

LA POLITIQUE DE CHANGE EN TUNISIE : UNE ETUDE EMPIRIQUE SUR LA PERIODE 1976 – 2010

DR. Ben Ali Tarek¹ & DR. AMARA Tijani²
Institut Supérieure Administration des Entreprises
Université de Gafsa - Tunisie

المستخلص

ان تحديد سعر الصرف الحقيقي واستقراره في تونس تمثل العوامل الرئيسية في تحديد نموذج جديد للتنمية الاقتصادية التي يشهد ولده مخاضا صعبا. في هذا السياق تعتبر سياسة سعر الصرف من أهم أدوات السياسة الاقتصادية لبلد مفتوح على الخارج لكونه وسيلة للرقابة النقدية وأداة التميز من خلال قدرتنا التنافسية الخارجية.

يهدف هذا العمل لفهم محددات التوازن الحقيقي لسعر الصرف في تونس خلال الفترة 1976-2010، وتقييم فعالية سياسة سعر الصرف لدينا من خلال تقييم قدرة الدينار التونسي على تحمل الصدمات والاختلالات. في كثير من الأحيان، ان نموذج سلوك سعر الصرف الحقيقي يستند تجريبيا على المنهج النظري الذي دعا اليه (وليامسون، 1983 و 1994)، و الذي ينص على مكونات سياسة الحركات قصيرة الأجل في سعر الصرف الحقيقي. اما المنهج النظري الذي دعا اليه كل من (شتاين وألين، 1995؛ كلارك وماكدونالد، 1998)، فيرتكز اساسا على سلوك محددات الاقتصاد الكلي على المدى الطويل لسعر الصرف الحقيقي وهو النهج الذي تم استخدامه في هذه الورقة. باستخدام طريقة التكامل المشترك VECM، تؤكد نتائجنا أن ديناميكية سعر الصرف في تونس تتحدد أساسا من عدة متغيرات مثل السياسة التجارية عموما والانفاق العام والاستثمار المحلي وتحركات رؤوس الأموال على المدى الطويل. ان تحليل اختلال سعر الصرف الحقيقي للدينار مقابل مسار التوازن ابتداء من سنة 1996 يظهر انخفاضا بشكل حاد في قيمة الدينار مع تخفيف سياسة سعر الصرف مما أدى إلى استقرار ملحوظ للدينار في إعطاء النفس من المقاومة إلى القدرة التنافسية للاقتصاد والبيئة الاقتصادية الدولية على الرغم من عدم استقرار متزايد.

Résumé

L'alignement correct du taux de change réel tunisien et sa stabilité demeurent des facteurs clés dans le nouveau modèle de développement économique que nous sommes en train de semer difficilement mais ambitieusement son germe d'émergence. Dans ce contexte, la politique de change, considérée parmi les instruments les plus importants de la politique économique d'un pays ouvert sur l'extérieur, s'impose à l'heure actuelle à la fois comme un moyen de régulation monétaire et un outil par excellence de notre compétitivité extérieure.

Dans cette perspective, ce travail se propose de comprendre les déterminants du taux de change réel d'équilibre en Tunisie sur la période 1976-2010 et de juger de l'efficacité de notre politique de change en évaluant, entre autres, la capacité du dinar tunisien à résister aux chocs de mésalignements. Souvent, la modélisation du comportement

1 PhD in Economics, University of Gafsa, Tunisia. Tarek.benal@yahoo.fr

2 PhD in Finance and Management, University of Gafsa, Tunisia. Tijani_amara@yahoo.fr

du taux de change réel se base, empiriquement, sur deux approches théoriques distinctes. Une approche dite fondamentale (Williamson, 1983 et 1994) : elle insiste sur les composantes de politique économique qui modélisent les mouvements de court terme du taux de change réel. L'autre approche est qualifiée de comportementale (Stein et Allen, 1995 ; Clark et MacDonald, 1998) et cherche, plutôt, à modéliser le comportement des déterminants macroéconomiques de long terme du taux de change réel. C'est cette dernière approche (Behavioural Equilibrium Exchange Rate) que nous avons utilisée dans ce papier.

En utilisant la méthode de cointégration et le modèle VECM, nos résultats confirment que la dynamique du taux de change en Tunisie est déterminée essentiellement par des variables telles que la politique commerciale, les dépenses publiques globales, l'investissement intérieur et les mouvements de capitaux à long terme. L'analyse du mésalignement du taux de change réel du dinar par rapport à sa trajectoire hypothétique d'équilibre, montre qu'à partir des années 1996 la Tunisie a diminué fortement les fluctuations de la valeur de son dinar grâce à l'assouplissement de sa politique de change, qui a conduit à une stabilisation remarquable du dinar en donnant un souffle de résistance pour la compétitivité de l'économie et ce malgré un contexte économique internationale de plus en plus instable.

INTRODUCTION

La Tunisie connaît, sur le plan national, une période historique de transition nécessitant un changement fondamental sur le plan économique et sociale. Cette situation s'accompagne, sur le plan international, de grandes difficultés socioéconomiques qui secouent le monde entier (héritage de la crise des *subprimes* en 2008 suivi à l'heure actuelle de la crise des dettes souveraines touchant une grande majorité des pays développés). Cette situation devrait accoucher d'un nouveau modèle de développement socioéconomique en imposant défis colossaux aux décideurs économiques et politiques.

La mise en place des attributs d'une émergence réussite renvoie à un ensemble de questions touchant en particulier la politique de change. La réforme de celle-ci a induit des évolutions positives enregistrées successivement vers la fin des années 1970 lors de l'adoption d'un régime de flottement administré puis au milieu des années 1980 suite à la mise en œuvre du Programme d'Ajustement Structurel de l'économie. La fin des années 1990 a été accompagnée par une libéralisation avancée visant à conférer davantage à la politique de change un rôle plus actif. A partir des années 2000, une politique de prudence en matière de change fait la préoccupation des autorités monétaires tunisiennes dans un contexte économique international de plus en plus inquiétant. L'objectif cherché était l'amélioration de la compétitivité de l'économie nationale et la stabilisation du dinar tunisien.

Dans ce contexte, deux grandes questions se posent : est-ce qu'une telle stabilisation a été faite autour d'une trajectoire d'équilibre ? Quels sont les déterminants fondamentaux du taux de change réel d'équilibre en Tunisie ?

L'objectif de cet article est d'étudier la dynamique à long terme du taux de change réel en fonction de ses principales variables explicatives dont le but de juger de l'efficacité de la politique de change en Tunisie en se basant sur une étude couvrant la période 1976-2010. En fait, il nous paraît que ce sujet regagne de l'importance à l'heure actuelle où la Tunisie, espère rebondir économiquement et politiquement grâce surtout à sa révolution démocratique et à ses atouts géopolitiques et, en conséquence, il est intéressant et utile d'analyser l'évolution et les déterminants structurels de son taux de change réel.

Notre étude se place dans une perspective purement économétrique. Elle s'articule autour des points suivants. Nous commencerons d'abord par présenter une esquisse sur les fondements théoriques du taux de change comportemental. Puis, nous effectuerons une étude statistique préalable sur les séries de données utilisées. Ensuite, nous enchaînerons par un troisième point relatif à la modélisation du comportement de taux de change réel d'équilibre avant de finir par la conclusion qui récapitulera les principaux résultats obtenus de notre travail.

1. Les déterminants de l'évolution à long terme du taux de change réel

La stabilisation de la monnaie nationale est souvent considérée comme un indicateur clé de la compétitivité des économies et une condition essentielle de leur insertion réussie dans la sphère économique internationale. Défini comme le prix relatif mesurant la valeur relative de paniers de biens national et international, le niveau et la stabilité du taux de change réel d'équilibre sont des éléments cruciaux dans le processus d'ajustement macroéconomique et dans la performance économique en global. En effet, le mésalignement du taux de change réel d'équilibre (sa surévaluation ou sa sous-évaluation) engendre de grands problèmes pour les économies ouvertes. On distingue en général deux cas. Lorsque la monnaie nationale est surévaluée, le pays risque d'avoir un déficit insoutenable de son compte courant, une augmentation de sa dette extérieure et une exposition possible aux attaques spéculatives. Au contraire, un taux de change réel compétitif est un bon signe pour l'économie puisqu'il permet d'influencer l'allocation intertemporelle de ses ressources productives entre biens échangeables et non échangeables et d'agir convenablement sur les décisions d'investissement et d'épargne des opérateurs économiques nationaux et étrangers.

Dans ce contexte, l'analyse du comportement des taux de change réel a fait l'objet de nombreuses études dont on peut citer à titre d'exemple celles de Rogoff (1996), Edwards (1989), Hinkle et Montiel (1999), Coudert (1999), Edwards et Savastano (2000), MacDonald et Wójcik (2004)). En fait, c'est surtout durant les années quatre-vingt qu'un consensus s'est émergé sur l'importance de l'alignement correct du taux de change réel et sa stabilité en tant que l'un des facteurs déterminants dans le processus de développement des économies (Williamson, 1996). Ce constat reprend de l'importance chaque fois que l'on parle des préalables de la relance économique. Il s'impose aussi en tant que nécessité irrévocable pour les économies entamant leur processus d'émergence, comme la Tunisie, afin d'évaluer le niveau d'équilibre de leur change et éviter les déviations et les biais de compétitivité.

En étudiant les déterminants du taux de change réel, certaines théories économiques insistent sur les conditions d'arbitrage et les déterminants de court terme. Leurs conclusions, comme le souligne Meese et Rogoff (1983) restent plus ou moins convergentes. D'autres études portant sur les relations d'équilibre de long terme ont abouti à un consensus sur le fait qu'à moyen et à long terme le taux de change réel peut être, en grande partie, expliqué par des fondamentaux de l'économie.

L'étude de la trajectoire du taux de change réel de long terme est généralement effectuée selon deux approches distinctes. Une approche est attribuée à Williamson (1983, 1994) et qualifiée de fondamentale (*Fundamental Equilibrium Exchange Rate*). Elle se préoccupe généralement des ingrédients de politique économique qui déterminent le comportement du taux de change réel à court terme. La deuxième approche, dite comportementale (*Behavioural Equilibrium Exchange Rate*) a été développée en particulier par Clark et MacDonald (1998). Cette approche cherche, souvent, à expliquer empiriquement l'évolution de long terme de taux de change d'équilibre et ne s'attache pas à en trouver les soubassements théoriques. Son application s'inscrit dans une optique purement pratique et exploratoire. C'est pour cette raison, nous constatons qu'il est intéressant de l'appliquer au cas de la Tunisie étant donné que notre objectif principal est de relever les fondamentaux macroéconomiques susceptibles de générer la trajectoire du taux de change réel à long terme.

Dans la section suivante, nous exposons l'approche que nous avons empruntée pour estimer le taux de change réel d'équilibre et qui s'inspire du modèle proposé par Edwards (1989) dans ses travaux sur l'estimation des taux de change pour un panel de pays en développement.

2. Le cadre théorique du Modèle utilisé

Pour déterminer la valeur du taux de change réel d'équilibre, nous nous sommes inspirés de la méthode proposée par Clark et MacDonald (1997). Cette méthode consiste à estimer un modèle composite dit « le modèle de taux de change comportemental d'équilibre », BEER (*Behavioural Equilibrium Exchange Rate*). L'objet de ce modèle est d'expliquer empiriquement l'évolution de long terme de taux de change d'équilibre sans en chercher les soubassements théoriques. L'approche consiste à retenir un ensemble de variables fondamentales qui déterminent le taux de change de long terme et qui génèrent la compétitivité de l'économie.

Différentes modélisations de cette approche comportementale du taux de change réel d'équilibre ont été fournies. Toutefois, celle proposée notamment par Edwards (1993) a été parmi les plus utilisées. Nous présentons cette modélisation telle qu'a été proposée par Emre et al.(2000) et formulée par Drine et Rault (2005) où l'équilibre simultané de la balance courante et du marché des biens non échangeables est réalisé.

Considérons une petite économie ouverte avec trois types de biens : un bien exportable, un bien importable et un bien non échangeable. Cette économie consomme les biens non échangeables et les biens importables et produit les biens exportables et les biens non échangeables. Notons par E le taux de change nominal de cette économie qui fonctionne en régime de changes flexibles. Dans notre contexte d'étude, cette hypothèse paraît faisable pour deux raisons. D'abord, c'est vrai qu'à court et moyen terme le taux de change peut être fixe mais à long terme il finira par s'ajuster et être flexible et donc le fait de raisonner dans une optique de long terme justifie bien notre hypothèse. Ensuite, nous avons choisi une période d'étude durant laquelle la Tunisie a abandonné le régime de change fixe.

En notant par P_X et P_N respectivement le prix intérieur des biens exportables et des biens non échangeables. On définit le prix intérieur des biens exportables par $P_X = EP_X^* = E$ où P_X^* est le prix mondial des biens exportables qui est, ici, normalisé à un ($P_X^*=1$). Pour les biens importés, leur prix mondial est défini par P_M^* .

Soit e_M le prix relatif intérieur des biens importables par rapport aux biens non échangeables ($e_M = \frac{P_M}{P_N}$) et e_X le prix relatif intérieur des biens exportables par rapport aux biens non échangeables ($e_X = \frac{E}{P_N}$). Ainsi, nous pouvons définir le prix relatif des biens importables par rapport aux biens non échangeables comme suit :

$e^* = \frac{EP_M^*}{P_N}$. On suppose que l'économie subit un tarif douanier spécifique (noté τ) sur

les importations telle que : $P_M = EP_M^* + \tau$.

On définit la production totale des deux biens de l'économie considérée par : $Q = Q_X(e_X) + Q_N(e_X)$ où $Q_X' > 0$ et $Q_N' < 0$. La consommation globale privée, somme de la consommation intérieure des biens importables (CM) et de la consommation intérieure des biens non échangeables (CN), est donnée par l'expression suivante: $C = C_M(e_M) + C_N(e_M)$, avec $C_M' < 0$ et $C_N' > 0$.

Le taux de change réel peut être défini comme le prix relatif des biens échangeables par rapport aux biens non échangeables :

$$e = \alpha e_M + (1 - \alpha) e_X = \frac{E(\alpha P_M^* + (1 - \alpha)) + \alpha \tau}{P_N} \text{ avec } \alpha \in [0,1]. \text{ Nous notons par } A$$

les actifs étrangers et nous supposons qu'à long terme le capital est parfaitement mobile et que les agents économiques détiennent une partie de leur richesse sous forme d'actifs étrangers ayant comme rendement r^* .

L'économie considéré a un compte courant (noté CA), défini comme la somme du rendement net des actifs étrangers détenus et du solde de la balance commerciale exprimée en monnaie étrangère. La balance commerciale est la différence entre les exportations et la consommation des biens importés. Le CA s'exprime sous la forme suivante : $CA = r^* A + Q_X(e_X) - P_M^* C_M(e_M)$.

Dans cette économie, nous notons par KI et \dot{R} respectivement les flux nets de capitaux et la variation des réserves de change, on aura :

$$\dot{R} = CA + KI \tag{1}$$

L'équilibre de ladite économie se définit par $\dot{R} = 0$, mais à court et à moyen terme le stock des réserves peut varier et on peut s'écarter de cette situation d'équilibre. Quand le déficit du compte courant est compensé par des flux nets des capitaux, on dit que la situation du CA est soutenable. On atteint l'équilibre externe du pays lorsque la somme du solde de CA et des KI est nulle, soit :

$$r^* A + Q_X(e_X) - P_M^* C_M(e_M) + KI = 0 \tag{2}$$

Concernant le deuxième équilibre de l'économie, c'est-à-dire son équilibre intérieur, il est réalisé lorsque le marché intérieur des biens non échangeables est en équilibre, soit : $C_N(e_M) + G_N = Q_N(e_X)$ où le terme G_N désigne les dépenses publiques en biens non échangeables.

Le taux de change d'équilibre est celui qui permet d'assurer à la fois l'équilibre externe et l'équilibre interne de l'économie considérée. Il est bien claire, à partir des

équations (1) et (2), que les variables qui génèrent le taux de change d'équilibre sont P_M^* , τ , r^* , A , KI et G_N . Nous venons ainsi d'aboutir à la relation importante suivante qui résume la démarche précédemment avancée et décrit les déterminants réels et financiers du taux de change d'équilibre dans une économie fonctionnant selon les hypothèses retenues :

$$e^* = e^*(P_M^*, \tau, r^*, A, KI, G_N) \quad (3)$$

Comme l'indique l'équation (3), le niveau d'équilibre du taux de change réel dépend des termes de l'échange, de la politique commerciale, du taux d'intérêt étranger, des flux de capitaux étrangers, et des dépenses publiques. La relation (3) met en évidence, selon l'approche comportementale, les déterminants macroéconomiques de long terme du taux de change réel.

En général, une hausse de la consommation publique, et donc des dépenses publiques, a pour effet d'augmenter la demande des biens non échangeables dont les prix vont augmenter par rapport aux prix des biens échangeables. Il en résulte une dépréciation du taux de change réel (Edwards et Savastano (2000), De Gregorio et al.(1994), Edwards (1994), Elbadawi (1994), Baffes et al. (1999), Roudet et al. (2007)). Par ailleurs, l'introduction de cette variable, considérée parfois comme une généralisation de l'approche Balassa-Samuelson, permet de capturer l'effet de la taille de l'Etat (Rogoff et al., 2004). Selon cette idée, les dépenses publiques s'effectuent souvent au profit des produits non échangeables et donc une augmentation de la taille de l'Etat peut être à l'origine d'une diminution du prix relatif des produits échangeables par rapport à ceux non échangeables, ce qui agit en conséquence sur le taux de change réel (Djoudad et Tessier (2000)).

En distinguant dans le secteur des biens échangeables, des biens exportables et des biens importables, il est possible de faire apparaître la politique commerciale (Baffes et al. (1999), Edwards (1994), Elbadawi (1994)) parmi les déterminants fondamentaux du taux de change réel d'équilibre. Une libéralisation commerciale accrue (réduction des taxes à l'importation ou des subventions à l'exportation) a tendance à réduire les prix des produits importés, à augmenter la demande des produits étrangers et, donc, à aggraver le déficit de la balance commerciale. La dépréciation réelle de la monnaie domestique, nécessaire à une amélioration de la position compétitive du pays, qui en résulte, permet de réduire le déficit de la balance commerciale et d'alléger le déséquilibre des échanges extérieurs. En revanche, une amélioration de la balance courante est associée à long terme à une appréciation du taux de change réel.

Concernant l'effet des termes de l'échange, les études empiriques relèvent souvent des résultats équivoques (Edwards et Savastano (1994) , Reinhart (1993), Chen et Rogoff (2003), Cashin et al.(2004), Drine et Rault)). En effet :

- Un accroissement des termes de l'échange implique une augmentation du revenu national et de la demande intérieure, ce qui engendre une appréciation du taux de change réel.
- Alors qu'une détérioration des termes de l'échange résultant, par exemple, d'une baisse des prix des exportations induit une augmentation de la consommation des produits exportables au détriment de la demande des produits non échangeables dont les prix auront tendance à diminuer. Ceci entraîne une dépréciation du taux de change réel.
- La détérioration des termes de l'échange peut avoir comme origine l'augmentation des prix des importations. Dans ce cas, un effet de substitution intervient au profit des biens non échangeables et, donc, leurs prix accroissent tout en induisant une appréciation du taux de change réel (Edwards, 1989).

Dans ce contexte, Elbadawi et Soto (1995) ont trouvé, dans une étude portant sur sept pays en développement, qu'une amélioration des termes de l'échange induit une appréciation réelle de la parité de la monnaie nationale pour trois pays. Pour les autres pays, la détérioration des termes de l'échange conduit à une appréciation du taux de change réel. En étudiant la relation entre les termes de l'échange et le taux de change réel pour l'économie finlandaise, Feyzioglu (1997) a relevé une corrélation positive. Drine et Rault (2005), en menant une analyse en données de panel portant sur 45 pays en développement, ont démontré qu'une amélioration des termes de l'échange entraîne une appréciation du taux de change réel pour les pays d'Afrique et d'Asie mais cette amélioration n'a pas d'effets pour les pays d'Amérique Latine. Leur conclusion, sur ce point, est que l'élasticité du taux de change réel par rapport aux termes de l'échange dépend des structures économiques de chaque groupe de pays.

L'effet des mouvements de capitaux sur le taux de change réel d'équilibre dépend largement de la nature des flux de ces capitaux. Pour les IDE, leur amélioration engendre une augmentation des dépenses allouées aux biens non échangeables, ce qui provoque une pression sur les prix de ces produits et entraîne une baisse du taux de change réel. Souvent, les investigations empiriques relèvent une corrélation négative entre les IDE et le taux de change réel d'équilibre.

Concernant les investissements de portefeuilles, et comme le souligne Edwards (1994), une libéralisation du compte capital produit une appréciation du taux de change réel d'équilibre. En effet, lorsque les autorités monétaires diminuent les taxes sur les emprunts extérieurs, la consommation future devient plus chère et incite les agents à la substituer à la consommation présente. En conséquence, une pression s'exerce sur le prix des biens non échangeables tout en appréciant le taux de change réel d'équilibre. En revanche, quand il y a une réduction des taxes sur les emprunts extérieurs, les

distorsions au sein de l'économie diminuent, en induisant un impact positif sur le bien être économique grâce à un effet revenu positif. Encore à ce niveau, il y aura une appréciation du taux de change réel d'équilibre.

A côté de ces variables de demande, dans notre partie empirique on va ajouter un indicateur d'offre qui est le produit intérieur brut par habitant qui mesure empiriquement le différentiel de productivité. L'introduction de cette variable représente ce qu'on appelle l'effet Balassa-Samualson. C'est en 1964 que Balassa et Samuelson ont proposé un modèle où des variations de productivité impliquent une modification du prix relatif entre les biens échangeables et les biens non échangeables. L'effet Balassa-Samuelson apparaît lorsque l'économie est décomposée en secteur des biens échangeables et secteur des biens non échangeables. L'idée de ces auteurs est que les dits secteurs présentent, en général, des évolutions différentes de productivité. Dans les secteurs des biens échangeables, la productivité augmente généralement plus vite que celle du secteur des produits non échangeables. L'effet Balassa-Samuelson est souvent utilisé dans les travaux sur les déterminants du taux de change réel pour explique surtout pourquoi l'hypothèse de PPA n'est pas vérifiée entre les pays émergents et les pays avancés. Plusieurs travaux (Duval et Romain (2001), Ricci et al.(2008), Coudert (1999)), confirment que l'effet Balassa-Samuelson explique l'appréciation tendancielle du taux de change réel pendant le processus de rattrapage des pays en développement. Les travaux empiriques montrent souvent que le coefficient relatif au revenu par habitant est négatif puisque le développement économique s'accompagne d'un écart croissant entre la productivité relative dans le secteur des biens échangeables et donc une appréciation réel du dinar tunisien.

3. Etude empirique des déterminants de long terme du taux de change réel en Tunisie

Après avoir présenté le cadre théorique de ce travail, l'objet de cette section est d'identifier les déterminants du taux de change réel d'équilibre pour la Tunisie. Pour ce faire, nous allons d'abord commencer par présenter le modèle économétrique à tester (3.1). Ensuite, seront décrites les variables utilisées et leurs propriétés statistiques (3.2). Puis, nous spécifions le modèle VAR qui sera utilisé dans l'estimation. Enfin, nous terminons cette étude par la présentation et l'analyse des résultats dégagés (3.3).

3.1. Formulation du modèle à tester

Le modèle théorique développé dans la section précédente définit une relation de long terme entre le taux de change réel et des variables macroéconomiques. Dans cette section, nous allons tester cette relation dans le cas de la Tunisie.

Le modèle à estimer comporte deux relations reliant le taux de change réel d'équilibre et ses déterminants fondamentaux. Il s'agit d'une relation stationnaire de long terme et une relation de court terme prenant en compte la dynamique de convergence vers le point d'équilibre :

$$tcr_t = Af_t \cdot f$$

Avec f représente le vecteur composé des fondamentaux de long terme qui sont censés décrire le comportement du taux de change réel d'équilibre. Pour l'équation représentant la dynamique de court terme du taux de change réel d'équilibre, elle est estimée à l'aide d'un modèle à correction d'erreur (VECM). Quant à l'écart entre le taux de change réel d'équilibre observé et sa valeur estimée de long terme, nous le déterminons en suivant l'intuition de Clark et MacDonald (1995). L'écart obtenu entre ces deux variables va nous servir pour évaluer le mésalignement du taux de change courant.

Le modèle à estimer est issu de l'équation autorégressive à retards échelonnés suivante :

$$\Delta tcr_t = \sum_{i=1}^n A \Delta tcr_{t-i} + \sum_{j=1}^k B \Delta f_{t-j} + \mu EC_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta tcr_t = \sum_{i=1}^n a_i \Delta tcr_{t-i} + \sum_{j=1}^k \begin{bmatrix} b_{1j} \\ b_{2j} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ b_{nj} \end{bmatrix} \Delta f_{t-j} + \mu EC_{t-1} + \varepsilon_t$$

En développant l'équation en logarithme népérien, nous obtenons l'expression suivante :

$$\Delta LTCR_t = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i \Delta LTCR_{t-i} + \sum_{j=1}^k \left[b_{1j} \Delta LTE_{t-j} + b_{2j} \Delta LPC_{t-j} + b_{3j} \Delta LIDE_{t-j} + b_{4j} \Delta LCP_{t-j} + b_{5j} \Delta LINVIN_{t-j} + b_{6j} \Delta LPIBH_{t-j} \right] + \mu EC_{t-1} + \varepsilon_t$$

Où le TCR représente le taux de change réel qui est déterminé par des variables explicatives dont la définition figure dans le paragraphe suivant.

3.2. Choix des variables et analyse de leurs propriétés statistiques

Les données utilisées dans ce travail consistent en des variations annuelles et proviennent de la base de données de la Banque Mondiale et des rapports annuels de la Banque Centrale de Tunisie.

L'étude couvre une période allant de 1976 à 2010. En fait, c'est à partir de la deuxième moitié de la décennie 1970 que la Tunisie a abandonné le régime de change fixe au profit d'un régime de flottement administré. Toutes les séries d'origine ont été transformées en logarithme naturel ce qui permet, entre autres, de vérifier les caractéristiques des élasticités partielles à court terme et à long terme du modèle, sous l'hypothèse d'une fonction du taux de change exponentielle des fondamentaux de l'économie.

Il s'agit à ce niveau d'analyse de résoudre un problème important de l'étude des déterminants du taux de change se rapportant au choix à opérer entre les différentes variables pouvant expliquer la dynamique du taux de change en Tunisie et d'en étudier les propriétés statistiques de leurs séries.

3.2.1 Choix des variables

En suivant l'intuition de Clark et MacDonald (1997), nous avons retenu des variables sensés influencés objectivement le taux de change réel de long terme. Par référence au modèle développé dans la section 2.1, les variables suivantes ont été retenues dans les estimations élaborées :

- ✓ **Le taux de change réel (TCR)** : il a été calculé comme le rapport de l'indice des prix à la consommation aux Etats-Unis et celui de la Tunisie multiplié par le taux de change nominal par rapport au dollar américain et une augmentation implique une dépréciation du dinar tunisien.
- ✓ **Les termes de l'échange (TE)** : ils sont calculés comme le rapport entre les prix à l'exportation (indice de valeur unitaire) et les prix à l'importation (indice de valeur unitaire) de la Tunisie.
- ✓ **L'investissement intérieur (INVIN)** : il s'agit de l'accumulation du capital mesurée par le rapport entre la formation brute du capital fixe et le produit intérieur brut en valeur.
- ✓ **Les dépenses publiques (CP)** : pour s'échapper du problème de la décomposition des dépenses publiques en produits échangeables et produits non échangeables, nous avons utilisé comme proxy la part de la consommation publique globale en valeur dans le produit intérieur brut en valeur.
- ✓ **La politique commerciale (PC)** : nous avons retenu comme variable le degré d'ouverture de l'économie, approximé par la part du commerce extérieur en valeur dans le produit intérieur brut en valeur. Il s'agit de la somme des importations et des

exportations rapportée au produit intérieur brut. En général dans la littérature économique, c'est cette variable qui est retenue pour mesurer l'intensité de la politique commerciale étant donné qu'une libéralisation commerciale accrue permet d'augmenter les échanges et faire converger les prix.

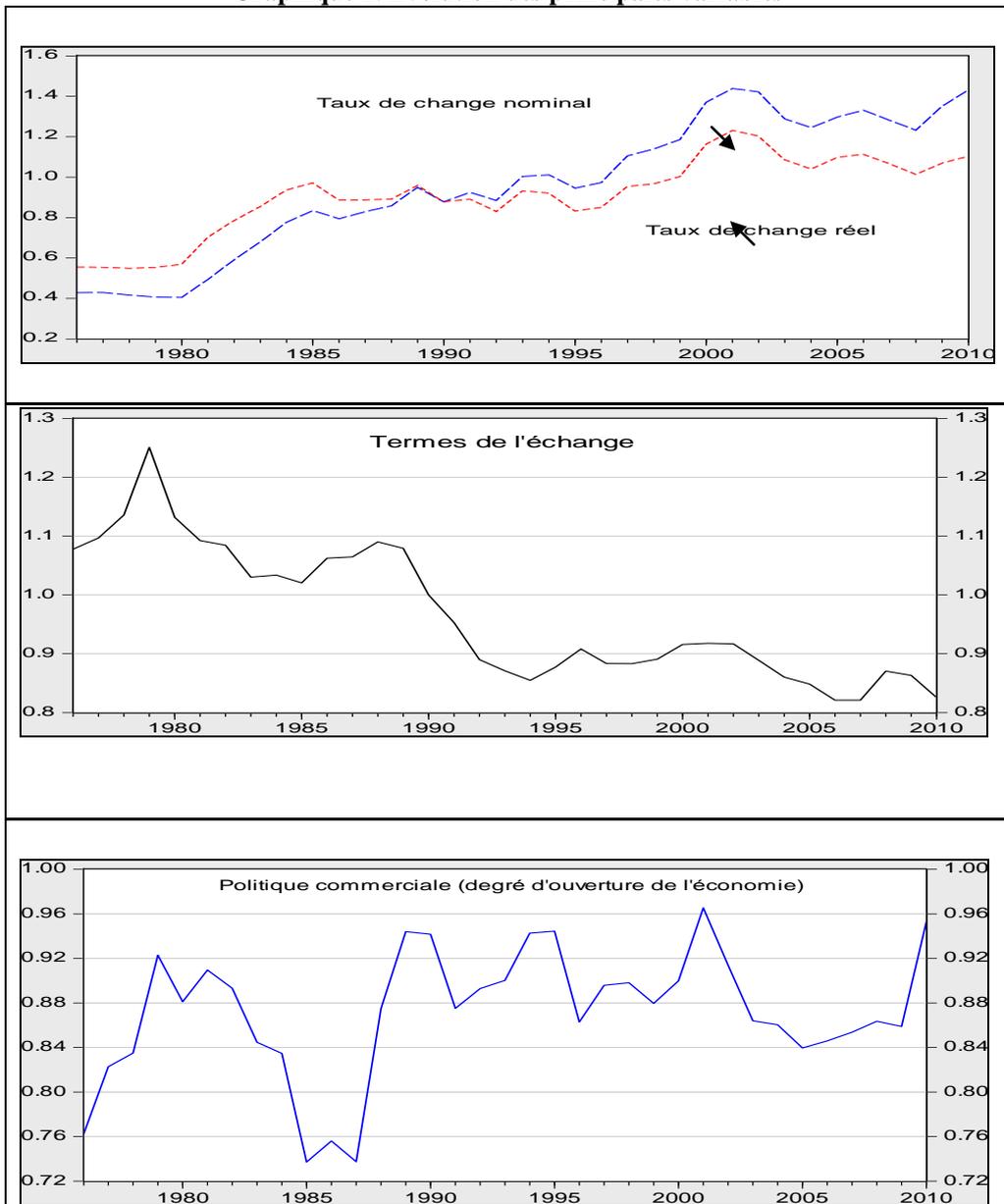
- ✓ **Les mouvements de capitaux à long terme (IDE)** : ce sont approximés par les flux nets d'investissements directs étrangers qui sont, contrairement aux autres flux financiers, plus stables et satisfont, au moins sur le plan théorique, aux motivations de production.
- ✓ **Le produit intérieur brut par habitant (PIBH)**: il s'agit de retenir, pour cette variable, un indicateur mesurant le différentiel de productivité entre le secteur des biens échangeables et celui des biens non échangeables par rapport aux Etats-Unis. Une manière de le faire consiste à considérer le logarithme du produit intérieur brut réel par habitant. Ainsi, les symboles et les définitions des différentes données utilisées dans le cadre de cette étude sont décrits dans le tableau 1.

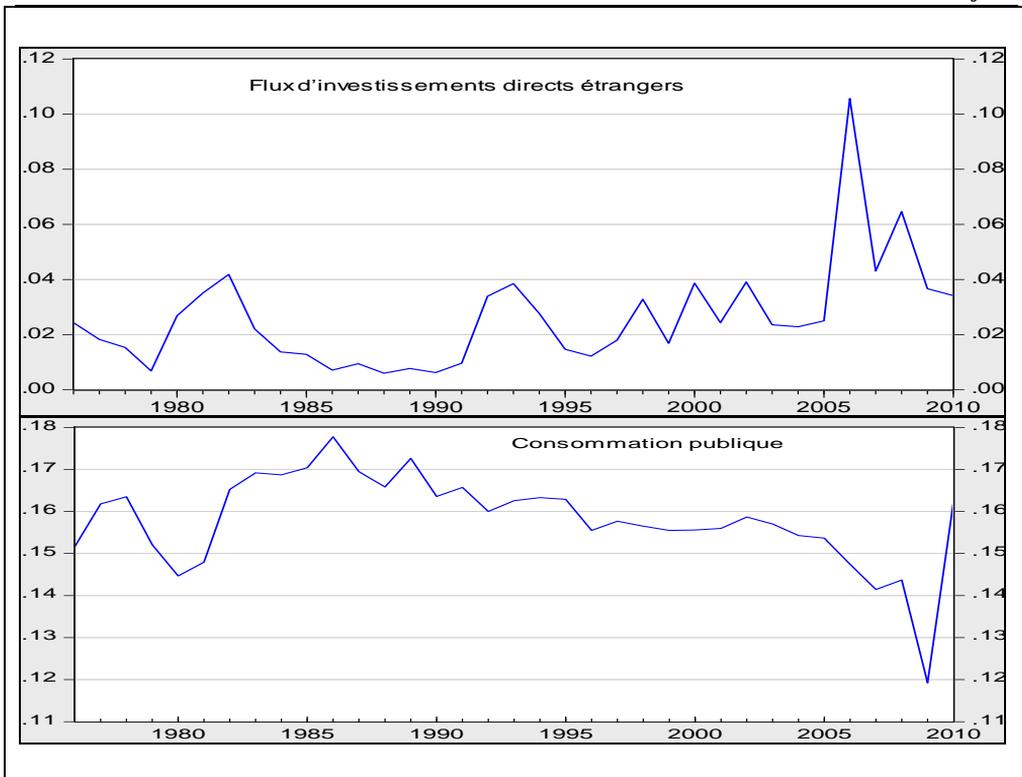
Tableau 1. Présentation des variables

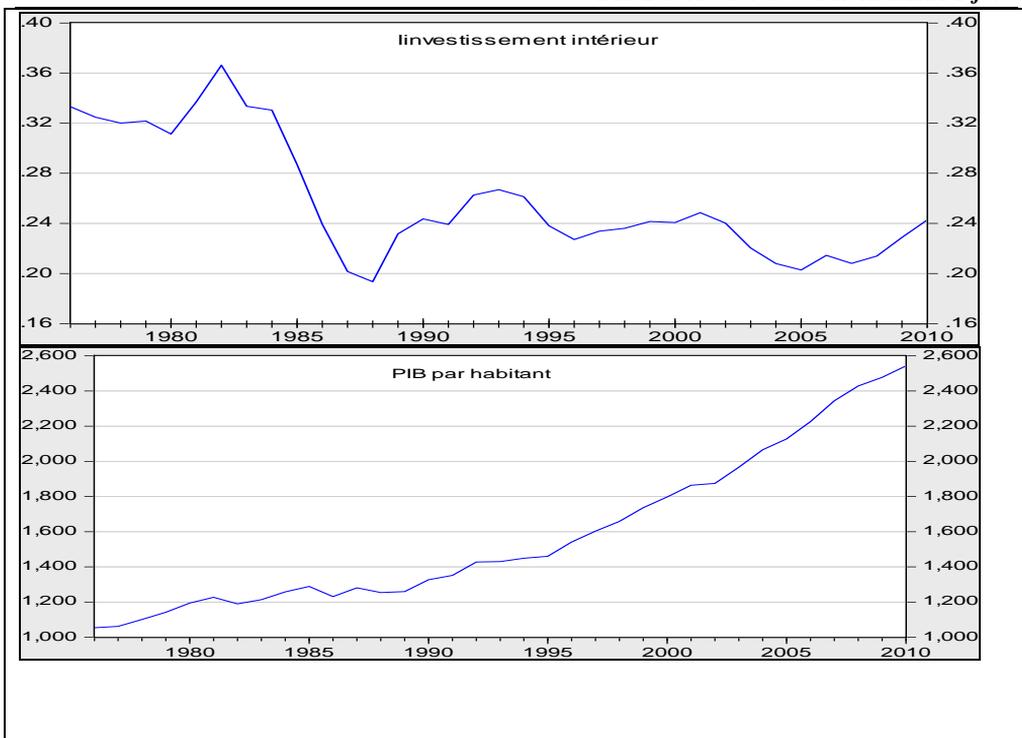
Symbole de la variable utilisée dans les estimations	Signification de la variable utilisée dans les estimations
LTCR	Le logarithme du taux de change réel coté à l'incertain
LTE	Le logarithme des termes de l'échange
LPC	Le logarithme de la politique commerciale
LIDE	Le logarithme des flux d'investissements directs étrangers en pourcentage du PIB
LCP	Le logarithme de la part de la consommation publique dans le PIB
LINVIN	Le logarithme de l'investissement intérieur en pourcentage du PIB
LPIBH	Le logarithme du PIB par habitant

Dans le graphique suivant, nous pouvons observer l'évolution, sur la période d'étude, de l'ensemble des variables précédemment définies.

Graphique 1. Evolution des principales variables







3.2.2 Analyse des propriétés statistiques des séries

Il s'agit de déterminer l'ordre d'intégration des différentes séries par le biais des tests de racines unitaires en utilisant la technique de Dickey-Fuller augmenté (1981). Ce dernier test nous permet de vérifier la stationnarité des séries. Le tableau 2 reproduit les résultats fournis en appliquant le test ADF augmenté aux différentes variables considérées.

Tableau 2 : Tests de Dickey Fuller Augmenté³

variables	ADF	variables	ADF
LTCR	-1.933	Δ LTCR	-4.514*
LTE	-1.082	Δ LTE	-4.792*
LPC	-2.615	Δ LPC	-5.489*
LIDE	-2.684	Δ LIDE	-7.283*
LCP	-1.332	Δ LCP	-7.618*
LINVIN	-2.284	Δ LINVIN	-3.709*
LPIBH	1.503	Δ LPIBH	-5.682*

³ Le test ADF a été appliqué en incluant respectivement une constante et une constante avec tendance. Puisque nous n'avons pas relevé de tendance pour toutes les variables, alors le test ADF a été appliqué aux séries sans tendance

Δ indique la différence première de la variable considérée. * désigne une statistique ADF significative au niveau de 5%.

En comparant les valeurs calculées de ADF avec la valeur critique de ADF (-2,88) pour un seuil de signification de 5 %, nous remarquons que l'hypothèse nulle de non stationnarité est acceptée pour les variables en niveau. Par contre, nous constatons que l'hypothèse nulle est rejetée pour les variables en différences premières. En conséquence, nous pouvons conclure que les variables retenues (taux de change réel, termes de l'échange, investissement intérieur, consommation publique, politique commerciale, investissements directs étrangers et produit intérieur brut par habitant) sont intégrées d'ordre 1.

3.3. Spécification du système VAR

Avant d'estimer la relation entre le taux de change réel d'équilibre et ses déterminants fondamentaux, il nous paraît plus utile de commencer par spécifier notre système VAR à travers la détermination de son nombre de retards optimal à retenir dans l'estimation et l'analyse de la normalité de ses résidus.

3.3.1 Détermination du nombre de retards maximum de la représentation VAR

La contrainte du nombre réduit des observations fournies par la période d'étude²⁴, nous a conduits à choisir d'une manière pragmatique un nombre de retard pour des décalages allant de 1 à 3. A partir du tableau 3, récapitulant les résultats de l'analyse du nombre de retards maximum de la représentation VAR, nous avons trouvé que trois critères (LR, FPE et SC) donnent le même nombre de retards ($p^*=1$). Le modèle spécifié sera VAR(1).

Tableau 3: résultats de l'analyse du nombre de retards maximum de la représentation VAR

retard	Les critères de sélection du nombre de retard pour le système VAR				
	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	9.84e-14	-10.08517	-9.764543	-9.978893
1	289.1440*	1.33e-17*	-19.07034	-16.50530*	-18.22010
2	45.00673	3.25e-17	-18.65530	-13.84585	-17.06110
3	52.43581	1.86e-17	-20.83638*	-13.78252	-18.49822*

² Le nombre d'observations annuelles est 35

3.3.2 Test de normalité des résidus dans le système

Il s'agit de spécifier les résidus du système VAR considéré en vérifiant leurs normalités. Les tests de cette spécification ont été effectués, aussi bien pour les résidus de chaque équation du système VAR que pour le résidu du système VAR (l'ensemble des équations) en recourant à la statistique de Jarque et Bera. A travers cette procédure, nous avons pu également vérifier les hypothèses de Kurtosis et de Skewness de façon jointe et séparée. Le tableau 4 récapitule les résultats du test de normalité appliqué.

Tableau 4 : résultats du test de normalité de Jarque-Bera pour l'équation du taux de change en Tunisie

Hypothèses tests	Hypothèses séparées		Hypothèses jointes
	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera
Equation LTCR	0.238631	0.981692	1.220323
Equation LTE	1.367436	0.000445	1.367881
Equation LPC	0.005783	0.302613	0.308396
Equation LIDE	2.391288	0.088474	2.479762
Equation LCP	0.247829	2.307596	2.555425
Equation LINVIN	0.111066	0.352311	0.463378
Equation LPIBH	2.769770	0.269369	3.039138
système	7.131803	4.302501	11.43430

Comme l'indique le tableau 4, la spécification retenue nous a permis d'obtenir, pour toutes les variables considérées, de bons résidus normaux au niveau de hypothèse de Skewness et au niveau de l'hypothèse de Kurtosis et ce quelque soit la nature des hypothèses, c'est-à-dire prises d'une façon séparées ou conjointement.

3.4. Résultats d'estimation des relations de long terme et du VECM

Nous présentons, à ce niveau d'analyse les résultats du test de cointégration (3.4.1) et nous déterminons la dynamique du taux de change aussi bien pour le long terme que pour le court terme (3.4.2).

3.4.1 Résultats du test du rang de coïntégration

Pour tester le nombre de relations de coïntégration dans notre système VAR à sept variables, nous avons utilisé la méthode de Johansen et Juselius (1988, 1990) basée sur le test de la trace. Le tableau 5, récapitulant les résultats du dit test, nous indique qu'il existe une relation unique de coïntégration entre les séries de variables retenues dans le système VAR.

Tableau 5: Résultats du test du rang de cointégration pour l'équation du taux de change réel d'équilibre

Séries: LTCR, LTE, LPC, LIDE, LCP, LINVIN, IBH				
Nombre de vecteurs de cointégration	Valeur propre	Stat. de la Trace	5% de valeur critique	Prob.**
aucun *	0.692316	129.4231	125.6154	0.0287
Au plus 1	0.630743	90.52657	95.75366	0.1084
Au plus 2	0.530807	57.64991	69.81889	0.3146
Au plus 3	0.350834	32.67742	47.85613	0.5747
Au plus 4	0.287762	18.41920	29.79707	0.5352
Au plus 5	0.193237	7.220894	15.49471	0.5521
Au plus 6	0.004081	0.134949	3.841466	0.7133

Le test de la trace indique un unique vecteur de cointégration au niveau de confiance de 5%
 * dénote le rejet de l'hypothèse nulle à 5%
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Le résultat, que nous venons de dégager, nous autorise de passer à l'étape suivante, à savoir l'estimation des solutions de long terme et de court terme du taux de change réel d'équilibre.

3.4.2 Estimations des relations de long et du court terme

Dans les tableaux 6 et 7, sont reportés les résultats relatifs aux deux types d'estimations réalisées : l'estimation de la relation de long terme entre le taux de change réel d'équilibre et ses déterminants fondamentaux et l'estimation de sa dynamique de court terme dans le cadre d'un modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM).

Tableau 6 : Estimation de la dynamique de long terme du taux de change réel d'équilibre

	Les déterminants du taux de change réel d'équilibre						
	LTE	LPC	LIDE	LCP	LINVIN	LPIBH	Cons-Tante ³
Coeff.	0.567	0.760	-0.062	2.041	-0.510	1.186	5.852
T. stat.	1.99	2.76	-1.12	4.65	- 2.33	6.15	

Dans le cadre de la dynamique de long terme du taux de change réel d'équilibre, les résultats dégagés ne s'alignent pas totalement aux prédictions

5 En utilisant la procédure développée par Johansen (1992), nous avons accepté une représentation VAR avec constante.

théoriques. Pour les termes de l'échange, leur amélioration entraîne une dépréciation du taux de change réel mettant, ainsi, en œuvre un effet de substitution qui domine l'effet de revenu. Comme l'indique les estimations fournies dans le tableau 6, un accroissement de 10% des termes de l'échange engendre presque une dépréciation de 5.7% de la valeur réelle du dinar tunisien.

Le coefficient de la variable représentant la politique commerciale confirme que l'ouverture commerciale de la Tunisie est accompagnée d'une dépréciation du taux de change réel. Par ailleurs, l'élasticité du taux de change réel par rapport à la politique commerciale tunisienne est plausible par rapport aux travaux antérieurs et par rapport à ce que prédit souvent la théorie économique. En effet, une amélioration de 10% du degré d'ouverture de l'économie tunisienne entraîne une dépréciation à l'ordre de 7.6% de la valeur réel de son dinar. Ainsi, l'ouverture de l'économie en Tunisie déprécie son taux de change réel d'équilibre parce que la libéralisation commerciale permet d'accéder à des biens importés à faibles prix, ce qui va pousser les consommateurs à substituer des produits non échangeables aux produits échangeables.

Concernant la relation de long entre les investissements directs étrangers et le taux de change réel, elle s'inscrit bien dans les prédictions théoriques. En effet, le coefficient de cointégration relatif aux IDE est négatif, indiquant qu'un accroissement des flux de capitaux étrangers entraîne une augmentation de la demande intérieure dont la réallocation des facteurs de production s'effectue en faveur des secteurs des produits non échangeables. Cette hausse de la demande des biens non échangeables a pour effet de tirer à long terme le taux de change réel vers le haut. Comme l'indique la relation de cointégration obtenue, il résulte d'un accroissement de 10% des flux d'investissements étrangers une appréciation du taux de change réel égale à 0.6%.

Pour l'impact de la consommation publique sur la valeur réelle du dinar tunisien, les résultats dégagés infirment ce que prédisent les analyses théoriques. Nous avons trouvé qu'une augmentation de la demande des administrations publiques entraîne une appréciation du taux de change réel. Parmi les explications plausibles, nous pouvons retenir celle prévoyant qu'un effet d'éviction important peut se traduire par une baisse de la demande privée des produits non échangeables. Lorsque la consommation publique se penche davantage sur des biens non échangeables, alors une politique budgétaire expansionniste implique un accroissement de l'impôt et du taux d'intérêt et la conséquence sera une baisse des dépenses privées en produits non échangeables. Dans ce cas, Edwards (1989) et Drine et Rault (2005) ajoutent qu'une diminution de la demande va engendrer un décroissement des prix et par conséquent une tendance vers le bas de la valeur réelle de la monnaie nationale. Nous remarquons, également, que l'impact de la consommation publique, par rapport aux autres déterminants du taux de

change réel d'équilibre, est le plus important puisque son augmentation de 10% engendre une dépréciation de la valeur du dinar tunisien de 20.4%.

Quant à l'effet à long de l'accumulation du capital sur le taux de change réel, la relation de cointégration fournit un coefficient négatif, indiquant qu'une amélioration de la part des investissements intérieurs de l'ordre de 10% entraîne une appréciation du taux de change réel à l'ordre de 5%. Le signe attribué à l'investissement intérieur est négatif, mettant en évidence le fait qu'une augmentation de l'accumulation du capital engendre un accroissement des dépenses en biens échangeables (biens d'investissement et matières premières).

L'effet du revenu par habitant sur le taux de change réel contribue aux variations de long terme du taux de change réel. Cependant, le coefficient qui lui est attribué présente un signe positif, ce qui est incompatible avec les prédictions théoriques. Cependant, l'effet du phénomène de Balassa-Samuelson est d'autant plus marqué que le pays est peu développé (Coudert, 1999), ce qui n'est pas le cas pour la Tunisie. Comme l'indique l'évolution du taux de change réel en Tunisie, il n'y a pas une appréciation proprement dite surtout entre 1985 et 1996 et à partir des années 2001. Ainsi, la Tunisie ne bénéficie que de faibles gains de productivité et le secteur des services tend à augmenter au cours de son processus de développement, ce qui explique le signe attribué au coefficient de l'effet Balassa-Samuelson.

Concernant la dynamique du court terme du taux de change réel d'équilibre, elle a été examinée en estimant un modèle de correction d'erreur (ECM) et les résultats relevés figurent dans le tableau 7. Par rapport au comportement du taux de change réel d'équilibre dans le régime permanent, la dynamique de court terme de cette variable se diffère un peu. En effet, trois variables (les termes de l'échange, l'investissement intérieur et le PIB par habitant) exercent sur le TCRE les mêmes effets déjà trouvés dans la relation de long terme. Pour les autres variables, c'est-à-dire la politique commerciale, les IDE et la consommation publique, elles interviennent plutôt contrairement à leur effet relevé en régime permanent. Le coefficient attribué au terme de correction de l'erreur est négatif et inférieur à l'unité ce qui est conforme aux prédictions théoriques.

Ceci indique à la fois une stabilité dans le comportement à long du taux de change réel d'équilibre et une convergence graduelle vers sa valeur de long terme.

Tableau 7 : estimation du modèle à correction d'erreur pour le taux de change réel d'équilibre

	Dynamique de court terme du taux de change réel d'équilibre						
	Δ LTE	Δ LPC	Δ LIDE	Δ LCP	Δ LINVIN	Δ LPIBH	ECM
Coeff.	0.325	-0.191	0.098	-0.215	-0.101	0.378	-0.061
T. stat.	1.131	-0.411	0.283	-0.609	-0.414	0.476	-0.4

4. Calcul du désalignement du taux de change réel d'équilibre

L'objectif de cette section consiste à déterminer, d'une part, l'ampleur de désalignement du taux de change de dinar tunisien par rapport à son niveau d'équilibre et, d'autre part, détecter les périodes de surévaluation et les périodes de sous-évaluation. Le degré de mésalignement réel courant représente les déviations en pourcentage du taux de change réel observé (TCRO) par rapport au taux de change réel d'équilibre (TCRE). Une déviation positive est synonyme d'une appréciation du TCRO relativement au TCRE, alors qu'une déviation négative implique une dépréciation du TCRO par rapport au TCRE. Lorsque l'écart entre ces deux variables est nul, on dit que le taux de change réel est aligné.

Ainsi et à partir de la relation de long terme estimée, il est possible de calculer l'écart relatif existant entre le taux de change réel observé et d'équilibre, en utilisant l'indicateur de mésalignement suivant : $Mes = \frac{TCRO - TCRE}{TCRE}$. Les graphiques 6

décrit les trajectoires des TCRO et TCRE, mettant en évidence leur évolution comparée sur la période d'étude. Bien que les évolutions de ces deux variables aient la même tendance, il paraît clairement quelques zones de divergence reflétant des situations de sous-évaluation et de surévaluation du taux de change réel courant par rapport à celui d'équilibre. L'analyse graphique des écarts entre le TCRO et le TCRE, comme ont été calculés par l'indicateur de mésalignement, nous permet d'apprécier l'évolution de la valeur courant du dinar tunisien par rapport à sa trajectoire hypothétique d'équilibre.

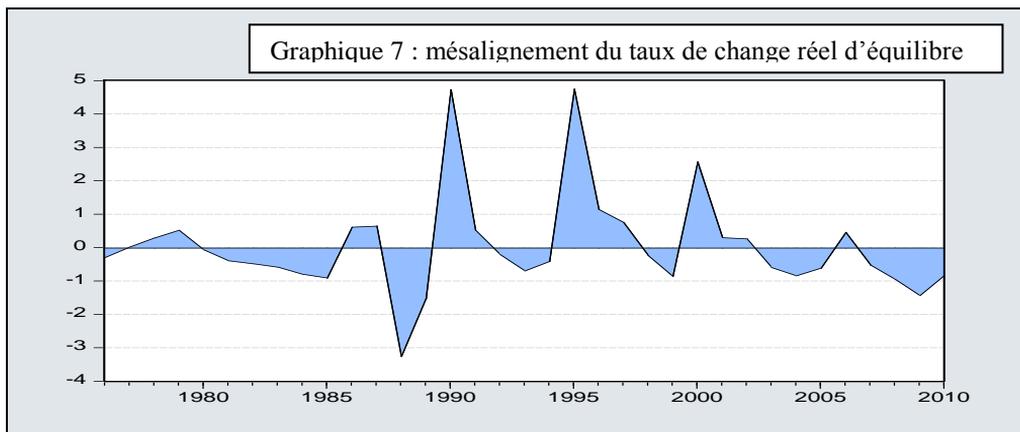
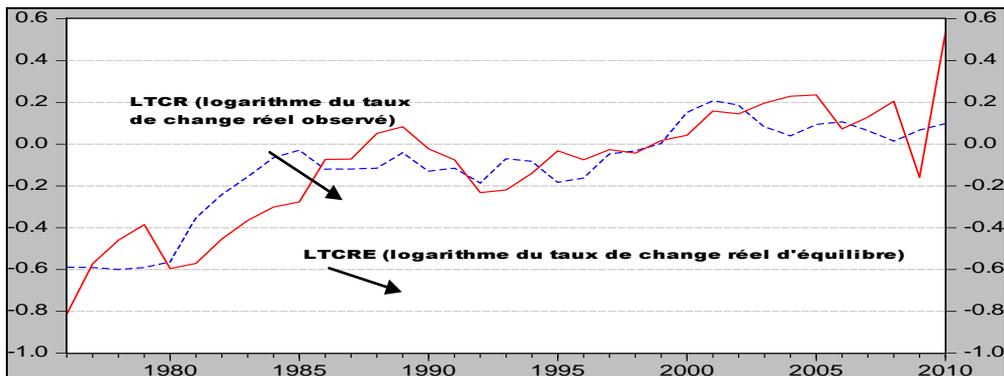
A partir du graphique 7, représentant les périodes de surévaluation et de sous-évaluation, le comportement de l'indicateur de mésalignement nous permet de faire la classification suivante :

- les périodes de surévaluation: 1977-1979 ; 1986-1987 ; 1990-1991 ; 1995-1997 ; 2000-2002 ; l'année 2006
- les périodes de sous-évaluation: l'année 1976 ; 1980-1985 ; 1988-1989 ; 1992-1994 ; 1998-1999 ; 2003-2005 et 2007-2010

L'ampleur des déviations du taux de change réel courant par rapport au taux de change réel d'équilibre varie entre 4.8% et - 3.2%, mettant en œuvre 13 périodes de divergences entre ces deux indicateurs. Si on considère un intervalle de tolérance de [- 1.5 ;1.5] pour la politique de mésalignement du taux de change en Tunisie, on

remarque qu'il y pratiquement 4 années critiques (de sous-évaluation et surévaluation) : 1989 (Mes = -3.3%), 1990 (Mes = +4.75%), 1995 (Mes = +4.76%) et 2000 (Mes = +2.58%). En fait, sur cette période, c'est-à-dire durant les années 1990, la Tunisie n'a pas bien maîtrisé sa politique de change ce qui a menacé dans une large mesure la compétitivité de l'économie.

Graphique 6 : évolution comparée du taux de change réel courant et du taux réel d'équilibre



Cependant, on peut dire que sur la période 1996-2010 (exception faite de l'année 2000) la Tunisie a diminué fortement les fluctuations de la valeur de son dinar (soit un mésalignement variant entre -1.2% et 1.4%). Le début de cette période correspond à date à partir de laquelle elle a commencé effectivement à ouvrir son marché des changes en achevant la première phase de la libéralisation de son marché financier. En conséquence, nous pouvons dire que c'est l'assouplissement de la politique de change

en Tunisie qui a conduit à une stabilisation remarquable du dinar, donnant un souffle de résistance pour la compétitivité de l'économie.

5. Conclusion

Parce que le taux de change représente pour les autorités publiques une variable macroéconomique fondamentale et stratégique, en contribuant à la compétitivité externe de l'économie, il a été depuis longtemps et reste encore un élément essentiel de la politique monétaire. En effet, une évolution déséquilibrée de sa valeur engendre souvent des répercussions sur l'économie intérieure de différentes façons. Il s'agit notamment du cas d'une distorsion à long terme impliquant des conséquences néfastes sur la concurrence nationale et internationale. Il y a aussi le phénomène de la dépréciation/appréciation, produisant souvent l'augmentation/réduction de l'inflation et en conséquence la dynamisation/blocage de la croissance économique. Sans oublier, surtout, sa volatilité et ses répercussions sur les coûts et la stabilité des marchés, ce qui en résulte une mauvaise allocation des ressources.

A la lumière de ce travail, nous considérons que la modélisation des déterminants du taux de change réel d'équilibre s'inscrit bien dans les travaux actuels s'intéressant au suivi de la compétitivité de l'économie tunisienne. Il s'agit surtout des problématiques, où le taux de change reste la clé de voûte, tels que le diagnostic des mutations de l'environnement international (caractérisé par l'intensification de la mondialisation des économies, les changements géopolitiques et socio-économiques dans le monde arabe, le repositionnement et déploiement de nouveaux concurrents sur le marché mondial, émanant surtout de l'Asie) et l'exploration des transformations du cadre international des échanges commerciaux (construction de grands blocs économiques et zones de libre-échange régionales et le partenariat euro-méditerranéen).

Dans ce contexte, nous avons cherché à identifier les déterminants du taux de change réel d'équilibre pour la Tunisie. Sur la base d'approches théoriques généralement utilisées dans la littérature, nous avons estimé un modèle de taux de change comportemental d'équilibre (BEER). Une seule relation de long terme a été relevée entre le taux de change et ses déterminants, illustrant par là que les variables retenues (les termes de l'échange, l'investissement intérieur, les dépenses publiques, la politique commerciale, les mouvements de capitaux à long terme et le produit intérieur

par tête) ont une influence non négligeable dans la détermination d'une politique de change en Tunisie.

Notre étude montre qu'une amélioration des termes de l'échange, une augmentation du degré d'ouverture, un accroissement des dépenses publiques et une hausse de revenu par tête entraînent une appréciation de long terme du taux de change réel. En revanche, une hausse de l'investissement domestique et du degré de mouvement des capitaux à long terme entraîne une dépréciation du taux de change réel.

La déviation du taux de change réel observé du dinar par rapport à son niveau d'équilibre obtenue suite au calcul de ce qu'on appelle l'indicateur de mésalignement, fait ressortir quatre périodes remarquables : une sous-évaluation de 3.3% (1988-1989) et trois surévaluations de 4.75% (1990-1991), 4.76% (1995-1997) et 2.58%(2000). Exception faite de ces périodes de mésalignement, dont l'ampleur n'a pas atteint des seuils critiques, nous pouvons conclure que la Tunisie a bien géré son système de paiement extérieur grâce surtout à l'assouplissement de sa politique de change qui a conduit à une stabilisation acceptable du dinar, donnant ainsi un souffle de résistance pour la compétitivité de l'économie.

BIBLIOGRAPHIE

- 1- Baffes J., Elbadawi I., O'connel S. (1999), « Single-Equation Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate », in Hinkle L., Montiel P., «Exchange Rate Misalignment: concepts and Measurement for Developing countries», Oxford University Press, New York.
- 2- Balassa B. (1964), «La Doctrine de la Parité du Pouvoir d'Achat: une réévaluation», Journal of Political Economy 72, pp.584-96.
- 3- Balassa Bela (1964), «The Purchasing Power Parity Doctrine: a Reappraisal» Journal of Political Economy, 72 (6), pp.584-96.
- 4- Cashin, Paul, Luis Cespedes, and Ratna Sahay, (2004), «Commodity Currencies and the Real Exchange Rate», Journal of Development Economics, 75 (1), 239–68.
- 5- Chen, Y-C., Kenneth R., (2003) , « Commodity Currencies», Journal of International Economics, 60 (1), 133–60.
- 6- Clark P. et R. Macdonald, (1997), « Exchange rates and economic fundamentals: a Methodological comparison of BEERs and FEERs », IMF Working Paper.
- 7- Clark, P. et R. Mac Donald (1998), «Exchange Rate and Economic Fundamentals : A Methodological Comparaison of BEERs and FEERS», IMF Working Paper 98/67, Washington, D.C : IMF, May.
- 8- Clark, P., MacDonald, R., 1998, «Exchange rates and economic fundamentals: A Methodological comparison of BERRs and FEERs», IMF Working Paper WP98/67.
- 9- Coudert V.(1999), « comment définir un taux de change d'équilibre pour les pays émergent? », in Revue du CEPII, n° 77.
- 10- Coudert, V., Coucharde, C., et Mignon, V. [2010], «Taux de change des pays exportateurs de matières premières: l'importance des termes de l'échange», Revue économique, vol. 61, n°3, Mai.
- 11- Coudert, V., Couharde, C., (2008), «Currency misalignments and exchange rate regimes in emerging and developing countries», Review of International Economics 17(1), 121-36.
- 12- De Gregorio J., H.C. Wolf (1994), «Terms of trade, productivity, and the real exchange rate», NBER Working Papers Series n°4807.
- 13- Dickey D., Fuller W. (1981), « likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root », econometrica, vol 49.
- 14- Drine, I. C. Rault, « Déterminants de long terme des taux de change réels pour les pays en développement : une comparaison internationale », Revue d'économie du développement, 2005/1 Vol. 19, p. 123-150. DOI: 10.3917/edd.191.123.
- 15- Drine, I., B. Egert, K. Lommatzsch et C. Rault, (2003), « The Balassa-Samuelson effect in Central and Eastern Europe: Myth or reality? », Journal of Comparative Economics, vol. 31, No 3.
- 16- Duval, Romain (2001), « Taux de change réel et effet Balassa-Samuelson », Economie Internationale, 85, p. 101-128.
- 17- Edwards S. (1994), «Real and monetary determinants of real exchange rate behavior : theory and evidence from developing countries», in WILLIAMSON J. éd., Estimating equilibrium Exchange rates, Institute for International Economics, pp. 61-91.
- 18- Edwards, S. (1989), "Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment: Exchange Rate Policy in developing Countries", Cambridge, Mass: MIT, Press.
- 19- Edwards, S. (1993), « Openness, Trade Liberalization, and Growth in Developing Countries», Journal of Economic Literature, American Economic Association, vol. 31, No 3, pp. 1358-1393.
- 20- Edwards, S. et M.A. Savastano (1994), «Exchange Rates in Emerging Economies :What Do we Know ? What Do We Need to Know? », NBER Working Papers 7228, National Bureau of economic research, Inc.
- 21- Edwards, Sebastian and Miguel Savastano, 2000, «Exchange Rates in Emerging Economies: What Do We Know? What Do We Need to Know? » in Economic Policy

- Reform: The Second stage, edited by Anne O. Krueger (Chicago: University of Chicago, Press).
- 22- El Badawi I.A., R. Soto (1994), «Capital flows and equilibrium real exchange rates in Chile», Policy Research Working Paper 1306, World Bank.
 - 23- Elbadawi, I. (1994), «Estimating Long-Run Equilibrium Real Exchange Rates», in J. Williamson (ed.), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Washington, D.C.: Institute for International Economics.
 - 24- Elbadawi, I. et R. Soto (1995), «Capital Flows and Equilibrium Real Exchange Rate in Chile», Policy Research Working Paper, No 1306, Banque Mondiale, Washington DC.
 - 25- Emre Alper, C. et I. Saglam (2000), «Equilibrium Level of the Real Exchange Rate and the Duration and Magnitude of the Misalignments for Turkey», 2000 Proceedings of the Middle East Economic association. In conjunction with Allied Social Sciences Association in Boston, Massachusetts, U.S.A., January 7-9.
 - 26- Feyzioglu, T. (1997), «Estimating the Equilibrium Real Exchange Rate : An Application to Finland», IMF Working Paper, 97/109, Washington, D.C. : IMF, August.
 - 27- Hinkle L.E., et P.J. Montiel (1999), «Exchange rate misalignment: concepts and measurement for developing countries», World Bank Research Publication.
 - 28- Johansen S. (1992), «Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-Equation Analysis», *Journal of Econometrics*, 52, pp : 389 – 402.
 - 29- Johansen S.(1988), «Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models», *Econometrica*.
 - 30- Johansen S., Juselius K. (1990), «Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration with Application to the Demand for Money», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.
 - 31- MacDonald, R. and C. Wójcik (2004), «Catching Up: The Role of Demand, Supply and Regulated Price Effects on the Real Exchange Rates of Four Accession Countries», *Economics of Transition*. 12(1). 153-179.
 - 32- MacDonald, R., (1995a), «Long run exchange rate modeling: a survey of the recent evidence», IMF Working Paper, WP/ 95/14, janvier.
 - 33- Meese Richard et Rogoff Kenneth (1983), «Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do they Fit Out of Sample? », *Journal of International Economics* 14(1/2), pp. 3- 24.
 - 34- Reinhart, Carmen M. ; Rogoff, Kenneth S. (2004), «The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation», *the Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, 119 (1), p. 1-48.
 - 35- Ricci, Luca A., Milesi-Ferretti, Gian M., Lee, Jaewoo (2008), «Real Exchange Rates and Fundamentals : A Cross-Country Perspective », IMF Working Paper WP/08/13, January.
 - 36- Rogoff, K. (1996), «The purchasing Parity Puzzle», *Journal of Economic Literature*, vol .XXXIV, pp. 647-668.
 - 37- Roudet, S., Saxegaard, M., et Tsangarides, C. (2007), «Estimation of Equilibrium Exchange Rates in the WAEMU: A Robustness Analysis», IMF Working Paper 07/194 Washington: international Monetary Fund.
 - 38- Samuelson P. (1964), «Notes théoriques sur les Problèmes Commerciaux», *Revue d'Economie et Statistiques* 23, pp. 1-60.
 - 39- STEIN, J. et P. ALLEN (1995), «Fundamental Determinants of Exchange Rates», Oxford Clarendon Press.
 - 40- Williamson, J (1996), «The Crawling Band as an Exchange Rate Regime :Lessons from Chile, Colombia and Israel», Washington,, Institute for International Economics.
 - 41- Williamson, J. (1983), «The Open Economy and the World economy», New York, Basic Books.
 - 42- Williamson, J. (1994), «Estimating Equilibrium exchange rate, Institute for International Economics, Washington, DC.