

Document de travail

Estimation du taux de change réel d'équilibre du Maroc

Youssef LAHARACH

Avril 2005

SOMMAIRE

1	Introduction.....	3
2	La Parité des Pouvoirs d'Achat (PPA).....	3
3	L'approche financière du taux de change, la Parité du Taux d'Intérêt (PTI).....	5
3.1	Etablissement de la PTI.....	5
3.2	Signification de la relation.....	6
3.3	Analyse économique.....	7
4	Les modèles de détermination du taux de change.....	9
4.1	Une décomposition du taux de change.....	10
4.1.1	Introduction.....	10
4.1.2	Le prix relatif des biens échangeables et biens non échangeables.....	11
4.1.3	Imparfaite substitution des biens échangeables.....	12
4.1.4	Différence de poids dans la construction des indices de prix.....	13
4.2	Autres variables explicatives.....	13
5	Approches macroéconomiques du taux de change d'équilibre.....	14
5.1	L'approche du Taux de change d'équilibre fondamental FEER (Fundamental Equilibrium Exchange Rate).....	14
5.2	Prise en compte de la balance des paiements (le modèle BPEER).....	15
5.3	Estimation des élasticités du commerce extérieur.....	17
5.4	Application du modèle BPEER pour le cas du Maroc.....	19
5.5	Estimations du taux de change réel d'équilibre BPEER.....	22
5.6	Mésalignements du dirham en moyenne annuelle par rapport au taux de change réel d'équilibre BPEER.....	23
6	Taux de change réel de la PPA du dirham par rapport aux devises des principaux pays partenaires et concurrents.....	24
6.1	Estimation du taux de change effectif réel.....	24
6.2	Estimation du taux de change de la PPA.....	26
7	Relation Inflation-Masse monétaire-Taux de change.....	28
8	Conclusion.....	30
9	ANNEXE : Méthodologie statistique.....	32
9.1	La méthode de <i>Johansen</i>	32
9.2	La méthode d'Ahn et Reinsel.....	34
10	BIBLIOGRAPHIE.....	37

1. Introduction

Après les travaux de Meese et Singleton (1982), un consensus s'est formé autour de l'idée selon laquelle la dynamique du taux de change nominal après 1973 (période de flexibilité des taux de change) peut être représentée par une marche aléatoire. Meese et Rogoff (1983) montrent que la meilleure approximation parmi tous les processus à racine unitaire est une Martingale. Cette modélisation est de nature descriptive et ne tient pas compte des facteurs macroéconomiques qui peuvent influencer l'évolution du taux de change à court terme et à long terme.

On assiste aujourd'hui à un regain d'intérêt pour les méthodes qui essayent de déterminer l'évolution du taux de change en utilisant les fondamentaux de l'économie ; on peut citer *la parité du pouvoir d'achat (PPA)* et *la parité du taux d'intérêt (PTI)*. La vérification économétrique de ces deux déterminants s'est avérée peu robuste surtout sur des séries du taux de change relativement courtes (après 1973). Pour résoudre l'échec de la vérification de la PPA ou de la PTI, les économistes se sont penchés sur les facteurs qui écartent le taux de change de sa valeur d'équilibre représentée par la PPA ou la PTI. Les modèles proposés intègrent d'autres variables comme : le biais de productivité, les avoirs extérieurs nets et la dette publique.

Notre travail s'inscrit dans la lignée de cette nouvelle approche, nous essayons dans un premier temps d'identifier ces facteurs, puis dans un deuxième temps, nous proposons un modèle économétrique qui fait appel à la notion de cointégration.

2. La Parité des Pouvoirs d'Achat (PPA)

La Parité des pouvoirs d'achat (PPA) est une théorie économique qui permet d'estimer une valeur d'équilibre de long terme pour les taux de change. La PPA postule que les prix des biens et services des pays qui commercent entre eux, ont tendance à s'égaliser. La PPA d'une monnaie par rapport à une autre se définit, dans un premier temps, à partir de deux biens fabriqués dans chacun des pays, parfaitement substituables et librement échangés.

Il y a deux versions de la PPA : *la version absolue* postule que le pouvoir d'achat d'une monnaie nationale est identique sur les marchés intérieurs et extérieurs ; par exemple, si la

parité Dollar/dirham respecte la PPA, un consommateur marocain peut acquérir avec 100 DHS le même panier de biens sur les marchés marocains et américains. Elle implique que :

$S = P^* / P$ où S est le taux de change nominal (une unité de monnaie nationale exprimée en devise étrangère) et P, P^* désignent respectivement l'indice des prix domestique et étranger.

En effet, si le niveau des prix est beaucoup plus bas dans un pays que dans un autre, il est profitable d'acheter des biens sur le premier marché et de les revendre sur le second (opportunité d'arbitrage). De ce fait, la demande supplémentaire pour les biens du premier pays pousse leurs prix à la hausse, ainsi que le taux de change de sa devise. A l'équilibre, les niveaux des prix et le taux de change entre les deux pays s'ajustent de façon à égaliser les pouvoirs d'achat et à éliminer l'opportunité d'arbitrage.

La version relative de la PPA découle de la version absolue, tout en étant moins restrictive. Elle implique que les variations du taux de change sont égales aux écarts entre les variations de prix domestiques et étrangers :

Variation du taux de change = Inflation à l'étranger/Inflation locale.

La PPA relative prévoit que si un pays connaît, par exemple, une inflation de 2% alors que son partenaire commercial subit une inflation de 4%, sa devise devrait s'apprécier de 2% par année, en moyenne, par rapport à celle du partenaire.

La PPA est sans doute la théorie de change la plus connue, en raison de sa simplicité. Pourtant, cette approche souffre d'importantes limites. Elle suppose vérifier la loi du prix unique, selon laquelle chaque marchandise ne peut avoir qu'un seul prix, quelle que soit la monnaie utilisée pour l'exprimer. Or cette hypothèse repose sur une hypothèse d'équilibre général et de concurrence au niveau international, ce qui est loin de correspondre à la réalité. En effet, l'intégration économique est imparfaite dans l'économie mondiale ; les biens produits sur les différents marchés nationaux ne sont pas parfaitement substituables. Cette imperfection est liée à des comportements microéconomiques : d'une part les consommateurs n'ont aucune raison d'avoir les mêmes préférences d'un pays à l'autre ; d'autre part, pour maximiser leurs profits, les entreprises fixent des prix rigides en monnaie nationale et différenciés d'un marché à l'autre.

La théorie de la PPA a suscité un grand nombre de travaux empiriques qui infirment généralement le bien-fondé de cette approche. On constate que les parités s'écartent durablement de la PPA.

3. L'approche financière du taux de change, la Parité du Taux d'Intérêt (PTI)

On sait depuis *Keynes* (1923), que la parité des taux d'intérêt constitue l'un des pivots principaux de la théorie de l'équilibre des marchés financiers. L'opérateur, qui se couvre à terme, le fait nécessairement en comparant le prix de la devise à terme et le différentiel du taux d'intérêt. Mais, même lorsque l'investisseur n'assure pas explicitement son change à l'échéance, lorsqu'il ne se couvre pas et que donc il spéculé sur l'évolution à venir de la devise traitée, il établit aussi une comparaison entre le cours de change futur (variable aléatoire) et le différentiel d'intérêt (grandeur certaine). En d'autres termes, il fait alors intervenir la parité des taux d'intérêt non couverte.

Nous étudierons successivement :

- L'établissement de la PTI ;
- Sa signification ;
- L'interprétation économique de la PTI.

3.1 Etablissement de la PTI

Prenons comme support une opération d'arbitrage sur taux d'intérêt couverte en change. Nous serons cette fois conduits à utiliser comme base l'apport de *Keynes*.

Soit un investisseur marocain (à titre d'exemple) qui veut investir en Bons du Trésor Marocain. Au bout d'un an, par dirham investi, il reçoit un rendement :

$$R_{MAR} = 1 + i_d \quad (1)$$

S'il choisit d'investir en Bons du Trésor Britannique (UK) dont le taux est plus attractif, soit par livre :

$$R_{UK} = 1 + i_f \quad (2)$$

Puisqu'il est marocain, les autres éléments de son revenu sont en dirham et il peut craindre la dépréciation de la livre par rapport au dirham qui est son habitat préféré. Dans ces conditions, il va faire un arbitrage couvert en change. Trois étapes sont à distinguer :

- 1) Il achète des livres au comptant : avec un cours comptant du dirham de S, il obtient 1/S livre par dirham.
- 2) Il investit les livres en bons du trésor UK à un an d'échéance. Il obtient : $(1/S)(1+i_f)$ (3) Livres au bout d'un an.
- 3) Il vendra à terme, dès aujourd'hui, ces livres à F par livre sterling. Il obtiendra, au bout d'un an : $(1/S)(1+i_f)F$ (4)

Où F et S représentent le cours à terme et le cours au comptant de la livre en dirham.

Dès lors, on aura donc finalement à comparer :

$$R_{UK} = (1+i_f) \frac{F}{S} \text{ (5) le rendement en GB,}$$

et $R_{MAR} = 1+i_d$; ce que rapporterait l'investissement fait au Maroc.

L'arbitrage sortant MAR >> GB se fera si : $R_{UK} \succ R_{MAR}$

Sur la base de :

$$\Delta_{ic} = R_{UK} - R_{MAR} = \frac{F}{S}(1+i_f) - (1+i_d) \text{ (6)}$$

avec Δ_{ic} le différentiel d'intérêt couvert, il y aura trois possibilités :

$\Delta_{ic} > 0$ Arbitrage sortant : différentiel couvert en faveur du Royaume-Uni.

$\Delta_{ic} < 0$ Arbitrage entrant : différentiel d'intérêt favorable au Maroc.

$\Delta_{ic} = 0$ Indifférence sur placement couvert dans l'une ou l'autre des deux monnaies.

En développant (6) on obtient :

$$\Delta_{ic} = \frac{F-S}{S} - i_d + i_f + \frac{F-S}{S} i_f \text{ (7)}$$

$$\frac{F-S}{S} = i_d - i_f \text{ soit, si } f = \frac{F-S}{S} \text{ (8)}$$

$$f = i_d - i_f \text{ (9)}$$

Formule connue dans le cadre des opérations de couverture à terme. *Ce différentiel de change est égal au différentiel d'intérêt.*

3.2 Signification de la relation

La dernière relation implique que :

- Sur les marchés monétaires différents et pour des actifs qui ont le même degré de risque et de liquidité, ces actifs doivent avoir le même rendement net.
- Il s'agit d'une relation inverse qui implique que si la monnaie domestique est affectée d'un taux d'intérêt plus élevé que la devise, elle doit coter un déport ($f > 0$) et inversement si elle sert un taux d'intérêt plus faible, elle doit être en report ($f < 0$) ;

Sur les marchés bien arbitrés, si la PTI est satisfaite, il n'y a pas d'opportunité d'arbitrage.

3.3 Analyse économique

Plus récemment, l'accent a été mis sur le rôle des taux d'intérêt et des anticipations pour expliquer la dynamique des taux de change. Le processus d'intégration des marchés internationaux de capitaux qui s'est accéléré au cours des années 1980, a amené les théoriciens à prendre l'hypothèse d'efficience du marché des changes comme modèle de référence. Une façon de définir l'efficience (Fama 1970) est de considérer que le taux de change à la période t contient toute l'information disponible en t .

L'efficience du marché des changes implique que deux hypothèses soient satisfaites. En premier lieu, les arbitrages sont parfaits, c'est à dire que les actifs financiers sont parfaitement substituables. Les opérateurs sont supposés être indifférents quant aux risques présentés par les différents titres entre lesquels ils arbitrent.

Avec l'hypothèse d'efficience des marchés de change, le rapport entre le taux forward et le taux de change spot exprimé en monnaie nationale serait égal au rapport des taux d'intérêts:

$$\frac{F_{t,t+k}}{S_t} = \frac{I_{t,k}}{I_{t,k}^*} \quad (1)$$

S_t : est le taux de change en unités monétaires domestique à la date t ,

$F_{t,t+k}$: est le taux de change forward pour un contrat d'échéance k périodes,

$I_{t,k}$: taux d'intérêt domestique de maturité k périodes,

$I_{t,k}^*$: taux d'intérêt étranger de maturité k périodes.

La relation (1) exprimée en logarithme, s'écrit :

$$f_{t,t+k} - s_t = (i - i^*)_{t,k} \quad (2)$$

Si on tient compte de l'aversion pour le risque des investisseurs, le taux forward peut différer du taux spot anticipé moyennant une prime de risque. On définit alors la prime de risque par :

$$f_{t,t+k} = s_{t,t+k}^e + rp_{t,t+k} \quad (3)$$

En injectant la relation (3) dans (2), on obtient la variation anticipée du taux de change entre la date t et la date $t+k$ qui s'exprime comme une fonction du différentiel du taux d'intérêt et la prime de risque :

$$s_{t,t+k}^e - s_t = (i - i^*)_{t,k} - rp_{t,t+k} \quad (4)$$

$s_{t,t+k}^e$: anticipation rationnelle du taux de change spot.

On ne peut tester directement cette équation, étant donné que le taux de change anticipé n'est pas observable. Pour résoudre ce problème, on introduit l'hypothèse d'anticipations rationnelles : les agents forment la meilleure prévision du taux de change compte tenu de toute l'information disponible à un instant donné.

$$s_{t+k}^e = E(s_{t+k} / \Omega_t), \Omega_t : \text{l'ensemble d'information disponible à l'instant } t.$$

Pour simplifier, nous prenons la forme :

$$s_{t+k} = s_{t,t+k}^e + \xi_{t,t+k} \quad (5)$$

$\xi_{t,t+k}$: est un bruit blanc.

En substituant (5) dans (4), on obtient la forme suivante :

$$s_{t,t+k} - s_t = (i - i^*)_{t,k} - rp_{t,t+k} + \xi_{t,t+k} \quad (6)$$

La forme réduite qu'on peut tester est alors :

$$\Delta s_{t,t+k} = a + b(i - i^*)_{t,k} + \varepsilon_{t,t+k}, H_0 : b=1, a=0 \quad (7)$$

Où l'hypothèse nulle correspond à la vérification de la PTI.

L'hypothèse d'efficience (H_0) est rejetée par la plupart des tests économétriques, notamment par Artus (1988) pour le franc et par Stein (1990) pour le dollar. Les estimations

mettent en évidence un coefficient a différent de 0 et un coefficient b différent de 1, et des termes d'erreurs qui ne sont pas indépendants, ce qui contredit la relation (7).

Le rejet de l'hypothèse d'efficience du marché des changes a été interprété le plus souvent comme le signe d'une imparfaite substituabilité des actifs libellés dans les différentes devises, illustrée par l'existence de prime de risque. Ce résultat a donné lieu à plusieurs explications.

La première est que ces deux primes sont essentiellement liées à la volatilité du taux de change : plus le taux de change d'une monnaie est instable, plus celle-ci apparaît risquée. Une autre explication de la prime de risque est fondée sur le fait que le système monétaire international est hiérarchisé et qu'il existe de profondes asymétries entre les monnaies, surtout par rapport au dollar. Ainsi, la forte appréciation de la monnaie américaine au début des années 1980 a été expliquée par l'existence d'une prime de risque fortement négative, c'est à dire favorable à la monnaie américaine. Un tel comportement s'explique par le rôle d'habitat préféré joué par les valeurs américaines qui entraîne une forte demande de dollars contre devises.

4. Les modèles de détermination du taux de change

De nos jours, les bases de modélisation ont évolué. De plus en plus rares sont ceux qui considèrent que le taux de change résulte de la confrontation de l'offre et la demande sur le marché des changes. Pour expliquer la détermination du taux de change, on vient aujourd'hui à réintégrer les *flux financiers* et les *fondamentaux de l'économie*. On distingue trois familles de modèles. La première est celle du modèle de *Mundell-Fleming*, conçu en termes de flux, avec une inspiration de type keynésien. La seconde et la troisième sont développées en termes d'équilibre de stocks mais elles se subdivisent entre modèles purement monétaires et modèles d'équilibre de portefeuille.

Nous présentons dans une première partie, les déterminants macroéconomiques du taux de change, puis dans une deuxième partie, nous proposons un modèle qui comprend des composantes de long terme et de court terme. *La dynamique de court terme est induite par le différentiel du taux d'intérêt et d'autres déterminants financiers alors que la dynamique de long terme résulte des fondamentaux.*

4.1 Une décomposition du taux de change

4.1.1 Introduction

Dans cette partie, nous partons d'une décomposition du taux de change afin d'identifier les différents fondamentaux qui influencent son évolution.

Le taux de change réel est défini par :

$$q_t \equiv s_t - p_t^* + p_t \quad (1)$$

p_t : le niveau général des prix domestique qu'on peut mesurer par exemple par l'indice des prix à la consommation ;

p_t^* : le niveau général des prix du pays étranger ;

s_t : le taux de change spot : Nombre d'unités monétaires du pays étranger pour une unité de monnaie locale.

Toutes les variables sont exprimées en logarithme.

Une relation similaire peut être définie pour le taux de change réel des biens échangeables :

$$q_t^T \equiv s_t - p_t^{T*} + p_t^T \quad (2)$$

Supposons que le niveau général des prix se décompose de la manière suivante :

$$p_t = (1 - \alpha_t) p_t^T + \alpha_t p_t^{NT} \quad (3)$$

$$p_t^* = (1 - \alpha_t^*) p_t^{T*} + \alpha_t^* p_t^{N*T} \quad (3')$$

Où α : la part des biens non échangeables dans l'économie (NT).

Si on substitue (3), (3') et (2) dans (1), une valeur d'équilibre de long terme est donnée par :

$$\bar{q}_t = q_t^T + \alpha_t^* (p_t^{T*} - p_t^{N*T}) - \alpha_t (p_t^T - p_t^{NT}) \quad (4)$$

Cette équation montre que trois facteurs peuvent expliquer la variation de la valeur d'équilibre de long terme du taux de change réel :

- 1) La variation du taux de change réel des biens échangeables, qui est due à l'imparfaite substituabilité des biens au niveau du commerce international.
- 2) Mouvement relatif des prix des biens échangeables par rapport aux prix des biens non échangeables entre le pays domestique et le pays étranger, dû au différentiel de productivité.
- 3) Différence de poids qui interviennent dans la construction des indices de prix.

Nous allons considérer chacune de ces sources séparément

4.1.2 Le prix relatif des biens échangeables et biens non échangeables

Le premier groupe de facteurs que nous considérons concerne le prix relatif des biens échangeables par rapport au prix des biens non échangeables capturé dans l'équation (4) par le terme, $(p_t^T - p_t^{NT}) - (p_t^{T*} - p_t^{NT*})$. Une façon d'interpréter ce terme est de chercher les facteurs qui peuvent influencer le prix relatif des biens non échangeables sans nécessairement affecter le prix des biens échangeables.

L'effet Balassa-Samuelson :

Balassa (1964) et Samuelson (1964) ont proposé un modèle dans lequel des variations de croissance de la productivité entraînent un changement du prix relatif des biens non échangeables et échangeables et conséquemment du taux de change réel. Cette approche est essentiellement basée sur l'idée que la croissance de la productivité se manifeste de manière inégale entre les secteurs des biens échangeables et des biens non échangeables. En effet, les gains de productivité proviennent essentiellement du secteur des biens échangeables, tandis que le secteur des biens non échangeables (principalement les services) se caractérise par une productivité relativement stable.

On devrait ainsi observer que les pays affichant une hausse soutenue de la productivité (principalement dans le secteur de la fabrication) enregistrent une augmentation du prix relatif des biens non échangeables, et leur devise tend à s'apprécier dans le temps. Rogoff (1992) a généralisé le modèle de *Balassa-Samuelson* en y incluant des éléments de la demande globale. Par exemple, il montre que l'importance de la taille de L'Etat, mesurée par le ratio des dépenses publiques au PIB, est un facteur important dans la détermination du taux de change réel. Ce résultat provient du fait que les dépenses publiques tendent à être concentrées dans les biens non échangeables de sorte qu'un accroissement de la taille de L'Etat affecte le prix relatif des biens échangeables et des biens non échangeables, d'où l'effet sur le taux de change réel.

La demande et les biens non échangeables :

L'existence de biens non échangeables introduit un biais sur la demande qui écarte le taux de change de la PPA. Genberg (1978) a montré que si l'élasticité de la demande pour les biens non échangeables est supérieure à l'unité, alors le prix relatif des biens non échangeables croît au rythme de la croissance du revenu. On peut écrire :

$$(p_t^T - p_t^{NT}) - (p_t^{T*} - p_t^{NT*}) = g(\underset{+}{PROD}, \underset{+}{DEM}) \quad (5)$$

PROD : L'écart de productivité, *DEM* : Biais sur la demande.

Pour les raisons évoquées ci-dessus, une augmentation de l'un de ces facteurs entraîne une appréciation du taux de change.

4.1.3 Imparfaite substitution des biens échangeables

On s'intéresse aux facteurs qui influencent le taux de change des biens échangeables : q_t^T . Le prix relatif des biens échangeables est un déterminant majeur du compte courant, qui dépend de l'épargne nationale et de l'investissement ; et puisque l'épargne nationale dépend de l'équilibre fiscal, on peut inférer que ce dernier influence le prix relatif des biens échangeables. La question qu'on peut se poser est de savoir l'effet de la politique fiscale sur le taux de change. Si on se place dans le cadre du modèle de *Mundell-Fleming*, une politique fiscale de rigueur, qui influence positivement l'épargne, se traduira par une baisse du taux d'intérêt et une dépréciation de la monnaie locale. Cependant, la logique sous-jacente au modèle de *Mundell-Fleming* est celle de stock. En effet, si on raisonne en termes de flux, une politique fiscale de rigueur se traduira par une augmentation des avoirs extérieurs nets et donc une appréciation du taux de change.

Une deuxième variable qui peut influencer le prix relatif des biens échangeables est le prix du pétrole qui affecte les termes de l'échange. L'importance de cette variable s'est manifestée lors de la crise de 1971. Considérons deux pays, l'un à une autosuffisance en pétrole, le deuxième importe du pétrole. Si le prix du pétrole augmente, le premier pays verra sa monnaie s'apprécier par rapport au deuxième. L'effet de ces variables est résumé par :

$$q_t^T = f(\underset{+}{FISC}, \underset{+/-}{OIL}) \quad (6)$$

4.1.4 Différence de poids dans la construction des indices de prix

Il est généralement admis que les poids utilisés pour la construction des indices de prix diffèrent d'un pays à l'autre. Cette différence introduit un biais au niveau de la vérification de la Parité du Pouvoir d'Achat. En effet, les séries temporelles de différence de niveau de prix entre pays conservent rarement un trend constant. Nous négligeons dans la suite cet effet.

Si on combine les équations (5) et (6), on obtient :

$$\bar{q}_t = h(\underset{+}{PROD}, \underset{+}{FISC}, \underset{+/-}{OIL}, \underset{+}{DEM}) \quad (7)$$

4.2 Autres variables explicatives

D'autres variables peuvent influencer l'évolution du taux de change réel d'équilibre, nous en citons quelques-unes:

L'écart de revenu par habitant : *Lucas* (1982), montre qu'à l'intérieur d'un modèle composé d'agents représentatifs, le taux de change réel est égal au taux marginal de substitution entre les biens intérieurs et étrangers, qui dépend à son tour de l'écart de revenu par habitant. Il est intéressant de noter que cette variable peut être interprétée comme une mesure la plus large possible de la productivité compte tenu de l'ensemble des ressources productives, qu'elles soient actives ou non.

Les avoirs extérieurs nets : dans la mesure où l'ampleur relative de cette variable peut exercer une influence durable sur la composition du compte courant et par voie de conséquence sur le taux de change réel d'équilibre. Par exemple, pour un niveau soutenable du compte courant, on devrait s'attendre à ce qu'un pays qui enregistre une baisse de ses actifs nets étrangers puisse soutenir un déficit plus élevé de la balance commerciale du fait de la baisse des intérêts payés à l'étranger. Par contre, ce déséquilibre plus important de la balance commerciale permet de maintenir le taux de change réel à un niveau d'équilibre plus bas. L'importance empirique des avoirs nets étrangers pour le taux de change réel a été étudiée par *Gagnon* (1996), et cette relation s'est avérée robuste et significative.

L'écart entre les ratios de la dette publique au PIB : Dans une étude, *McCallum* (1998) a estimé que l'ajout de cette variable était hautement significatif. Sur un plan théorique, l'impact de la dette

publique ou du déficit sur le taux de change n'est pas aisément identifiable, particulièrement à court terme. Ainsi, selon le modèle utilisé, l'impact d'un choc budgétaire peut conduire à des effets contradictoires. Par exemple, un accroissement du déficit budgétaire peut entraîner à court terme une appréciation du taux de change, après une hausse des taux d'intérêts résultant de l'accroissement de la demande de fonds prêtables. Parallèlement, cette même hausse du déficit peut déprécier le taux de change par le biais d'une hausse probable de la prime de risque.

A long terme, les estimations économétriques tendent à prouver l'existence d'une relation de cointégration entre d'une part le taux de change et le différentiel de taux d'intérêt, et d'autre part, entre la dette publique et les écarts du taux d'intérêt. On peut faire l'hypothèse que l'impact de la dette publique sur le taux de change se transmet par l'intermédiaire du différentiel de taux d'intérêt et donc de la prime de risque.

Le différentiel de la balance courante : Cette variable rend plutôt compte des avoirs extérieurs nets, car elle est définie comme la valeur cumulée du compte de la balance courante rapportée au produit intérieur brut. Plus le pays a accumulé dans le passé un surplus au niveau de son compte, meilleure est sa position externe ; ce qui se traduira par une amélioration de son taux de change.

5. Approches macroéconomiques du taux de change d'équilibre

5.1 L'approche du Taux de change d'équilibre fondamental FEER (Fundamental Equilibrium Exchange Rate)

Initiée par le FMI au milieu des années 1970, le concept de taux de change d'équilibre fondamental peut être attribué à Williamson (1985, 1994); défini comme le taux de change effectif réel assurant à moyen terme la réalisation simultanée de l'équilibre interne (l'économie se trouve sur son sentier de croissance potentielle) et de l'équilibre externe (son compte courant est « soutenable » à long terme).

Le calcul du taux de change d'équilibre fondamental nécessite de connaître, d'une part, l'écart entre la production réalisée et la production potentielle et d'autres part, l'écart entre le solde de la balance courante observé et celui jugé « soutenable ». La définition des deux

références que sont le rythme de croissance potentielle et le niveau « soutenable » de la balance courante sont loin de faire l'unanimité.

La production potentielle est celle qui permet d'amener l'économie sur son sentier de croissance d'équilibre sans engendrer de tensions inflationnistes supplémentaires, compte tenu des capacités de production existantes. La détermination du niveau « soutenable » de la balance courante n'a pas de fondements théoriques précis. Williamson retient l'approche suivante qui stipule que le taux de change d'équilibre doit permettre d'égaliser le solde structurel du compte courant aux flux de capitaux nets sur le long terme. A moyen terme, les pays peuvent enregistrer des déséquilibres durables de leur compte courant, s'accompagnant des flux de capitaux.

5.2 Prise en compte de la balance des paiements (le modèle BPEER)

La balance des paiements enregistre sur une période déterminée tous les mouvements de marchandises, de capitaux et de monnaie du pays avec le reste du monde. Toute exportation de marchandise a comme contrepartie une entrée de devises, toute importation de marchandises a comme contrepartie une sortie de devises ; toute importation de capital c'est-à-dire une vente de titres de propriété à un non résident a comme contrepartie une entrée de devises ; et toute exportation de capital ou achat de titres de propriété à un non résident, une sortie de devises.

La somme du solde de la balance courante BC et du solde de la balance des capitaux BK est donc égale à l'accroissement du stock de devises du pays (ΔR).

L'équilibre comptable de la balance des paiements est alors :

$$BC+BK-\Delta R=0$$

Le solde du compte courant BC est fonction du taux de change réel Q .

Le BPEER se définit comme le taux de change réel susceptible de générer un excédant ou un déficit courant égal aux flux de capitaux sous-jacents (dépendent des déterminants de long terme de l'épargne et de l'investissement) durant une période, en supposant que le pays poursuit du mieux possible l'équilibre interne (qui soit compatible avec la maîtrise de l'inflation) et ne prend pas de mesures protectionnistes.

Le taux de change réel d'équilibre est un taux de change réel effectif, c'est-à-dire une moyenne pondérée des taux de change réel bilatéraux vis-à-vis de chacun des partenaires commerciaux, pondérée par le poids de chacun de ces partenaires dans le commerce extérieur du pays considéré. C'est en effet cette variable synthétique qui influence l'évolution de la balance courante.

L'horizon d'analyse est le moyen terme, soit le plus souvent 5 ans au minimum. En raison des perturbations multiples qui affectent aussi bien l'équilibre interne qu'externe à court terme, le taux de change réel effectif n'a pas vocation à suivre le FEER. Cependant, il est censé le rejoindre spontanément à moyen terme, à condition que la production converge vers son niveau « potentiel » et que le solde des flux de capitaux tend vers son niveau structurel.

Le solde de la balance courante s'écrit de façon agrégée :

$$BC=f(Y, Y^*, Q)$$

Le solde courant dépend de la production nationale Y , de la production étrangère Y^* , et du taux de change effectif Q . Une hausse de la production domestique accroît les importations et dégrade le solde courant ; une augmentation de la production étrangère accroît les exportations et l'améliore. Le solde du compte courant se dégrade suite à une appréciation du taux de change effectif.

Examinons l'écart du taux de change effectif à sa valeur d'équilibre donnée par la méthode du FEER à un instant t . Cet écart est fonction de la différence entre la balance courante, qui prévaudrait si les productions domestiques et étrangères se trouvaient à leur potentiel, et sa cible. Ainsi, pour un pays i , l'écart du taux de change effectif réel à son niveau d'équilibre est donné par la forme réduite suivante :

$$\left(\frac{Q_i - \bar{Q}_i}{Q_i} \right) = \beta_i (bc_i^{pot} - \bar{bc}_i)$$

β_i est un paramètre qui résume les élasticités prix du commerce extérieur. \bar{bc}_i est la cible de la balance courante rapportée au PIB, et bc_i^{pot} est la balance courante si les productions domestiques et étrangères avaient atteint leur niveau potentiel. Elle est estimée par :

$$bc_i^{pot} = bc_i + \mu_i(og_i - \tau_i og^*)$$

og_i est l'output gap du pays i défini comme l'écart de l'activité à son potentiel $\left(\frac{Y_i - \bar{Y}_i}{\bar{Y}_i}\right)$.

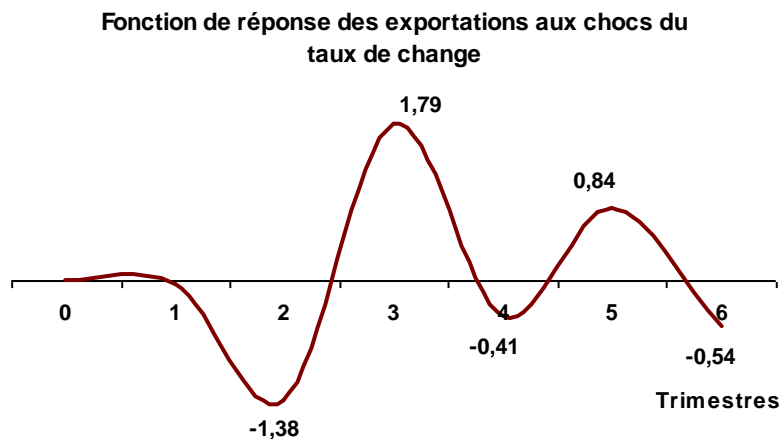
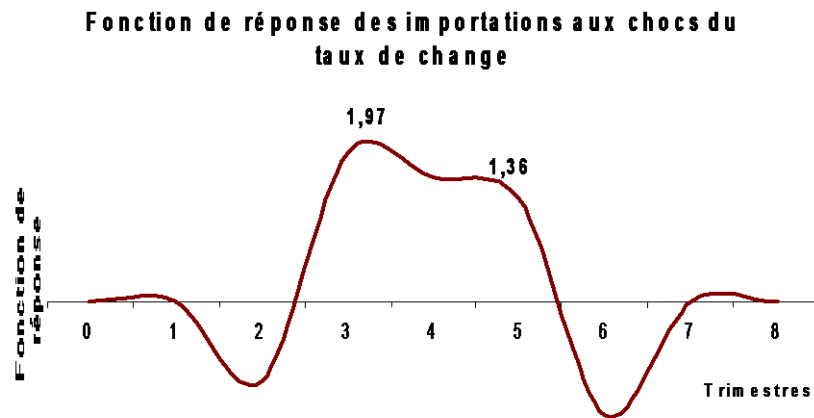
og^* est une moyenne pondérée des output gaps des pays partenaires.

τ_i est le taux de couverture du pays i , défini comme le rapport de ses exportations à ses importations. Enfin, μ_i représente le taux d'ouverture du pays i , c'est-à-dire le poids de ses importations dans le PIB.

5.3 Estimation des élasticités du commerce extérieur

Avant d'entreprendre l'exercice de l'estimation du taux de change d'équilibre, il semble capital d'estimer les élasticités du commerce extérieur à court terme, à moyen et long terme. Une appréciation du taux de change a pour effet immédiat une baisse des prix des importations. La dévaluation de la devise étrangère par rapport à la monnaie nationale permet d'encourager d'avantage les importations puisque la marge commerciale est importante et par suite les produits importés sont plus compétitifs à l'intérieur. L'effet volume d'un choc du taux de change sur les importations est identifiable, selon les estimations, à partir du troisième trimestre ; il est évalué à **1.97%**. En effet, une hausse du taux de change de 1% pourrait entraîner, si l'économie dispose les moyens de financement en monnaie étrangère, une hausse des importations de 1.97% après une période de trois trimestres.

L'effet du taux de change sur les exportations est limité par les capacités productives de l'économie et la compétitivité des produits exportés. Sous l'hypothèse que les exportations sont suffisamment élastiques de telle sorte à pouvoir répondre à une demande étrangère supplémentaire, un choc du taux du change est identifiable à partir du deuxième trimestre. Ainsi, une dévaluation ou une baisse du taux de change de 1% pourrait augmenter les exportations de **1.38%** (effets prix et volume combinés) après deux trimestres.



Estimation des élasticités :

A moyen et long terme, les élasticités du commerce extérieur sont données dans le tableau suivant en fonction du taux de change effectif nominal et réel.

On constate d'après les estimations que les importations sont plus sensibles aux variations du taux de change effectif nominal alors que les exportations sont plus sensibles aux variations du taux de change effectif réel. L'élasticité des importations par rapport au taux de change effectif nominal est estimée à + 0.95%. Ainsi, une hausse du taux de change nominal de 1% a pour effet une hausse des importations (effets prix et volume combinés) à moyen et long terme de 0.95%.

L'effet sur les exportations est plus significatif lorsqu'il s'agit d'un choc réel du taux de change effectif. Ainsi, une baisse du taux de change effectif réel de 1% pourrait conduire, si les conditions économiques nécessaires sont réunies, à une hausse des exportations (effets prix et volume combinés) de 1.17%.

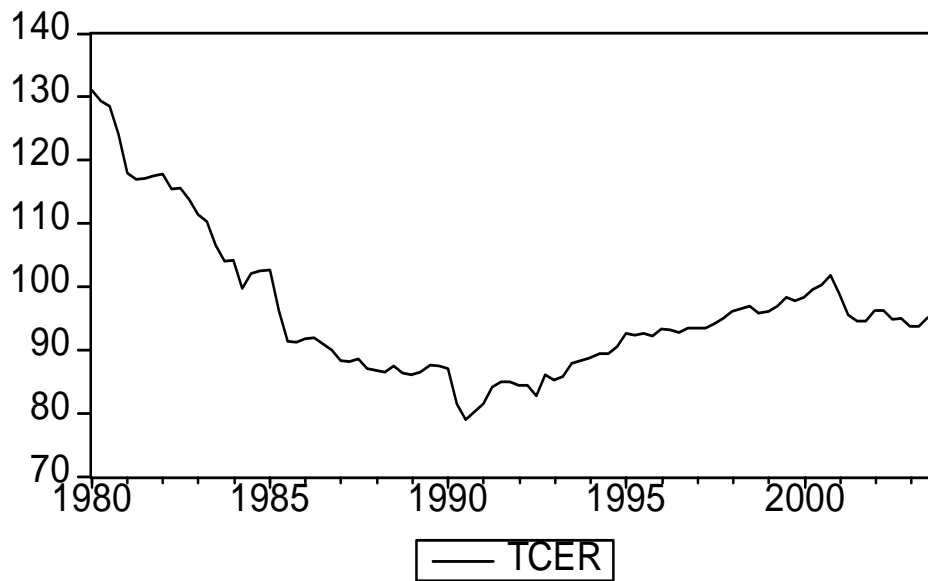
	TCEN	TCER
Importations	+ 0.95%	+ 0.34%
<i>Stat.de Student</i>	(- 1.78)	(- 0.64)
	R2 = 0.80	R2 = 0.81
Exportations	-0.19%	-1.17%
<i>Stat.de Student</i>	(- 0.35)	(+ 2.25)
	R2 = 0.85	R2 = 0.85

5.4 Application du modèle BPEER pour le cas du Maroc

Le solde de la balance des transactions courantes est fonction des variables suivantes :

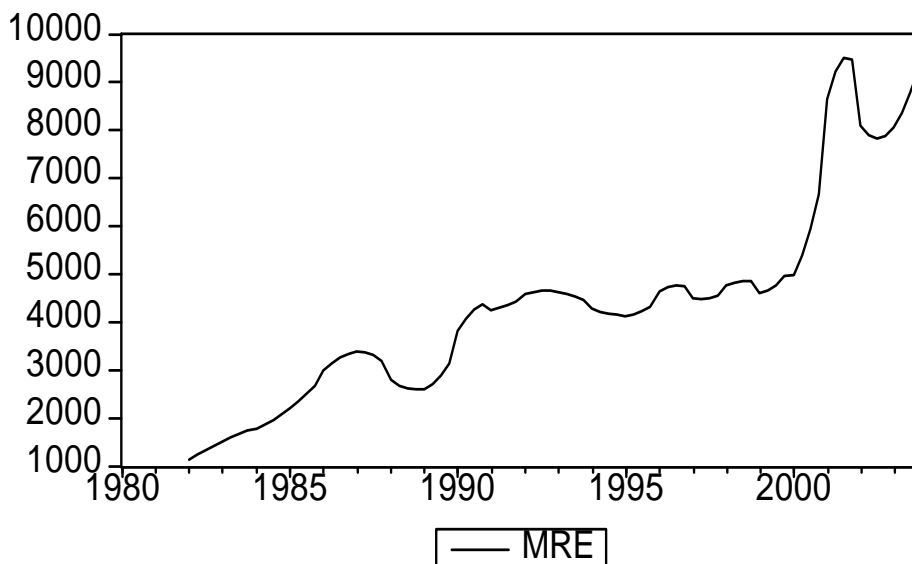
- *La production domestique Y* : une hausse de la production domestique accroît les importations et dégrade le solde courant ;
- *La production étrangère Y** : une augmentation de la production étrangère accroît les exportations et améliore le solde courant ;
- *Le taux de change effectif réel (TCER)* : une baisse du taux de change effectif réel TCER peut signifier une dépréciation de la monnaie locale, entraîne une baisse des importations qui deviennent plus chers et une hausse des exportations puisque les produits domestiques deviennent plus compétitifs à l'étranger. Ainsi, une dépréciation de la monnaie locale a un effet positif sur le solde de la balance courante.

Evolution trimestrielle du taux de change effectif réel entre 1980 et 2003.



- *Les transferts des marocains résidents à l'étranger (MRE) :* Au titre de l'exercice 2003, les transferts des MRE ont permis de financer près de 60% du déficit commercial et des paiements en principal de la dette extérieure. On constate depuis les années 90 une hausse quasi permanente de ces flux ; chose qui justifie l'importance d'intégrer cette variable dans l'analyse de l'équilibre de la balance des paiements.

Evolution trimestrielle des transferts des RME entre 1984 et 2003

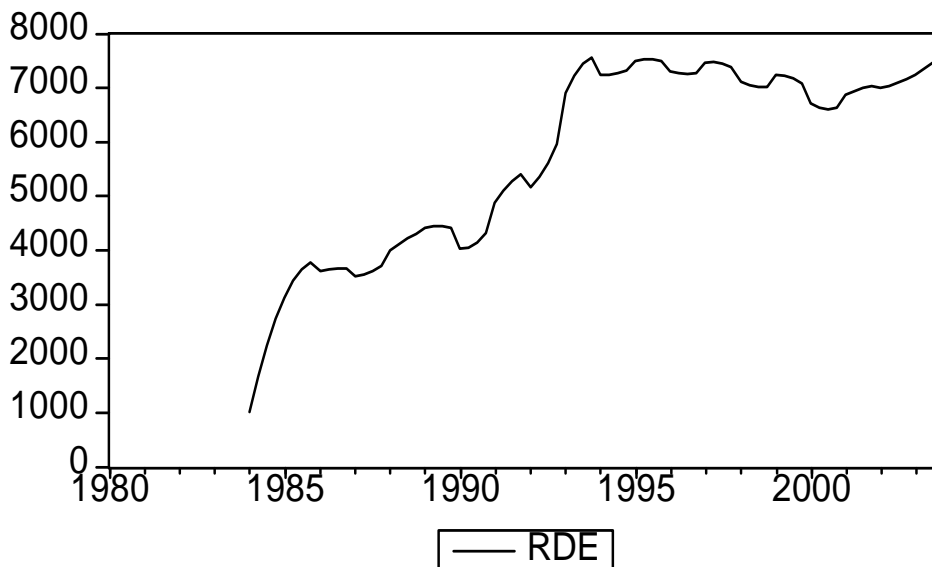


$$BC=f[Y(-), Y^*(+), TCER(-), MRE(+)]$$

Le solde du compte capital et des opérations financières est fonction des éléments suivants :

- *Différentiel du taux d'intérêt (R-R*)*: Les mouvements de capitaux avec l'extérieur varient de façon cruciale avec les différences de taux d'intérêt sur les diverses places financières. Pour des taux d'intérêt données à l'étranger, lorsque le taux d'intérêt croît à l'intérieur, les importations de capital, c'est-à-dire la vente de titres de propriété à un non-résident (entrée de devises), augmentent et les exportations de capitaux, c'est-à-dire l'achat de titres de propriété à un non résident (sortie de devises), diminuent. La balance des capitaux a tendance donc à s'améliorer. En revanche, pour le cas du Maroc, qui suit toujours une politique protectionniste en ce qui concerne le compte capital, le différentiel du taux d'intérêt ne peut être considéré comme un facteur déterminant des mouvements de capitaux avec l'étranger.
- *Dettes extérieures (RDE)* : l'augmentation du service de la dette publique extérieure a évidemment un effet négatif sur le solde la balance des paiements. Le trésor a remboursé entre les années 2000 et 2003 un montant de 112 milliards de dirhams. La charge globale de la dette extérieure publique (intérêts et principal), au titre de l'exercice 2003, s'est établie à près de 30 milliards de dirhams, soit 7% du PIB.

Evolution trimestrielle du service de la dette extérieure entre 1984 et 2003



L'équilibre comptable de la balance des paiements est donnée par :

$$BC + BK - \Delta R = 0$$

Les deux équations du compte courant et du compte capital s'écrivent après transformation logarithmique de la manière suivante:

$$bc_t = -\lambda y_t + \lambda^* y_t^* - \mu.tcer_t + \rho.mre_t + \varepsilon_{1,t}^{bc} \quad (1)$$

$$ck_t - \Delta r_t = \alpha.(r_t - r_t^*) - \beta.rde_t + \varepsilon_{2,t}^{ck} \quad (2)$$

tous les paramètres sont définis positifs.

$\varepsilon_{1,t}^{bc}$, $\varepsilon_{2,t}^{ck}$ représentent les résidus des équations du compte courant et du compte capital. On suppose qu'ils suivent un bruit blanc.

Il découle des équations (1) et (2) de la balance des paiements la relation suivante :

$$tcer_t = -\frac{\lambda}{\mu} y_t + \frac{\lambda^*}{\mu} y_t^* + \frac{\rho}{\mu} mre_t + \frac{\alpha}{\mu} (r_t - r_t^*) - \frac{\beta}{\mu} rde_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

où $\varepsilon_t = -(\varepsilon_{1,t}^{bc} + \varepsilon_{2,t}^{ck}) / \mu$.

L'estimation de la relation de cointégration (voir annexe) entre les variables figurant dans l'équation (3), c'est-à-dire une combinaison linéaire qui serait stable à moyen et long terme, donne lieu à une estimation des élasticités à moyen et long terme du taux de change effectif réel par rapport aux variables explicatives. Un taux de change réel d'équilibre visant l'équilibre de la balance des paiements, noté BPEER, peut être défini comme le taux de change effectif réel qui permet de réaliser l'équilibre de moyen et long terme entre les différentes variables du modèle à savoir la demande domestique, la demande étrangère, les transferts des MRE, le service de la dette extérieure et le différentiel du taux d'intérêt.

$$BPEER = \text{Coint}[Y, Y^*, MRE, R-R^*, RDE]$$

5.5 Estimations du taux de change réel d'équilibre BPEER

Recherche d'une relation de cointégration entre le TCER, le PIB domestique, le PIB étranger, les transferts des MRE, le différentiel du taux d'intérêt et les remboursements de la dette extérieure :

Test de cointégration de Johansen (voir annexe) montre l'existence d'une seule relation de cointégration entre ces variables:

$$\log(TCER_t) = - 9.1909 * \log(IPIBsm_t) + 13.7813 * \log(DEMEsm_t) + 0.5813 * \log(MREc(t)) - 1.5451 * \log(RDEc(t)) - 17.8929 + \varepsilon_t$$

NB : le différentiel du taux d'intérêt est supprimé de l'équation estimée parce que son coefficient est non significatif.

Test de Student : tous les paramètres sont significatifs.

Variables	Statistique de Student
<i>IPIBsm</i>	6.89
<i>DEMEsm</i>	-6.49
<i>MREc</i>	-3.97
<i>RDEc</i>	5.73

Où,

TCER : le taux de change effectif réel estimé pour l'année de base 2000 ;

IPIBsm : l'indice du produit intérieur brut réel domestique calculé pour l'année de base 2000 après un lissage exponentiel double ;

DEMEsm : l'indice du produit intérieur brut étranger calculé pour la même année de base 2000.

Il est censé estimer la demande étrangère. On considère l'indice du PIB français (premier partenaire étranger du Maroc) comme un estimateur approché de la demande étrangère. A cet indice on applique un lissage exponentiel double pour amortir les fluctuations non tendanciennes ;

MREc : les transferts des MRE rapportés au PIB réel ;

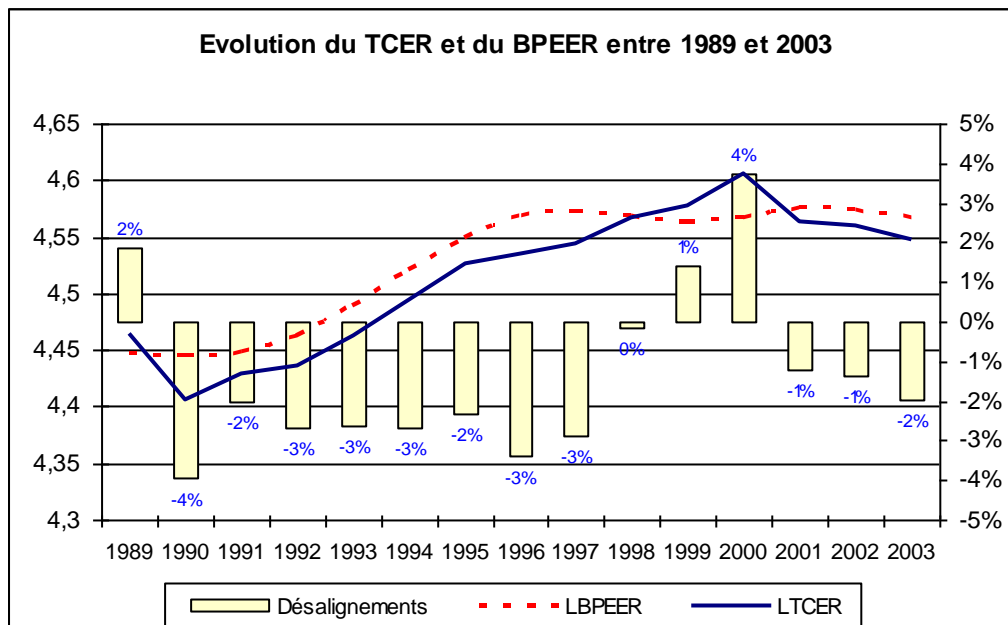
RDEc : le service de la dette extérieure (principal et intérêt) rapportés au PIB réel.

Les signes figurants dans la relation de cointégration estimée, (-) pour le Pib domestique, (+) pour la demande étrangère, (+) pour les transferts des MRE et (-) pour les remboursements de la dette extérieure sont compatibles avec le sens de causalité présenté dans la relation théorique. Le graphique ci-après illustre l'évolution du TCER et du taux de change réel d'équilibre estimé découlant de cette relation d'équilibre de long terme.

5.6 Mésalignements du dirham en moyenne annuelle par rapport au taux de change réel d'équilibre BPEER

On constate d'après les estimations que le dirham se trouvait légèrement sur-évalué en 1989 de 2%. Entre 1990 et 1997, le dirham a connu une phase de sous-évaluation prolongée autour de la valeur moyenne de 3%, après la dépréciation de 9% opérée en mai 1990. Parallèlement à cela, il y a eu un remaniement du panier de devises de référence en 1990 pour tenir compte de l'évolution des échanges extérieurs du Maroc par une augmentation du coefficient de pondération du dollar américain.

Cette période de sous-évaluation de huit ans sera suivie par une phase de surévaluation qui atteindra son point culminant en 2000 par un taux de 4%. La dépréciation d'avril 2001 de 5% et le remaniement du même coup du panier de devises de référence pour augmenter cette fois-ci la part de l'euro a ramené de nouveau le dirham en dessous de sa valeur d'équilibre pour se situer en 2003 à 2%.



6. Taux de change réel de la PPA du dirham par rapport aux devises des principaux pays partenaires et concurrents

6.1 Estimation du taux de change effectif réel

Le taux de change bilatéral réel permet de mesurer quantitativement la compétitivité du commerce extérieure d'un pays par rapport à un autre et par suite de suivre l'évolution du pouvoir d'achat de la monnaie étrangère par rapport à la monnaie nationale par la prise en

compte de l'évolution des taux d'inflation telle que mesurée par la variation des indices des prix à la consommation. Le taux de change bilatéral ne donne qu'une vision partielle de l'évolution de la compétitivité-prix d'un pays donné. C'est le taux de change effectif réel qui permet de synthétiser la position de change du pays par rapport à l'ensemble des partenaires commerciaux. Il constitue un indicateur global de la compétitivité-prix. Une hausse du taux de change réel bilatéral est synonyme d'appréciation réelle de la monnaie nationale. Cela se traduit par une hausse du taux de change effectif réel et par suite à une baisse de la compétitivité extérieure et vice versa.

Le taux de change effectif nominal (TCEN) représente la moyenne géométrique des indices de taux de change bilatéraux du dirham par rapport aux devises des principaux partenaires commerciaux du Maroc, pondérée par le poids de chaque pays partenaire dans le total de ses échanges commerciaux (importations et exportations) avec le Maroc.

$$TCEN(t) = \prod_{i \in \text{panier}} \left(\frac{E_{MAD/DEV(i)}^t}{E_{MAD/DEV(i)}^{base}} \right)^{W_i}$$

où :

$TCEN(t)$: taux de change effectif nominal à la période t ,

$E_{MAD/DEV(i)}^t$: taux de change (moyenne de période ou fin de période) du dirham par rapport à une devise donnée, calculé pour la période t ,

$E_{MAD/DEV(i)}^{base}$: taux de change annuel moyen du dirham par rapport à une devise donnée, calculé pour une période de base,

W_i : poids accordé au pays i selon son importance dans les échanges commerciaux entre le Maroc et le reste du monde; Ce poids est égal au rapport des échanges commerciaux réalisés avec le pays i et le total des échanges commerciaux avec le reste du monde. L'indice i représente le pays partenaire ou concurrent choisi dans le panier.

Le taux de change effectif réel correspond au taux de change effectif nominal déflaté par les prix relatifs (rapport des indices des prix à la consommation domestiques et étrangers):

$$TCER(t) = \prod_{i \in \text{panier}} \left(\frac{E_{MAD/DEV(i)}^t}{E_{MAD/DEV(i)}^{base}} * \frac{IPC_d}{IPC_{e(i)}} \right)^{W_i}$$

où,

$TCER$: taux de change effectif réel,

IPC_d : Indice des prix à la consommation domestique de la période courante,

$IPC_{e(i)}$: Indice des prix à la consommation étranger du pays i pour la même période.

6.2 Estimation du taux de change de la PPA

En tant que théorie de la détermination du taux de change, la PPA absolue prévoit que le taux de change s'ajuste jusqu'à ce que les prix domestiques et étrangers s'égalisent. Il convient de noter que la PPA absolue suppose constant le taux de change réel, à savoir le taux de change nominal corrigé pour tenir compte des différences entre les niveaux des prix.

La PPA absolue ne se vérifie pas dans la pratique, en raison des obstacles au commerce international. Si l'on suppose que ces obstacles, désignés par K, sont relativement constants, la PPA s'écrit ainsi : $E=K.P/P^*$, où P et P* désignent les niveaux des prix domestiques et étrangers.

Si l'on calcule le ratio des taux d'inflation enregistrés dans deux pays entre la période de base 0 et une date t, on aura :
$$\frac{E_t}{E_0} = \frac{P_t / P_0}{P_t^* / P_0^*}$$

Cette équation découle d'une version diluée de la PPA, dite « relative », qui postule que le taux de change entre deux pays s'ajustera pour contre balancer l'effet de l'écart observé entre leurs taux d'inflation au fil du temps. Ainsi, la PPA relative pourra expliquer la majeure partie de la variation du taux de change entre deux pays si la plupart des chocs qui influent sur celui-ci sont de nature monétaire plutôt que réelle.

Le principal enseignement de la PPA est de rappeler qu'en l'absence de modifications portant sur les fondamentaux de l'économie, à savoir la demande (revenu et goût des consommateurs) ou l'offre (niveau de productivité par exemple), le taux de change réel demeure constant. Pour des prix extérieurs P* donnés, le taux de change nominal E et les prix intérieurs P doivent donc s'ajuster pour garantir le respect de la PPA.

Une conséquence immédiate est que dans le long terme, les chocs de nature monétaire n'ont aucune influence sur le taux de change réel. En effet, un accroissement de la masse monétaire plus rapide que la moyenne mondiale entraîne une baisse des taux d'intérêt intérieurs. Cela implique une sortie des capitaux et par suite une dépréciation de la monnaie nationale, qui devient sous-évaluée par rapport à son niveau PPA. L'économie est devenue plus compétitive et donc la demande étrangère adressé au pays augmente entraînant ainsi une

hausse des prix intérieurs. Graduellement l'économie converge vers la droite de la PPA et se trouve avec une nouvelle combinaison prix-taux de change nominal.

Les résultats des estimations sont présentés dans le tableau suivant :

**Ecarts en % du taux de change observé par rapport au taux de change de la PPA
(Année de référence 2000)**

	2001	2002	2003	2004_I	2004_II	2004_III	2004_IV
Euro	-5%	-7%	-11%	-13%	-13%	-13%	-15%
USD	-8%	-5%	9%	15%	14%	16%	25%
GBP	-2%	-3%	1%	-5%	-5%	-3%	-2%
CHF	-6%	-9%	-10%	-8%	-10%	-8%	-11%
JPY	7%	18%	27%	23%	28%	33%	33%
CAD	-4%	1%	2%	1%	3%	-1%	1%
SAR	-4%	1%	16%	25%	25%	28%	38%
TND	-3%	-1%	1%	2%	3%	4%	8%
Roupie indienne	-4%	0%	7%	6%	11%	12%	10%
Rand sud africain	11%	31%	4%	-6%	-9%	-5%	-9%
Rouble russe	-19%	-21%	-21%	-26%	-27%	-26%	-28%
Yuan chinois	-4%	4%	25%	31%	31%	34%	39%

N.B. : L'écart entre le taux de change observé et la PPA ne doit pas être interprété comme un indice de mésalignements du taux de change par rapport à sa valeur d'équilibre. Fondamentalement, le taux de change est influencé par des facteurs réels aussi bien que monétaires. En conséquence, la valeur d'équilibre du taux de change n'est pas nécessairement égale au taux de change correspondant à la PPA.

7. Relation Inflation-Masse monétaire-Taux de change

A court terme, une dépréciation de la monnaie locale entraîne une hausse de l'inflation puisque les produits importés deviennent plus chers à l'intérieur et donc moins compétitifs ; il s'agit de l'effet-prix d'une baisse du taux de change effectif réel.

A moyen terme, les importations baissent en volume entraînant ainsi une baisse de l'inflation importée suite à une perte de compétitivité par rapport aux produits locaux.

Pour évaluer ces effets à court terme et à moyen terme on estime une équation qui fait intervenir également le choc monétaire (M3) :

$$d \log(ICV_t) = \alpha * d \log(ICV_{t-1}) + \sum_{p=0}^P \beta_p * d \log(TCEN_{t-p}) + \sum_{q=0}^Q \phi_q * d \log(M3_{t-q}) + \eta_t^1$$

où ,

ICV : l'indice du coût de la vie ;

TCEN : le taux de change effectif nominal ;

M3 : l'agrégat M3.

Les retards P et Q indiquent les délais de réaction des prix suite à un choc monétaire ou un choc du taux de change.

L'estimation de cette équation a abouti au résultat suivant :

Dependent Variable: DLOG(ICV)

Method: Least Squares

Date: 02/25/05 Time: 18:01

Sample(adjusted): 1982Q4 2003Q4

Included observations: 85 after adjusting endpoints

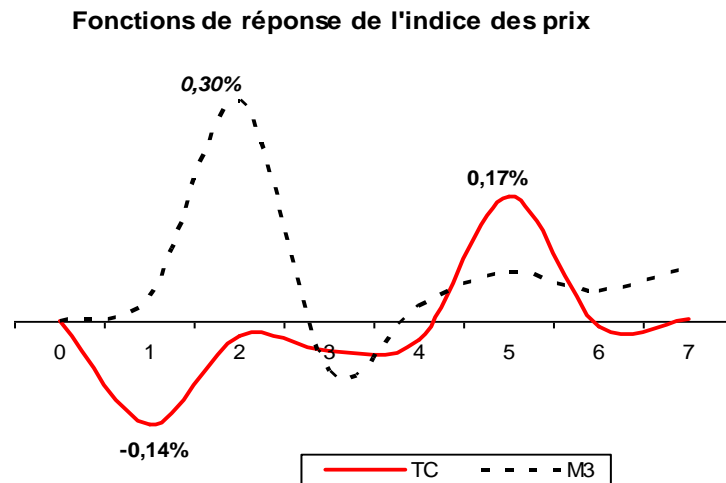
Variable	Coefficien	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	t			
DLOG(ICV(-1))	0.184866	0.090421	2.044501	0.0442
DLOG(TCEN(-1))	-0.140357	0.065783	-2.133657	0.0359
DLOG(TCEN(-5))	0.166802	0.065131	2.561025	0.0123
DLOG(M3(-2))	0.302029	0.045341	6.661281	0.0000
R-squared	0.288124	Mean dependent var		0.010914
Adjusted R-squared	0.261758	S.D. dependent var		0.012522

$$^1 d \log(ICV_t) \approx \frac{ICV_t - ICV_{t-1}}{ICV_{t-1}}$$

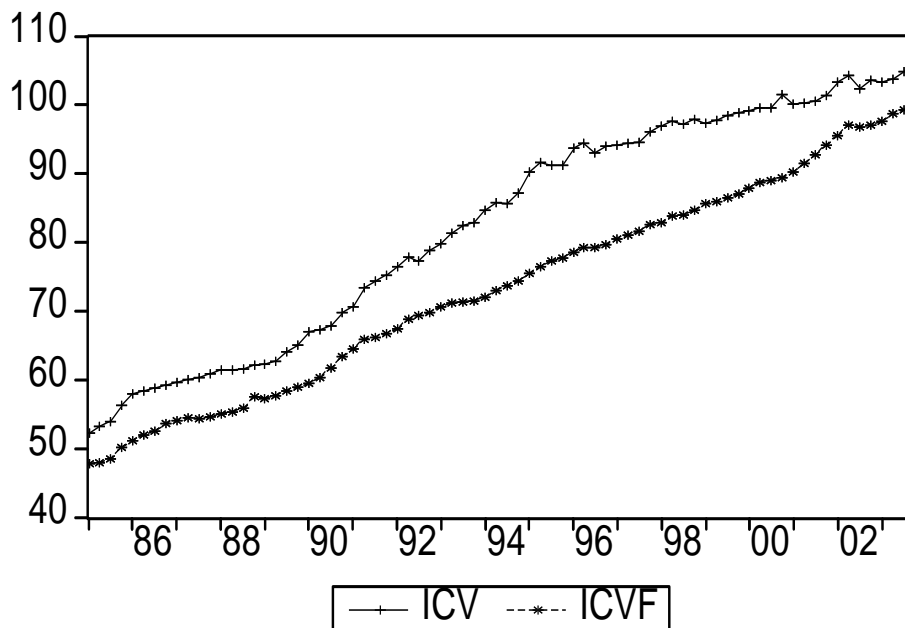
S.E. of regression	0.010759	Akaike info criterion	-6.180206
Sum squared resid	0.009376	Schwarz criterion	-6.065258
Log likelihood	266.6588	Durbin-Watson stat	2.016718

Les paramètres estimés sont tous statistiquement significatifs, le test de Durbin-Watson accepte l'hypothèse par laquelle les résidus sont non autocorrélés (statistique DW = 2).

Pour le choc du taux de change, on distingue entre l'effet-prix à court terme senti à partir du premier trimestre et l'effet volume à moyen et long terme quantifiable à partir du cinquième trimestre. En effet, une baisse du taux de change de 1% entraîne après un délai de réaction de **1 trimestre** à une hausse de l'inflation de **0.14%**. L'effet volume sur l'inflation est détectable après au moins **5 trimestres** qui se traduira par une baisse de l'inflation de **0.17%**. Le choc monétaire est transmis au prix avec un délai de réaction de **2 trimestres**. Il est évalué à **0.30%**. Ainsi, une hausse de la masse monétaire M3 de 1%, entraîne une hausse de l'inflation de 0.30% après au moins 2 trimestres.



Le graphique suivant montre l'évolution de l'indice du coût de la vie observé trimestriellement (ICV) et l'indice estimé par le modèle (ICVF). Les deux courbes évoluent parallèlement entre 1985 et 2003. L'écart estimé traduit la partie non expliquée par le modèle à savoir l'inflation due aux chocs réels, les chocs conjoncturels et les aléas imprévisibles.

Evolution trimestrielle de l'ICV et de l'ICVF**8. Conclusion**

Le taux de change apparaît aujourd'hui comme une variable stratégique car il est le reflet des relations d'indépendance et de domination entre les économies. L'analyse en termes de parité des pouvoirs d'achat et des taux d'intérêt a un pouvoir explicatif limité. Les approches fondées sur les déterminants macroéconomiques du taux de change fournissent un cadre d'analyse plus satisfaisant. Notre travail a été d'explorer cette voie, en proposant un modèle économétrique afin de pouvoir estimer les mésalignements du taux de change par rapport à sa valeur d'équilibre. Nous avons fait appel à la modélisation de Johansen qui répond essentiellement à deux préoccupations. La première, de nature statistique qui consiste à faire des estimations dans le cadre de variables cointégrées ; la deuxième, de nature économique consiste à estimer des relations dynamiques, ce qui n'est pas le cas de l'économétrie classique.

Bien que le modèle ait donné satisfaction en termes de stabilité sur la période d'estimation et de qualité des estimations, il serait prometteur d'explorer une autre voie de modélisation et qui pourrait améliorer notablement l'estimation du taux de change d'équilibre.

Le taux de change fait l'objet d'une grande attention de la part des pouvoirs publics nationaux car il constitue simultanément un symbole et un instrument au service des politiques économiques. Rarement une variable économique n'a eu une telle valeur symbolique et n'a

autant attiré l'attention. Son importance stratégique vient de ce que, mesurant les prix des monnaies nationales les unes par rapport aux autres, le taux de change est au centre des relations entre pays.

Le taux de change soulève deux séries de questions : comment est-il déterminé ? et comment il agit sur l'économie ?

Dans le présent travail on s'intéresse à la première question. Depuis quelques années un regain d'intérêt s'est fait pour les approches macroéconomiques des taux de change, cette nouvelle voie sera l'une des éléments de réponse à cette question. En effet, cette nouvelle approche a été stimulée par l'incapacité de la parité des pouvoirs d'achat et des taux d'intérêt de servir de guide à l'évolution des taux de change. A moyen terme des facteurs structurels agissent sur les taux de change : les productivités, les rythmes d'innovation, le comportement d'épargne, l'endettement extérieur net. Les différents modèles sont des variantes d'une approche Stock-Flux qui définit le taux de change réel d'équilibre comme celui qui rend compatible l'équilibre interne et externe.

L'équilibre interne est représenté par une liaison inverse entre production potentielle et taux de change réel qui transite par le marché du travail. En cas de dépréciation du change réel, si la hausse des prix internes n'est pas totalement absorbée par une diminution du pouvoir d'achat des salariés, le coût du travail supporté par les entreprises se renchérit. Ces dernières réduisent alors de façon permanente le volume des effectifs employés, ce qui conduit à une hausse du chômage d'équilibre. Dans ces circonstances, le niveau de la production potentielle est durablement diminué.

L'équilibre externe décrit, quant à lui, une relation positive entre la production et le taux de change réel résultant de la dynamique des échanges extérieurs. Pour maintenir la balance courante à son niveau « soutenable », toute baisse des exportations induite par une appréciation réelle devra être compensée à terme par une diminution équivalente des importations.

9. ANNEXE : Méthodologie statistique

La technique économétrique qui permettra d'exhiber l'ajustement du taux de change à sa valeur d'équilibre de long terme est le modèle à correction d'erreurs.

Nous commençons d'abord par exposer un test de cointégration, ensuite, nous présentons une méthode d'estimation de systèmes cointégrés.

9.1 La méthode de *Johansen*

La méthode de *Johansen* repose sur l'estimation d'un VAR par le maximum de vraisemblance sous l'hypothèse de normalité des processus.

On écrit le modèle sous la forme

$$(1) \Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + d_t + \varepsilon_t, X_t = (X_t^1, \dots, X_t^n), \text{ vecteur des variables étudiées.}$$

en ayant déterminé le nombre de retard de manière à blanchir les résidus (Critère AIC ou à partir d'un retard assez élevé et tester la nullité des derniers retards). Les équations du modèle sont a priori corrélées. C'est à dire que la matrice des corrélations des résidus Ω n'est pas diagonale. S'il y a r relations de cointégration dans le système, il est facile de voir que la matrice Π est de rang r. Elle peut donc s'écrire $\Pi = \alpha\beta'$, où α et β sont deux matrices (p,r) qui donnent respectivement une base de l'image de Π et de l'orthogonal de son noyau. Plus concrètement, α et β représentent respectivement les facteurs des termes de correction d'erreur dans chaque équation du VAR et les combinaisons cointégrantes : les termes de correction d'erreur dans l'équation (1) s'écrivent :

$$\sum_{j=1}^r \alpha_{ij} \sum_{k=1}^p \beta_{kj} X_{t-1}^k$$

Bien entendu, ces deux matrices ne sont pas définies de manière unique : Si K est une matrice (r,r) inversible, αK et $\beta(K')^{-1}$ engendrent la même matrice Π . Plus concrètement, toute combinaison de deux relations cointégrantes est elle-même cointégrante, on peut donc estimer l'espace engendré par les colonnes de β .

Comme toujours, la procédure de test sur le nombre de relations cointégrantes r dépend crucialement de la spécification du terme déterministe $d_t = a + bt$. Il y a une petite complication ici, dans la mesure où la tendance déterministe de d_t peut s'intégrer à la fois dans la dynamique propre des séries et aux relations cointégrantes. Elle peut même engendrer des tendances quadratiques, ce qui ne paraît pas raisonnable. On peut montrer qu'il faut pour

l'éviter imposer $b = \alpha b_0$ pour un vecteur r dimensionnel b_0 . Nous nous placerons toujours sous cette hypothèse. Par ailleurs, on voit facilement que la contrainte $b = 0$ élimine les tendances déterministes dans les relations de cointégrations, tandis que la contrainte $a = \alpha a_0$ interdit aux variables X_t elles mêmes d'avoir des tendances déterministes. Ceci conduit à distinguer trois cas :

Cas 1 (a et b sont a priori différents de zéro, mais $b = \alpha b_0$) : on croit qu'au moins une des séries de X_t a une tendance linéaire et qu'au moins une relation de cointégration en possède aussi une

Cas 2 (b est nul) : on admet une tendance linéaire dans au moins une série de X_t , mais pas dans les relations de cointégration (si bien qu'il y a à la fois cointégration des tendances stochastiques et des tendances déterministes)

Cas 3 (b nul et $a = \alpha a_0$) : aucune série de X_t n'a de tendance linéaire.

Dans le cas 1, on définit les variables $Z_{0t} = \Delta X_t$, $Z_{1t} = (X_{t-1} \dots t)$, $Z_{2t} = (\Delta X_{t-1} \dots \Delta X_{t-k+1} \mathbf{1})$. Soient R_{0t} le résidu (p - dimensionnel) de la régression de Z_{0t} sur Z_{2t} , et R_{1t} le résidu ($(p+1)$ -dimensionnel) de la régression de Z_{1t} sur Z_{2t} . On définit quatre matrices S_{ij} pour $i, j = 0, 1$ par

$$S_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=2}^T R_{it} R_{jt}'$$

et on construit la matrice $(p+1)$ -dimensionnelle $M = S_{11}^{-1} S_{10} S_{00}^{-1} S_{01}$. Soient $\lambda_1^{(1)} > \dots > \lambda_{p+1}^{(1)}$ ses valeurs propres ordonnées. La statistique de test de l'hypothèse qu'il y a au plus r relations de cointégration est

$$LR = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \lambda_i^{(1)})$$

Elle est souvent appelée « statistique de la trace ». Ses valeurs critiques sont tabulées (*Osterwald-Lenum* (1992) « A Note with quantiles of asymptotic distribution of the Maximum likelihood cointegration Rank Test Statistics », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*). On rejettera l'hypothèse de r relations de cointégration quand la statistique de la trace prend une valeur supérieure à sa valeur critique.

Dans le cas 2, il suffit de changer la définition de la variable Z_{1t} , qu'on prendra cette fois égale à X_{t-1} . La matrice M a maintenant p valeurs propres ordonnées $\lambda_1^{(2)} > \dots > \lambda_p^{(2)}$ et la statistique de la trace s'écrit

$$LR = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \lambda_i^{(2)})$$

Ses valeurs critiques sont aussi tabulées dans *Osterwald-Lenum* (1992)

Enfin dans le cas 3, les définitions des variables auxiliaires Z_{1t} et Z_{2t} deviennent

$$Z_{1t} = (X_{t-1} \ 1) \text{ et } Z_{2t} = (\Delta X_{t-1} \dots \Delta X_{t-k+1})$$

Soient $\lambda_1^{(3)} \succ \dots \succ \lambda_p^{(3)}$ les p valeurs propres ordonnées de la matrice M ; la statistique de la trace s'écrit

$$LR = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \lambda_i^{(3)})$$

On peut aussi tester l'hypothèse que $a = \alpha\alpha_0$ (soit l'absence de tendances déterministes dans les X_t) en calculant les valeurs propres dans le cas 2 et 3 et en utilisant la statistique

$$-T \sum_{i=r+1}^p \ln\left(\frac{1 - \lambda_i^{(3)}}{1 - \lambda_i^{(2)}}\right)$$

qui suit asymptotiquement une χ_{p-r}^2

Si on n'a pas rejeté l'hypothèse r relations de cointégration, la méthode de *Johansen* permet également d'obtenir les estimateurs du maximum de vraisemblance de tous les paramètres du système. Les estimateurs de β sont simplement les p vecteurs propres de la matrice M correspondant à ses r plus grandes valeurs propres : et les autres paramètres peuvent être estimés par les moindres carrés généralisés en remplaçant β par son estimateur dans le VAR.

9.2 La méthode d'Ahn et Reinsel

Ahn et Reinsel(1990) ont remarqué que si on connaît le nombre de relations de cointégration dans un vecteur de séries $X_t = (X_t^1, \dots, X_t^n)$, et si on peut normaliser à 1 le coefficient d'une variable différente dans chaque relation cointégrante, on peut obtenir très facilement des estimateurs auxquels s'appliquent des tests standards. On part encore une fois du VAR :

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + d_t + \varepsilon_t$$

Comme il y a r relations de cointégration, on peut écrire $\Pi = \alpha\beta'$ où α et β sont deux matrices (p, r). Puisqu'à chaque relation de cointégration on peut associer une variable différente qui a un coefficient non-nul dans cette relation, on peut normaliser β en écrivant

$$\beta = \begin{pmatrix} I_r \\ \tilde{\beta} \end{pmatrix}$$

Où I_r est la matrice identité d'ordre r . Une fois cette contrainte introduite dans le VAR, il suffit de l'estimer de manière efficace pour obtenir des estimateurs convergents des paramètres $(\alpha, \tilde{\beta}, \Gamma_i, d_i, \Omega)$ auxquels s'appliquent les tests standard, même si certains de ces estimateurs (ceux de $\tilde{\beta}$) sont en fait superconvergents.

Pour estimer le modèle de manière efficace, il faut prendre en compte l'existence du terme non linéaire $\alpha \tilde{\beta}$. Pour ce faire, Ahn et Reinsel proposent une procédure en deux étapes qui n'utilise que les moindres carrés (ordinaires puis généralisés). Cette procédure est asymptotiquement équivalente au maximum de vraisemblance. Notons qu'on pourrait remplacer la matrice I_r dans ce qui précède par n'importe quelle matrice fixée K de plein rang r . On peut résumer les étapes d'estimation comme suit :

Etape 1 : détermination du nombre de retards p du modèle en niveau selon les critères AIC ou SC ou encore en utilisant le test du Maximum de Vraisemblance.

Etape 2 : déterminer le nombre de relations de cointégration (E-Views propose un certain nombre de spécifications, telles que l'existence d'un terme constant dans la relation de cointégration, l'existence d'une tendance déterministe, etc.)

Etape 3 : Identification des relations de cointégration, c'est à dire des relations de long terme entre les variables.

Etape 4 : Estimation par la méthode du maximum de vraisemblance du modèle vectoriel à correction d'erreur (test de significativité des coefficients et validation de la représentation).

Le cas d'un ECM se présente lorsqu'on a deux variables intégrées du même ordre. Le théorème de la représentation de *Granger* permet d'affirmer que la relation entre ces deux séries peut être représentée par un ECM.

Soit deux séries y_t et x_t intégrées d'ordre 1, l'estimation par les MCO de la relation de long terme ($y_t = \beta x_t + \alpha + \varepsilon_t$) indique une stationnarité du résidu. Les séries y_t et x_t sont cointégrées

(le vecteur de cointégration est $(1, -\hat{\beta})$). Nous pouvons, dès lors, estimer le modèle à correction d'erreur. Une méthode d'estimation, consiste à estimer le modèle en deux étapes :

- Estimation par les MCO de la relation de long terme :

$$y_t = \hat{\beta} x_t + \hat{\alpha} + e_t \text{ (ECM)}$$

- Estimation par les MCO de la relation du modèle dynamique :

$$\Delta y_t = \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 e_{t-1} + u_t, -2 < \alpha_2 < 0$$

Le coefficient α_2 (force de rappel vers l'équilibre) doit être significativement négatif ; dans le cas contraire il convient de rejeter une spécification de type ECM. En effet, le mécanisme de correction d'erreur irait en sens contraire et s'éloignerait de la cible de long terme. La procédure en deux étapes conduit à une estimation convergente des coefficients du modèle et les écarts types peuvent s'interpréter de manière classique. Dans le cas de plusieurs variables explicatives, le plus souvent le vecteur de cointégration n'est plus unique. Cependant, si les variables sont intégrées du même ordre, l'unicité peut être vérifiée.

BIBLIOGRAPHIE

- 1- « La modélisation macroéconomiques des flux du commerce extérieur des principaux pays industriels », note de la Direction de la prévision –INSEE, juin 2001.
- 2- « Compétitivité et taux de change d'équilibre de long terme », Didier Borowski et Céline Couharde, document de travail de l'INSEE.
- 3- « Comment définir un taux de change d'équilibre pour les pays émergents », Virgine Coudert, 1999.
- 4- « Competitiveness and the equilibrium real exchange rate in morocco », Younes Zouhar, Ministère des Finances Maroc, août 2004.
- 5- "Taux de change et la politique monétaire", document de travail de la Direction Générale des Etudes, Parlement Européen.
- 6- « Quels déterminants des taux de change à long terme ? » Direction de la prévision, note de conjoncture internationale, 2000.
- 7- « Valeur d'équilibre du dollar canadien, l'approche de la parité des pouvoirs d'achat », analyse et conjoncture économique, Finance Québec, septembre 2003.
- 8- « Le dollar dans le G20 », Centre d'Etudes Prospectives et d'Information Internationales, octobre 2004.
- 9- « Estimation of the equilibrium real exchange rate for Malawi", Johan Mathisen, IMF working paper, may 2003.
- 10- "Quelques éléments sur la théorie de change d'équilibre", Direction de la prévision, note de conjoncture internationale.
- 11- « Taux de change réel d'équilibre et politique de change au Maroc, une approche non paramétrique », Jamal Bouiyour, V.Marimoutou, S.Rey, avril 2002.

- 12- « Le taux de change réel d'équilibre : une introduction », Hervé Joly, Céline Prigent, Nicolas Sobczak, Direction de la prévision, document de travail n° 96-10, novembre 1996.
- 13- « Real Exchange Rate in developing countries : are Balassa-Samuelson effects present ?" Ehsan U, Choudhi and Mohsin S.Khan, IMF working paper, October 2004.
- 14- "The empirics of foreign exchange intervention in emerging market countries: the cases of Mexico and Turkey", Roberto F. Guimaraes and Cem Karadag, IMF working paper, July 2004.
- 15- "Inflation targeting and exchange rate rules in an open economy", Eric Parrado, IMF working paper, February 2004.
- 16- "Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financiers", Sandrine LARDIC et Valérie MIGNON, *Economica*, 2002.