



Munich Personal RePEc Archive

Nonlinear trend and co-trending in the Tunisian real effective exchange rate

Bouoiyour, Jamal and Marimoutou, Velayoudoum and Rey,
Serge

CATT, University of Pau et Pays de l'Adour, and GREQAM,
University of Aix-Marseille II

June 2003

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/30249/>
MPRA Paper No. 30249, posted 12 Apr 2011 13:22 UTC

Trends non linéaires et co-trending dans le taux de change réel effectif du dinar tunisien [§]

Jamal BOUOYEUR ^a, Velayoudoum MARIMOUTOU ^b, Serge REY ^a

a: C.A.T.T., Université de Pau et des Pays de l'Adour
e-mail : jamal.bouoyeur@univ-pau.fr serge.rey@univ-pau.fr
b: GREQAM, EHESS, CNRS

Juin 2003

Résumé :

On s'intéresse au comportement du taux de change effectif réel du dinar tunisien et aux relations entre ce taux et ses principaux déterminants. Après avoir montré que la plupart des séries sont stationnaires autour d'un trend non linéaire, on met en évidence l'existence de relations de co-trending entre le taux réel et ses principaux fondamentaux qui sont ; le ratio balance commerciale/PIB, le ratio dépenses publiques/PIB, le taux d'ouverture de l'économie et les termes de l'échange étrangers. Ceci confirme la présence d'un trend non linéaire commun aux cinq variables du modèle.

Abstract:

We study the relationships between the real effective exchange rate (REER) of the Tunisian dinar and its determinants/fundamentals, i.e. the ratio of trade balance/GDP, the ratio of public consumption/GDP, the openness rate and the terms of trade. We find that in the most of cases, the variables are stationary around a nonlinear trend. So we highlight the presence of co-trending relationships between REER and the four fundamental. That confirms the presence of a common nonlinear trend.

Mots clés : Taux de change effectif réel, co-trending, trend commun, tendance non linéaire, règle de constance du taux de change réel.

JEL Classification : C12, C13, C14, F31, F32.

[§] Texte préparé pour les « Journées d'économie internationale », Fès, 3-4 juin 2003.

1. Introduction

Depuis son indépendance en 1956, la Tunisie a cherché à mettre en place une politique économique axée sur ses avantages comparatifs -pour tenter d'améliorer sa compétitivité- et sur une intervention publique très forte. Cette politique a vite montré ses limites et des déséquilibres macro-économiques et sectoriels n'ont pas tardé à paraître.

Suite aux recommandations de la Banque Mondiale et du Fonds Monétaire International, la Tunisie a adopté en 1986 un programme d'ajustement structurel dont le but est de rétablir les équilibres macro-économiques tout en réduisant l'«interventionnisme» de l'Etat. Il s'agissait en fait de réduire l'excès de la demande (baisse du rythme de l'inflation, dévaluation de la monnaie nationale, réduction des déficits,...). Cette restructuration de l'économie n'a pas tardé à donner ses fruits malgré quelques difficultés conjoncturelles. Les taux de croissance dans les années 90 ont été remarquables (5,6% / an en moyenne entre 1996 et 2000), le déficit budgétaire a été maintenu autour de 3% du PIB, l'inflation inférieure à 3% et le déficit du compte courant inférieur à 3,5% du PIB (European Economy, 2003).

Cette politique de stabilisation s'est renforcée dans les années 90 avec la signature de l'accord avec l'Europe en 1995 prévoyant la création d'une zone de libre-échange Tunisie-Europe, à l'horizon 2010.

Cet accord est d'autant plus important que le marché européen absorbe une part de plus en plus importante des importations et exportations tunisiennes (73% et 87% respectivement en l'an 2000). La Tunisie est de plus en plus dépendante de l'Europe. Malgré une évolution positive des exportations tunisiennes vers l'Union Européenne (U.E.), les échanges entre ces deux entités représentent toutes les caractéristiques des échanges Nord-Sud. En effet, les importations tunisiennes en provenance de l'U.E. sont constituées de biens d'équipement et de haute technologie. Plus précisément, en l'an 2000, 90% de ces importations sont constituées de produits manufacturés (79% en 1970), 5% de produits agro-alimentaires (16% en 1970) et 5% d'énergie et minerais (2,4% en 1970)¹. La composition des importations en provenance de l'U.E. n'a donc pas connu de grands bouleversements. En revanche, la composition des exportations tunisiennes a radicalement changé. L'énergie et le minerais ne représentent que 7% en 2000, au lieu de 49% en 1970 ; les produits agro-alimentaires 9% au lieu de 32% et les produits manufacturés 83% au lieu de 19%. On peut donc remarquer que les échanges sont constitués aujourd'hui essentiellement de produits manufacturés. Cependant, une analyse plus fine des exportations montre que ces dernières sont composées de produits intensifs en main d'oeuvre peu qualifiée et à faible valeur ajoutée.

¹CD-ROM CEPII (2003) et Cheikh Zaouali (2002).

Il faut enfin rappeler que l'économie tunisienne reste fortement protégée. Les droits de douanes y restent bien plus élevés que ceux qui ont cours dans d'autres zones de libre-échange, contribuant par là même à renforcer l'inefficience des marchés. En effet, comparée à d'autres pays, la protection nominale de la Tunisie demeure forte. Elle était de l'ordre de 19% en 1992, contre 8,8% en Thaïlande et 9% en Hongrie (Banque Mondiale 1998). En somme, la libéralisation entamée en Tunisie est importante, mais le chemin à parcourir est long. Une cause directe de cet état de fait résulte du lobbying exercé par les entrepreneurs locaux pour maintenir cette protection. En ce sens, les accords euro-méditerranéens² constituent des avancées positives. Tous les pays n'auraient pas mis en place de tels processus de libéralisation des importations sans un tel accord. Autrement dit, cette libéralisation permettrait à ces pays de mettre en place des politiques économiques de grande envergure et des réformes structurelles de leurs économies. Il s'agit des politiques monétaire, budgétaire et *du taux de change*, mais aussi des réformes à plus long terme qui modifient les conditions de concurrence sur le marché des biens, services et facteurs de production (réforme du système financier, du marché du travail, du système éducatif, etc...). Dans ce processus de libéralisation, le choix du régime de change peut tenir une place prépondérante.

Il est commun d'admettre qu'il existe un *continuum* de régimes de change, allant des changes fixes aux changes flottants purs. La plupart des pays émergents ont adopté des régimes intermédiaires, présentés le plus souvent comme des régimes provisoires, passage obligé avant un rattachement définitif à une monnaie (zone monétaire), ou à l'inverse, étape indispensable vers des changes flottants. La Tunisie n'y fait pas exception, et les changements dans la politique de change de ce pays depuis une vingtaine d'années, révèlent tout autant une forte volonté de ses autorités monétaires de maîtriser l'évolution de la valeur interne du Dinar, que le désir de garantir un niveau acceptable de compétitivité externe. C'est précisément dans le but de préserver cette compétitivité que la Tunisie en est venue à une politique de fixation du taux de change réel. Si cette politique est judicieuse, elle doit permettre d'éviter les mésalignements (sur/sous-évaluations) de la monnaie domestique, et tous les désagréments qui en découlent. C'est la pertinence de cette politique que nous allons analyser ici. En effet, cette stratégie n'est pas sans risques si l'on admet que le taux de change réel d'équilibre n'est pas un point mais une trajectoire, pour reprendre l'expression de J. Stein. D'ailleurs Montiel et Ostry (1991), se référant aux premiers travaux théoriques sur le sujet ont noté:

“An important result that emerges from this line of research is that, depending on the values of a variety of elasticities and the type of exogenous disturbances under consideration, movements in the equilibrium real exchange rate may be substantial. A direct implication of

² D'autres pays ont déjà signés des accords d'association (Maroc, Egypte,...) ou en cours de signature (Algérie...).

this result is that policies to keep the real exchange rate constant in the face of exogenous real disturbances may prevent the establishment of macroeconomic equilibrium and, hence, may be destabilizing.”

En d'autres termes, s'il existe des relations d'équilibre de long terme (cointegration, co-trending) entre le taux de change réel du dinar et des variables dites fondamentales, la fixité du taux de change réel n'est pas une politique appropriée. Pour discuter de ce problème, on procédera en trois étapes.

Dans la section 2, on revient en détail sur les fondements théoriques et sur la pratique de la politique de change suivie par la Tunisie depuis les 30 dernières années. La section 3 est consacrée à un bref rappel d'un modèle théorique de taux de change réel d'équilibre et à la mise en évidence de ses fondamentaux. Dans la section 4, l'analyse empirique permet de vérifier qu'il existe des relations de long terme entre le taux de change réel du dinar et ses fondamentaux. La section 5 conclut ce travail.

2. La politique de change de la Tunisie

Initialement, le Dinar tunisien était lié au franc français. En avril 1978, ce lien est revu avec un nouveau panier de monnaies comprenant en particulier, le franc français, le deutschemark, et le dollar américain. Ce panier sera élargi pour intégrer notamment à partir de 1981, la lire italienne, le franc belge, le florin et le peseta.

Durant les années 1990, la politique de change de la Tunisie a eu pour but de stabiliser le taux de change réel du Dinar face à ce panier de monnaies, afin d'éviter les pertes de compétitivité qui auraient pu résulter d'une appréciation réelle du change. On va revenir plus en détail sur cette politique dont les effets déstabilisants ont pu être montrés (Montiel et Ostry 1991).

2.1. Principe et implications de la RCTCR :

Les autorités ont adopté une règle de constance des taux de change réels (RCTCR). Quels sont les fondements de cette politique et quelles peuvent en être les risques ?

Se poser la question de la pertinence de la RCTCR revient à s'interroger sur le concept de taux de change d'équilibre. Si on admet que le taux de change nominal converge en longue période vers la Parité des Pouvoirs d'Achat (PPA), alors le taux de change réel sera constant à l'équilibre. Dans ce cas, fixer le taux réel permet d'éviter les mésalignements et cette règle trouve une certaine justification.

En revanche, si le taux de change réel d'équilibre n'est pas une constante, comme le postulent les modèles développés par Stein, Williamson, Edwards, Montiel..., tout choc qui affecte l'économie pourra se traduire par un changement de trajectoire de ce taux. Dans ce cas, une règle de fixité du taux réel courant peut être tout à la fois source de distorsions de change et génératrice d'inflation.

Supposons que l'économie soit sujette à un *choc de demande positif* qui provoque une augmentation de la demande de biens non échangés. En changes fixes, l'équilibre du marché des biens non échangés sera restauré par une hausse du prix relatif de ces biens, c'est-à-dire par une appréciation réelle de la monnaie domestique. Lorsqu'on suit une RCTCR, une telle appréciation ne se produira pas car la hausse des prix des biens non échangés sera accompagnée d'une *dépréciation nominale du change* afin de maintenir constant le taux de change réel, alors que dans le même temps *le taux de change réel d'équilibre s'appréciera*. Aussi, cette stratégie produira deux effets :

- d'une part, le taux de change réel courant maintenu constant s'écartera de sa valeur d'équilibre. Dans le cas présent, la monnaie domestique se trouvera sous-évaluée.
- d'autre part, la RCTCR empêchant tout ajustement dans les prix relatifs, c'est le niveau général des prix qui va s'ajuster à la hausse. En effet, la dépréciation nominale du change entraînera une hausse équivalente des prix des biens échangés exprimés en monnaie domestique (unicité des prix des biens échangés). Le choc aura donc des effets inflationnistes³. Illustrant ce phénomène Fanizza et al. (2002) notent:

« Jumps in inflation in Argentina, Brazil and Israel in the mi-1980s (preceding stabilization programs) are likely to have been prompted by exchange rate adjustments in response to adverse external shocks, followed by a period of real exchange rate targeting ».

Or, une des particularités de l'économie tunisienne, c'est d'avoir pu mettre en place cette RCTCR tout en se préservant de l'inflation.

2.2. L'expérience tunisienne

Durant les années 1990, la Tunisie a été capable de préserver la stabilité du taux de change réel tout en luttant efficacement contre l'inflation. Si dans la première moitié des années 1990 le taux d'inflation de la Tunisie va fluctuer autour de 5%, il va par la suite chuter régulièrement pour passer en dessous de 2% en 2001. Cette expérience est contraire aux

³ L'effet total sur le niveau des prix dépendra aussi des effets de richesse: d'un côté, la hausse du niveau général des prix entraînera une baisse de la richesse réelle, ce qui réduira la demande; de l'autre, l'amélioration des termes de l'échange produira une hausse de la richesse privée, via un surplus des comptes courants.

enseignements des modèles théoriques (cf. par exemple Montiel et Ostry 1991), dont on a rappelé plus haut les principales conclusions.

Trois facteurs (Fanizza et al. 2002) peuvent être avancés pour expliquer ce résultat :

1- L'absence de chocs exogènes significatifs sur les termes de l'échange, durant la période de stabilisation des taux de change réels.

Sur les vingt dernières années, on peut distinguer deux phases dans l'évolution des termes de l'échange de la Tunisie. Au début des années 1980, on observe une détérioration des termes de l'échange d'environ 25 %. A partir du milieu des années 1980 et jusqu'au milieu des années 1990, ceux-ci vont rester relativement stables. Une dégradation faible apparaîtra à la fin des années 1990, en raison notamment de la baisse des prix à l'exportation des produits agricoles.

2- Une politique macroéconomique adaptée.

Les autorités ont mis en place une politique budgétaire rigoureuse qui a eu pour effet de réduire la pression sur la demande et donc sur les prix. Ainsi, le déficit public qui représentait 6% du PIB au début des années 1990 va être ramené à 2.4% du PIB en 2001. Cette politique a permis de contrebalancer les fortes pressions de la demande privée.

De même, une politique monétaire rigoureuse a permis de limiter l'expansion des crédits. Cette politique a vu son efficacité renforcée (politique monétaire indépendante) par des mesures de restrictions des mouvements de capitaux.

3- Une politique d'administration des prix.

Fanizza et al. rappellent qu'un tiers des produits qui rentrent dans le calcul de l'indice des prix à la consommation avaient leurs prix qui étaient encore sous contrôle en 2001. Cette relative rigidité des prix contrarie le développement d'une spirale salaire - prix, même si les salaires jouissent d'une plus grande flexibilité.

Cette politique soulève au moins deux questions importantes relatives au comportement du taux de change du dinar :

- 1- Qu'en est-il advenu de la volatilité du taux de change réel du Dinar ?
- 2- Quels ont été les effets de cette politique en matière de sur/sous-évaluation du Dinar ?

On s'intéressera ici au problème des *mésalignements* du Dinar, qui pourrait avoir été provoqués par cette RCTCR. Pour cela, il importe de définir, puis d'estimer un taux de change réel d'équilibre de longue période. C'est ce qui sera fait dans les sections suivantes.

3. Le modèle de référence du taux de change réel d'équilibre

Dans la mesure où l'économie tunisienne peut être considérée comme une petite économie ouverte, l'approche du taux de change réel d'équilibre s'inspire des travaux de Montiel (1999), Elbadawi et alii (1999), Edwards (1989)... Le taux de change réel peut ainsi être défini comme le ratio des prix des biens échangés au prix des biens non échangés. Si on appelle RER ce taux de change réel, on aura :

$$RER = \frac{P_T}{P_N} \quad (1)$$

où P_T et P_N représentent les prix des biens échangeables et non échangeables. Une augmentation (baisse) de ce taux réel sera synonyme de dépréciation (appréciation) réelle. On définira le taux de change réel d'équilibre comme le taux qui prévaudra quand on aura simultanément équilibre interne et équilibre externe. Sous l'hypothèse de petit pays, l'équilibre interne se ramène à l'équilibre du marché des biens non échangés. Cette condition peut être exprimée par l'équation suivante :

$$y_N(rer, \rho) = c_N + g_N \quad (2)$$

où y_N est l'offre de biens non échangés, c_N et g_N les consommations privées et publiques de biens non échangés. L'offre de biens du secteur abrité diminue lorsque le taux de change se déprécie en termes réels (augmentation de rer) et lorsqu'il survient un choc de productivité (hausse de ρ) en faveur du secteur exposé à la concurrence. On suppose que l'équilibre externe tient quand la position créditrice nette du pays (équilibre de stock) a atteint l'équilibre d'état stationnaire. L'équation qui décrit cet équilibre est de la forme :

$$\dot{f} = bc + z + r \cdot f \quad (3)$$

où f est le montant des actifs nets étrangers, bc la balance commerciale, z les aides étrangères reçues par le gouvernement, et r est le rendement réel des actifs étrangers (exprimés en termes de biens échangés). La balance commerciale peut alors se définir comme la différence entre l'offre de biens échangés, qui augmente avec une dépréciation réelle du

change ainsi qu'avec un accroissement de la productivité du secteur exposé, et la demande de biens échangés émanant du secteur public (g_T) et du secteur privé (c_T). Soit

$$bc = y_T(rer, \rho) - c_T - g_T \quad (4)$$

Dans le modèle de Montiel, la dépense privée est liée négativement aux coûts de transactions (τ) qui dépendent eux-mêmes du taux d'intérêt nominal, c'est à dire du coût d'opportunité de la monnaie. Ainsi, en combinant les équations (2) à (4), et en contraignant à zéro le côté droit de l'équation (3), on obtient un taux de change réel d'équilibre qui dépend ; de la consommation publique dans les deux types de biens, de la balance commerciale et des coûts de transaction. Soit

$$rer_{eq} = rer(g_N, g_T, bc, \tau) \quad (5)$$

Suivant Montiel, Elbadawi ..., on peut décomposer les biens échangeables (le taux de change réel défini sur la base de ces biens) en une combinaison de biens exportables (notés P_x) et importables (notés P_m), et faire ainsi dépendre le taux de change réel d'équilibre des termes de l'échange (ratio P_x / P_m). Sachant que les prix de ces biens peuvent différer des prix mondiaux (notés P_x^* et P_m^*) en raison de mesures protectionnistes, l'équation (4) devient

$$rer_{eq} = rer(g_N, g_T, bc, tot, \eta, \tau) \quad (6)$$

avec $tot = P_x^* / P_m^*$ et η qui rend compte des différentes mesures de politique commerciale⁴.

Les variables de l'équation (5) constituent les fondamentaux du taux de change réel d'équilibre de longue période.

Une augmentation des dépenses publiques en biens non échangés, et une hausse des coûts de transactions entraînent une dépréciation réelle du change. Une hausse des dépenses publiques en biens échangés, ainsi qu'un renforcement des mesures protectionnistes (hausse des tarifs sur les produits importés par exemple), conduisent à une appréciation réelle de la monnaie domestique. Toutes choses égales par ailleurs, une amélioration de la balance commerciale (excès d'offre de biens échangeables) est associée à long terme avec une appréciation réelle du change. L'effet des termes de l'échange étrangers est incertain. D'un côté l'augmentation des termes de l'échange se traduit par une hausse du revenu national (en

⁴ Si on suppose des taxes sur les produits importés (taux t_m) et sur les produits exportés (taux t_x) les termes de

l'échange peuvent être exprimés comme $\frac{P_x}{P_m} = \frac{P_x^*}{P_m^*} \cdot \frac{(1+t_m)}{(1-t_x)}$, c'est à dire comme une combinaison des

termes de l'échange externe (P_x^* / P_m^*) et des mesures tarifaires $\eta = (1+t_m)/(1-t_x)$.

termes de biens importés) et donc des dépenses, ce qui conduit à une appréciation réelle. De l'autre, cette augmentation va générer des effets de substitution (hausse de l'offre d'exportables; réduction de la demande d'importables) qui entraîneront une dépréciation réelle. Elbadawi et al. (1999) notent que l'analyse empirique révèle une supériorité des effets de dépenses.

4. Analyse des relations de long terme du taux de change réel effectif

Compte tenu du modèle théorique et de la disponibilité de certaines données, le modèle (6) devient (cf. El Badawi, Montiel) ;

$$rer_{eq} = rer(ouv, gratio, totpi, tbratio) \quad (7)$$

où le taux d'ouverture de la Tunisie, noté *ouv*, est une variable proxy des restrictions commerciales. *Gratio* représente le rapport entre les dépenses publiques et le PIB, *tbratio* le rapport entre la balance commerciale et le PIB; et les termes de l'échange des pays industrialisés sont notés *totpi*.

L'étude de relations de long terme entre le taux de change réel et ses présumés fondamentaux nécessite que l'on étudie au préalable les propriétés des variables du modèle. Comme semblent l'indiquer les travaux récents, on est de plus en plus amené à discriminer entre des séries qui se comportent comme des marchés aléatoires avec dérive et des séries stationnaires autour d'un trend non linéaire. Si dans le premier cas la recherche de relations de cointégration est justifiée, dans le second cas la cointégration n'est plus pertinente et il faut se tourner vers l'analyse de relations de co-trending. Ce choix ne peut être fait a priori et doit résulter d'une analyse approfondie des propriétés statistiques des différentes séries.

4.1. Les données

On utilise des données trimestrielles pour la période 1968.I-2002.II, soit 138 observations. Compte tenu de l'importance des relations commerciales entre la Tunisie et l'UE15, on retient un taux de change réel effectif du dinar vis-à-vis de cette zone, calculé sur la base des prix à la consommation⁵. A l'exception du ratio de balance commerciale, toutes les séries sont exprimées en logarithme.

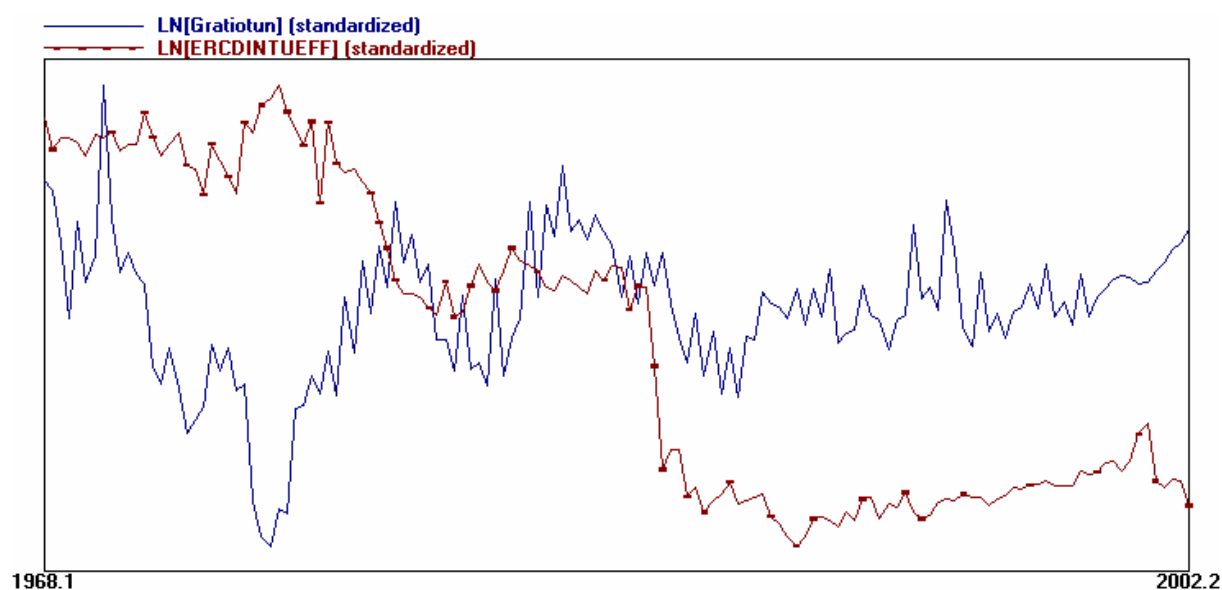
⁵ Cf. l'annexe pour plus de détails sur les données.

Un premier élément d'information peut être fourni par les évolutions des séries standardisées⁶, pour l'ensemble de période. L'examen des graphiques conduit aux remarques suivantes :

* A l'exception peut être du ratio des dépenses publiques, la plupart des séries font apparaître des tendances avec ruptures (et/ou changements de pente) qui laissent entrevoir un choix entre des marches aléatoires avec dérives et des comportements de stationnarité autour d'un trend non linéaire.

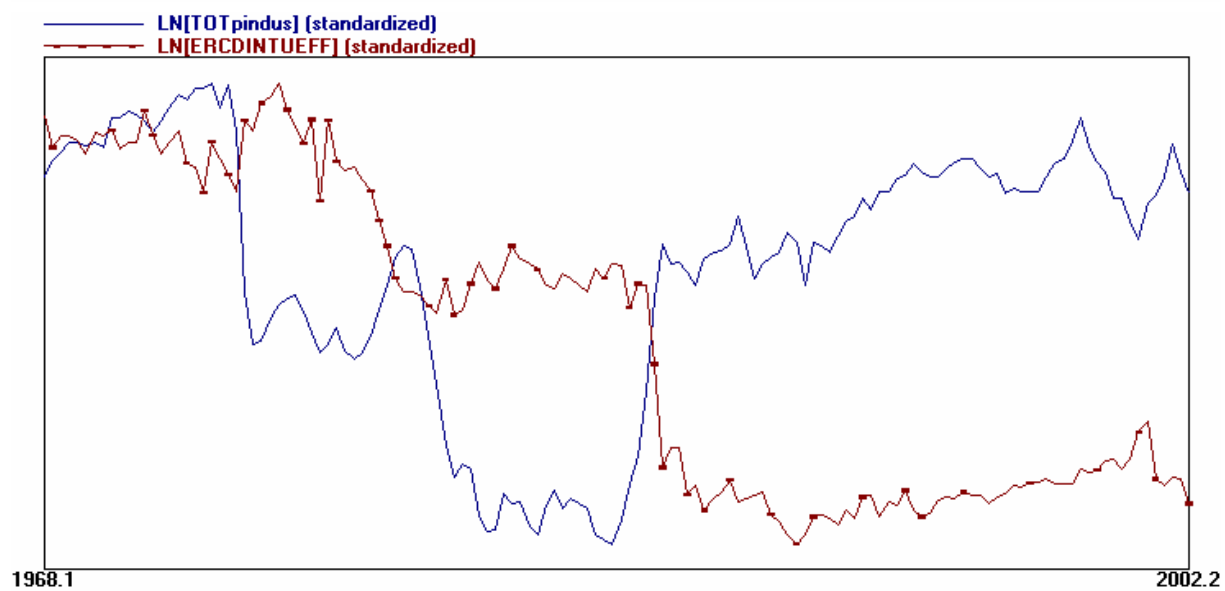
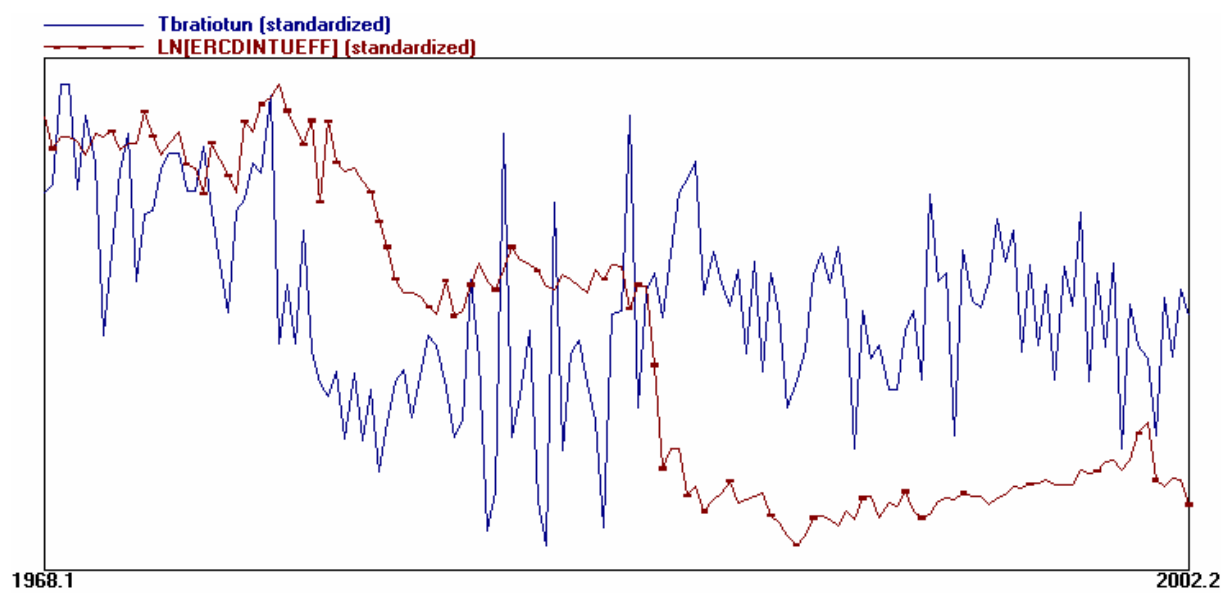
* Le comportement du taux de change réel du dinar reflète les changements de politique de change : de 1968 à 1987, le dinar se déprécie régulièrement alors que durant les années 1990 la RCTCR entraîne une plus grande stabilité de ce taux. Toutefois, on observe une légère tendance à l'appréciation réelle du dinar face aux monnaies de l'UE15, à l'exception de la fin de période.

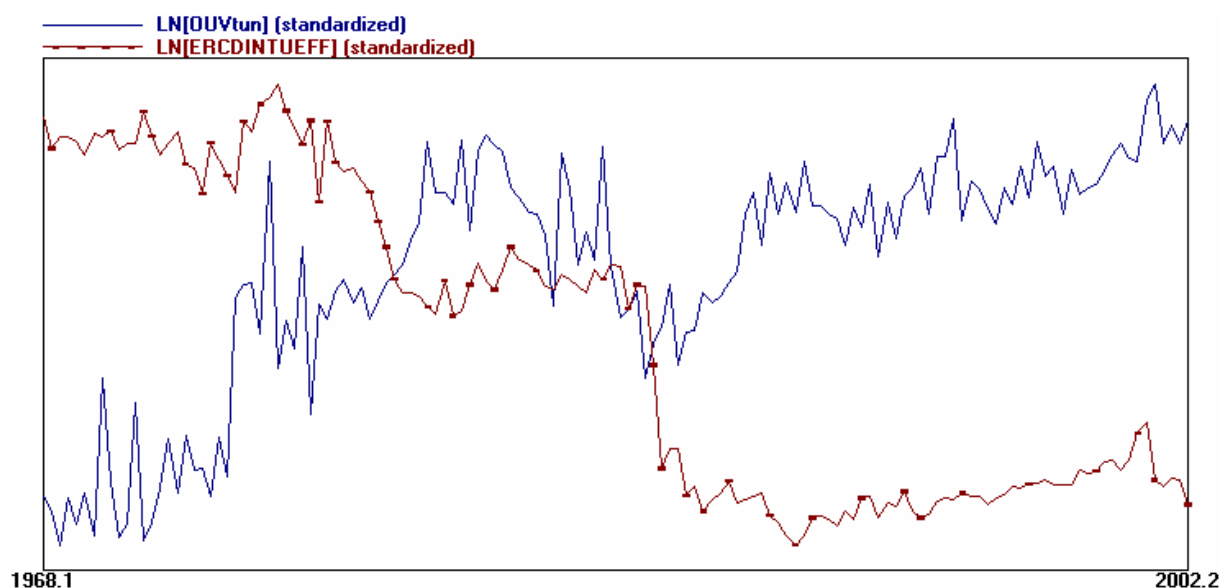
* Enfin, l'examen graphique montre des évolutions convergentes de certaines variables même si ces convergences ne sont pas uniformes sur l'ensemble de la période



⁶ Chaque série $x(t)$ est standardisée entre 0 et 1 en appliquant la transformation suivante :

$$y(t) = [x(t) - \min_{1 \leq t \leq n} \{x(t)\}] / [\max_{1 \leq t \leq n} \{x(t)\} - \min_{1 \leq t \leq n} \{x(t)\}]$$





4.2. Les tests de racine unitaire

On va tester l'hypothèse de racine unitaire contre l'alternative stationnaire. Deux ensembles de tests seront utilisés. Les premiers permettront de discriminer entre la marche aléatoire et la stationnarité en niveau ou autour d'un trend linéaire ; les seconds retiendront comme hypothèse alternative la stationnarité autour d'un trend non linéaire.

Hypothèse de racine unitaire contre les alternatives de stationnarité en niveau ou autour d'un trend linéaire

On rappelle brièvement les hypothèses testées, c'est à dire l'hypothèse nulle et l'hypothèse alternative

* En ce qui concerne les tests ADF, le modèle auxiliaire est le suivant ;

$$z_t - z_{t-1} = a \cdot z_{t-1} + b_1 \Delta z_{t-1} + \dots + b_p \Delta z_{t-p} + b_{p+1} + u_t$$

H(0) : z_t est un processus avec racine unité, soit $a=0$

H(a) : z_t est un processus stationnaire, soit $a < 0$

Le retard par défaut est obtenue par $p = c.n^r$ où $c=5$ et $r=0.25$. Ce test a une faible puissance contre une alternative tendance linéaire stationnaire.

* Pour le test de Phillips et Perron, le test auxiliaire est le suivant ;

$$z_t = a.z_{t-1} + b + u_t$$

H(0) : z_t est un processus avec racine unité, soit $a=1$

H(a) : z_t est un processus stationnaire, soit $a < 1$

Le test utilise la correction de Newey et West avec une troncature $m = c.n^r$, $c > 0$, $0 < r < 0.5$. Le test a une faible puissance contre l'hypothèse alternative TS (Trend Stationary).

* Les tests de racine unitaire de Bierens est construit sur la base d'un ordre d' autocorrelation élevé.

H(0) : z_t est un processus avec racine unité

H(a) : z_t est un processus stationnaire

* Le test non paramétrique de Jorg Breitung est construit sur l'idée suivante: soit $y_t ; t = 1, \dots, n$ un processus racine unitaire

$$y_t = y_{t-1} + u_t$$

où $u_t \sim \text{BB}$. On calcule les sommes partielles $Y_t = y_1 + y_2 + \dots + y_t$

et donc le ratio
$$B_n = \frac{[Y_1^2 + Y_2^2 + \dots + Y_n^2] / n^2}{[y_1^2 + y_2^2 + \dots + y_n^2] / n}$$

Sous H(0), B_n / n converge en distribution vers une fonction de processus de Wiener standard qui est libre de paramètres de nuisance. D'autre part, si y_t est stationnaire alors B_n converge lui-même en distribution et donc B_n / n converge en probabilité vers zéro.

H(0) : z_t est un processus avec racine unité

H(a) : z_t est un processus stationnaire

* Pour le test KPSS, on teste les hypothèses suivantes:

H(0) : $z_t = c + u_t$

H(a) : $z_t = z_{t-1} + u_t$

La statistique de test utilise un estimateur de la variance de type Newey et West .

* Pour le test de Bierens et Guo, les hypothèses alternatives sont aussi :

H(0) : $z_t = c + u_t$

H(a) : $z_t = z_{t-1} + u_t$

Le test de Bierens et Guo utilise un estimateur de la variance de long terme de type Newey et West.

Les résultats de l'ensemble de ces tests sont synthétisés dans le tableau 1 (cf. annexe pour plus de détails).

Tableau 1 : Tests de racine unitaire et de stationnarité

	<i>ADF(a)</i>	<i>PP</i>	<i>Bierens</i>	<i>Breitung</i>	<i>KPSS</i>	<i>Bierens-Guo</i>
<i>tbratio</i>	<i>NR(3)</i>	<i>R</i>	<i>NR</i>	<i>R</i>	<i>NR</i>	<i>R</i>
<i>Ln(ouv)</i>	<i>NR(4)</i>	<i>NR</i>	<i>NR</i>	<i>NR</i>	<i>R</i>	<i>NR</i>
<i>Ln(gratio)</i>	<i>NR(9)</i>	<i>R</i>	<i>NR</i>	<i>NR</i>	<i>NR</i>	<i>NR</i>
<i>Ln(totpi)</i>	<i>NR(1)</i>	<i>NR</i>	<i>NR</i>	<i>NR</i>	<i>NR</i>	<i>R</i>
<i>Ln(ercdintueff)</i>	<i>NR(4)</i>	<i>NR</i>	<i>NR</i>	<i>NR</i>	<i>R</i>	<i>R</i>

(a) Le chiffre entre parenthèses correspond au nombre de retards. NR pour Non Rejet de l'hypothèse nulle ; R pour Rejet de cette hypothèse.

Il convient de remarquer que ces tests ne conduisent pas à des conclusions tranchées et souvent même à des résultats contradictoires. On va donc compléter cette étude.

Hypothèse de racine unitaire contre l'alternative de stationnarité autour d'un trend non linéaire

Bierens (1997) propose un test qui exploite le fait que chaque fonction du temps peut être approximée par une fonction linéaire des polynômes de Chebyshev. Les tests proposés sont construits sur la base d'une régression auxiliaire avec des tendances déterministes linéaires et non linéaires où la tendance déterministe non linéaire est approchée par un polynôme de Chebyshev. On considère une hypothèse de stationnarité autour d'une tendance linéaire comme une alternative à l'hypothèse de racine unité.

Le modèle auxiliaire considéré est ;

$$z_t - z_{t-1} = az_{t-1} + b_1(z_{t-1} - z_{t-2}) + \dots + b_p(z_{t-p} - z_{t-p-1}) + b_{p+1} + b_{p+2}P(t,1) + \dots + b_{p+m+1}P(t,m) + u_t$$

où $t = p+2, \dots, n$ et $u_t \sim \text{BB}$. Les $P(t,k)$ sont des polynômes temporels de Chebyshev *detrendés* avec $P(t,1)$ standardisé au temps t .

$$H_o : a = b_{p+2} = \dots = b_{p+m+1} = 0$$

$$H_a : a < 0$$

L'hypothèse nulle est que le processus est une racine unité avec une dérive. L'hypothèse alternative suppose que le processus est stationnaire autour d'une tendance non linéaire. Le rejet de l'hypothèse nulle indique que si z_t est un processus racine unité, il admet une dérive non linéaire. Dans ce cas, l'équation précédente est estimée et notre problème est de voir si les séries exhibent une racine unitaire. Ce qui change de la procédure de test habituelle est que l'estimateur des moindres carrés ordinaires du paramètre a est maintenant conditionné par la présence des coefficients b_{p+m} dans l'équation. La distribution empirique de la statistique de Student correspondant à l'estimateur est

$$\hat{t}_a = \frac{T\hat{a}}{1 - \sum_{j=1}^p \hat{b}_j}$$

Un problème avec l'approche précédente est que lorsque une hypothèse nulle est rejetée il est impossible de dire si cela est due à la présence d'une tendance non linéaire déterministe. On définit alors un autre test

$$H_0^2 : a = 0 \text{ et } b_k = 0, k = p + 1, \dots, b_{p+m+1}$$

$$H_a^2 : a < 0 \text{ et } b_k \neq 0$$

qui est un test joint de racine unitaire avec dérive contre une hypothèse de stationnarité autour d'une tendance non linéaire. Les statistiques ont les formes suivantes :

$$\hat{F}_m = \frac{\left| \sum_{t=1}^T \hat{u}_{0t}^2 - \sum_{t=1}^T \hat{u}_{mt}^2 \right| / (m+1)}{\sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2 / (T-p-m-1)} \sim F$$

et

$$\hat{A}_i(m) = \frac{T \left[\hat{a} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T X_t V_t^i + \Omega_i \right] \left[\hat{a} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T X_t V_t^i + \Omega_i \right]}{\sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2 / (T-p-m-1)} \sim \chi_{m-i+1}^2$$

où les $V_t^i = (P_{t,m})$ et les $\Omega_i = (b_k)$. Rejeter l'hypothèse nulle assure que la série ne contient ni racine unitaire, ni tendance linéaire déterministe.

Les résultats sont présentés dans le tableau suivant :

Tableau 2: Tests de racine unitaire contre l'alternative de stationnarité autour d'un trend non linéaire:

	$\hat{t}a$	$\hat{F}m$	$\hat{A}_i(m)$
<i>Ln(tbratio)</i>	-3.3355	3.9880*	-23.9973
<i>Ln(ouv)</i>	-3.1444	3.5079*	-21.5984
<i>Ln(gratio)</i>	-3.0214	4.0124*	-17.5571
<i>Ln(totpi)</i>	-2.6779	3.0642	-10.3059
<i>Ln(ercdineff)</i>	-1.3890	0.9190	-6.956

* signifie que l'hypothèse nulle est rejetée. On retient $p=1$ pour les retards et $m=2$ pour le degré du polynôme de Chebychev.

Même si tous les tests ne donnent pas les mêmes conclusions, il apparaît cependant que l'hypothèse de marche aléatoire avec dérive est souvent rejetée au profit de l'hypothèse de série stationnaire autour d'un trend non linéaire. Pour reprendre les propos de Bierens : “*our case for nonlinear trend stationarity is based on circumstantial evidence*”.

Ceci justifie qu'on recherche des relations de co-trending et non des relations de cointégration

4.3. Co-trending non linéaire

L'analyse de variables co-trending non linéaire semble naturelle si on considère que les séries individuelles sont composées de tendances non linéaires déterministes. De manière générale, deux (ou plusieurs) variables ont des éléments co-trending s'il existe une (ou plusieurs) combinaison(s) de leurs tendances non linéaires qui est (sont) stationnaire(s) autour d'une tendance linéaire ou autour d'une constante. Alors, ces séries ont *un trend déterministe non linéaire commun*.

Considérons un processus $\{X_t\}$ de dimension k et supposons que

$$X_t = a_0 + a_1 t + f(t) + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T$$

où f est une fonction non linéaire et ε_t est stationnaire. Le co-trending non linéaire signifie qu'il existe un vecteur α d'éléments non nuls tels que $\alpha' f(t) = 0$ ($\alpha \neq 0$). Deux étapes sont nécessaires pour estimer le vecteur α . Tout d'abord, on doit déterminer le nombre de relations de co-trending. Une procédure non paramétrique a été suggérée par Bierens (1999). Le principe de base de cette méthodologie est semblable à celui de Johansen, mais au lieu d'un modèle VAR, on considère un système de tendances non linéaires déterministes. Pour tester la présence de r relations de co-trending. On définit tout d'abord les fonctions suivantes :

$$F^1(x) = \begin{cases} \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^{[Tx]} f(t) \right) & \text{if } x \in \left[\frac{1}{T}, 1 \right] \\ 0 & \text{if } x \in \left[0, \frac{1}{T} \right] \end{cases}$$

et

$$F^2(x) = \begin{cases} \left(\frac{1}{m} \sum_{j=0}^{m-1} f(Tx) + 1 - j \right) & \text{if } [Tx] \geq m-1 \\ 0 & \text{if } [Tx] < m-1 \end{cases}$$

où m est une suite de nombres entiers naturels tel que $m \rightarrow \infty$, $m = O(T)$. De plus, on définit les deux matrices suivantes

$$M_1 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T F^1(t/T) F^1(t/T)'$$

et

$$M_2 = \frac{1}{T} \sum_{j=1}^T F^2(x) F^2(x)'$$

Si le système a un vecteur de co-trending α , alors α est un vecteur propre des deux matrices M_1 et M_2 correspondant aux valeurs propres nulles. Le fait d'utiliser t/T au lieu de t est une simple normalisation. F^1 peut être considéré comme le vecteur moyen des résidus obtenus en projetant les X_t sur les constantes et t . M_1 peut être interprétée comme la matrice de covariance des résidus. Le fait que la condition $\alpha' f(t) = 0$ soit vérifiée n'implique pas qu'il n'existe pas de sous suites t_j pour lesquels $\alpha' f(t) \neq 0$. On doit donc s'assurer que ce n'est pas le cas. Un test d'existence de co-trending peut être construit en utilisant l'approche par les valeurs propres. Dans notre cas, on calcule les solutions de

$$\det(M_1 - \lambda M_2) = 0$$

Mais comme les deux matrices sont singulières, l'approche par les valeurs propres est mal définie et ils doivent être remplacés par d'autres matrices \tilde{M}_1 et \tilde{M}_2 de telle sorte que les solutions ordonnées convergent vers les solutions de

$$\det(\tilde{M}_1 - \lambda \tilde{M}_2) = 0$$

Bierens (1999) montre que ces matrices existent et sont définies par

$$\tilde{M}_1 = \begin{pmatrix} 1/\sqrt{m} & o' \\ o' & I_{k-1} \end{pmatrix} Q' \left(\frac{m}{T} M_1^{-1} \right) Q \begin{pmatrix} 1/\sqrt{m} & o' \\ o' & I_{k-1} \end{pmatrix}$$

et

$$\tilde{M}_2 = \begin{pmatrix} \sqrt{m} & o' \\ o' & I_{k-1} \end{pmatrix} Q' (M_2) Q \begin{pmatrix} \sqrt{m} & o' \\ o' & I_{k-1} \end{pmatrix}$$

Q est définie comme $Q = (A, Q^*)$ où A est le vecteur propre normalisé de la matrice M_1 correspondant à la valeur propre $\lambda = 0$, et Q^* est la matrice des vecteurs propres orthonormés correspondant aux valeurs propres positives de M_1 . Le test statistique correspond à l'hypothèse qu'il existe r relations de co-trending est

$$S = T^{1-r} \lambda_r$$

où λ_r est la $r^{\text{ième}}$ solution ordonnée de $\det(\tilde{M}_1 - \lambda \tilde{M}_2) = 0$. Cette statistique suit une distribution non standard qui est tabulée par Bierens.

On considère les composantes du vecteur

$$z_t = (TBratio, Ln(OUV), Ln(Gratio), Ln(TOTpi), Ln(RERcdineff))'$$

Les valeurs propres de M_1 w.r.t. M_2 sont :

Tableau des valeurs propres

$\hat{\lambda}$	2.07 E-003	3.91 E-003	6.80 E-003	1.31 E-002	3.026 E-002
-----------------	------------	------------	------------	------------	-------------

Les vecteurs propres généralisés standardisés \hat{M}_1 w.r.t. \hat{M}_2 sont

Tableau 3 : Vecteurs propres standardisés généralisés

-0.0015	-0.2346	0.0349	-0.0961	0.0845	<i>Ln(RE Rc d ineff)</i>
1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	<i>TBratio</i>
-0.0169	0.79323	-0.080	-0.0468	0.1740	<i>Ln(TOT pi)</i>
0.04327	0.47909	0.0190	-0.0150	0.0524	<i>Ln(OUV)</i>
0.00398	0.66438	0.1062	0.0603	0.0994	<i>Ln(Gratio)</i>

En multipliant λ_r par la racine carré de la taille de l'échantillon, soit $\sqrt{138}^7$, on peut obtenir la statistique qui permet de tester l'hypothèse nulle selon laquelle il existe r relations de co-trending contre l'alternative de $r-1$ relations. Les résultats sont présentés dans le tableau suivant ; ils indiquent qu'on a affaire à quatre relations de co-trending. En effet l'hypothèse selon laquelle il existe r relations de co-trending sera rejetée en faveur de l'hypothèse alternative ($r-1$ relations) lorsque la valeur de la statistique sera supérieure à la valeur tabulée.

Tableau 4 : Tests d'hypothèse de r relations de co-trending

r	<i>Test-stat.</i>	<i>V.C. 10%</i>	<i>conclusion</i>	<i>V.C. 5%</i>	<i>conclusion</i>
1	0.0244	0.11962	<i>acceptée (a)</i>	0.15099	<i>acceptée</i>
2	0.0459	0.16918	<i>acceptée</i>	0.20264	<i>acceptée</i>
3	0.0799	0.21407	<i>acceptée</i>	0.25221	<i>acceptée</i>
4	0.1543	0.25132	<i>acceptée</i>	0.29475	<i>acceptée</i>
5	0.3550	0.28287	<i>rejetée (b)</i>	0.33094	<i>rejetée</i>

V.C. pour valeur critique (a) Hypothèse nulle acceptée : $0.0244 < 0.11962$ et $0.0244 < 0.15099$ (b) Hypothèse nulle rejetée $0.3550 > 0.28287$ et $0.3550 > 0.33094$.

Les vecteurs de co-trending standardisés sont

⁷ Pour 138 observations dans le modèle.

Tableau 5 : Vecteurs de co-trending standardisés

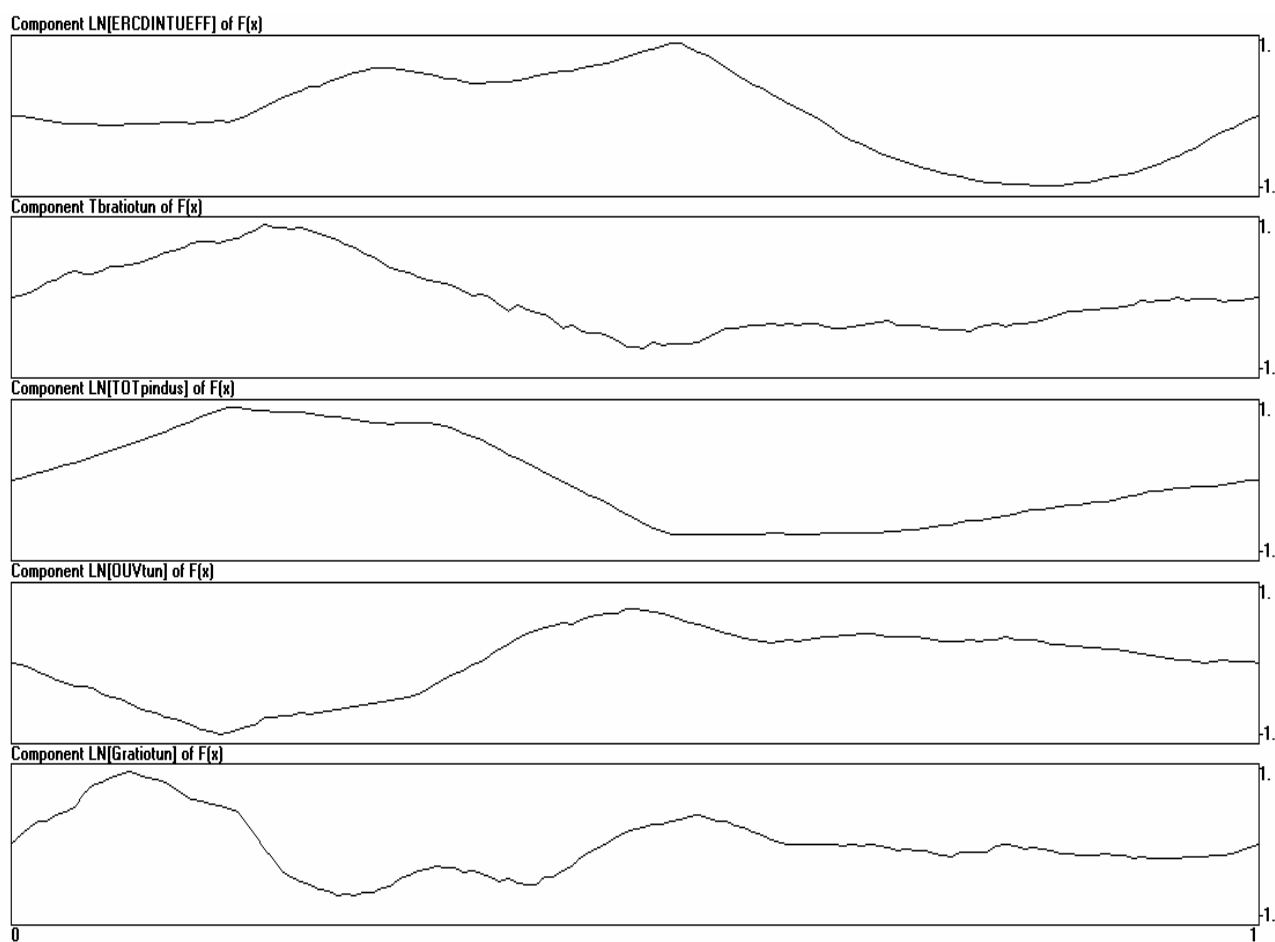
-0.0004	-0.2354	0.2585	1.0000	<i>Ln(RErclineff)</i>
1.0000	-0.0130	-0.0140	-0.0005	<i>TBratio</i>
-0.0185	1.0000	-0.5734	0.2279	<i>Ln(TOTpi)</i>
0.04193	0.49732	-0.2453	0.1524	<i>Ln(OUV)</i>
0.01408	0.7561	1.0000	-0.0903	<i>Ln(Gratio)</i>

Il y a donc un trend non linéaire commun aux cinq variables du modèle⁸. Les décompositions suivantes sont basées sur le fait qu'on peut écrire $F(x)$ comme $F(x) = Q_2 Q_2' F(x)$, où Q_2 est la matrice des vecteurs propres orthogonaux de M_1 correspondant aux valeurs propres positives. Le vecteur $Q_2' F(x)$ peut être interprété comme le vecteur *de tendance non linéaire cumulative commune*. De même, $F'(x) = Q_2 Q_2' F'(x)$ où Q_2 est la matrice des vecteurs propres orthogonaux de M_2 correspondant aux valeurs propres positives. $Q_2' F'(x)$ peut être interprété comme le vecteur des tendances non linéaires communes.

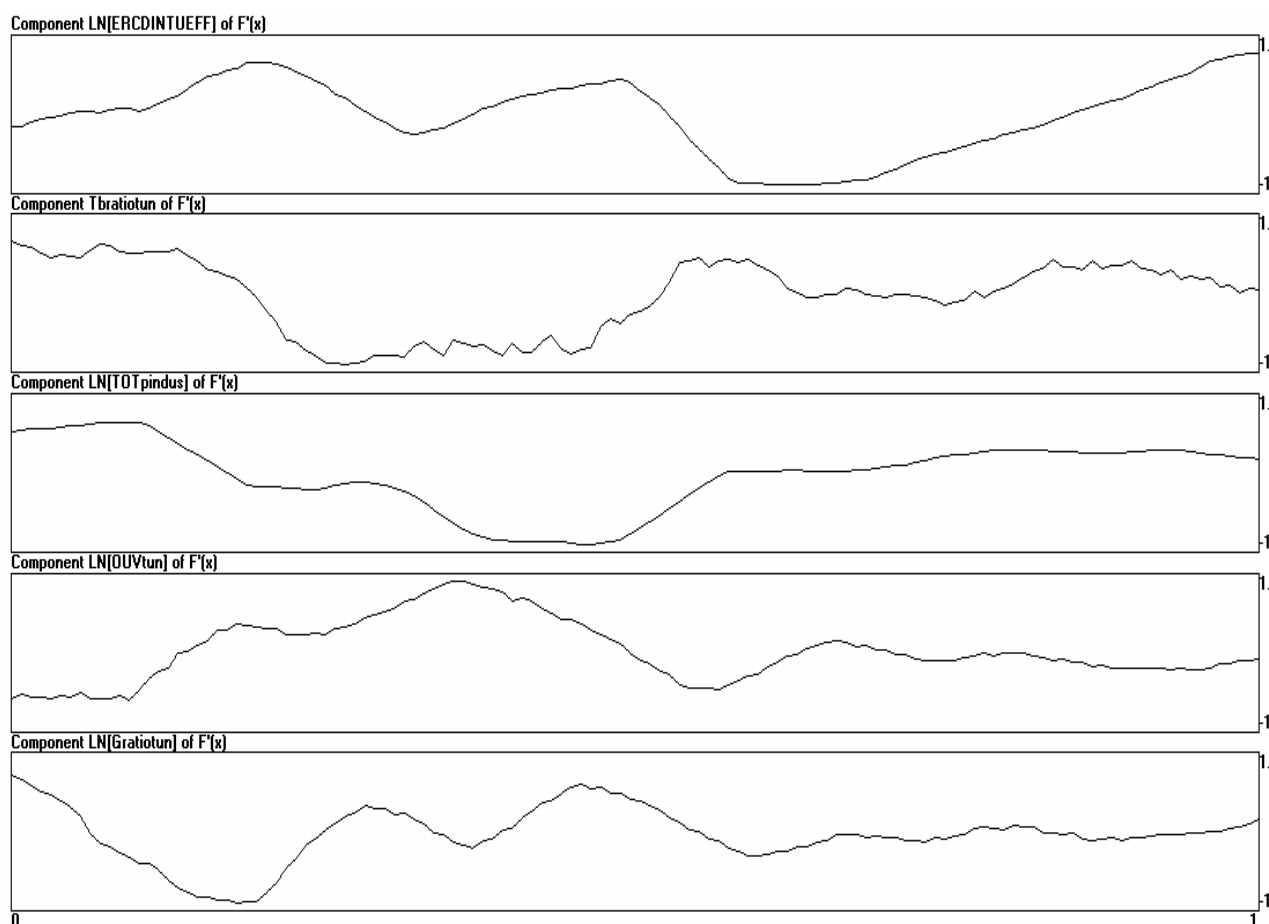
Les figures qui suivent donnent les composantes des fonctions estimées $\hat{F}(x)$ et $\hat{F}'(x)$, respectivement standardisées entre -1 et 1 en divisant chaque composante par sa valeur absolue maximum. Le facteur commun dans ces composantes corrobore clairement le résultat du test de présence de co-trending non linéaire.

Pour $\hat{F}(x)$, nous obtenons les graphiques suivants ;

⁸ On peut déduire de ce vecteur quatre relations de long terme de co-trending (cf. Cushman 2002), l'une d'elles représentant le taux de change réel du dinar. Toutefois, contrairement aux modèles standard de cointégration, on ne connaît pas ici la forme du trend non linéaire. Il n'est donc pas possible d'en déduire la valeur d'équilibre de long terme du taux de change réel effectif.



Pour $\hat{F}'(x)$, nous avons



On peut de plus préciser les relations entre le taux de change réel effectif (variable d'intérêt) et chacun des ses fondamentaux. On obtient ainsi

$$\begin{aligned}
 NLT(TBratio) &= 1.1737 \times NLT(Ln(RERcdineff)) \\
 NLT(Ln(TOTpi)) &= 11.3349 \times NLT(Ln(RERcdineff)) \\
 NLT(Ln(OUV)) &= -23.1626 \times NLT(Ln(RERcdineff)) \\
 NLT(Ln(Gratio)) &= 0.5756 \times NLT(Ln(RERcdineff))
 \end{aligned}$$

avec NLT pour trend non linéaire (*nonlinear trend*).

Les trois premières relations sont cohérentes avec les effets attendus du modèle théorique. Une amélioration de la balance commerciale et une hausse des termes de l'échange sont associées à une appréciation réelle du dinar. Une diminution des restrictions commerciales (plus grande ouverture) va de pair avec une dépréciation réelle. En revanche, l'augmentation des dépenses publiques devrait être accompagnée d'une dépréciation réelle du dinar. Le signe contraire obtenu ici peut être le résultat de chocs exogènes communs qui ont

affecté les deux variables, mais ne doit pas être hâtivement interprété comme une influence positive des dépenses publiques sur le change, dans la mesure où ces relations ne présagent en rien des liens de causalité (Bierens).

5. Conclusion

Ces premiers résultats confirment l'existence des relations de long terme entre le taux de change réel effectif du dinar et ses fondamentaux. Cela nous conduit aux remarques suivantes :

1- Fixer le taux de change réel du dinar peut être dangereux en termes de compétitivité. En effet, si comme semblent l'indiquer nos conclusions, le taux de change d'équilibre n'est pas une constante, mais présente une trajectoire influencée par des variables fondamentales, tout choc exogène aura pour effet de provoquer des mésalignements. La RCTCR ne permettrait donc pas de préserver la compétitivité comme le clament ses partisans. La constance du taux de change réel courant, qui n'est d'ailleurs pas totalement vérifiée vis-à-vis de l'Europe, peut avoir des effets déstabilisants qui mériteraient d'être étudiées plus en détail.

2- L'existence de relations de co-trending impose qu'on s'interroge sur l'origine de la composante commune non linéaire. Une analyse détaillée des chocs exogènes, ainsi que des mesures de politique macro-économique adoptées durant la période devrait aider à éclaircir ce point.

3- Sur la base de l'examen graphique des séries et de l'étude des changements dans la politique de change, ce travail pourrait être enrichi en distinguant au moins deux sous périodes, avant et après l'adoption d'une RCTCR.

Annexe1 : Les variables du modèle

Le taux de change réel effectif :

Il s'agit du taux de change réel effectif de la Tunisie vis-à-vis de l'Europe des 15. Idéalement, il faudrait retenir le prix relatif des biens échangés et non échangés de la Tunisie. Or, on ne dispose pas de ces statistiques. La plupart des auteurs choisissent de retenir les prix de gros étrangers convertis en monnaie domestique comme indicateur des prix des biens échangés et les prix à la consommation comme indicateur des prix des biens non échangés. Ici, nous définissons le taux de change réel comme le prix relatif en monnaie commune des prix à la consommation. Cette définition est selon nous préférable car elle réduit les biais générés par l'approche standard. En effet, le taux de change réel effectif peut se définir comme,

$$REER_{t/0}^{eff} = \prod_{j=1}^n \left[\frac{RER_t^j}{RER_0^j} \right]^{\theta_j} \quad (A.1)$$

où RER^j représente le taux de change réel bilatéral entre la Tunisie et les j pays de l'UE.⁹

$$RER^j = \frac{E^j \cdot P}{P^j} \quad (A.2)$$

E^j est le taux de change nominal du dinar vis-à-vis des j monnaies européennes (au certain), P et P^j sont les prix à la consommation de la Tunisie et des j pays européens. Une hausse de RER est interprétée comme une appréciation réelle du dinar. On peut décomposer les prix à la consommation comme une moyenne pondérée des prix des biens échangés et non échangés. Soient

$$\begin{aligned} P &= (P_T)^\alpha \cdot (P_N)^{(1-\alpha)} \\ P^j &= (P_T^j)^\beta \cdot (P_N^j)^{(1-\beta)} \end{aligned} \quad (A.3)$$

Le taux de change réel s'écrit,

$$RER^j = \frac{E^j \cdot P}{P^j} = \frac{E^j \cdot P_T^\alpha \cdot P_N^{1-\alpha}}{(P_T^j)^\beta \cdot (P_N^j)^{1-\beta}} \quad (A.4)$$

⁹ Si X_j (M_j) représente les exportations (importations) de la Tunisie vers le pays j , (en provenance du pays j)

, nous avons pour chaque monnaie j : $\theta_j = \frac{X_j + M_j}{\sum_{j=1}^n (X_j + M_j)}$.

avec P_T et P_N pour respectivement les prix des biens échangés et non échangés. α et β sont les parts des biens du secteur exposé ($(1-\alpha), (1-\beta)$), les parts des biens non échangés). On peut réécrire la relation (A.4) pour faire apparaître le prix relatif des biens échangés et non échangés de la Tunisie.

$$RER^j = \left(1 / \frac{P_T^j / E^j}{P_N}\right) \cdot \frac{(P_N / P_T)^{(-\beta)}}{(P_N^j / P_T^j)^{(1-\alpha)}} \quad (\text{A.5})$$

Le terme entre parenthèses du côté droit est le prix relatif des biens échangés et non échangés (ou son inverse puisqu'on a un taux de change au certain). Si sur la longue période les prix relatif de la Tunisie et des pays européens évoluent de la même manière les deux définitions des taux réels sont identiques. Même s'il subsiste un biais, cette approche nous paraît préférable à l'approche standard (le taux réel est noté RER_{st}). Dans ce dernier cas, l'équation (A.4) deviendrait

$$RER_{st}^j = \frac{E^j \cdot P}{P_T^j} = \left(1 / \frac{P_T^j / E^j}{P_N}\right) (P_N / P_T)^{(1-\beta)} \quad (\text{A.6})$$

Il suffit qu'il y ait une tendance marquée dans le prix relatif de la Tunisie pour que les deux définitions des taux de change réel divergent fondamentalement.

Les fondamentaux

1 *Les termes de l'échange étrangers.* Ils sont égaux au rapport entre les prix à l'exportation (indice de valeur unitaire) et les prix à l'importation (indice de valeur unitaire) des pays industrialisés. Ils sont notés totpi.

2 *La mesure des restrictions commerciales.* Suivant Edwards, Elbadawi..., on suppose qu'une réduction des restrictions est équivalente à une augmentation du degré d'ouverture. Ce taux d'ouverture est calculé comme suit :

(Valeur des exportations + valeur des importations) rapporté au PIB en valeur (milliards de dinars). Il est noté ouv

3 *Le ratio entre la balance commerciale (tb) et le PIB en valeur (tbtunisie/PIBtunisie) est noté tbratio.*

4. *Le ratio entre les dépenses publiques et le PIB en valeur est noté Gratio.*

NB : Les données sont extraites du CD-Rom du FMI.

Bibliographie

- AMADOR, R. B., J. B. FRANCH et D. CONTRERAS BAYARRI (2001), “Nonlinear Cotrending between the Interest Rate and the Inflation”, 16th Annual Congress of the European Economic Association, Lausanne.
- Banque Mondiale (1998), “Tunisie : Intégration mondiale et développement durable : choix stratégique pour le 21^{ème} siècle”, Etudes Economiques de la Banque Mondiale sur le Moyen Orient et l’Afrique du Nord.
- BIERENS, H. J. (1997), “Nonparametric Cointegration Analysis”, *Journal of Econometrics*, 77, pp. 379-404.
- BIERENS, H. J. (1997), “Testing the Unit Root with Drift Hypothesis Against Nonlinear Trends Stationarity, with an Application to the US Price Level and Interest Rate”, *Journal of Econometrics*, 81, pp. 29-64.
- BIERENS, H. J. (2000), “Nonparametric Nonlinear Cotrending Analysis, With an Application to Interest and Inflation in the U.S.”, *Journal of Business and Economics Statistics*, vol. 18, 3, pp. 323-37.
- BIERENS, H. J. et S. GUO (1993), “Testing Stationarity and Trend Stationarity Against The Unit Root Hypothesis”, *Econometric Reviews*, 12, pp.1-32.
- BREITUNG, J. (2002), “Nonparametric Tests for Unit Roots and Cointegration”, *Journal of Econometrics*, 108, pp.343-64.
- CHEIKH ZAOUALI S. (2002), “Le processus d’intégration commerciale euro-méditerranéenne : un essai d’évaluation au cas de la Tunisie”. Thèse de Doctorat. Université de Nice-Sophia Antipolis.
- CORDEN, W. M. (1993), “Exchange Rate Policies for Developing Countries”, *The Economic Journal*, vol. 103, pp. 198-207.
- CORDEN, W. M. (1994), “Exchange Rate Policy in Developing Countries », in *Approaches to Exchange Rate Policy Choices for Developing and Transition Economies*, R. C. Barth and C-H. Wong eds., IMF Institute.
- COTTANI, J., D. CAVALLO et S. KHAN (1990), “Real Exchange Rate Behavior and Economic Performance in LDCs”, *Economic Development and Cultural Change*.
- DOMAÇ, I. et G. SHABSIGH (1999), “Real Exchange Rate Behavior and Economic Growth: Evidence from Egypt, Jordan, Morocco, and Tunisia”, IMF Working Paper/99/40.
- EDWARDS, S. (1989), *Real Exchange Rates, Devaluation and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*, Cambridge, MIT Press.
- European Economy (2003), European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs, Occasional Papers, Economic Review of EU Mediterranean Partners, n°2.

- FANIZZA, D., N. LAFRAMBOISE, E. MARTIN, R. SAB et I. KARPOWICZ (2002), "Tunisia's Experience with Real Exchange Rate Targeting and the Transition to a Flexible Exchange Rate Regime", IMF Working Paper/02/190.
- HINKLE, L. E. et P. J. MONTIEL (1999), *Exchange Rate Misalignment; Concepts and Measurement for Developing Countries*, A World Bank Publication.
- JBILI, A., K. ENDERS et V. TREICHEL (1997), "Financial Sector Reforms in Algeria, Morocco, and Tunisia: A Preliminary Assessment", IMF Working Paper/97/81.
- KWIATKOWSKI, D, PHILLIPS, P.C.B., SCHIMDT, P. et SHIN, Y. (1992), "Testing the Null Hypothesis of stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root", *Journal of econometrics*, 54 , pp.159-78.
- LIM, G.C. and J.L.STEIN (1995), "The Dynamics of the Real Exchange Rate and Current Account in a Small Open Economy: Australia", in *Fundamental Determination of Exchange Rates*, J.L. Stein and P.R. Allen (eds), Clarendon press, Oxford.
- MONTIEL, P. J. et J. D. OSTRY (1991), "Macroeconomic Implications of Real Exchange Rate Targeting in Developing Countries", *IMF Staff Papers*, vol. 38, 4, pp. 872-900.
- MUSSA, M., P. MASSON, A. SWOBODA, Z. JADRESIC, P. MAURO et A. BERTG, (2000), "Exchange Rate Regimes in an Increasingly Integrated World Economy", Occasional Paper 193, International Monetary Fund.
- RAZIN, O. et COLLINS, S.M. (1997) "Real Exchange Rate Misalignments and Growth", NBER Working Paper 6174.
- STEIN, J. (1994), "The Natural Real Exchange Rate of the United States Dollar and Determinants of Capital Flows", in J. Williamson (ed.), *Equilibrium Exchanges Rates*, Institute for International Economics, Washington, DC.