOGRAPHIE

Erçel, G (1999) Conférence de presse du gouverneur de la Banque Centrale de Turquie, sur le programme de stabilisation, Ankara (www.tcmb.gov.tr).

Kepenek, Y. et Yentürk, N. (2000) Türkiye Ekonomisi (Economie Turque), 10. Ed, Remzi Kitabevi, Istanbul.

Önal, R. et Erçel, G. (2000) “The supplementary letter of intent” June the 22th, Ankara.

L'application du modèle sur la Turquie :

A. Les données empiriques :

Tableau 1 – Les données

Turquie	Taux de change réel (Janvier 1982=100) ^a	Terms of trade (TOT) 1989=100 ^b	Openness (X+M) (%PIB)	Flow (M-X) (%PIB)	Dépenses publiques (% PIB)	Dépenses courantes publiques (% dépenses globales)
1982	97,44	92	26,88	3,15	6,79	45
1983	92,53	94	29,03	4,08	7,67	40,9
1984	87,62	92	35,28	4,07	6,72	39,4
1985	89,10	86	34,83	3,11	5,93	39,4
1986	80,09	100	29,41	2,79	6	37,4
1987	78,76	106	33,34	2,18	6	35,7
1988	77,32	103	36,21	-1,10	5,8	35,4
1989	84,34	100	33,98	1,58	7,2	43,6
1990	100,17	105	30,85	4,28	8,4	49,7
1991	98,44	107	30,48	2,79	9,5	46,4
1992	94,58	111	31,74	2,95	10,3	51,5
1993	93,64	115	33,02	5,67	10,3	42,2
1994	75,94	109	41,75	-0,98	8,9	38,6
1995	87,28	106	44,24	4,46	8,2	37,7
1996	86,78	97	48,99	5,95	8,8	33,1

^a Source : SPO (State Planning Organisation), la pondération étant de 0,5*US\$+0,5*DM pour la période 1982-1986 et 0,75*US\$+0,5*DM pour 1987 et après.

^bSource: SIS (State Institute of Statistics), les termes de l'échange sont calculés avec la pondération du commerce extérieure.

Source : IFS et IMF, pour les données non spécifiées.

La raison de l'utilisation d'une courte période de données est que les années précédant cette période, l'économie Turque pouvait être considérée comme fermée. La politique de change fixe accompagnée de haute inflation résultait en une appréciation de la livre turque suivie des décisions retardées de dévaluation élevée. Il serait évidemment possible d'utiliser des données reproduites à condition d'intégrer cette fois-ci un variable DUMMY pour pouvoir saisir l'effet de cette différence de politique économique radicale, mais notre choix est fait d'utiliser les données des sources comme l'Institut de Statistiques de l'Etat, l'Organisation de la Plannification de l'Etat dans le cas de la Turquie ainsi que celles du IFS et IMF comme pour les autres pays de cette recherche. Un autre moyen de travailler avec une série de données plus importantes serait d'utiliser des données trimestrielles ou mensuelles, comme l'ont fait Alper et Erzan (1999) ainsi que Bahmani-Oskooee et Kara (2000), respectivement. Dans ce cas, la période ne peut que commencer de 1987, la première année pour laquelle ce genre de données existe dans le cas de la Turquie. Là encore, le soucis de pouvoir accomplir la même étude pour tous les pays considérés nous retient de le faire.

B. Le test de stationnarité

Il est bien connu que dans la plupart des cas, les séries de temps ne sont pas stationnaires et une régression entre ce genre de séries montrera vraisemblablement une fausse corrélation (Granger et Newbold, 1974). C'est pour cette raison que l'analyse sur la Turquie est entreprise d'abord en testant les propriétés (telle que l'ordre d'intégration) des séries de temps des variables concernés. Les tests tels que Augmented Dickey-Fuller (ADF) ou Dickey-Fuller (DF) sont utilisés lorsque nécessaire (voir Harris, 1995; Charemza et Deadman. 1992). Les résultats des tests sont donnés dans le tableau 2.

Tableau 2 – Test de stationnarité (Période: 1982-1996)

	DF	ADF(1)	Intercept	Trend
Log (G.EXP/GDP)	--	-1.88	yes	no
Log (CurGEXP/G.EXP)	-1.83	--	yes	no
Log TOT	--	1.67	no	no
Log OPEN	1.44	--	no	no
FLOW	-1.26	--	no	no
Log (G.EXP/GDP)	-3.50**	--	no	no
	-3.50**	--	no	no
Log(CurGEXP/G.EX P)				
Log TOT	-2.88**	--	no	no
Log OPEN	-2.76*	--	no	no
FLOW	--	-4.45**	no	no

Notes: ** et * impliquent le rejet de l'hypothèse nulle que la variable notée est non stationnaire à 1 % et 5 % de niveau de signification respectivement.

Il ressort de cette analyse que les variables retenues ne peuvent pas être utilisées sous leur forme actuelle dans l'estimation du taux de change réel d'équilibre, toutes les variables ne sont pas stationnaires. La période considérée étant trop courte pour d'autres méthodes de correction de l'erreur (tel que la méthode VAR de Johansen par ex.), c'est la méthode Engle et Granger à deux étapes qui sera utilisée. D'après Engle et Granger (1987), la meilleure méthode d'estimer la relation entre les variables I(1) est le modèle de correction de l'erreur.

C. La méthode Engle et Granger à deux étapes

La méthode explore d'abord la relation à long-terme des niveaux (des variables) d'équilibre avant d'estimer l'équation dynamique à court terme. Dans la première étape, la relation à long terme des niveaux est estimée en utilisant l'estimateur OLS. Le degré de signification du résultat (R^2 élevé et les valeurs t significatifs) confirme l'existence de cointégration entre les variables. Les tests DF et ADF peuvent être appliqués aux résidus pour tester la stationnarité. Si c'est stationnaire, on peut conclure à une relation à long-terme de l'équation estimée et les coefficients de l'équation peuvent être interprétés comme les coefficients de la cointégration ou le multiplicateur à long-terme.

La seconde étape consiste à utiliser les termes retardés d'erreur pour déterminer le procédé par lequel les agents économiques corrigent les erreurs des périodes précédentes. Ces termes d'erreur reflètent les dynamiques à court-terme, ensemble avec les différentielles des autres variables. La variable résiduelle de l'équation à long-terme est utilisée par la suite comme le terme de correction de l'erreur dans l'équation dynamique à court-terme.

D. L'estimation de la relation à long terme

D'après la méthodologie suivie par ELBADAWI, l'estimation du logarithme du taux de change réel à partir des variables indépendantes sous forme des ratios et non sous forme différentielle, nous permet de déterminer la valeur d'équilibre du taux de change réel, soit le taux de change réel de long terme. Il s'agit notamment de l'estimation suivante :

Dependent Variable: LEXCH				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.019475	0.760494	3.970416	0.0033
Log TOT	-0.301459	0.186355	-1.617663	0.1402
Log OPEN	-0.075118	0.104533	-0.718602	0.4906
FLOW	0.019808	0.006235	3.176749	0.0112
Log (G.EXP/GDP)	0.112720	0.108811	1.035924	0.3273
Log (CurGEXP/G.EXP)	0.387871	0.154860	2.504655	0.0336
R-squared	0.894525	Mean dependent var		4.476638
Adjusted R-squared	0.835927	S.D. dependent var		0.089917
S.E. of regression	0.036422	Akaike info criterion		-3.498121
Sum squared resid	0.011939	Schwarz criterion		-3.214900
Log likelihood	32.23590	F-statistic		15.26558
Durbin-Watson stat	2.552477	Prob(F-statistic)		0.000363

La valeur du test ADF (0) étant -3.37 nous pouvons conclure que les résidus de l'équation à long-terme sont stationnaires. Donc les coefficients significatifs estimés tels que FLOW (les flux de capitaux (les importations moins les exportations de biens et service) par rapport au PIB) et le ratio des dépenses courantes (en pourcentage des dépenses globales publiques) peuvent être considérés comme les coefficients à long-terme.

Avec cette méthode, nous constatons que les deux variables les plus significatives dans la détermination du taux de change réel sont le ratio des flux de capitaux (les importations moins les exportations de biens et service) par rapport au PIB ainsi que le ratio des dépenses courantes (en pourcentage des dépenses globales publiques).

Dans l'étude de Elbadawi, ce n'est pas la composition des dépenses publiques qui semble être l'un des déterminants importants des taux de change réels dans le cas de Chili et de l'Inde mais c'est le ratio des dépenses publiques par rapport au PIB qui, par le mécanisme de l'augmentation excessive et insoutenable, résulte en une appréciation du taux de change réel

et une surévaluation de la monnaie nationale. Dans le cas de la Turquie, les flux de capitaux attirés grâce aux intérêts réels très élevés par rapport aux marchés financiers internationaux augmentent le paiement d'intérêt du secteur public fortement endetté et représente une part importante des dépenses globales. Ceci peut expliquer le coefficient positif et significatif de la variable, composition des dépenses publiques dans le cas de la Turquie.

E. L'estimation de la relation dynamique à court terme

Ensuite, l'estimation pour la correction de l'erreur nous donnera la spécification à court-terme de la détermination du taux de change réel.

Dependent Variable: DEXCH				
Method: Least Squares				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.009055	0.008933	-1.013658	0.3404
ΔLogTOT	-0.468264	0.156294	-2.996041	0.0172
ΔFLOW	0.018152	0.003462	5.242750	0.0008
$\Delta \text{Log (G.EXP/GDP)}$	0.303223	0.114922	2.638504	0.0298
$\Delta \text{Log (CurGEXP/G.EXP)}$	0.345004	0.091009	3.790869	0.0053
RE(-1)	-1.642710	0.371077	-4.426865	0.0022
R-squared	0.934280	Mean dependent var		-0.008274
Adjusted R-squared	0.893205	S.D. dependent var		0.095838
S.E. of regression	0.031319	Akaike info criterion		-3.791631
Sum squared resid	0.007847	Schwarz criterion		-3.517750
Log likelihood	32.54142	F-statistic		22.74575
Durbin-Watson stat	2.727838	Prob(F-statistic)		0.000155

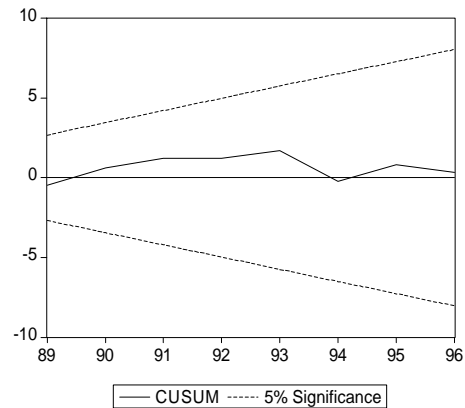
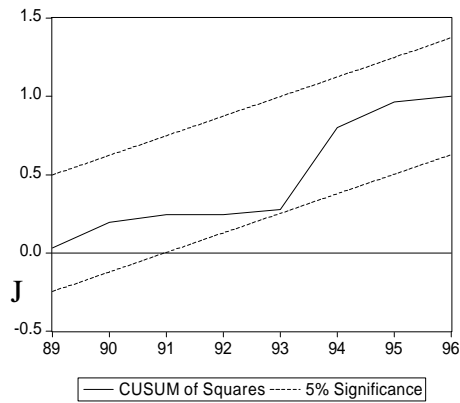
Normality – N(2) = 1.357
 Autocorrélation SC(1) = 2.507
 ARCH (1) = 0.302
 Hétéroscédasticité H (1) = 0.406
 RESET = 0.396

Le résultat des tests de diagnostic montre que l'équation estimée présente une forme fonctionnelle bien spécifiée et que le modèle est conforme aux données. Tous les variables sont significatifs et les signes se présentent comme attendus.

Donc, ces résultats soutiennent fortement le modèle de correction de l'erreur, et avec un coefficient négatif du terme pour la correction de l'erreur, en accord avec la théorie et hautement significative.

Le test de stabilité CUSUM pour cette estimation démontre la stabilité.

CUSUM Stability test



BIBLIOGRAPHIE

Alper, C. E., Erzan, R (1999) "The Equilibrium Real Exchange Rate: An Application to the Middle East" ERF's Sixth Annual Conference, 28-31 October, Cairo.

Bahmane-Oskooee, M., Kara, O (2000) "Exchange rate overshooting in Turkey" Economics Letters 68: 89-93, www.elsevier.com/locate/econbase.

Charemza, W.W., Deadman, D. F (1992) New Directions in Econometric Practice, Edward Edgar, Cambridge.

Granger, C., Newbold, P (1974) "Spurious Regression in Econometrics", Journal of Econometrics 35: 143-159.

Harris, R (1995) Cointegration Analysis in Econometric Modelling, Prentice Hall, London.

ANNEXE 4

TESTS ECONOMETRIQUES SUR LES QUATRE PAYS²⁴

J. SILBER (Bar-Ilan University)
LIQUI (Bar-Ilan University)
J. DEUTSCH (Bar-Ilan University)

^{*24} Données trimestrielles sur l'économie israélienne, annuelles pour les trois autres pays

ANNEXE 5

TESTS ECONOMETRIQUES COMPARATIFS ENTRE LES QUATRE PAYS

Mohamed SAFA(CEMAFI/UNSA)
(*safa@unice.fr*)

Le modèle de simulation du taux de change réel repose sur un cadre théorique analogue à celui appliqué par Elbadawi²⁵ aux économies en développement. En ce qui nous concerne, il s'agit de la Tunisie, du Maroc, de la Turquie et d'Israël. Ce modèle explicite les différentes étapes du passage d'un modèle du taux de change réel structurel à un modèle représenté par une relation de long terme estimable, voire à une modélisation à correction d'erreurs précisant les schémas d'ajustement du taux de change réel.

En d'autres termes, notre démarche consiste en premier lieu à établir une régression à long terme du taux de change réel (TCR). Elle nous permet de mesurer les effets des variables supposées agir théoriquement. Le résultat permet de prédire le niveau du taux de change réel d'équilibre (ERER). La formule linéaire est la suivante :

$$\text{LogTCR}_t = C_1 + \text{Time} + C_2(\text{TOT} / \text{PIB})_t + C_3(\text{DEPCOU} / \text{PIB})_t + C_4(\text{DEPTOT} / \text{PIB})_t + C_5((M - X) / \text{PB})_t + C_6(\text{EMSPOUR})_t + C_7(\text{SDETTE} / \text{PIB})_t$$

En deuxième lieu, la détermination de l'estimation de l'erreur de correction correspond à une spécification dynamique à court terme de la régression du taux de change réel d'équilibre. Les coefficients reflètent un mécanisme dynamique d'autocorrection. Le résultat permet de prédire le niveau du taux de change courant (TCRC). La formule linéaire est la suivante :

$$\Delta(\text{LogTCR}_t) = C_1(\text{LogERER}_{t-1} - \text{LogTCR}_{t-1}) + C_2\Delta(\text{TOT} / \text{PIB})_t + C_3\Delta(\text{DEPCOU} / \text{PIB})_t + C_4\Delta(\text{DEPTOT} / \text{PIB})_t + C_5\Delta((M - X) / \text{PB})_t + C_6\Delta(\text{EMSPOUR})_t + C_7\Delta(\text{SDETTE} / \text{PIB})_t$$

Les variables indépendantes retenues sont les suivantes :

1. TOT/PIB = Termes d'échange (Capacité à importer – les exportations)/PIB ;
2. DEPCOU/PIB = ratio des dépenses courantes par rapport au PIB ;
3. DEPTOT/PIB = ratio des dépenses totales par rapport au PIB ;
4. (M-X)/PIB = ratio des importations moins ratio des exportations ;
5. EMSPOUR = Offre de monnaie excédentaire en pourcentage = (Changements en crédit domestique (t) / M2 (t-1)) – taux d'inflation mondiale - dévaluation nominale – taux de croissance réel du PIB.
6. SDETTE/PIB = ratio du service de la dette par rapport au PIB.

Enfin, nous effectuons une comparaison graphique entre les différents taux de change, réel, courant et d'équilibre. Cette démarche nous permet d'observer les divers cas de mésalignement.

²⁵ Ibrahim A. ELBADAWI, (1994), « Estimating Long –Run Equilibrium Real Exchange Rates », in Jhon WILLIAMSON editor, « Estimation Equilibrium Exchange Rates », Institute for International Economics, september 1994.

L'APPLICATION DU MODELE A LA TUNISIE :

A. Les données empiriques :

Tunisie	Terms of trade (TOT) (% PIB)	(M-X) (% PIB)	Net Capital Inflows (Y compris Reserves) (% PIB)	Dépenses globales (% PIB)	Dépenses courantes (% PIB)	Excess Money Supply (% PIB)	Service de la dette (% PIB)	Taux de Change réel estimé (1995=100)
	TOTPIB	MXPIB	NKIPIB	DEPTOTPIB	DEPCOUPIB	EMSPOUR	SDETTEPIB	TCRFMI
1970	2,35	2,75	6,19				5,04	n.a.
1971	0,78	0,33	10,73			-7,10	4,78	n.a.
1972	2,02	-0,61	10,96	22,59	18,47	-7,80	4,66	n.a.
1973	3,35	0,36	14,12	25,28	19,66	12,71	3,51	n.a.
1974	9,29	-3,16	14,02	25,59	17,88	4,91	2,61	n.a.
1975	6,25	1,87	11,57	29,06	20,18	11,99	2,37	n.a.
1976	1,32	4,93	13,17	29,86	19,94	-1,20	2,22	n.a.
1977	0,63	8,43	17,62	33,30	21,14	2,84	3,52	n.a.
1978	1,90	7,77	15,72	34,04	22,54	2,89	4,35	n.a.
1979	6,33	2,99	15,05	34,00	24,92	-5,19	5,26	147,39
1980	5,57	5,36	12,20	31,56	22,15	-3,74	6,23	145,22
1981	6,59	8,47	12,61	32,52	21,86	0,15	7,12	144,19
1982	6,80	10,53	14,02	37,77	26,51	3,59	6,93	143,11
1983	6,61	8,36	13,95	37,79	26,71	-4,15	7,64	140,70
1984	4,58	11,37	7,00	38,02	27,06	-12,26	8,55	140,45
1985	2,83	6,03	7,24	36,46	25,38	-6,69	8,87	139,47
1986	-0,75	7,12	9,73	37,67	27,22	5,42	9,72	119,33
1987	0,00	0,99	8,16	34,85	25,50	-12,67	11,40	102,41
1988	-0,34	-0,36	12,50	34,69	26,94	-13,99	10,48	100,46
1989	-0,05	3,32	12,33	35,71	28,45	2,09	10,89	99,12
1990	-0,86	7,05	7,29	34,60	27,03	-19,85	11,65	96,40
1991	-1,40	4,95	9,96	34,02	26,38	-16,57	10,48	98,80
1992	-1,86	6,93	11,14	32,06	25,47	-5,94	8,61	100,86
1993	-2,46	7,52	11,76	33,08	26,18	-27,82	9,20	97,10
1994	-1,96	3,01	13,05	32,27	26,03	-22,10	9,34	97,87
1995	-2,05	4,08	14,10	32,83	26,34	-0,28	8,28	100,00
1996	-1,18	1,48	11,40	32,69	25,96	-18,62	7,58	100,67

Source : Données du "World Development Indicators 1998" & "SFI

B. Estimation linéaire du taux de change réel d'équilibre.

L'estimation linéaire du logarithme du taux de change réel nous permet d'obtenir les résultats suivants :

Synthèse Régression de la Var. Dépendante :LOG du taux de change réel (TCRFMI)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Dépenses Totales (%PIB)	-0.037463	0.014557	-2.573552	0.0277
Dépenses courantes(%PIB)	0.036475	0.011946	3.053440	0.0122
Offre monétaire Excéd. (%)	0.001131	0.001153	0.980621	0.3499
(Import. – Export.) (%PIB)	-0.000597	0.003243	-0.184070	0.8576
Entrée nette des cap. (%PIB)	-0.010106	0.005747	-1.758498	0.1092
Service de la dette (%PIB)	-0.041335	0.009029	-4.577829	0.0010
Termes de l'échange(%PIB)	0.018353	0.006421	2.858484	0.0170
Constant	4.922550	0.192717	25.54287	0.0000

R-squared	0.978993	Mean dependent var	4.750229
Adjusted R-squared	0.964288	S.D. dependent var	0.180001
Log likelihood	40.60577	F-statistic	66.57515
Durbin-Watson stat	1.461172	Prob(F-statistic)	0.000000

Par conséquent, nous constatons que la plupart des variables retenues jouent un rôle relativement significatif dans la détermination du taux de change réel. Par contre, l'offre monétaire excédentaire, le ratio de la différence entre importations et exportations ne jouent aucun rôle. Enfin, Le ratio des entrées nettes des capitaux agit à condition que le seuil de tolérance soit élargi autour de 10%.

En d'autres termes, les variables les plus significatives sont le ratio du service de la dette par rapport au PIB et le ratio des dépenses courantes (en pourcentage du PIB).

Par ailleurs, étant donné l'importance de la constante dans l'estimation linéaire, nous allons effectuer un autre modèle d'estimation où l'ordonnée à l'origine est fixée à zéro²⁶.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Dépenses Totales (%PIB)	-0.107610	0.110938	-0.969999	0.3529
Dépenses courantes(%PIB)	0.194838	0.079238	2.458898	0.0317
Offre monétaire Excéd. (%)	-0.011888	0.008025	-1.481396	0.1666
(Import. – Export.) (%PIB)	-0.002286	0.025162	-0.090847	0.9292
Entrée nette des cap. (%PIB)	0.073311	0.036695	1.997863	0.0711
Service de la dette (%PIB)	-0.012354	0.069514	-0.177715	0.8622
Termes de l'échange(%PIB)	-0.015808	0.048733	-0.324389	0.7517

R ² -squared	-0.391601	Mean dependent var	4.750229
Adjusted R-squared	-1.150656	S.D. dependent var	0.180001
Log likelihood	2.865684	Durbin-Watson stat	1.629373

Avec cette méthode d'analyse, sans constante et donc un modèle qui passe par l'origine, les variables qui jouent un rôle important dans la prédiction du taux de change réel, sont le ratio des dépenses courantes et le ratio des entrées nettes des capitaux. Le premier confirme le lien théorique entre la dépréciation du taux de change réel et le dérapage des

²⁶ Pour les régressions passant par l'origine (pas d'ordonnée à l'origine), R² représente la part de dispersion expliquée par l'origine. Cette valeur ne peut être comparée à celle de R² que lorsque l'ordonnée à l'origine est incluse.

finances publiques. Quant au deuxième ratio, l'entrée nette des capitaux ne semble pas épargner la Tunisie d'une légère dévaluation de son taux de change. Notons cependant que le seuil de tolérance de cette relation est supérieur à 5% et donc il convient de l'interpréter prudemment.

C. Le test de stationnarité

Variable	Tunisie ADF* (0)	PP** (2)
TOT/PIB	-1.90	
Var TOT/PIB	-3.77	
MXGDP	-2.24	
Var MXGDP	-3.52	
NKIPIB	-2.68	-3.28
Var NKIPIB	-4.87	
DEPTOTPIB	-2.61	
Var DEPTOTPIB	-2.73	-4.64
DEPCOUIB	-1.68	-2.24
Var DEPCOUIB	-4.57	
SDETTEPIB	-1.21	
Var SDETTEPIB	-2.80	
TCRFMI	-1.4	-2,46
Var TCRFMI	-2.67	-5,69
Log TCRFMI	-1,69	-2,67
Var Log TCRFMI	-2,92	-5,95
EMS%	-2.19	-3.29
Var EMS%	-9.16	
MacKinnon Critical Values		
1%	-3,74	-3.72
5%	-2,99	-2,98
10%	-2,63	-2,63

* = Augmented Dickey-Fuller Statistique, le test est basé sur une régression auxiliaire. Le statistique d'ADF est donné par le t statistique du coefficient passé (t-1).

** = Phillips-Perron Test Statistic.

Il ressort de cette analyse que les variables retenues ne peuvent pas être utilisées sous leur forme actuelle dans l'estimation du taux de change réel d'équilibre, toutes les variables ne sont pas stationnaires, sauf peut-être les ratios des entrées nettes des capitaux et des dépenses globales à condition de relever nettement le seuil de tolérance. Par conséquent, il convient de faire une interprétation prudente de la régression précédente, au moins pour les variables stationnaires. Cette situation approuve l'utilisation de la technique de cointégration, permettant ainsi une interprétation équilibrée de l'estimation du taux de change réel et justifiant ainsi les estimations de l'erreur de correction. Mais auparavant, effectuons le test de causalité entre les différentes variables du modèle.

D. le test de causalité

	Obs	F-Statistic	Probability
LOGTCRFMI does not Granger Cause DEPCOUIB	16	0.14393	0.86755
DEPCOUIB does not Granger Cause LOGTCRFMI		0.38516	0.68917
LOGTCRFMI does not Granger Cause DEPTOTPIB	16	3.81470	0.05515
DEPTOTPIB does not Granger Cause LOGTCRFMI		0.42002	0.66714
EMSPOUR does not Granger Cause LOGTCRFMI	16	3.09887	0.08562
LOGTCRFMI does not Granger Cause EMSPOUR		6.30609	0.01498
MXPIB does not Granger Cause LOGTCRFMI	16	0.15272	0.86016
LOGTCRFMI does not Granger Cause MXPIB		7.33556	0.00946
NKIPIB does not Granger Cause LOGTCRFMI	16	5.50987	0.02199
LOGTCRFMI does not Granger Cause NKIPIB		0.05999	0.94208
SDETTEPIB does not Granger Cause LOGTCRFMI	16	2.58784	0.11993
LOGTCRFMI does not Granger Cause SDETTEPIB		2.37177	0.13919
TOTPIB does not Granger Cause LOGTCRFMI	16	5.88619	0.01828
LOGTCRFMI does not Granger Cause TOTPIB		0.35723	0.70744

Il ressort de cette analyse de causalité²⁷ que plusieurs variables peuvent influencer la détermination du taux de change réel. Il s'agit notamment du ratio des entrées nettes des capitaux, du ratio des termes des échanges et de l'offre monétaire excédentaire. Par contre, le taux de change réel, évidemment sous forme logarithmique, influence à son tour la détermination du ratio de l'écart entre importations et exportations, du ratio de l'offre monétaire excédentaire et du ratio des dépenses publiques totales. Ces résultats sont fondés théoriquement et semblent s'appliquer sur la réalité de l'économie tunisienne.

E. Les tests de cointégration et de l'estimation de l'erreur de correction

A ce stade nous utilisons la méthode multivariée de Johansen qui teste la cointégration à partir de modèles VECM. A partir de la spécification du modèle VAR, le modèle est alors estimé pour un ordre donné (1). La cointégration entre deux variables implique des mouvements parallèles à long terme, c'est-à-dire que les déviations par rapport à l'équilibre (caractérisée par la relation de cointégration) sont très proches de zéro. On parle alors de relation à long terme entre les deux variables, ce qui signifie que, même si ces variables connaissent de manière temporaire des évolutions divergentes, les écarts entre elles ne peuvent persister sur une longue période.

Le tableau suivant nous indique les résultats d'une estimation par cointégration de notre modèle théorique :

²⁷ Notons que cette causalité n'est valable qu'avec un seuil de tolérance de 10%.

Il s'agit de l'estimation du taux de change réel de la Tunisie, cette équation nous permet de déterminer le taux de change d'équilibre, soit le taux de change réel de long terme.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DEPCOUIB	-0.029143	0.013614	-2.140592	0.0610
DEPTOTPIB	0.031641	0.010888	2.906063	0.0174
EMSPOUR	0.000608	0.001058	0.575139	0.5793
MXPIB	0.000861	0.002974	0.289502	0.7788
NKIPIB	-0.009630	0.005103	-1.887200	0.0917
SDETTEPIB	-0.046053	0.008375	-5.499148	0.0004
TOTPIB	0.008505	0.007652	1.111458	0.2952
C	5.061884	0.185599	27.27323	0.0000
TREND	-0.008091	0.004199	-1.926620	0.0861

R-squared	0.985127	Mean dependent var	4.750229
Adjusted R-squared	0.971906	S.D. dependent var	0.180001
Log likelihood	43.71357	F-statistic	74.51474
Durbin-Watson stat	1.863551	Prob(F-statistic)	0.000000

Ensuite, nous allons chercher une détermination de l'erreur de correction par une estimation différentielle de la variable dépendante (soit le taux de change réel) à partir des différentielles des différentes variables indépendantes, y compris la variable résiduelle passée de la régression précédente.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEPCOUIB)	-0.042801	0.010183	-4.203275	0.0023
D(DEPTOTPIB)	0.042883	0.009615	4.459890	0.0016
D(EMSPOUR)	0.002266	0.000641	3.536483	0.0063
D(MXPIB)	-0.001957	0.002360	-0.829097	0.4285
D(NKIPIB)	-0.012005	0.003325	-3.610174	0.0057
D(SDETTEPIB)	-0.043631	0.007041	-6.197008	0.0002
D(TOTPIB)	0.003625	0.005378	0.674115	0.5172
RESID(-1)	-1.557633	0.357012	-4.362976	0.0018

R-squared	0.896975	Mean dependent var	-0.022426
Adjusted R-squared	0.816845	S.D. dependent var	0.052554
Log likelihood	45.79260	F-statistic	11.19393
Durbin-Watson stat	1.297548	Prob(F-statistic)	0.000841

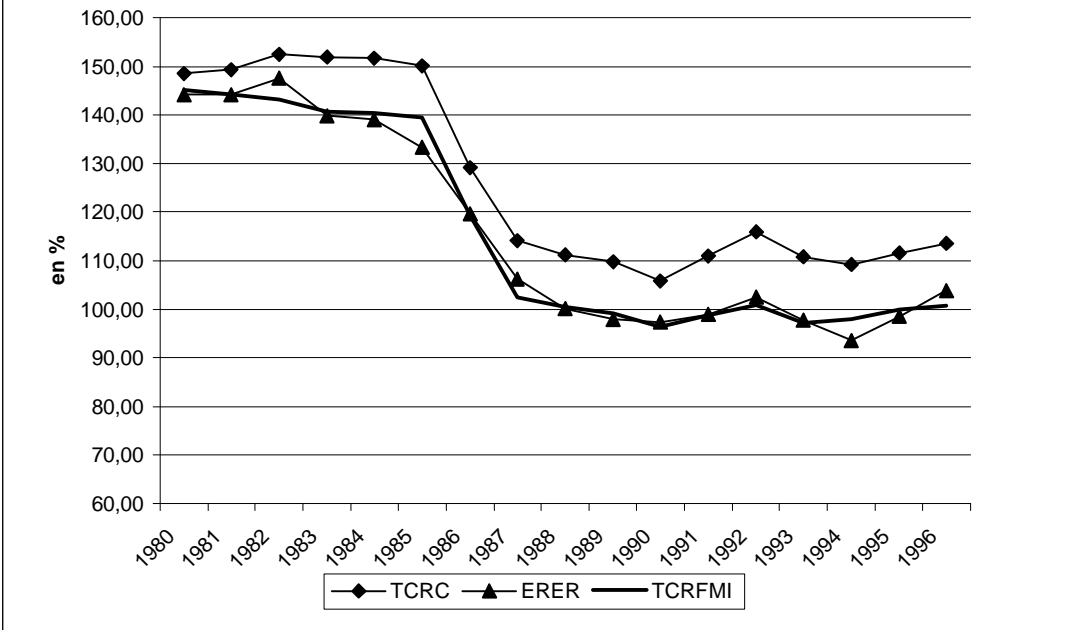
D'après cette deuxième régression nous pouvons obtenir une estimation fiable des variations du taux de change réel à court terme, ces variations vont nous aider à déterminer le taux de change réel courant. La majorité des variables indépendantes joue un rôle actif dans cette détermination, à l'exception des différentielles des variables

représentant la différence entre les ratios des importations et des exportations d'un côté et du ratio des termes d'échanges de l'autre côté.

Enfin, nous faisons une comparaison entre le taux de change réel d'équilibre, courant et celui d'origine pour déterminer les phénomènes de désalignement dans les différents pays concernés tout en soulignant les différentes variables indépendantes qui jouent leur rôle actif selon les pays.

Années	Taux de change courant	Taux de change réel d'équilibre	Taux de change réel
	TCRC	ERER	TCRFMI
1979	147,39	147,39	147,39
1980	148,49	144,24	145,22
1981	149,31	144,16	144,19
1982	152,57	147,56	143,11
1983	151,96	139,88	140,70
1984	151,62	139,08	140,45
1985	150,06	133,42	139,47
1986	129,11	119,70	119,33
1987	114,13	106,23	102,41
1988	111,26	100,06	100,46
1989	109,86	97,91	99,12
1990	105,77	97,45	96,40
1991	110,98	99,03	98,80
1992	116,00	102,57	100,86
1993	110,74	97,83	97,10
1994	109,16	93,60	97,87
1995	111,50	98,62	100,00
1996	113,61	103,80	100,67

Comparaison entre les différents taux de change.



L'APPLICATION DU MODELE AU CAS DE MAROC :

A. Les données empiriques :

Maroc	Terms of trade (TOT)	Net Capital Inflows (Y compris Reserves)	Dépenses globales (%)	Dépenses courantes (%)	Excess Money Supply (%)	Service de la dette (%)	Taux de Change réel estimé (1995=100)	
	(% PIB)	(M-X) (% PIB)	(% PIB)	(% PIB)	(% PIB)	(% PIB)	(1995=100)	
	DEPCOU					SDETTTEP		
	TOTPIB	MXPIB	NKIPIB	DEPTOTPIB	PIB	EMSPOUR	IB	TCRFMI
1970	-2,31	3,95	5,02	22,43	16,61		2,02	n.a.
1971	-1,60	2,77	5,32	20,65	15,78	-4,97	3,14	n.a.
1972	-2,66	0,65	5,12	22,55	17,28	-9,81	2,94	n.a.
1973	-2,38	1,27	5,41	21,96	17,06	-21,78	2,34	n.a.
1974	0,94	0,63	8,30	29,40	22,56	16,60	2,06	n.a.
1975	2,67	10,88	12,67	34,07	22,05	-15,38	1,91	n.a.
1976	-1,51	19,43	14,29	40,22	21,41	13,08	2,50	n.a.
1977	-2,45	20,43	17,08	40,00	20,26	6,77	3,23	n.a.
1978	-2,76	13,70	12,54	34,42	20,67	-5,53	5,06	n.a.
1979	-1,26	12,85	11,14	34,93	21,57	-17,99	6,11	n.a.
1980	-1,69	10,49	9,59	33,10	22,78	-7,08	7,68	139,42
1981	-2,75	14,58	7,47	39,10	26,26	56,77	10,30	127,55
1982	-3,20	14,46	13,30	37,48	24,65	18,43	11,16	125,65
1983	-3,16	8,82	6,66	32,32	24,38	29,04	11,12	117,36
1984	-3,23	10,40	8,63	29,73	23,28	14,14	8,49	110,66
1985	-2,93	8,73	7,33	30,37	24,51	6,76	11,10	103,32
1986	-1,27	6,11	7,30	28,92	22,08	-15,82	10,73	98,77
1987	0,00	4,26	6,96	28,18	22,06	-12,42	9,50	95,46
1988	1,40	0,27	6,25	28,15	21,07	-19,22	7,95	93,98
1989	0,74	5,39	6,43	30,49	22,62	-1,49	8,99	94,24
1990	-0,57	5,94	11,61	28,82	20,78	-36,21	7,00	88,93
1991	-0,13	5,59	13,72	27,81	21,65	-3,31	8,45	91,10
1992	0,62	6,41	15,86	30,06	23,19	-6,09	13,52	91,66
1993	-1,77	5,47	17,11	34,04	24,16	-2,17	12,18	94,14
1994	-2,01	5,54	17,97	32,25	20,21	-28,74	11,22	96,94
1995	-1,95	7,48	14,07	33,33	22,05	-3,29	11,05	100,00
1996	-2,71	4,76	12,34	31,55	20,19	-12,59	8,62	100,89

Source : Données du “World Development Indicators 1998” & “SFI

B. Estimation linéaire du taux de change réel d'équilibre.

L'estimation linéaire du logarithme du taux de change réel nous permet d'obtenir les résultats suivants :

Synthèse Régression de la Var. Dépendante :LOG du taux de change réel (TCRFMI)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Dépenses Totales (%PIB)	0.017874	0.011669	1.531810	0.1599
Dépenses courantes(%PIB)	-0.007696	0.033084	-0.232609	0.8213
Offre monétaire Excéd. (%)	-0.000619	0.002279	-0.271433	0.7922
Termes de l'échange(%PIB)	-0.011275	0.020251	-0.556783	0.5912
Entrée nette des cap. (%PIB)	-0.011326	0.008040	-1.408703	0.1925
Service de la dette (%PIB)	-0.008077	0.018134	-0.445407	0.6665
(Import. – Export.) (%PIB)	0.020268	0.013041	1.554183	0.1546
Constante	4.284387	0.714955	5.992528	0.0002

R-squared	0.790475	Mean dependent var	4.636790
Adjusted R-squared	0.627512	S.D. dependent var	0.133733
Log likelihood	23.88057	F-statistic	4.850624
Durbin-Watson stat	1.696613	Prob(F-statistic)	0.016017

Nous constatons qu'aucune des variables indépendantes ne joue le rôle escompté dans cette régression linéaire du taux de change réel.

Dans la même logique, nous effectuons une analyse de la régression, sans constante ni tendance, donc un modèle qui passe par l'origine. Les résultats de cette régression sont présentés dans le tableau suivant :

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DEPCOUIB	0.167729	0.032667	5.134481	0.0004
DEPTOTPIB	0.046108	0.022623	2.038103	0.0689
EMSPOUR	-0.010438	0.003356	-3.110300	0.0111
TOTPIB	-0.038726	0.041804	-0.926381	0.3761
NKIPIB	-0.006670	0.016959	-0.393314	0.7023
SDETTEPIB	-0.050459	0.035385	-1.425990	0.1843
MXPIB	-0.016918	0.024307	-0.696007	0.5023

Adjusted R-squared	-0.672860	S.D. dependent var	0.133733
S.E. of regression	0.172969	Akaike info criterion	-3.216382
Log likelihood	10.21730	Durbin-Watson stat	2.480558

Avec cette méthode d'analyse, sans constante et donc un modèle qui passe par l'origine, les variables qui jouent un rôle important dans la prédiction du taux de change réel, sont le ratio des dépenses courantes et totales ainsi que le ratio de l'offre monétaire excédentaire. Le premier et le deuxième confirment le lien théorique entre la dépréciation du taux de change réel et le dérapage des finances publiques. Quant au troisième ratio, l'offre monétaire excédentaire, le lien négatif n'est pas tout à fait conforme à la réalité où l'excès de liquidités s'accompagne d'une appréciation du taux de change réel.

C. Le test de stationnarité

Variable	Maroc ADF* (0)	PP** (2)
MXGDP	-2.39	
Var MXGDP	-3.59	
TOT/PIB	-3.09	
Var TOT/PIB	-4.91	
NKIPIB	-1.96	
Var NKIPIB	-2.49	-5.32
DEPTOTPIB	-2.87	
Var DEPTOTPIB	-3.02	-4.15
DEPCOUIB	-2.80	
Var DEPCOUIB	-3.30	
SDETTEPIB	-1.50	
Var SDETTEPIB	-3.49	
TCRFMI	-2.05	-3.58
Var TCRFMI	-0.66	-2.78
Log TCRFMI	-1.92	-2.95
Var Log TCRFMI	-0.64	-2.56
EMS%	-2.23	
Var EMS%	-4.369	
MacKinnon Critical Values		
1%	-3,74	-3.72
5%	-2,99	-2,98
10%	-2,63	-2,63

* = Augmented Dickey-Fuller Statistique, le test est basé sur une régression auxiliaire. Le statistique d'ADF est donné par le t statistique du coefficient passé (t-1).

** = Phillips-Perron Test Statistic.

Il ressort de cette analyse que plusieurs variables indépendantes peuvent être stationnaires à condition d'élargir le seuil de tolérance, sauf le taux de change réel. Ce constat accorde un certain crédit à nos analyses de régressions précédentes. Mais auparavant, effectuons le test de causalité entre les différentes variables du modèle.

D. le test de causalité

	Obs	F-Statistic	Probability
DEPCOUIB does not Granger Cause LOGTCRFMI	15	0.08545	0.91876
LOGTCRFMI does not Granger Cause DEPCOUIB		0.85987	0.45228
LOGTCRFMI does not Granger Cause DEPTOTPIB	15	0.456	0.645
DEPTOTPIB does not Granger Cause LOGTCRFMI		3.703	0.062
EMSPOUR does not Granger Cause LOGTCRFMI	15	0.77011	0.48857
LOGTCRFMI does not Granger Cause EMSPOUR		1.64211	0.24172
MXPIB does not Granger Cause LOGTCRFMI	15	0.10912	0.89768
LOGTCRFMI does not Granger Cause MXPIB		1.30296	0.31414
NKIPIB does not Granger Cause LOGTCRFMI	15	5.60604	0.02329
LOGTCRFMI does not Granger Cause NKIPIB		0.97174	0.41148
SDETTEPIB does not Granger Cause LOGTCRFMI	15	0.29020	0.75420
LOGTCRFMI does not Granger Cause SDETTEPIB		0.37382	0.69732
TOTPIB does not Granger Cause LOGTCRFMI	15	0.48199	0.63119
LOGTCRFMI does not Granger Cause TOTPIB		2.61800	0.12180

Il ressort de cette analyse de causalité²⁸ que deux variables peuvent influencer la détermination du taux de change réel. Il s'agit notamment du ratio des entrées nettes des capitaux, du ratio des dépenses totales. Par contre, le taux de change réel, évidemment sous forme logarithmique, influence à son tour le ratio des termes d'échanges. Ces résultats sont fondés théoriquement et semblent s'appliquer sur la réalité de l'économie marocaine.

E. Les tests de cointégration et de l'estimation de l'erreur de correction

Par ailleurs, suivant la méthode de cointégration, nous allons procéder à la même estimation linéaire en introduisant la constante et la tendance.

Variabiles	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Dépenses Totales (%PIB)	0.019700	0.008299	2.373917	0.0450
Dépenses courantes(%PIB)	-0.043360	0.026070	-1.663225	0.1348
Offre monétaire Excéd. (%)	0.001695	0.001776	0.954156	0.3679
Termes de l'échange(%PIB)	-0.018069	0.014529	-1.243670	0.2488
Entrée nette des cap. (%PIB)	0.004267	0.007559	0.564481	0.5879
Service de la dette (%PIB)	0.001404	0.013214	0.106258	0.9180
(Import. – Export.) (%PIB)	-0.002282	0.011707	-0.194889	0.8503
C	5.375009	0.614530	8.746539	0.0000
TREND	-0.023240	0.007393	-3.143480	0.0137

R-squared	0.906261	Mean dependent var	4.636790
Adjusted R-squared	0.812521	S.D. dependent var	0.133733
Log likelihood	30.71732	F-statistic	9.667876
Durbin-Watson stat	1.746847	Prob(F-statistic)	0.002141

Avec cette méthode, nous constatons que seul le ratio des dépenses totales dans le PIB exerce une influence sur la variable du taux de change réel.

Ensuite, nous allons chercher une détermination de l'erreur de correction par une estimation différentielle de la variable dépendante (soit le taux de change réel) à partir des différentielles des différentes variables indépendantes non stationnaires et des valeurs normales des autres variables proches du seuil de la stationnarité, ainsi que la variable résiduelle passée de la régression précédente.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DEPCOUIB	-0.014132	0.004123	-3.427170	0.0090
DEPTOTPIB	0.013182	0.003340	3.946760	0.0043
EMSPOUR	0.001045	0.000743	1.405957	0.1974
MXPIB	-0.018799	0.006949	-2.705441	0.0268
D(NKIPIB)	0.007460	0.003816	1.954712	0.0864
D(SDETTEPIB)	0.007941	0.004522	1.755861	0.1172
TOTPIB	-0.013048	0.009621	-1.356162	0.2121
RESID1(-1)	-0.496454	0.194890	-2.547354	0.0343

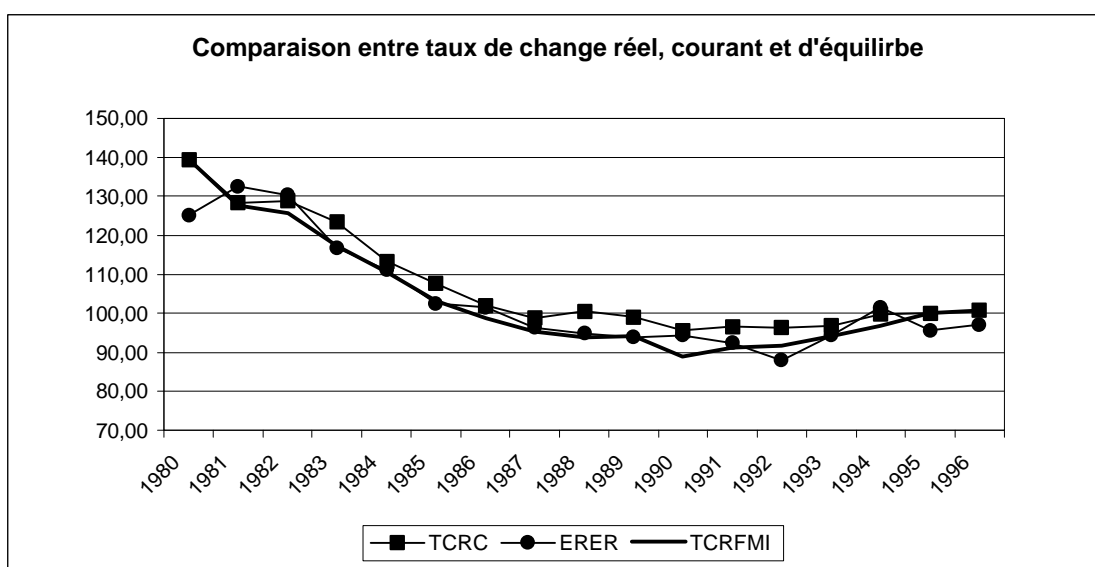
²⁸ Notons que cette causalité n'est valable qu'avec un seuil de tolérance de 10%.

R-squared	0.773719	Mean dependent var	-0.020216
Adjusted R-squared	0.575722	S.D. dependent var	0.040389
Log likelihood	41.04837	F-statistic	3.907743
Durbin-Watson stat	2.584956	Prob(F-statistic)	0.037479

D'après cette deuxième régression nous pouvons obtenir une estimation fiable des variations du taux de change réel à court terme à partir des différentielles des ratios des dépenses courantes et totales, de l'écart entre importations et exportations et enfin de l'entrée nette des capitaux. Ces variations vont nous aider à déterminer le taux de change réel courant.

Enfin, nous faisons une comparaison entre le taux de change réel, d'équilibre, et courant pour déterminer les phénomènes de désalignement.

Années	Taux de change réel d'équilibre (ERER)	Taux de change courant (TCRC)	Taux de change réel (TCRFMI)
1980	125,20	139,42	139,42
1981	132,52	128,31	127,55
1982	130,43	128,86	125,65
1983	116,68	123,30	117,36
1984	111,05	113,29	110,66
1985	102,52	107,54	103,32
1986	101,57	102,02	98,77
1987	96,30	98,83	95,46
1988	94,98	100,49	93,98
1989	93,85	98,93	94,24
1990	94,49	95,53	88,93
1991	92,51	96,61	91,10
1992	88,03	96,35	91,66
1993	94,27	96,72	94,14
1994	101,55	99,78	96,94
1995	95,55	99,97	100,00
1996	97,04	100,83	100,89



L'APPLICATION DU MODELE SUR LA TUROQUIE.

A. Les données empiriques :

Turquie	Terms of trade (TOT) (% PIB)	(M-X) (% PIB)	Net Capital Inflows (Y compris Reserves) (% PIB)	Dépenses globales (% PIB)	Dépenses courantes (% PIB)	Excess Money Supply (% PIB)	Service de la dette (% PIB)	Taux de Change réel estimé (1995=100)
	TOTPIB	MXPIB	NKIPIB	DEPTOTPIB	DEPCOUPIB	EMSPOUR	SDETTEPIB	TCRFMI
1970	2,85	1,83	3,01	15,37	11,24		1,13	74,12
1971	3,13	2,76	5,43	17,37	12,27	-10,85	1,14	99,66
1972	4,12	2,40	6,79	17,19	11,78	-12,67	1,50	98,40
1973	4,12	1,95	9,59	16,79	12,65	-12,05	0,83	111,33
1974	2,60	5,29	6,57	14,83	10,98	-20,62	0,69	130,23
1975	1,36	6,50	4,28	16,75	12,10	-20,84	0,81	73,74
1976	1,67	5,58	3,99	17,99	12,88	-22,18	1,11	85,77
1977	1,27	6,64	3,41	20,92	14,96	-14,77	1,57	68,06
1978	1,00	3,04	3,67	20,08	15,24	-10,11	2,01	74,21
1979	0,86	2,60	6,61	21,41	15,26	-10,85	1,46	71,26
1980	-0,33	6,76	7,05	21,35	15,47	-15,41	2,34	91,84
1981	-1,23	4,67	4,83	19,32	13,55	-20,03	3,38	112,11
1982	-2,14	3,15	5,90	19	15	-18,27	4,60	123,54
1983	-2,49	4,09	5,81	20,07	14,08	-19,23	5,09	133,01
1984	-1,48	4,07	5,78	20,62	15,93	-20,85	5,37	147,67
1985	-1,40	3,11	4,07	19,62	16,00	-19,52	6,84	144,83
1986	0,14	2,79	5,89	16,24	13,28	-18,80	5,91	135,78
1987	0,00	2,18	6,00	17,09	14,02	-22,98	6,86	127,35
1988	-0,42	-1,10	8,15	16,58	13,88	-19,22	8,28	126,64
1989	-1,84	1,58	7,91	17,09	14,51	-14,01	6,62	121,39
1990	-0,57	4,28	6,38	17,38	15,07	-37,26	4,93	96,39
1991	-0,50	2,79	5,33	21,00	17,60	-20,95	5,49	93,17
1992	-0,58	2,95	7,41	20,60	18,15	-27,65	5,71	90,71
1993	0,72	5,67	8,16	24,73	21,81	-34,79	4,80	88,62
1994	1,01	-0,98	7,58	23,32	21,33	-59,84	7,85	117,26
1995	-0,49	4,46	9,32	22,21	20,32	-56,34	6,76	100,00
1996	-2,10	5,95	12,58	26,82	24,66	-91,72	6,03	100,70

Source : Données du "World Development Indicators 1998" & "SFI

B. Estimation linéaire du taux de change réel d'équilibre.

L'estimation linéaire du logarithme du taux de change réel nous permet d'obtenir les résultats suivants :

Synthèse Régression de la Var. Dépendante :LOG du taux de change réel (LOG TCRFMI).

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DEPCOUIB	-0.096016	0.052466	-1.830066	0.0839
DEPTOTPIB	0.037151	0.046592	0.797360	0.4356
EMSPOUR	-0.002668	0.003830	-0.696505	0.4950
MXPIB	0.010071	0.028341	0.355345	0.7265
NKIPIB	0.033984	0.023277	1.459942	0.1615
SDETTEPIB	0.094911	0.041940	2.263021	0.0362
TOTPIB	0.004394	0.036654	0.119875	0.9059
C	4.688015	0.449165	10.43718	0.0000

R-squared	0.604063	Mean dependent var	4.642700
Adjusted R-squared	0.450088	S.D. dependent var	0.223598
Log likelihood	14.60751	F-statistic	3.923119
Durbin-Watson stat	1.414217	Prob(F-statistic)	0.009072

Par conséquent, nous constatons que la variable la plus significative dans la détermination du taux de change réel est le ratio du service de la dette par rapport au PIB. Le ratio des dépenses courantes (en pourcentage du PIB) intervient aussi à son tour si on augmente le seuil de tolérance de 5% à 10%.

Par ailleurs, étant donné l'importance de la constante dans l'estimation linéaire, nous allons effectuer un autre modèle d'estimation où l'ordonnée à l'origine est fixée à zéro²⁹.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DEPCOUIB	-0.404330	0.112073	-3.607737	0.0019
DEPTOTPIB	0.402561	0.079461	5.066170	0.0001
EMSDEF	0.007541	0.009571	0.787858	0.4405
MXPIB	0.163917	0.062565	2.619923	0.0169
NKIPIB	0.132183	0.055032	2.401946	0.0267
SDETTEPIB	0.414288	0.074132	5.588536	0.0000
TOTPIB	0.260066	0.070476	3.690144	0.0016

R-squared	-1.792118	Mean dependent var	4.642700
Adjusted R-squared	-2.673839	S.D. dependent var	0.223598
Log likelihood	-10.78542	Durbin-Watson stat	2.070516

Ces régressions corroborent les prédictions théoriques du modèle. Toutes les variables jouent un rôle significatif avec les signes attendus. En effet, les termes des échanges ont un effet positif, indiquant que leur détérioration pousse à une dépréciation du taux de change réel d'équilibre. D'autre part, les résultats indiquent qu'une diminution des flux des capitaux et une protection de l'économie engendrent une détérioration du taux de change réel, voir une appréciation qui pénalise la balance commerciale et donc la balance courante. Par ailleurs, le ratio des dépenses totales dans le PIB a un impact significatif et positif, alors que le ratio des dépenses courantes semble jouer un rôle plutôt négatif. Enfin, comme dans

²⁹ Pour les régressions passant par l'origine (pas d'ordonnée à l'origine), R² représente la part de dispersion expliquée par l'origine. Cette valeur ne peut être comparée à celle de R² que lorsque l'ordonnée à l'origine est incluse.

l'estimation précédente, le ratio du service de la dette exerce une pression à la hausse du taux de change réel et donc à sa dépréciation.

Notons que l'offre monétaire excédentaire ne semble encore jouer aucun rôle significatif dans la détermination du taux de change réel d'équilibre.

C. Le test de stationnarité

Variable	Turquie	
	ADF* (0)	PP** (2)
TOT/PIB	-2,29	
Var TOT/PIB	-3,44	
MXGDP	-3,21	
Var MXGDP	-5,95	
NKIPIB	-2,52	
Var NKIPIB	-3,86	
DEPTOTPIB	-1,16	
Var DEPTOTPIB	-2,85	
Var var deptotPIB	-4,61	
DEPCOUIB	-0,70	-1,06
Var DEPCOUIB	-3,11	-4,80
SDETTEPIB	-1,76	
Var SDETTEPIB	-4,31	
TCRFMI	-1,62	-2,46
Var TCRFMI	-2,89	-5,69
Log TCRFMI	-1,69	-2,67
Var Log TCRFMI	-2,92	-5,95
EMS%	2,92	
Var EMS%	-1,99	-5,80
MacKinnon Critical Values		
1%	-4,37	-4,44
5%	-3,60	-3,63
10%	-3,24	-3,25

* = Augmented Dickey-Fuller Statistique, le test est basé sur une régression auxiliaire. Le statistique d'ADF est donné par le t statistique du coefficient passé (t-1).

** = Phillips-Perron Test Statistic.

Il ressort de cette analyse que les variables retenues ne peuvent pas être utilisées sous leur forme actuelle dans l'estimation du taux de change réel d'équilibre, toutes les variables ne sont pas stationnaires. Par conséquent, il convient de faire une interprétation prudente de la régression précédente. Cette situation approuve l'utilisation de la technique de cointégration, permettant ainsi une interprétation équilibrée de l'estimation du taux de change réel et justifiant ainsi les estimations de l'erreur de correction. Mais auparavant, effectuons le test de causalité entre les différentes variables du modèle.

D. le test de causalité

	Obs	F-Statistic	Probability
EMSDEF does not Granger Cause LOGTCRFMI	24	0.15767	0.85524
LOGTCRFMI does not Granger Cause EMSDEF		0.07929	0.92408
LOGTCRFMI does not Granger Cause DEPCOUIB	25	2.70748	0.09108
DEPCOUIB does not Granger Cause LOGTCRFMI		0.71108	0.50312
LOGTCRFMI does not Granger Cause DEPTOTPIB	25	2.51944	0.10572
DEPTOTPIB does not Granger Cause LOGTCRFMI		2.32489	0.12364
LOGTCRFMI does not Granger Cause MXPIB	25	0.57395	0.57231
MXPIB does not Granger Cause LOGTCRFMI		0.01135	0.98872
LOGTCRFMI does not Granger Cause NKIPIB	25	0.09877	0.90639
NKIPIB does not Granger Cause LOGTCRFMI		2.61851	0.09771
LOGTCRFMI does not Granger Cause SDETTEPIB	25	0.04856	0.95271
SDETTEPIB does not Granger Cause LOGTCRFMI		0.12642	0.88195
LOGTCRFMI does not Granger Cause TOTPIB	25	0.36707	0.69733
TOTPIB does not Granger Cause LOGTCRFMI		1.33803	0.28486

Il ressort de cette analyse de causalité³⁰ que seule la variable du ratio des entrées nettes des capitaux peuvent influencer la forme logarithmique du taux de change réel. Ce dernier influence à son tour les ratios des dépenses publiques courantes, mais aussi totales si on augmente le seuil de tolérance de l'erreur. Ces résultats sont fondés théoriquement et s'appliquent sur la réalité de l'économie turque.

E. la détermination des différents taux de change

D'après la méthodologie suivie par ELBADAWI, l'estimation du logarithme du taux de change réel à partir des variables indépendantes sous forme des ratios et non sous forme différentielle, nous permet de déterminer la valeur d'équilibre du taux de change réel, soit le taux de change réel de long terme. Il s'agit notamment de l'estimation suivante :

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DEPCOUIB	0.023005	0.066966	0.343534	0.7354
DEPTOTPIB	-0.037584	0.051140	-0.734934	0.4724
EMSDEF	-0.000734	0.003473	-0.211391	0.8351
MXPIB	0.025401	0.025799	0.984549	0.3387
NKIPIB	0.035232	0.020570	1.712775	0.1049
SDETTEPIB	0.147727	0.042811	3.450688	0.0031
TOTPIB	-0.023138	0.034257	-0.675416	0.5085
C	7.739811	1.301278	5.947853	0.0000
TREND	-0.043913	0.017833	-2.462510	0.0248

³⁰ Notons que cette causalité n'est valable qu'avec un seuil de tolérance de 10%.

R-squared	0.708163	Mean dependent var	4.642700
Adjusted R-squared	0.570828	S.D. dependent var	0.223598
Log likelihood	18.57326	F-statistic	5.156456
Durbin-Watson stat	1.728455	Prob(F-statistic)	0.002202

Avec cette méthode, nous constatons que dans le cas de la Turquie, le service de la dette continue de jouer un rôle important dans la détermination de la variable du taux de change réel. Par ailleurs, l'entrée nette des capitaux pourrait agir à son tour à condition d'augmenter le seuil de tolérance. Enfin, la constante et le temps semblent jouer un rôle déterminant.

Ensuite, nous allons procéder à une détermination de l'erreur de correction par une estimation différentielle de la variable dépendante (soit le taux de change réel) à partir des différentielles des différentes variables indépendantes.

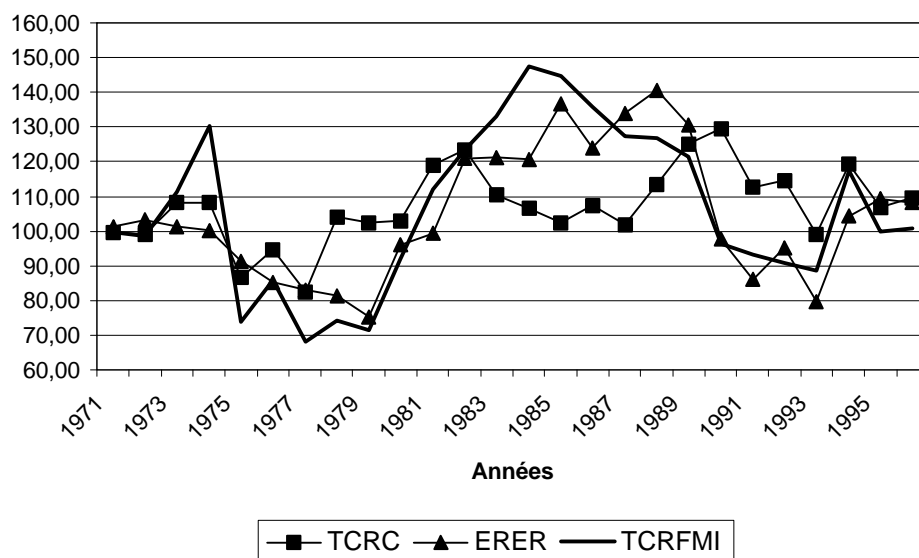
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEPCOUIB)	0.049779	0.047745	1.042585	0.3109
D(DEPTOTPIB)	-0.073892	0.039639	-1.864125	0.0787
D(EMSDEF)	-0.002764	0.003235	-0.854199	0.4042
MXPIB	-0.002756	0.009429	-0.292283	0.7734
D(NKIPIB)	-0.001234	0.020993	-0.058802	0.9538
D(TOTPIB)	-0.010268	0.037072	-0.276984	0.7849
RESID5(-1)	-0.593512	0.294112	-2.017982	0.0588

R-squared	0.336564	Mean dependent var	0.000416
Adjusted R-squared	0.115418	S.D. dependent var	0.176654
Log likelihood	13.50496	F-statistic	1.521911
Durbin-Watson stat	1.957370	Prob(F-statistic)	0.227245

D'après cette régression nous pouvons obtenir une estimation fiable des variations du taux de change réel à court terme, à partir des variations du ratio des dépenses courantes. Cette estimation compte surtout sur le rôle des résidus de la première régression du taux de change réel à partir des variables directes. Toujours, selon la méthode suivie par ELBADAoui, cette nouvelle régression va nous aider à déterminer la valeur effective du taux de change réel, soit le taux de change réel courant.

Enfin, nous ferons une comparaison entre le taux de change réel d'équilibre (ERER), courant (TCRC), et du taux de change réel (TCRFMI) pour déterminer les phénomènes de désalignement dans le pays concerné.

Comparaison entre les différents taux de change.



Années	TCRFMI	ERER	TCRC
1971	99,66	101,14	99,66
1972	98,40	103,33	98,95
1973	111,33	101,20	108,29
1974	130,23	100,30	108,26
1975	73,74	91,33	86,55
1976	85,77	85,25	94,65
1977	68,06	82,92	82,51
1978	74,21	81,29	103,98
1979	71,26	75,19	102,32
1980	91,84	96,06	102,91
1981	112,11	99,42	119,13
1982	123,54	120,94	123,32
1983	133,01	121,12	110,40
1984	147,67	120,68	106,65
1985	144,83	136,74	102,38
1986	135,78	123,92	107,34
1987	127,35	133,86	101,74
1988	126,64	140,54	113,53
1989	121,39	130,65	125,05
1990	96,39	97,78	129,63
1991	93,17	86,09	112,68
1992	90,71	95,26	114,49
1993	88,62	79,66	99,14
1994	117,26	104,44	119,19
1995	100,00	109,27	106,68
1996	100,70	108,25	109,67

L'APPLICATION DU MODELE AU CAS D'ISRAEL.

A. Les données empiriques :

ISRAEL	Terms of trade (TOT) (% PIB)	(M-X) (% PIB) SFI	Net Capital Inflows (Y compris Reserves) (% PIB) SFI	Dépenses globales (% PIB) SFI	Dépenses courantes (% PIB) SFI	Excess Money Supply (% PIB) SFI	Dette totale ³¹ (% PIB) SFI	Taux de Change réel estimé (1995=100)
	TOTPIB	MXPIB	NKIPIB	DEPTOTPIB	DEPCOUPIB	EMSPOUR	DETTEPIB	TCRFMI
1972	2.42	19.00	21.42	46.67	30.67	-19.68	133.33	n.a.
1973	1.32	26.03	24.21	64.95	42.27	-13.75	139.18	n.a.
1974	-1.18	28.26	12.14	64.58	39.53	-23.46	148.48	n.a.
1975	-1.38	34.65	11.42	67.14	43.35	-17.20	155.12	n.a.
1976	0.02	30.03	12.00	74.42	40.75	-13.15	175.94	n.a.
1977	0.77	20.99	13.05	75.75	35.44	-12.29	212.51	n.a.
1978	1.08	26.44	21.35	67.62	37.98	-14.12	194.95	n.a.
1979	-0.04	24.07	20.50	76.51	34.14	-18.95	220.05	90.49
1980	-1.40	15.56	19.16	72.78	40.05	-24.10	266.28	92.35
1981	-1.32	17.47	17.87	74.89	41.47	-21.84	280.22	93.79
1982	-0.05	19.54	17.20	74.31	38.26	-17.41	246.95	98.18
1983	0.98	18.03	16.34	89.04	35.37	-19.34	435.97	106.84
1984	-0.21	14.55	13.55	89.08	38.23	-23.98	447.34	100.40
1985	-0.63	13.61	17.25	69.69	36.27	-48.43	255.02	97.21
1986	0.94	12.90	18.08	60.41	30.87	-26.73	194.90	94.80
1987	0.00	17.89	18.26	57.43	33.96	-24.79	168.86	92.51
1988	2.05	13.06	19.17	49.89	31.63	-18.57	170.89	101.46
1989	0.15	8.91	15.76	49.90	29.38	-24.30	163.08	102.46
1990	-0.16	10.69	12.74	50.74	30.00	-37.83	156.10	100.08
1991	1.35	15.49	12.18	37.68	29.67	-33.70	141.26	101.96
1992	2.82	13.70	6.21	48.33	28.31	-28.32	137.87	99.38
1993	1.74	16.12	13.17	46.24	28.51	-36.33	135.50	98.16
1994	0.83	15.35	13.49	45.52	27.86	-38.74	125.78	99.22
1995	-0.63	16.28	11.92	47.36	29.51	-21.67	120.58	100.00
1996	1.02	15.66	13.08	48.52	29.72	-19.13	118.39	105.87

Source : Données du "World Development Indicators 1998" & "SFI

B. Estimation linéaire du taux de change réel d'équilibre.

L'estimation linéaire du logarithme du taux de change réel nous permet d'obtenir les résultats suivants :

³¹ Dans le cas d'Israël, il n'existe aucune renseignement sur le service de la dette. Par conséquent, ce ratio a été remplacé par le ratio de la dette directement.

Synthèse Régression de la Var. Dépendante :LOG du taux de change réel

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Termes de l'échange (%PIB)	-0.894178	0.320565	-2.789380	0.0191
(Import. - Export.) (%PIB)	0.084383	0.095033	0.887940	0.3954
Entrée nette des cap. (%PIB)	-0.113012	0.088931	-1.270783	0.2326
Dépenses courantes(%PIB)	-0.182035	0.124303	-1.464448	0.1738
Dépenses Totales (%PIB)	-0.040084	0.062073	-0.645758	0.5330
Dettes globales (%PIB)	0.005465	0.008361	0.653654	0.5281
Offre monétaire Excéd. (%)	0.050709	0.031155	1.627627	0.1347
Constante	14.27811	3.690088	3.869313	0.0031

R-squared	0.530920	Mean dependent var	4.846126
Adjusted R-squared	0.202564	S.D. dependent var	1.090123
Log likelihood	-19.76686	F-statistic	1.616903
Durbin-Watson stat	2.570885	Prob(F-statistic)	0.236626

Nous constatons que seul le ratio des termes d'échanges joue le rôle attendu théoriquement dans cette régression linéaire du taux de change réel. La nature de la relation est négative, ce qui implique qu'une dévaluation, donc une augmentation du taux de change réel, s'accompagne d'une détérioration des flux commerciaux. En d'autres termes, il est préconisé de dévaluer la monnaie pour améliorer les termes d'échanges. Néanmoins, la qualité statistique de la régression est relativement médiocre.

Dans la même logique. Nous effectuons une analyse de la régression sans constante ni tendance, donc un modèle qui passe par l'origine. Les résultats sont présents dans le tableau suivant :

	Coefficient	Err-Type	t(18)	Prob.
Termes de l'échange (%PIB)	0,29	0,07	3,91	0,00
(Import. - Export.) (%PIB)	-0,02	0,03	-0,91	0,38
Entrée nette des cap. (%PIB)	0,00	0,02	-0,13	0,90
Dépenses Totales (%PIB)	0,02	0,02	0,95	0,36
Dépenses courantes(%PIB)	0,11	0,03	3,42	0,00
Offre monétaire Excéd. (%)	-0,03	0,01	-3,61	0,00
Dettes globales (%PIB)	0,00	0,00	-1,16	0,26

Synthèse Régression de la Var. Dépendante Log du taux de change réel

R= ,99732360	R ² = ,99465437	R ² Ajusté= ,99257552
F(7,18)=478,46	p<,00000	Err-Type de l'Estim.: ,39614
Durbin Watson	1,546312	

Avec cette méthode d'analyse, sans constante et donc un modèle qui passe par l'origine, les variables qui jouent un rôle important dans la prédiction du taux de change réel, sont les ratios des dépenses courantes, des termes d'échanges ainsi que le ratio de l'offre monétaire excédentaire. Le premier confirme le lien théorique entre la dépréciation du taux de

change réel et le dérapage des finances publiques. Le deuxième montre qu'une dévaluation monétaire s'accompagne d'une amélioration des flux commerciaux. Quant au troisième ratio, l'offre monétaire excédentaire, le lien négatif n'est pas tout à fait conforme à la réalité où l'excès de liquidités s'accompagne généralement d'une dépréciation et non une appréciation du taux de change réel.

C. Le test de stationnarité

Variable	Israel	
	ADF* (0)	PP** (2)
MXGDP	-1.67	-1.68
Var MXGDP	-5.71	-5.34
TOT/PIB	-4.00	
NKIPIB	-3.29	-2.76
Var NKIPIB	-4.11	-5.32
DEPTOTPIB	-1.00	-1.56
Var DEPTOTPIB	-3.48	-5.36
DEPCOUIB		-1.06
Var DEPCOUIB	-4.45	-9.08
SDETTEPIB	-1.96	-1.93
Var SDETTEPIB	-4.35	
TCRFMI	0.02	-4.12
Var TCRFMI	-0.41	-7.80
Log TCRFMI	-0.09	-4.05
Var Log TCRFMI	-0.69	-7.79
EMS%	-2.60	-2.81
Var EMS%	-4.36	
MacKinnon Critical Values		
1%	-3.74	-3.72
5%	-2.99	-2.98
10%	-2.63	-2.63

* = Augmented Dickey-Fuller Statistique. le test est basé sur une régression auxiliaire. Le statistique d'ADF est donné par le t statistique du coefficient passé (t-1).

** = Phillips-Perron Test Statistic.

Il ressort de cette analyse que plusieurs variables indépendantes peuvent être stationnaires à condition d'élargir le seuil de tolérance. Il s'agit notamment des ratios des flux commerciaux, de l'entrée nette des capitaux et enfin de l'offre monétaire excédentaire. Ce constat accorde un certain crédit à nos analyses de régressions précédentes.

La prochaine étape est d'effectuer le test de causalité entre les différentes variables du modèle.

D. le test de causalité

	Obs	F-Statistic	Probability
DEPCOUIB does not Granger Cause LOGTCRFMI	16	0.91207	0.43004
LOGTCRFMI does not Granger Cause DEPCOUIB		0.12458	0.88410
DEPTOTPIB does not Granger Cause LOGTCRFMI	16	0.54928	0.59241
LOGTCRFMI does not Granger Cause DEPTOTPIB		2.81900	0.10271
DETTEPIB does not Granger Cause LOGTCRFMI	16	0.50898	0.61460
LOGTCRFMI does not Granger Cause DETTEPIB		2.18979	0.15829
EMSPIB does not Granger Cause LOGTCRFMI	16	1.00493	0.39734
LOGTCRFMI does not Granger Cause EMSPIB		15.6146	0.00061
MXPIB does not Granger Cause LOGTCRFMI	16	0.03705	0.96375
LOGTCRFMI does not Granger Cause MXPIB		0.03448	0.96621
NKIPIB does not Granger Cause LOGTCRFMI	16	0.33267	0.72398
LOGTCRFMI does not Granger Cause NKIPIB		0.02574	0.97465
TOTPIB does not Granger Cause LOGTCRFMI	16	0.71031	0.51271
LOGTCRFMI does not Granger Cause TOTPIB		0.68990	0.52208

Cette analyse de causalité³² montre une seule relation causale entre le taux de change réel et l'offre monétaire excédentaire. L'absence de relations causales s'explique surtout par le faible nombre d'observations.

E. la détermination des différents taux de change

D'après la méthodologie suivie par ELBADAWI, l'estimation du logarithme du taux de change réel à partir des variables indépendantes sous forme des ratios et non sous forme différentielle, nous permet de déterminer la valeur d'équilibre du taux de change réel, soit le taux de change réel de long terme. Il s'agit notamment de l'estimation suivante :

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TOTPIB	0.006653	0.011403	0.583464	0.5739
MXPIB	-0.002417	0.003211	-0.752941	0.4707
NKIPIB	0.001153	0.003625	0.318105	0.7577
DEPCOUIB	-0.000658	0.004829	-0.136360	0.8945
DEPTOTPIB	-0.001182	0.002318	-0.509866	0.6224
DETTEPIB	0.000497	0.000291	1.710612	0.1213
EMSPIB	0.001221	0.001062	1.150005	0.2798
C	4.506337	0.258856	17.40869	0.0000
TREND	0.007401	0.004195	1.764443	0.1115

³² Notons que cette causalité n'est valable qu'avec un seuil de tolérance de 10%.

R-squared	0.728602	Mean dependent var	4.589996
Adjusted R-squared	0.487359	S.D. dependent var	0.045783
Log likelihood	42.22022	F-statistic	3.020199
Durbin-Watson stat	1.858767	Prob(F-statistic)	0.059973

Avec cette méthode, nous constatons que dans le cas d'Israël, seul la constante rentre dans la détermination de la variable du taux de change réel.

Ensuite, nous allons procéder à une détermination de l'erreur de correction par une estimation différentielle de la variable dépendante (soit le taux de change réel) à partir des différentielles des différentes variables indépendantes, ainsi que la variable résiduelle passée de la régression précédente.

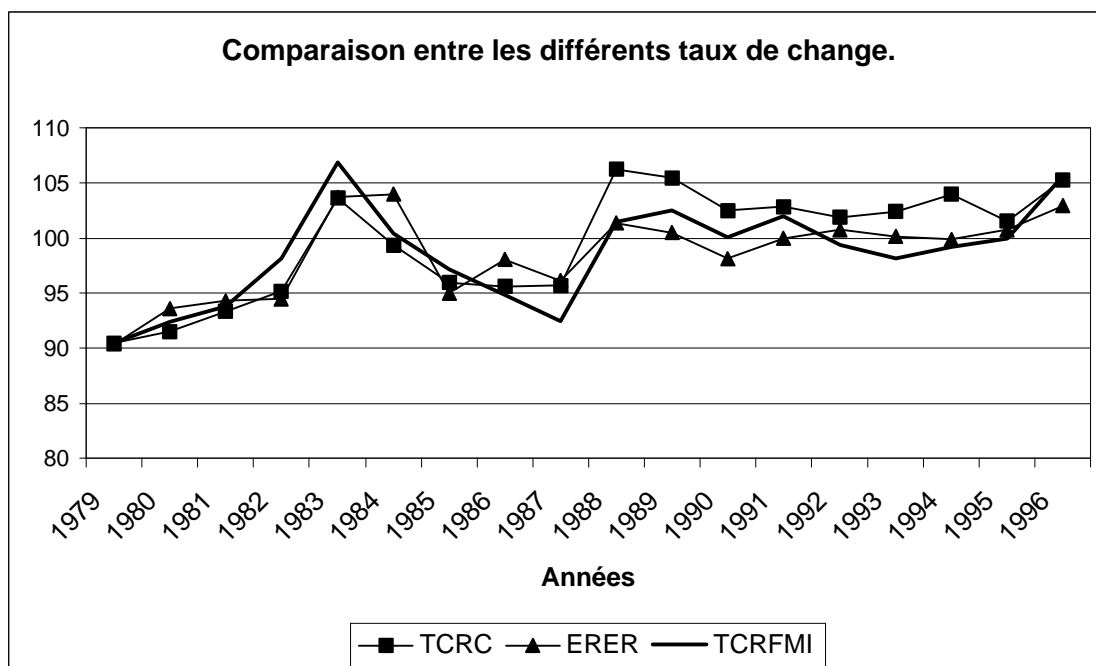
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	-1.322052	0.339389	-3.895384	0.0036
D(DEPCOUIB)	-0.005282	0.002862	-1.845529	0.0980
D(DEPTOTPIB)	-0.002284	0.001328	-1.719787	0.1196
D(DETTEPIB)	0.000698	0.000161	4.335570	0.0019
D(EMSPIB)	-0.000325	0.000635	-0.511446	0.6213
D(MXPIB)	-0.001187	0.001876	-0.632844	0.5426
D(NKIPIB)	-0.002645	0.002806	-0.942523	0.3705
D(TOTPIB)	0.011891	0.005898	2.016093	0.0746

R-squared	0.828855	Mean dependent var	0.009234
Adjusted R-squared	0.695743	S.D. dependent var	0.042502
Log likelihood	45.08736	F-statistic	6.226720
Durbin-Watson stat	1.193593	Prob(F-statistic)	0.007065

D'après ces régressions nous pouvons obtenir une estimation fiable des variations du taux de change réel à court terme, à partir des variations des ratios des termes d'échanges et de la dette globale dans la première estimation. Dans la deuxième estimation, nous constatons en plus le rôle des variations du ratio des dépenses courantes. Ces deux estimations comptent surtout sur le rôle des résidus de la première régression du taux de change réel à partir des variables directes.

Toujours, selon la méthode suivie par ELBADAoui, cette nouvelle régression va nous aider à déterminer le taux de change courant.

Enfin, nous faisons une comparaison entre le taux de change réel, d'équilibre et courant pour déterminer les phénomènes de désalignement dans le pays concerné.



Années	Taux de change courant	Taux de change d'équilibre	Taux de change réel
	TCRC	ERER	TCRFMI
1979	90,490	90,387	90,490
1980	91,541	93,570	92,350
1981	93,315	94,332	93,790
1982	95,134	94,497	98,180
1983	103,651	103,704	106,840
1984	99,350	103,990	100,400
1985	95,950	95,031	97,210
1986	95,578	98,082	94,800
1987	95,665	96,161	92,510
1988	106,227	101,379	101,460
1989	105,486	100,518	102,460
1990	102,512	98,145	100,080
1991	102,870	99,983	101,960
1992	101,864	100,767	99,380
1993	102,409	100,138	98,160
1994	104,016	99,845	99,220
1995	101,510	100,715	100,000
1996	105,323	102,922	105,636

ANNEXE 6

COMMENTAIRES et INTERPRETATION DES TESTS ECONOMETRIQUES

Valérie BERENGER (CEMAFI)

I/ ANALYSE DU MODELE D'ELBADAWI

A/ Objectif de l'auteur.

a- détermination du taux de change réel d'équilibre de long terme (ERER)

Comme une fonction (progressive) de variables réelles (qualifiées de fondamentales) afin d'étudier

b- l'ajustement dynamique du taux de change réel (RER) vers sa valeur d'équilibre (ERER) et

c- d'étudier l'influence qu'ont les politiques macroéconomiques et de taux de change à moyen court terme sur le taux de change réel (RER).

Cela suppose la formulation d'un modèle en dynamique permettant :

- 1- la détermination de la valeur du taux de change réel à long terme : c'est à dire déterminer la relation de long terme existant entre le RER et ses fondamentaux (Y a-t-il une relation de cointégration entre les variables ?)
- 2- s'agissant de l'ajustement vers l'équilibre et de la mise en évidence de phénomènes de désalignement du taux de change réel cela suppose de regarder ce qui se passe en dynamique à court terme. Il faut donc retirer la tendance commune (cad la relation commune de cointégration mise en lumière en 1) et rechercher la liaison réelle entre les variables. Le modèle à correction d'erreur (ECM) permet de faire cela). Ce modèle répond à b et c car il permet autour de la relation de long terme d'intégrer les fluctuations de court terme.

Afin d'appliquer cela, l'auteur pose la définition du ERER (celle d'EDWARDS). Il formule alors le modèle de base qu'il étend pour y intégrer de manière explicite le temps.

Définition du ERER : Prix relatif des biens non échangeables par rapport aux biens échangeables qui pour des valeurs soutenables (long terme : composante permanente de la série) des variables : taxes, termes de l'échange, politiques commerciales, flux de capitaux et aids et technologie assurent l'équilibre à la fois sur les marchés interne et externe.

Par rapport à la PPA, le ERER dépend des variables réelles (fondamentaux). Il s'agit d'une notion intertemporelle de l'équilibre. En conséquence, le sentier du ERER peut être affecté par les valeurs courantes des fondamentaux et par les anticipations relatives à l'évolution future de ces variables.

ERER peut varier sous l'effet de variations exogènes ou induites de ces variables.

Le RER observé peut être affecté par les pol macro et de taux de change (qui ne font pas partie des fondamentaux) à moyen et court terme.

Enfin, des phénomènes de désalignement du RER peut survenir lorsque les politiques évoluent dans sens contraire.

Pour faire apparaître cela, le modèle doit répondre aux 3 points : a, b, et c évoqués plus haut.

B/. Formulation du modèle de base : Détermination du ERER en fonction des variables fondamentales

Il repose sur la condition d'équilibre entre la demande et l'offre de biens non échangeables dans laquelle on explicite les différentes variables. La manipulation de cette condition permet la formulation d'une équation (équation 11) dont la résolution permet la détermination du RER garantissant de manière instantanée l'équilibre sur le marché des biens non échangeables pour des niveaux donnés des variables fondamentales

Cette équation (11) est importante pour interpréter par la suite les résultats des régressions effectuées à partir de la version étendue (dynamique) du modèle de l'auteur.

Les résultats issus de l'équation 11 :

Le RER dépend de manière positive du ratio de l'absorption/gdp (A/Y), des taxes sur les importations et les exportations (tx , tm et dans la version dynamique OPEN), des dépenses publiques sur les biens non échangeables (EXP_gn/EXP_g):

donc une hausse de ces variables appelle une appréciation du taux de change réel d'équilibre (ERER).

Cette équation ne donne a priori aucune indication sur le signe de la relation entre ERER et les termes de l'échange (TOT) et du ratio des dépenses publiques totales (EXP_g/Y). Selon des estimations empiriques, la relation serait positive, l'effet de revenu dominant l'effet de substitution.

Une amélioration de TOT et de EXP_g/Y conduiraient à une appréciation du ERER. L'auteur passe alors à l'extension de ce modèle.

C/.L'extension du modèle de base : formulation de la relation de long terme théorique

Le but est de modifier la formulation de l'équation 11 car elle ne satisfait pas les objectifs recherchés (a, b et c). Elle correspond à une définition restrictive du ERER (équilibre atteint sur le marché des non échangeables), elle n'introduit aucune dynamique (équilibre est instantané atteint à une date déterminée, les effets des anticipations futures des variables fondamentales ne sont pas pris en compte, le comportement dynamique du RER autour de sa valeur d'équilibre ne peut être étudié).

De plus, la modification de l'équation 11 permet précisément l'application de la théorie aux données empiriques.

L'auteur repart de l'équation 11 qu'il linéarise en passant aux log (ce qui permet par la suite son application aux différents pays étudiés). Il introduit les composantes de l'absorption, justifie le choix de OPEN plutôt que de tm et tx , introduit anticipations relatives à la valeur du taux de change réel...

Les manipulations entre les différentes relations composants ce modèle débouchent sur la formulation de l'équation 15 qui détermine la dynamique du taux de change réel.

On obtient une formulation du taux de change réel d'équilibre en fonction des variables fondamentales :

$\log(TOT^e)$, $\log(OPEN)$, $NKI/GDP(=FLOW$ dans l'application empirique), $\log G$
 EXP/GDP , $\log CurrG$ EXP/G EXP)

Comment peut-on précisément justifier que la relation que l'on exprime entre le taux de change réel et l'ensemble de ces variables est bien une relation de long terme ? (ou de manière équivalente dans quelle mesure cette relation permet-elle la détermination du taux de change réel de long terme (ERER) ?) Ce sont les outils et méthodes économétriques qui vont à ce stade nous donner une réponse.

Rechercher une relation de long terme entre des variables c'est en fait rechercher s'il existe une relation de cointégration entre ces variables. Pour ce faire, on doit passer à l'étude de la stationnarité des séries associées à chacune des variables du modèle. Il faut regarder si elles sont stationnaires et si elles ne le sont pas il faut déterminer leur degré d'intégration. Les tests ADF apportent une réponse.

L'auteur applique ces tests aux différentes variables pour chaque pays : Table A4

Pour chaque variable, la statistique ADF est calculée sur la variable en niveau et en différence première. Ces valeurs sont alors comparées aux valeurs critiques tabulées par Mac Kinnon.

Exemple pour le Chili et pour logRER

$-2.84 > -4.39$ au seuil de 1% donc on accepte l'existence d'une racine unitaire : la série n'est pas stationnaire en niveau.

On regarde ce qui se passe en la différenciant une fois : on a pour $D1\log RER -5.14 < -4.39$ donc on rejette l'hypothèse d'une racine unitaire : la série ainsi différenciée est stationnaire. On en conclut qu'elle est intégrée d'ordre 1. Et ainsi de suite pour toutes les variables du modèle.

On est dans un cas multivarié où toutes les variables sont intégrées d'ordre 1 (application de la méthode d'Engle et Granger possible) , nous pouvons présumer l'existence d'une relation de cointégration entre les variables. (hypothèse que nous pourrions cependant confirmer qu'à l'issue des résultats obtenus à partir de l'estimation)

L'auteur donne une formulation vectorielle de l'équation 15 qui devient l'équation 17 (le vecteur de cointégration qu'il définit dans l'équation 17 correspond aux coefficients estimés des différentes variables de la régression effectuées).

L'application de cette relation théorique au cas du CHILI donne le résultat (table 4) suivant : Régression du RER sur l'ensemble des variables en niveau pour déterminer la relation de long terme :

$$\text{Log RER} = 4.92 - 0.05 \text{ TREND} + 0.29 \log \text{TOT} + 1.87 \text{FLOW} - 0.41 \log \text{OPEN} + 0.85 \log (\text{G EXP/GDP})$$

Afin de confirmer l'hypothèse de cointégration, il faut effectuer le test de cointégration.

Il s'agit tout simplement de calculer le résidu et de vérifier s'il est stationnaire en appliquant un test ADF. Si c'est le cas, la régression effectuée peut être interprétée comme une relation de long terme. Les variables sont cointégrées.

C'est le cas ici . Ainsi pour le CHILI dans la table 4 on a $ADF(0) = 4.34 < 3.73$ (valeur tabulée Mc kinnon pour un seuil de 1%), donc on rejette thèse d'une racine unitaire et le résidu est bien stationnaire. (et on est content !!!)

Interprétation économique des coefficients issus de la régression :

Toutes les variables sauf (de manière marginale) FLOW expliquent significativement le RER (les t stat calculés sont supérieurs à 1.96). Pour faire rapide (en tenant compte des résultats théoriques cf équation 11), on constate que les variables ont des signes qui sont en accord avec la théorie.

Le coefficient du TREND traduit pour le cas du CHILI l'influence de la croissance de la productivité (mais il peut refléter l'influence d'autres variables de manière générale)

Un coefficient négatif signifiant qu'une croissance de la productivité tend à expliquer une dépréciation du RER d'équilibre.

-Le coefficient de log TOT est de signe positif ce qui confirme la prédominance d'un effet de revenu soit une détérioration des termes de l'échange appelle une dépréciation du RER d'équilibre.

-Le coefficient de FLOW (marginale) significatif et positif : même interprétation que le cas précédent.

-Le coefficient de logOPEN est négatif donc plus d'ouverture conduirait à une dépréciation du ERER.

-Le coefficient des dép publiques est positif : + de dép publiques (car portant plutôt que les non échangeables expliquerait une appréciation du RER d'équilibre (ERER).

Etant donné que la relation de cointégration entre les variables est manifestement valable, nous pouvons envisager la spécification du modèle à correction d'erreur.

Ici, on cherche à étudier la relation véritable entre les variables en éliminant la tendance commune (la relation de cointégration). Ceci permet d'analyser le comportement dynamique à court du RER et de préciser les effets liés à des chocs provenant des politiques économiques et les effets liés aux variations des autres variables(b et c).

D/. L'auteur formule le modèle à correction d'erreur : équation 19 : relation de court terme (b etc.)

Il applique cette équation 19 aux données empiriques : les résultats apparaissent table5

Equation 19 : la différentielle du logRER en t+1 est fonction de :

- 1) l'écart observé entre la valeur du RER (d'équilibre) en t calculé par le modèle précédent (ou régression précédente) et sa valeur observée en t = dans la formulation économétrique il s'agit du calcul du résidu décalé d'une période (première ligne de la table 5).
- 2) des différentielles de l'ensemble des variables fondamentales (ou explicatives) en t+1
- 3) de deux variables de politiques éco que l'auteur n'avait pas introduit précédemment (justifié par le fait qu'on avait une relation de long terme à déterminer alors que maintenant on veut étudier l'effet de chocs) : il s'agit de la différentielle du log du taux de change nominal et de la diff du log du crédit dom en t+1
- 4) et d'un terme d'erreur

-

E/ Application aux données empiriques de ce modèle :

Techniquement, on doit utiliser la régression effectuée sur les variables en niveau afin de calculer le résidu décalé d'une période (il faut faire attention à la façon dont ce dernier est défini dans les études car la signification de la valeur de son coefficient (sui est fondamentale) en dépend lourdement !

Ici il correspond à l'écart entre la valeur du logRER calculé par la régression et la valeur observée.

On peut alors procéder à l'estimation par les MCO du modèle: régression sur les différentielles des variables.

Résultat pour le CHILI de l'estimation de la relation dynamique de court terme : (table5) :

$$D\log RER_t = 0.78 \text{ RES}(-1) + 0.32 D1\log TOT + 1.59 D1FLOW - 0.45 D1\log OPEN + 0.63 D1\log(GEXP/GDP) + 0.04 D1\log(Domcredit/RalGDP) + 0.12 \text{nomdevalt} - 0.21 \text{nomdevat } t-1$$

Première chose à vérifier quand on a effectué la régression: on regarde le signe du coefficient du terme d'erreur (force de rappel vers l'équilibre) (RES(-1)), ici compte tenu de la définition de RES(-1) il doit être positif et significatif pour que la spécification du modèle soit validée. C'est le cas.

Interprétation du coefficient du terme d'erreur: si les variables fonda dans la période précédentes tendent à conduire à une détermination (cf reg spécifiant la relation de long terme) du RER plus faible que la valeur observée du RER (RES(-1)<0) alors comme le coefficient de RES(-1) est positif, on peut s'attendre à une dépréciation du RER dans la période suivante.

On peut à partir de là effectuer le calcul de vitesse d'ajustement vers l'équilibre: nombre d'années qu'il faut pour retourner à l'équilibre à partir d'une perturbation provoquée par un choc exogène.....L'auteur le fait rapidement.

On peut interpréter économiquement les autres coefficients de la régression :

Ils traduisent les effets de court terme sur la valeur du RER liés à une modification des deux variables politiques macro et dévaluation du taux de change nominal.

Ils traduisent les effets de court terme du RER dus aux variations de court terme des autres variables.

On interprète la contribution des différentes variables dans l'explication des variations de court terme du RER comme d'habitude en comparant le t stat à la valeur lue dans la table.

Les variables les plus significatives sont ici : FLOW, OPEN, DEPPUB, Devalnom en t et t-1

-S'agissant des signes des variables de politiques macro et dévaluation du taux de change nominal :

L'effet d'une politique macro expansive est marginalement significatif pour le CHILI et il est positif ce qui signifie qu'elle peut conduire à une surévaluation à court terme du RER. Etc..

S'agissant des variations à court terme des variables fondamentales, on constate que leur effet sur l'évolution à court terme du RER conserve le même signe qu'à long terme. Exemple une forte expansion des dépenses publiques à CT peut conduire à une surévaluation du RER...

La suite de l'article se consacre au calcul d'indices du ERER et fait appel à la décomposition des séries en composantes permanente et transitoire. Cela permet une visualisation des phénomènes de désalignement.....

II/ DESCRIPTION DE LA DEMARCHE DE M.SAFA et L. ÖZKALE

But de l'étude: estimation du taux de change réel d'équilibre

A/ Choix des variables contribuant à l'explication de l'évolution du taux de change

Variables explicatives envisagées : OPE, TOT (en log) et CAPER, USR

L'intégration de ces différentes variables dans le modèle dépend de la possibilité de stationnariser les séries si elles ne sont pas stationnaires en niveau.

La sélection suppose au préalable l'étude des caractéristiques stochastiques des différentes séries et plus précisément de leur stationnarité.

Stationnarité des variables

Celle-ci est effectuée via l'étude des corrélogrammes simple et partiel (resp. calcul des coeff d'autocorrélation simple (AC) et partiels (PAC). Ces corrélogrammes permettent en outre d'identifier la nature des processus (AR, MA...) : pas vraiment utile ici !!

On constate que le logiciel fournit en pointillé l'intervalle de confiance ce qui permet une interprétation instantanée.

La colonne Q-stat (statistique de Ljung et Box sur Eviews). Cette statistique permet d'identifier un processus de bruit blanc. En d'autres termes, elle permet de répondre au test suivant :

$$H_0 : p_1 = p_2 = \dots p_k = 0$$

H1 : il existe au moins un élément de la fac significativement différent de 0

On peut conclure en comparant la valeur de Q à sa valeur lue dans la table en sachant que Q suit un $X^2(h)$ h étant le nombre de retard. Si $Q > X^2(h)$ lu dans la table à 0.05 (seuil standard), on rejette H0 ce qui signifie que la série n'est pas stationnaire.

Mais, si on ne dispose pas des tables, la réponse est immédiate en regardant tout simplement la prob value. Celle-ci indique le risque que l'on a de rejeter à tort H0. Les tests étant généralement effectués pour un seuil de 0.05. Il faut que la Prob() soit inférieure à 0.05 pour dire que l'on rejette H0.

B/ Commentaires sur la Stationnarité

1) La série LREC

On constate une décroissance relativement lente de la FAC (Autocorrelation) (série qui pourrait être affectée d'une tendance), le premier terme de la FAP (Partial autocorrelation) est significativement différent de 0. Cela semble être typique d'une série affectée d'une tendance (ou AR(1)). La série LREC est non stationnaire. D'ailleurs le calcul de Q stat le confirme : Par exemple $Q(5) = 168.45 > X^2(5)0.05 = 11.070$
Encore plus simple, toutes les probabilités $P(Q > Q_{crit})$ (de manière équivalente les Q ont des probabilités critiques $=$) sont nulles < 0.05 !!! Donc série non stationnaire.

On sait que l'on peut rendre une série stationnaire en la différenciant, d'où :

2) Les fonctions d'autocorrélation simples et partielles sont calculées sur la série des différences premières. La série obtenue est bien stationnaire.

On constate que les coefficients d'autocorrélation simples (1^{ère} colonne) et partiels (2^{ème} colonne) sont tous à l'intérieur de l'intervalle de confiance stylisé par des pointillés. Ils sont tous significativement nuls . D'ailleurs les valeurs de la stat Q et leurs proba critiques confirment ce résultat. Les probabilités critiques se rapprochent de 1. La série est donc stationnaire.

C'est une série intégrée d'ordre 1 (I(1))

3) Serie LTOT Mêmes remarques.

La série n'est pas stationnaire en niveau mais sa différence première le devient.

Série intégrée d'ordre 1

4) Série LOPE mêmes résultats qu'en page 2 et 3

La série est non stationnaire en niveau, sa différence première est stationnaire.

Série intégrée d'ordre 1

5) série USR

Mêmes résultats que précédemment

Série intégrée d'ordre 1

6) série CAPER

Série non stationnaire et qui le reste même lorsqu'on cherche à la différencier plusieurs fois de suite. D'après la procédure de sélection utilisée : elle sera éliminée de la formulation du modèle !!

On cherche à expliquer le taux de change réel en ne prenant en compte que les variables stationnaires (du moins celles qu'on a réussi à estimer). On opère une estimation différentielle de log du taux de change à partir des différentielles des différentes variables indépendantes (qui étaient non stationnaires en niveau) à l'exclusion de CAPER.

C/ COMMENTAIRES SUR LES REGRESSIONS.

1) régression comprenant la constante

$$D1LREC = -0.274737 D1LOPE + 0.104662 D1LTOT + 0.004307 D1USR - 0.000194$$

(-4.80...) (0.8968..) (0.9439..) (-0.062836)

Les termes entre parenthèses reprennent les valeurs des t stat.

Les variables contribuant significativement à l'explication de la diff de log du taux de change :

On compare le T- statistique à la valeur de T lu dans la table (seuil 0.05). Ici T table (équivaut loi normale car nombre d'observations >30) , $t(79-4)_{0.05} = 1.96$. Nous constatons que seule d1lope contribue significativement dans la détermination de D1lrec car $-4.84 < 1.96$. D'ailleurs la « prob value » correspondante est nulle. Signe du coefficient à interpréter économiquement !! ?

Test de validation du modèle : on regarde le Fisher

L'ensemble des différentes variables contribuent globalement à l'explication de la variable dépendante car $F \text{ stat} = 7.9654 < F(3,75)$ au seuil 0.05 (la table ne donnant pas cette valeur on interpole). Mais, la conclusion est immédiate en regardant la probabilité critique de $F = 0.000112 < 0.005$. Donc la relation posée est significative.

Néanmoins, même si la stat F est plus puissante que la simple prise en compte du R2, on peut tout de même s'étonner de la faible valeur que prend ce dernier. Il signifie que le modèle ne parvient à expliquer que 24% de la variance totale de la variable dépendante (quelque chose comme ça !!! !....)

Le Durbin- Watson est bon car proche de 2 : on aurait absence d'autocorrélation des résidus .

2) Régression : ajustement que l'on fait passer par l'origine d'où absence de constante.

Là encore seule D1LOPE intervient de manière significative dans la détermination de la variable dépendante.

Le R2 reste faible (possible car val différente du fait de l'absence de constante). La prob du fisher indique que la régression effectuée est globalement significative. Le Durbin est bon.

D/ REMARQUES SUR LA SPECIFICATION DU MODELE.

Il me semble que la spécification du modèle qui vient d'être estimé n'est pas très correcte. Si l'on considère les applications d'Elbadawi, de L.Özkale et de Safa, alors la relation que l'on cherche à estimer semble être la relation dynamique de court terme du modèle à correction d'erreur. S'il s'agit bien de cela, alors manifestement il manque quelque chose dans la spécification de la relation (et en plus une étape si on suit la démarche de Engle et Granger). La variable manquante serait res(-1) série générée à partir d'une première régression visant à estimer la relation de long terme entre LREC et les différentes variables indépendantes du modèle en niveau.

Si on veut effectivement déterminer la relation véritable existant entre la variable dépendante et les autres variables (à l'exclusion de CAPER à vérifier), il faut envisager une spécification de type modèle à correction d'erreur (ici plusieurs variables dépendantes donc vecm). Pour ce faire, on pourrait procéder ainsi :

- 1) On peut envisager une régression de LREC sur l'ensemble des variables dépendantes (sauf CAPER pour le moment) en niveau.

2) On sait que si les séries utilisées sont non stationnaires alors le pouvoir prédictif du modèle est réduit. Risque de régressions fallacieuses.

Donc, on teste la stationnarité des différentes variables en effectuant pour chacune d'elles le test ADF ou PP. Ce test permet de déterminer l'ordre d'intégration des séries.

Ici, les résultats issus de l'étude des corrélogrammes complétés par un test ADF permettraient de conclure que toutes les séries sont intégrées d'ordre 1 (I(1)).

3) nous sommes dans un cas multivarié. Toutes les variables sont intégrées du même ordre. (cas multivarié mais var pas toutes intégrées du même ordre : plus complexe car il faut faire une spécification vecm et en particulier utiliser test de Johansen...cf plus loin). Nous savons donc que si on cherche à estimer la relation véritable entre les variables (relation de cointégration), le vecteur de cointégration recherché sera unique (pas le cas si les variables sont d'ordre d'intégration différents).

Pour ce faire, on procède comme suit :

On estime par les MCO la relation suivante : Relation de Long Terme

$$\text{LREC} = a_1 \text{ LOPE} + a_2 \text{ LTOT} + a_3 \text{ USR} + a_4 + \text{trend} (1979.2)$$

Il s'agit alors de regarder si le résidu issu de cette régression et $= \text{LREC}_t - \text{LREC}_t$ (calculé par le modèle) est stationnaire. Pour ce faire, corrélogramme et test ADF.

S'il est stationnaire on peut alors tenter l'estimation par les MCO de la relation dynamique de court terme :

$$\text{D1LREC} = b_1 \text{ D1LOPE} + b_2 \text{ D1LTOT} + b_3 \text{ D1USR} + c_1 \text{ }_{t-1}$$

Le terme $_{t-1}$ est la série générée à partir de la régression précédente. En fait, son coefficient est la force de rappel vers l'équilibre. Il doit être significativement négatif sinon on rejette la spécification de type ECM. Elbadawi le définit de manière différente ce qui explique ses conclusions. Quant aux autres coefficients, on les interprète comme on le fait habituellement. (C'est ce que fait L. Özkale dans une seconde étape)

on pourrait éliminer le trend pour voir ce que cela donne....

Enfin, s'agissant de la Turquie : il n'y a que LOPE et les différentes tentatives visant à stationnariser la série.

ANNEXE 7
Références bibliographiques.

ATLAN F. et alii, "Les taux de change réels des pays émergents : L'appréciation est-elle inéluctable ? " Zones émergentes ; Revue de la Caisse des Dépôts et Consignations, Banque de France ; n°1, 1996.

BENASSY-QUERE A., MARTIN P, & J. FERRY, "L'Euro et le Dollar" Lettre du CEPII ; avril 1997.

BAILLIE R. et T. BOLLERSLEV, "Common stochastic trends in a system of exchange rates" Journal of Finance, Vol. 44 n°1 (pp. 167-81) ; mars 1989.

BAILLIE R. et T. BOLLERSLEV, "Cointegration, fractional cointegration and exchange rates dynamics" Journal of Finance, Vol 49, n°1 (pp. 737-45) ; juin 1994.

CONNOLLY M & J. DEVEREUX "The equilibrium Real Exchange Rate : Theory and evidence for latin America" in "Fundamental determinants of exchange rates" STEIN J., P.R. ALLEN et alii (eds), Oxford University Press, 1995, (pp. 154-81).

DROPSY V. "Real Exchange Rate targets in Latin America". Doc. Ronéo California State University, Fullerton, 1996-b.

DROPSY V. "Multiple exchange rate equilibria : The case of the mexican Peso" Proceedings of the sixth International IFTA Conference ; Miméo, California State University ; Fullerton, Mai 1996-a.

ELBADAWI, A "Estimating Long Run Equilibrium Exchange Rates" in Williamson, J., eds. 1994.

ELBADAWI A "Real Exchange Rates and macroeconomic adjustment in Subsaharian Africa and other developing countries" Journal of African Economies ; Vol. 6, n°3, (pp.74-120), 1997.

EDWARDS S. "Exchange rate issues in developing and transition economies" Journal of African Economies, Vol. 6, n° 3 (pp. 37-73), 1997.

GRAUWE (de) P & L. SPAVENTA."Setting conversion rates for the third stage of EMU" CEPR Discussion paper n° 1638 ; avril 1997.

HALPERN L. et C. WYPLOSZ "Equilibrium exchange rates in transition Economies" IMF Staff Paper, n°4, Vol. 44 – Dec. 1997 (également paru in IMF Working paper n° 96/125 Nov. 1996).

INSTITUT DE LA MEDITERRANEE "Les enjeux du partenariat euro-méditerranéen" FEMISE, Editions de l'aube, 1998.

NORTH D. "The new institutional economics and development" Forum n°2 Vol. 1 ; 1994.

NUNNENKAMP, P. : "Economics reforms in developing and transformation countries, incentives problems, credibility deficits and the prospects of success of comprehensive reform" *Economics*, Vol. 52 – 1995, (pp. 7-24).

ROSE A. & L.E. SVENSSON "European exchange rate credibility before the fall" *European Economic Review*, Vol 38, n°6, (pp. 1185-216) , 1994..

STEIN J. "The Real Exchange Rate" *Journal of Banking and Finance*, Vol. 14, (pp.1045-78); Nov. 1990.

STEIN J. "The Natural Real Exchange Rate of the Dollar and determinants of capital flows" in "Fundamental determinants of exchange rates" STEIN, J., P.R. ALLEN et alii, Oxford University Press, (pp. 38-44) ; 1995 (Egalement paru in WILLIAMSON J., [1994]).

STEIN J. "Real Exchange Rates and current accounts : the implications of Economic Science for policy decisions" *Economie appliquée*, Tome XLIX, n°3, (pp. 49-94), 1996.

STILGLITZ, J. "The role of government in economic development" in BRUNO, M & B. PLESKOVIC (eds), "Annual World Bank conference on development economics", The World Bank, 1997.

TEMPRANO-ARROYO & R. A. FELDMAN, "Selected transition and mediterranean countries: an institutional primer on EMU and EU relations" IMF Working paper n° 98/42 ; Juin 1998.

WILLIAMSON, J. "Estimating equilibrium exchange rates" Institute for International Economics, eds. 1994

CANOVA FABIO AND MORTEN RAVN, 1996, "International consumption risk sharing", *International economic Review* 35, 573-601.

DEVEREUX MICHAEL AND GREGOR SMITH, 1994, "International risk sharing and economic growth", *International economic Review* 35, 535-550.

HEATON JOHN AND DEBORAH LUCAS, 1996, "Evaluating the effects of incomplete markets on risk sharing and asset pricing", *Journal of Political economy* 104, 443-487.

KALEMLI OZCAN SEBNEM, SORENSEN BENT AND OVED YOSHA, 1998, "Risk sharing and industrial specialization regional and international evidence", Working Paper.

LEWIS KAREN, 1996, "What can explain the apparent lack of international consumption risk sharing ?", *Journal of Political economy* 104, 167-197.

SORENSEN BENT AND OVED YOSHA, 1998, "International Risk Sharing and european monetary unification", *Journal of International economics* 45, 111-138.

TOWNSEND ROBERT, 1995, "Consumption Insurance: evaluation of risk bearing systems in Low income economies", *Journal of economic Perspectives* 9, 83-102.

VAN WINCOOP ERIC, 1994, "Welfare gains from international risksharing", *Journal of Monetary economics* 34, 175-200.

WALZ UWE, 1998, "Does an enlargement of a common market stimulate growth and convergence ?", *Journal of International economics*.

ANNEXE 8

Projet initial

1. Problématique de la recherche. (Statement of the Research Problem)

Notre projet vise deux points encore peu étudiés et qui nous paraissent mériter une attention particulière du point de vue des pays du Sud et de l'Est de la Méditerranée (PSEM) en général et plus particulièrement de la Turquie, d'Israël, du Maroc et de la Tunisie qui sont parmi les plus engagés dans l'intégration à l'UE. Ces deux points sont les suivants:

1. la relation marchés monétaires et financiers/taux de change dans le contexte d'une zone Euro en Méditerranée;
2. le rôle des marchés financiers dans le lissage de la consommation nationale des pays concernés.

11. La montée des risques, la question de la crédibilité et des réformes institutionnelles...

Dans la nouvelle configuration de l'économie mondiale où les mouvements internationaux de capitaux deviennent indispensables pour assurer les financements externes et l'équilibre de la balance des paiements, les PSEM sont contraints à l'ouverture et à la libéralisation de leurs systèmes financier et de change. La "globalisation financière" se traduit pour eux davantage par un accroissement des liens de dépendance macroéconomiques vis-à-vis de l'économie mondiale en générale et européenne en particulier que par une intégration harmonieuse et équilibrée de leurs marchés. Il en résulte des risques accrus de turbulence et d'instabilité monétaire et financière au moment même où la dérégulation et le désengagement des Etats place désormais les marchés au cœur même des processus d'ajustement et de contrôle.

Pour bien marquer leur engagement dans cette voie "libérale", les PSEM sont incités à reprendre à leur compte les critères quantitatifs et qualitatifs de Maastricht. Sont particulièrement visés: l'indépendance des Banques Centrales, l'application stricte de la règle monétaire, l'ouverture du compte de capital, la libéralisation des flux de capitaux et la libre convertibilité des monnaies.

En respectant strictement ce "modèle" ces pays seraient assurés également d'un fonctionnement plus efficient de leurs Institutions, ce qui leur devrait leur permettre de bénéficier d'un transfert de crédibilité. Le processus de dérégulation ne saurait lui-même être crédible et maîtrisée sans la mise en place d'une mésostructure de réglementation prudentielle qui permettra aux PSEM de prévenir et de réduire les risques de fragilisation et de vulnérabilité au sein d'une zone Euro élargie. Ces pays devront également édifier un cadre institutionnel multilatéral euro-méditerranéen pour mieux réguler les effets attendus de cette mutation monétaire et financière.

L'association-intégration des PSEM à l'Union Economique et Monétaire (UEM) devrait en toute probabilité avoir pour effets de limiter les fluctuations de leurs monnaies par rapport à l'Euro et d'assurer une moindre volatilité vis-à-vis des deux devises concurrentes que sont le Dollar et le Yen. En outre, le rattachement à la monnaie unique européenne devrait produire aussi des effets positifs sur les coûts de transaction et contribuer à surmonter les obstacles institutionnels qui freinent aujourd'hui les réformes de politique économique engagées dans ces pays. Les incidences de l'introduction de l'Euro seront considérables, tant sur le plan des effets directs macro-économiques d'ordre réel, monétaire et financier qu'au

niveau des effets indirects en termes de réformes institutionnelles d'accompagnement. (Cf. la question centrale aujourd'hui de la "gouvernance"). Il va de soi qu'en éliminant partiellement le risque de change en raison de la monnaie unique européenne, il y aura également un impact sur le "welfare" des PSEM qu'il conviendra de quantifier.

Pour autant le risque de change demeurera quels que soient le régime et la politique de change adoptés. Peut-on imaginer dans ces conditions que les marchés financiers pourront contribuer à la régulation d'ensemble des parités monétaires de la zone, et envisager par exemple la mise en place de marchés dérivés dans les PSEM, à l'instar de la Bourse des valeurs de Tel-Aviv ? Cela permettrait-il une gestion plus efficace du risque et à quelles conditions ? Le modèle financier israélien est-il généralisable et à quelles conditions ?

12. Le rôle déterminant et ambigu des marchés financiers.

Le développement des marchés financiers dans les pays en développement a été analysé le plus souvent sous l'angle du financement de l'économie en termes de finance de marché par opposition à la finance intermédiée. Ce développement s'inscrivait naturellement comme prolongement et dépassement d'une situation de répression financière. Les controverses entre néo-libéraux et néo-structuralistes ont alimenté une abondante littérature qui s'est focalisée sur le taux d'intérêt et l'épargne. Alors même qu'il existe de nombreux travaux sur le risque systémique et sur la gestion des risques de taux (d'intérêt et de change) sur les marchés dérivés et que la crise asiatique a alimenté de nombreuses controverses sur l'instabilité financière engendrée par un développement trop rapide et mal maîtrisé des marchés financiers, on a accordé assez peu d'attention au rôle que pouvaient jouer les marchés monétaires et financiers dans la gestion des risques de taux de change dans le contexte des pays en développement.

La question plus générale du risque concerne également les prix des produits ouverts à la concurrence internationale qui peuvent être soumis à des variations importantes. Dans des économies où le commerce extérieur est peu diversifié, ces fluctuations de prix engendrent une instabilité de la consommation et de l'épargne qui rejaillit sur la croissance. Il importe donc de réfléchir aux moyens de surmonter (de lisser) ces variations plus ou moins brutales. Il sera donc intéressant d'étudier l'impact des processus de développement et d'intégration des marchés financiers du Nord et du Sud sur le lissage de la consommation nationale des différents PSEM concernés.

On sera donc conduit à s'interroger sur les conditions d'efficience et d'élargissement du rôle des marchés financiers dans les PSEM alors même qu'ils sont bien souvent inexistantes ou peu développés. C'est donc d'un point de vue prospectif que nous analyserons les conditions et les effets attendus de la mise en place d'un marché de produits dérivés dans les pays méditerranéens concernés par notre étude, et ce en relation avec la recherche d'une gestion efficace des risques. D'où l'intérêt que présente la bourse des valeurs de Tel-Aviv qui possède justement un marché original de produits dérivés.

2. Cadre conceptuel. (Conceptual Framework)

21. Le rôle des marchés monétaires et financiers sur les taux de change dans le contexte d'une zone Euro en Méditerranée.

La question des taux de change a donné lieu à une abondante littérature théorique et à des études empiriques économétriques encore plus nombreuses. Au-delà des débats bien connus sur les avantages comparatifs des régimes de change fixes et flexibles et des déterminants des taux de change, c'est la question de la **théorie des zones-cibles** en relation avec la constitution d'une **zone Euro** qui retiendra notre attention.

Dans cette perspective on abordera les problèmes de **propagation et d'impact des crises financières sur la stabilité des monnaies liés au jeu des comportements spéculatifs**. Il est par exemple apparu nettement que les attaques spéculatives sur une monnaie ne pouvaient être analysées sans tenir compte d'une part du fameux problème de la **crédibilité des politiques économiques** d'autre part des déséquilibres persistants au niveau des **variables réelles, monétaires et financières**. Une question peu étudiée que nous nous proposons d'approfondir est celle relative aux **transferts de crédibilité** induits par l'appartenance à une zone monétaire et ses **effets sur la stabilité et le niveau de taux de change optimal**. De même la question de la **gouvernance** et des **réformes institutionnelles** a été peu appliquée à la soutenabilité-crédibilité d'un régime de change de pays engagés dans des **programmes de libéralisation monétaire et financière** qui ne sont pas bien maîtrisés, comme on a pu s'en rendre compte récemment avec la crise asiatique.

Adopter le système des taux de change flottants pour des PSEM dont l'économie est relativement peu diversifiée et dont le commerce extérieur se concentre sur un petit nombre de produits primaires et manufacturés dont les prix sont sujets à des fluctuations plus ou moins importantes revient à accepter des variations plus ou moins fortes de la monnaie nationale qui augmentent les risques de change à un point tel qu'on peut assister à une fuite généralisée devant la monnaie nationale qui rendrait impossible l'objectif d'équilibre de la balance des paiements pour lequel cette politique a été justement adoptée. On ne saurait envisager une intervention des autorités monétaires visant à réduire ces mouvements erratiques du taux de change puisque justement on est dans le cas de figure où il n'existe pas de réserves de devises suffisantes et sans lesquelles une telle intervention est impossible. C'est la raison pour laquelle la solution d'un **ancrage nominal ("peg")** des monnaies des PSEM doit être envisagée.

Le **taux de change effectif réel** va servir de base à la définition des parités monétaires dans le cadre de cet ancrage. Il se présente comme une moyenne pondérée de taux de change bilatéraux (le taux de change effectif) elle-même pondérée par un indice des prix relatifs du pays avec ses pays partenaires. La manière même dont cet indicateur est calculé pose un ensemble de problèmes importants. le choix de **l'indice des prix** par rapport auquel on va pondérer le taux de change effectif va avoir une influence importante sur le taux de change effectif réel.

Il convient de noter en outre que le rattachement d'une monnaie nationale périphérique au cours de change d'une monnaie internationale centrale (l'Euro en l'occurrence) permettra de stabiliser le cours de change de la monnaie périphérique sans pour autant maîtriser les fluctuations de cours de cette monnaie de rattachement avec les autres monnaies internationales (Dollar et Yen). Ces monnaies concurrentes vont fluctuer les unes par rapport aux autres (au moins à court terme) non pas en fonction des différentiels d'inflation mais en fonction des mouvements de devises et de capitaux qui dépendent des différentiels de taux d'intérêt (cf. Dornbusch).

Dans ce contexte, il nous semble opportun d'analyser les rapports futurs entre les régimes de change des PSEM au sein d'une zone-euro en Méditerranée.

La politique de change doit-elle se limiter à l'ancrage nominal ?

Si on admet la nécessité fut-elle transitoire d'une régulation par l'Etat, alors va se poser la question de l'effet net de l'ancrage nominal sur l'équilibre budgétaire compte tenu du surcoût en termes de dépenses publiques engendré par les politiques de soutien et d'accompagnement des réformes structurelles.

Ce surcoût peut être lié

- directement à la parité nominale (accroissement du coût direct et indirect des importations des biens et services achetés par l'Etat pour remplir justement sa mission d'accompagnement) ou

- indirectement à travers la baisse éventuelle des recettes d'exportations ou la nécessité de soutenir momentanément des entreprises ou des catégories sociales en difficulté ou encore par un effet négatif sur les recettes fiscales engendré par la suppression des droits de douane.

En définitive faire supporter largement le poids du rétablissement des équilibres extérieurs sur une politique d'ouverture du compte de capital et d'attraction des capitaux étrangers risque d'accentuer la vulnérabilité des économies des PSEM aux chocs exogènes internes et externes. La tentation serait forte alors de procéder à des dévaluations qui ne prendraient pas seulement en compte le seul différentiel d'inflation avec l'extérieur mais aussi le degré de rationnement et de pénurie des devises (raréfaction de l'APD et des prêts bancaires et croissance de la corruption et de la fuite des capitaux), le poids du service de la dette et des sorties de capitaux qu'elle engendre, la détérioration des termes de l'échange internationaux due à la conjoncture économique mondiale, le niveau des importations incompressibles dues aussi bien à la croissance démographique (assurer le minimum de consommation à la population) qu'à la nécessité de ne pas laisser se dégrader les infrastructures économiques et sociales existantes (sans même parler de celles qu'il conviendrait de développer pour répondre à la seule augmentation de la population).

L'appartenance à une zone Euro peut conduire à un processus de confiscation des valeurs ajoutées au détriment des PSEM à monnaie faible. Avec un Euro fort, les pays de l'UE pourront importer à bon marché des marchandises en provenance des PSEM qu'ils pourront ensuite incorporer dans des productions pour les consommer ou même les réexporter vers ces mêmes pays. Un Euro fort n'est pas un réel handicap pour les produits européens qui sont surtout sensibles à des éléments de compétitivité hors-prix. Il en résultera alors un processus inéluctable d'appauvrissement des PSEM.

La zone Euro peut baliser étroitement l'espace des possibles de la politique monétaire des PSEM. La mobilité des capitaux peut accentuer encore plus cette contrainte sur les politiques monétaires et budgétaires.

Certes la zone Euro peut constituer une force de rappel qui contribuera à aligner l'inflation des PSEM sur celle de ses partenaires mais au prix d'un contrôle strict des hausses de coûts salariaux et d'une politique de taux d'intérêt trop élevés pour la défense du cours pivot des monnaies nationales par rapport à l'Euro. Il peut en résulter une stagnation des économies nationales des PSEM à travers la baisse des investissements productifs. Mais il est clair également que sortir de la zone Euro n'est pas la solution car il faudra trouver alors d'autres contraintes au nécessaire ajustement de ces pays à la concurrence internationale.

D'où la nécessité de définir précisément les règles de la zone Euro sur un principe de réciprocité des avantages et de rééquilibrage d'effets qui joueraient de façon trop asymétrique. Il faudrait créer un lien entre des déséquilibres commerciaux structurels et des mesures d'ajustement dont la charge serait mieux partagée.

22. Le rôle des marchés financiers dans le lissage de la consommation nationale des pays concernés.

Les problèmes d'instabilité des parités monétaires et leur gestion par les marchés financiers et les politiques de change font surgir un ensemble de questions plus "fondamentales" sur le rôle et le poids des **facteurs structurels**:

-Quel rapport y-a-t-il entre le glissement des monnaies nationales par rapport à l'Euro et la **structure interne des prix relatifs**? (et non pas seulement avec le niveau absolu des prix c'est à dire l'inflation.). C'est en termes de structure des prix relatifs que doit être posé le problème de la **compétitivité** de ces pays sur le marché de l'UE.

-Quel rôle peut jouer la politique économique des PSEM dans un dispositif plus général qui mettrait l'accent sur les causes structurelles des déséquilibres et non pas seulement sur les effets au niveau des parités monétaires?

-Quelles sont les conditions de réussite des politiques économiques nationales? Ces conditions sont-elles toujours compatibles avec les principes du libéralisme ?

- La variable prix est-elle déterminante dans le redressement des exportations et la diminution des importations? En d'autres termes a-t-on correctement évalué le poids relatif de la variable prix par rapport :

- . au degré de développement des infrastructures économiques et sociales (transport, santé, éducation, communications, etc.),

- . à la structure des coûts des entreprises nationales industrielles et agricoles (poids des matières premières, des produits intermédiaires, des biens d'équipement, du transport, etc.),

- . au transfert et à la maîtrise des technologies (coût de transfert et coût de maintenance),

- . à la capacité d'adaptation et de mobilisation de la force de travail (pénurie de main-d'oeuvre qualifiée qui peut accroître le recours à une main-d'oeuvre étrangère plus chère),

- . à l'efficacité des structures institutionnelles,

- . etc.?

-Quel rôle joue effectivement l'incitation par les prix dans le comportement des agents?

Enfin en supposant même que l'économie des PSEM se comportera conformément aux hypothèses implicites et explicites contenues dans les modèles de libéralisation financière, est-il certain que les résultats escomptés en termes d'avantage comparatif et de spécialisation internationale soient conformes à un véritable développement économique et social à long terme?

Si l'on estime au contraire qu'une diversification de la production et des exportations est nécessaire à l'indépendance économique et politique nationale ou même au simple objectif de stabilisation à long terme des recettes d'exportations, rien ne garantit que cette diversification pourra se faire conformément aux principes du libéralisme. Sauf à admettre que toutes les économies des PSEM possèdent d'emblée tous les facteurs favorables à la

diversification ce qui est une contradiction en soi car cela revient à nier qu'il existe un problème de développement! C'est tout le problème de la protection des industries naissantes qui est ici posé, tant il est vrai qu'un avantage comparatif n'est pas donné par la nature une fois pour toutes!

Toutes ces questions peuvent converger vers le problème de **l'instabilité des prix** des biens échangeables et de ses effets sur les prix des biens nationaux via les structures productives et les politiques économiques (monétaires, budgétaires et de change) mises en œuvre. Il faudra gérer cette instabilité des prix de manière à **lisser la consommation** des pays concernés. Il ne fait pas de doute en effet que les accords de libre-échange entre l'UE et les PSEM concernés vont conduire à des infléchissements des **spécialisations** propres à chacun d'eux. On peut penser que le poids de l'Histoire et la relative rigidité des **dotations factorielles** au moins à moyen terme vont conduire à des spécialisations anciennes et nouvelles sur des produits à **volatilité de prix** plus ou moins forte sur les marchés internationaux. En relation avec la gestion des risques de taux de change évoqués précédemment, comment gérer ces **risques de prix** qui vont avoir un effet déstabilisant sur l'épargne et la croissance de ces pays? Une possibilité de limiter les dégâts, c'est de se faire assurer ou en d'autres termes de partager le risque avec un autre pays qui s'est spécialisé dans un autre domaine. Un des moyens du partage du risque est de passer par les marchés financiers à travers une **diversification du portefeuille national**.

Diverses recherches ont montré que l'efficacité du lissage de la consommation avait un impact direct sur un certain nombre de paramètres clés d'une économie tels que la **croissance** [Devereux, Michael and Gregor Smith, 1994] et la **spécialisation** [Kalemli-Ozcan, Sebnem, Bent Sorensen and Oved Yosha, 1998]. D'autres travaux ont montré par ailleurs que pour les pays industrialisés les **gains potentiels** ne sont pas toujours exploités [Van Wincoop Eric, 1994] et ont tenté d'en expliquer les raisons [Heaton, John and Deborah Lucas, 1996; Lewis, Karen, 1996]. Nous essayerons de voir ce qu'il en est pour les PSEM concernés par notre étude alors même que les pays de l'UE, en raison d'une mauvaise intégration des marchés financiers, ne parviennent pas à un **partage optimal des risques** [Sorensen, Bent and Oved Yosha, 1998].

Que doivent faire les PSEM ? On pourra se poser une série de questions qu'il conviendra d'élucider:

1. Dans quelle mesure existe-t-il aujourd'hui une possibilité d'assurance mutuelle entre les PSEM et entre ces derniers et l'UE ?
2. Quels sont les avantages et les inconvénients d'une telle formule ?
3. Y aurait-il des gains potentiels qui n'auraient pas été exploités ?
4. Quelles transformations des marchés financiers doit-on ou peut-on envisager qui permettront une bonne diversification des risques ?
5. Quel sera l'impact de l'Euro et de l'UEM dans chacune des éventualités examinées ci-dessus?
6. Les PSEM ont-ils intérêt à adopter des stratégies individuelles d'intégration à la zone Euro ou à s'organiser, préalablement ou dans le même temps, en zone de libre-échange ? Intégrer en ordre dispersé la zone Euro ne serait pas forcément une garantie d'amélioration de leur situation [Walz, Uwe, 1998] ? En tout état de cause il conviendra au préalable d'expliquer ce qui se passe au niveau de chacun de ces pays, et en particulier de vérifier la pertinence des points de vue de R. Townsend (1995), F. Canova et R. Morten (1996).

3. Méthodologie de la recherche. (Research Methodology)

Les questions évoquées dans le point 2 dépassent largement les possibilités des chercheurs impliqués dans le présent projet de les traiter de manière exhaustive dans le délai de 15 mois. Il appartiendra donc à chacun d'eux de déterminer en fonction de ses compétences et de ses travaux antérieurs ou en cours les questions précises qu'il compte traiter dans le cadre de la problématique ci-dessus développée. Chaque chercheur participant au projet intégrera les réalités empiriques propres à son pays d'appartenance ou/et aux autres pays concernés dans sa réflexion théorique.

S'agissant des questions relatives au taux de change développées au point 2.1 nous nous proposons d'examiner les choix prospectifs des régimes de change dans un panel réduit à quatre économies représentatives (Israël, Maroc, Tunisie, Turquie) en fonction:

1. d'une batterie de variables fondamentales telles que: le taux de croissance du PIB, l'investissement, l'épargne, les dépenses publiques de fonctionnement et en capital, les recettes fiscales, le déficit budgétaire, les exportations, les importations, les flux de capitaux extérieurs, les différents postes de la balance des paiements, l'endettement extérieur, le service de la dette, le déficit de la balance des paiements, l'indice général des prix, les termes de l'échange, la masse monétaire, le taux d'intérêt, le taux de change, le niveau d'intermédiation financière et de capitalisation boursière, etc. Toutes ces variables seront analysées en "cross-section" et en "time series";
2. ... et de politiques économiques monétaires, budgétaires, fiscales et de change alternatives.

Un travail d'analyse statistique d'homogénéisation et d'harmonisation des données des différents pays sera effectué de manière à permettre des comparaisons pertinentes.

Eu égard aux spécificités macro et microéconomiques propres à chacun des pays étudiés nous nous interrogerons sur la pertinence des variables susceptibles d'intervenir dans l'explication des comportements prospectifs de change. La méthodologie économétrique s'inscrira dans les avancées théoriques de l'économétrie a-structurelle des séries temporelles.

Nous essayerons en outre d'intégrer dans une approche néo-insitutionnaliste et conventionnaliste les variables proprement institutionnelles en nous inspirant des modèles "RBC" ou de cycles politico économiques. C'est ainsi par exemple que l'ampleur des rigidités institutionnelles entravant la mise en place des dynamiques de libéralisation de change sera saisie à partir de tests économétriques intégrant les défauts d'information qui ont comme conséquences un retard des réformes et, dans le pire des cas, l'arrêt ou l'échec de la libéralisation au niveau structurel et macroéconomique. En particulier, le problème informationnel peut retarder les effets escomptés de la libéralisation de change en matière d'attractivité des flux de capitaux. Par conséquent, il est nécessaire pour tous les opérateurs en jeu de trouver des mécanismes adéquats pour éliminer les incertitudes.

Les problèmes relatifs à la gestion des risques de change seront analysés à partir d'études de cas comparés propres à la France, la Turquie et Israël en envisageant les modalités de leur extension aux autres pays (Maroc et Tunisie) compte tenu de leurs spécificités propres analysées préalablement.

S'agissant des questions relatives au lissage de la consommation développées au point 2.2 nous envisagerons d'une part une modélisation sur la base de plusieurs modèles alternatifs allant d'une approche standard d'économies avec un agent représentatif ayant accès

à un marché international imparfait à des approches plus macroéconomiques sur la base de modèles dynamiques. Ces modèles seront ensuite testés à partir de simulations qui prendront en compte les réalités propres aux différents pays concernés.