



**HAL**  
open science

## **Taux de change réel et fluctuations économiques : cas de la Tunisie**

Mohamed Ben Abdallah, Imed Drine

► **To cite this version:**

Mohamed Ben Abdallah, Imed Drine. Taux de change réel et fluctuations économiques : cas de la Tunisie. 2000. <halshs-03773365>

**HAL Id: halshs-03773365**

**<https://shs.hal.science/halshs-03773365v1>**

Submitted on 9 Sep 2022

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire HAL, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons CC BY 4.0 - Attribution - International License

**Taux de change réel et fluctuations économiques :  
cas de la Tunisie**

Mohamed BEN ABDALLAH

Imed DRINE

**2000.88**

# **TAUX DE CHANGE REEL ET FLUCTUATIONS ECONOMIQUES : cas de la Tunisie**

3EMES RENCONTRE EURO-MEDITERRANEENES (NICE OCTOBRE 1999)

Mohamed Ben Abdallah (TEAM)  
Imed Drine (MAD-EUREQua)

benmoha@univ-paris1.fr  
drine@univ-paris1.fr

Nous remercions le Professeurs T. Rajhi, pour les critiques et commentaires apportés à cet papier.

*Résumé* : L'Europe est un partenaire privilégié pour l'économie tunisienne. Ainsi l'intégration monétaire de l'Europe a sans doute des implications importantes sur l'évolution des cours de change en Tunisie. Les retombées de ce passage de régime sont difficiles à cerner surtout que l'Euro comme monnaie forte n'est pas encore confirmé. Ce papier adopte la méthodologie des modèles à tendances communes pour analyser les implications des chocs de change sur l'économie tunisienne ainsi que l'efficacité de l'outil monétaire pour faire face à un choc éventuel de change. Les résultats empiriques montre que la faible sensibilité de l'économie tunisienne au choc de change. La politique monétaire reste envisageable à court terme pour gérer de choc de change.

*Mots clés* : cointegration ; tendances communes ; taux de change réel ; fluctuations économiques et fonctions de réponse.

*Abstract* : Europe is a privileged partner for the Tunisian economy. Thus the monetary integration of Europe has important implication on the evolution of courses of changes in Tunisia. The implications of this regime change are difficult for surround especially that the Euro as a strong currency is not again confirmed. This paper adopts a multivariate data analysis approach-common trends approach-to analysis the implications of shocks of changes on the Tunisian economy as well as the effectiveness of the monetary policy to face a possible shock of change. Empirical results show the weak sensitivity of the Tunisian economy to the shock of change. The monetary policy remains foreseeable in the short term to manage shock of change.

*Keywords*: cointegration; Common trends; real exchange rate; fluctuations and impulse responses.

JEL classification: F32; F41

## Introduction :

La Tunisie, comme d'ailleurs d'autre pays méditerranéens, a choisi l'Europe comme partenaire privilégié. Les liens économiques n'ont cessé de se développer depuis que la Tunisie a signé l'accord de libre échange avec l'Europe. L'économie tunisienne est devenue désormais dépendante du comportement des décideurs économiques européens, et particulièrement en matière de change. Or l'intégration monétaire de l'Europe a sans doute des implications importantes sur l'évolution des cours de change en Tunisie. Les retombées économiques de ce changement de régime sont à priori difficiles à cerner cependant que l'Euro ne s'est pas encore imposé comme monnaie forte.

Par ailleurs, les travaux théoriques affirment que la taille d'un pays ou d'un groupe de pays est un déterminant important de la conduite de la politique monétaire. En effet, l'incitation à utiliser la politique monétaire pour influencer les cours de change ne sera pas le même selon le poids du pays.

P. Marin (1995) affirment que la relation entre la volatilité de change et la taille de pays a une forme en cloche<sup>1</sup>. Comme l'UME constitue une très grande zone monétaire, on s'attend à ce que le cours de change de l'euro soit plus stable que les monnaies européennes qui les composent et qu'il devienne une monnaie forte.

Cependant, comme l'affirment Cohen (1997) et Benassy-Quéré et Al (1997), l'intégration monétaire européenne pourrait aussi donner lieu à une politique monétaire moins accommodante.

Deux arguments ont été avancés pour confirmer cette intuition :

- 1- Comme l'Europe sera moins ouverte la politique monétaire sera moins contrainte par le déséquilibre externe. La conduite de la politique monétaire sera plutôt dictée par des ajustements à des déséquilibres internes : On s'attend donc à ce que les cours de change soient plus volatiles.
- 2- La sensibilité du taux de change aux chocs est d'autant plus élevée que l'économie est moins ouverte.

Ainsi si l'on peut supposer que l'évolution des cours de change sera différente de ce que nous suggère le passé, l'impact de l'UME sur les cours de change reste toutefois difficile à prévoir.

Par ailleurs, il est admis que les fluctuations trop fréquentes des cours de change sont la source principale de l'instabilité de la production dans les petits pays. L'instabilité de change affecte négativement les performances économiques en agissant sur l'allocation des ressources.

Face à cette réalité, un certain nombre de questions apparaissent incontournables quant à l'avenir de la Tunisie. Quel degré de sensibilité caractérise l'économie tunisienne face aux variations de change ? Quelles sont les marges de manœuvres dont l'économie tunisienne dispose pour faire face aux chocs de change ?

C'est dans ce cadre que notre travail s'inscrit. Nous partons de ces faits pour cerner les contours de la politique de change en Tunisie. Nous présentons un certain nombre

---

<sup>1</sup> Ils montrent qu'il existe un niveau seuil de part et d'autre l'effet change.

d'arguments avancés par la théorie pour justifier le rôle déterminant des fluctuations du taux de change.

Sur le plan théorique l'instabilité de change peut tout aussi bien produire un effet positif que négatif. Il convient alors de mener une analyse empirique faisant appel à des techniques économétriques développées. Nous avons ainsi recours à la méthodologie des modèles à tendance commune pour mener notre analyse. Nous procédons à des exercices d'analyse des fonctions de réponse et de décomposition de la variance pour conclure sur les implications anticipées des chocs de change. Ces analyses nous servent aussi de base pour juger de l'efficacité de la politique monétaire à traiter les perturbations de change.

## **2-Les implications économiques de l'instabilité de change :**

Le taux de change est un déterminant majeur de l'activité économique. En effet, l'instabilité de change influence les performances économiques en agissant sur les comportements des agents. Les fluctuations de change perturbent les décisions d'investissement en agissant sur les coûts de production. Elles compromettent, par conséquent, le commerce avec l'étranger et les investissements directs étrangers (IDE).

### **1-1- Effet sur le commerce extérieur :**

L'instabilité du taux de change, en augmentant le risque de change, aura un effet négatif sur l'échange. Des fluctuations plus importantes du taux de change conduisent les producteurs à détourner leurs intérêts des activités qui ont pour vocation de satisfaire la demande étrangère au profit des activités domestiques. A ce titre P Grainwe (1993) affirme que la variabilité du taux de change réel a un effet négatif sur le taux de croissance des échanges.

Par ailleurs, si les producteurs nationaux sont très sensibles au risque, l'accroissement du risque de change réduit l'utilité marginale des exportations. Cette baisse d'utilité relative des exportations par rapport aux activités domestiques (moins risquées) tend à réduire les échanges

### **1-2- Effet sur les IDE :**

La variabilité du taux de change influence les choix d'investissement des firmes multinationales. En effet, lorsque les investisseurs sont averses au risque, ils choisissent de s'implanter dans les pays où le risque de change est moins élevé.

### **1-3- Effet d'allocation :**

Les fluctuations de change modifient le prix relatif des biens échangeables et affectent ainsi la rentabilité du secteur exposé au commerce extérieur. La ré-allocation des ressources qui en découle pourrait être négative pour la croissance. En effet, Dollar (1992) affirme qu'un niveau optimal (compatible avec l'équilibre externe et interne) du taux de change correspond à une allocation optimale des ressources. Tout choc qui a pour effet d'écarter le taux de change de son niveau optimal se traduit par une croissance sous optimal.

Il reste à noter que l'ampleur de l'effet des fluctuations de change sur l'économie dépend essentiellement du degré d'aversion au risque. Ainsi le comportement des investisseurs face aux fluctuations de change détermine la sensibilité d'une économie aux chocs de change. Le degré d'ouverture de l'économie joue également un rôle déterminant.

En se basant sur ce qui précède, nous essayons dans la section suivante d'analyser les caractéristiques de l'économie tunisienne. Nous commençons par étudier la corrélation entre les fluctuations de change et l'évolution de certaines variables clés. Puis dans un second temps nous analysons le comportement dynamique de l'économie tunisienne face aux chocs de change.

## 2- Etude de cas : l'économie tunisienne

L'économie tunisienne peut être caractérisée par un régime de change associant flexibilité de change et la faiblesse des restrictions de convertibilité. Elle est ainsi fortement soumise à l'environnement international et plus particulièrement européen. La flexibilité du taux de change fait perdre au pays un degré d'autonomie dans la fixation du niveau de change. Par conséquent, les chocs de change auront un effet plus destabilisateur.

### 2-1- Résultats statistiques

Les données statistiques<sup>2</sup> montrent que la tendance à l'appartenance de la Tunisie à une zone Euro apparaît comme étant un processus naturel. Cette tendance est confirmée par l'accroissement des échanges commerciaux, et des investissements directs étrangers.

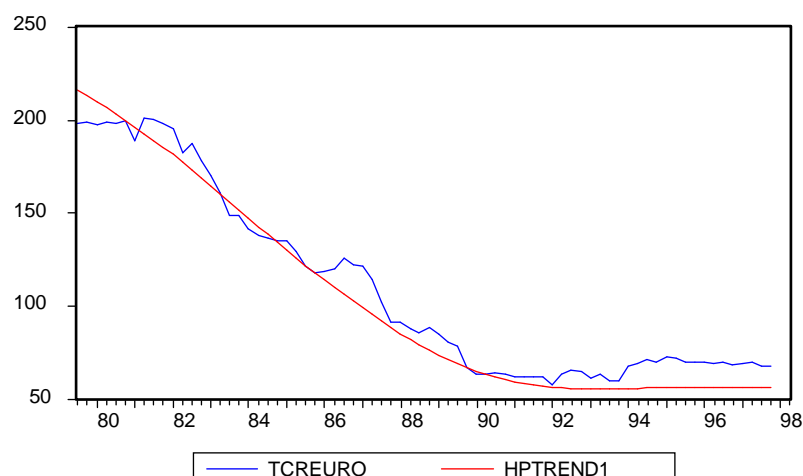
L'étude de la corrélation montre une relation négative entre les fluctuations<sup>3</sup> de change, d'une part, et la croissance économique et les exportations, d'autre part : toute appréciation du taux de change réel se traduit par un fléchissement de l'activité. Cependant, cette corrélation est relativement faible.

**Coefficients de corrélation**

k	1	0	-1
corr[cycle(t-k),ipit]	-0,049	-0,0447	-0,027
corr[cycle(t-k),expo]	0,056	-0,007	-0,0124
corr[cycle(t-k),pc]	-0,162	-0,075	0,0448

<sup>2</sup>Pour la période allant de 1970 à 1997, à peu près 90% des échanges en biens et services sont effectués avec l'Europe. D'après les statistiques de la Banque centrale tunisienne, 32% (recettes) des règlements en devises sont libellés en Euro et 45% en dépenses pour l'année 1994

<sup>4</sup>Pour mesurer les fluctuations de change nous recourant à la décomposition du série en une composante tendancielle et une cyclique. La composante cyclique (qui est par définition stationnaire) représente les écarts par rapport à l'équilibre. Nous utilisons le filtre HP pour réaliser cet exercice.

**Fig1:** Evolution de tcreuro

Ce résultat laisse penser que la Tunisie ne court pas un risque véritable qui peut menacer la stabilité de son économie. Ceci nous conduit à conclure que, jusqu'à présent, l'autorité monétaire a su bien gérer les mouvements du taux de change. Cependant, il faut noter que l'économie tunisienne n'a pas encore subi des fluctuations importantes qui permettraient de juger de son aptitude à gérer des chocs d'ampleur. Ainsi, il semble peu pertinent de juger des conséquences anticipées des chocs de change sur l'économie tunisienne en se basant seulement sur ces résultats statistiques.

Il paraît intéressant d'étudier l'ajustement dynamique de l'économie à des chocs de change et de juger la possibilité d'utiliser l'outil monétaire comme réponse adéquate. C'est ce que nous essayons de faire dans la partie suivante.

## 2-2-Analyse de sources de fluctuations en Tunisie :

Nous cherchons à analyser la contribution des chocs de change aux fluctuations économiques de la Tunisie. Nous recourons à la méthodologie des modèles à tendances communes<sup>4</sup> qui présente un cadre privilégié pour traiter ce genre de problématique. Nous estimons un modèle à tendances communes comprenant l'indice de production industrielle (IPIT), les taux de change réel en Euro (TCREURO)<sup>5</sup>(côté au certain), la masse monétaire (MON) et l'indice des prix à la consommation. Les données sont trimestrielles couvrant la période 1978 : 1 à 1997 : 2. Elles sont issues des statistiques financières internationales et des statistiques financières de la Banque centrale tunisienne.

### 2-2-1- Propriétés statistiques des séries :

#### 2-2-1-1- Tests de tendances déterministes :

Traditionnellement les résultats de tests de racine unitaire et de cointégration sont très sensibles à la présence de tendances déterministes dans les séries. Nous adoptons donc la

<sup>4</sup> Pour plus de détails, voir annexe.

<sup>5</sup> Le taux de change réel en euro est la moyenne géométrique des taux de change réels Dinar/Franc, Dinar/Lire et Dinar/DM pondérés par la part relative respective des exportations en biens et services de la Tunisie vers la France (43%), l'Italie(34%) et l'Allemagne (25%). Les échanges avec ces pays présentent à peu près 75% des échanges tunisiens avec l'Europe.

procédure de Stock et Watson (1989) pour tester la présence des tendances déterministes. Cette procédure consiste en premier lieu à estimer pour chaque variable un modèle AR(p) avec constante. Dans une deuxième étape une tendance déterministe est ajoutée à la régression. Le même mécanisme est répété pour les variables transformées en différence première.

**Tableau 1 : Test de tendance déterministe en niveau**

Variables	nombre de retard	t- statistique de la constante	t- statistique de la tendance
IPIT	5	0,77	3,019***
TCREURO	3	0,548	0,29
MON	5	0,973	2,63***
IPC	6	3,42***	2,56***

**Tableau 2 : Test de tendance déterministe en différence**

Variables	nombre de retard	t- statistique de la constante	t- statistique de la tendance
IPIT	4	1,63*	0,74
TCReuro	2	-2,039**	1,98**
MON	4	2,46**	0,66
IPC	5	3,92***	0,78

Les astérisques indiquent un niveau de significativité respective : \* 10%, \*\* 5% et \*\*\* 1%.

Cette procédure nous permet de conclure que toutes les variables en niveau, à l'exception de TC REURO, possèdent une tendance déterministe. Par contrastes, les variables en différence apparaissent non trendées.

### 2-2- 1-2- Test de racine unitaire :

Pour identifier l'ordre d'intégration de nos variables, nous utilisons le test de Dickey et Fuller augmenté(ADF) et celui de Philipps et Perron (1988).

Une étape préliminaire consiste à déterminer le nombre de retards à retenir pour la régression. Cample et Perron (1991) suggèrent une procédure qui consiste à partir d'un nombre maximal de retards (fixé à priori) et à tester dans des régressions successives la significativité des coefficients associés au dernier retard et à retenir comme limite supérieure, le premier retard significatif.

**Tableau 3 : Test de racine unitaire**

Variables	Test- ADF		Test- Phillips Perron	
	Avec constante seulement	avec constante et trend	Avec constante seulement	avec constante et trend
Niveau				
IPIT	-0.943	-4.065	-2.497	-7.56
TCREUO	-2.276	-1.1914	-2.091	-1.0679
MON	-0.0437	-2.789	1.246	-3.776
IPC	1.1	-2.731	-0.0141	-2.83
Différence première			1.023	-2.968
IPIT	12.17041	-12.086		
TCREURO	-4.084%6.09	-4.59	-25.238	-25.072
MON	-4.627	-4.639	-8.898	-9.327
IPC	-5.2828	-5.308	-8.333	-8.324
			-7.438	-7.433

L'hypothèse nulle implique que la série est I(1). Le niveau critique de rejet de H(0) est de  $-2.9012$  à un niveau de significativité de 5% pour le modèle sans trend et de  $-3.4713$  pour le modèle avec trend.

Comme l'indique le tableau 3 toutes les variables sont intégrées d'ordre un. La non-stationnarité étant de nature à la fois déterministe et stochastique pour les variables IPIT, MON, IPC et de nature stochastique seulement pour la variable TCREURO. La différence première de chacune de ces variables est, en revanche, stationnaire.

### 2-2-1-3- Test de cointégration :

Afin de tester le nombre de relations de cointégration dans ce système à quatre variables nous nous référons aux travaux de Johansen et Jeselius (1990). Ces derniers proposent deux types de tests : le test de la Trace et le test de la valeur propre maximale ( $\lambda_{\max}$ ).

Le nombre optimal des retards à intégrer dans notre modèle est déterminé selon une procédure qui consiste à tester l'hypothèse nulle de  $p$  retards contre  $q$  retards (la statistique correspondante suit une loi du Qui-2 avec  $n \cdot n \cdot (p-q)$  degrés de liberté). Ce test nous amène à adopter trois retards.

Dans ce type de procédure le choix d'introduire ou non des composantes déterministes dans le vecteur de cointégration est assez compliqué. En effet, la mauvaise identification de la relation de long terme peut conduire à des conclusions erronées sur la nature de la dynamique qui caractérise le mouvement des différentes variables. Ainsi, un exercice préliminaire consiste à identifier le modèle sous-jacent. A ce sujet Johansen (1992) a développé une procédure séquentielle pour identifier le vrai modèle<sup>6</sup>. En appliquant cette procédure nous arrivons à la conclusion que la relation de cointégration entre les quatre variables est caractérisée par une constante. Le test nous permet de rejeter l'hypothèse d'une tendance déterministe.

**Tableau 4 : Test de cointégration**

H0	Test de la Trace	90% quantile	Test du $\lambda_{\max}$	90% quantile
$r \leq 3$	3,48	2,71	3,48	2,71
$R \leq 2$	9,26	13,31	5,77	10,60
$r \leq 1$	24,12	26,70	14,86	13,39
$r = 0$	67,17*	43,84	43,05	17,14

Selon le test de la Trace il existerait une relation de cointégration entre les quatre variables considérées. Cependant, comme l'indiquent les résultats du test de  $\lambda_{\max}$ , il pourrait en fait, s'agir de deux relations de cointégration. Comme les tests s'avèrent contradictoires, la

<sup>6</sup> Le procédé consiste à tester des différents modèles avec et sans tendance déterministe et avec et sans constante (voir annexe).

possibilité qu'il existe trois tendances stochastiques en Tunisie n'est pas à exclure. Nous retenons donc l'hypothèse d'un seul vecteur cointégrant.

Le vecteur de cointégration tel qu'il est défini n'a pas une interprétation économique, nous sommes donc amenés à tester certaines hypothèses identifiantes. D'après la structure de notre système à quatre variables, une hypothèse évidente à tester sera la constance de vitesse de circulation de la monnaie. Selon cette hypothèse on s'attend à ce que la variable :  $\text{Log}(Y) - \text{Log}(M) + \text{Log}(P)$  soit stationnaire. La procédure de Johansen Juselius (1992) nous permet de vérifier que cette hypothèse est acceptée au seuil de 1%. Ainsi, le vecteur de cointégration transformé sera de la forme :  $[1, 0, -1, 1]$

## 2-2-2- Estimation d'un modèle à tendances communes pour la Tunisie :

### 2-2-2-1- Identification des chocs :

Le système de nos variables s'écrit comme :

$$X(t) = (\text{IPIT}, \text{TCREURO}, \text{MON}, \text{IPC})$$

L'identification de la représentation à tendances communes consiste à déterminer les  $(nk)$  éléments de la matrice  $A$ . Cet exercice consiste à identifier la matrice des relations instantanées entre les variables  $A_0$ . Il s'agit d'imposer à cette matrice un ensemble des restrictions identifiantes.

Le test de cointégration nous a permis d'identifier une seule relation de cointégration. Ainsi, nous aurons trois tendances communes qui nous nommons :

- Une tendance étrangère (choc permanent n°1),
- Une tendance réelle domestique (choc permanent n°2),
- Une tendance nominale domestique (choc permanent n°3).

Le choc transitoire est identifié ici comme un choc de demande de monnaie.

Pour identifier les tendances nous adoptons les hypothèses suivantes :

- Le choc d'offre domestique est sans effet sur le taux de change réel (hypothèse d'une petite économie ouverte). Les tests acceptent d'ailleurs l'hypothèse d'un taux de change réel exogène au seuil de 5%.
- La monnaie est neutre à long terme. Ceci implique que le choc monétaire est sans effet sur les variables réelles à long terme.

Etant données les contraintes imposées par ces deux hypothèses et celles imposées par la restriction  $\alpha' A_0 = 0$ , nous aurons la matrice suivante :

$$A_0 = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

Le zéro dans la troisième colonne traduit la neutralité de la monnaie à long terme. Le zéro dans la deuxième ligne-deuxième colonne est la conséquence de l'hypothèse d'exogénéité de TCREURO. Les zéros sur la dernière ligne sont la conséquence d'une normalisation qui n'affecte pas la détermination des éléments de  $A$ .

L'estimation du modèle à tendance commune donne les résultats suivants :

$$\begin{bmatrix} IPIT_t \\ TCREURO_t \\ MON_t \\ IPC_t \end{bmatrix} = X_0 + \begin{bmatrix} -0.003 & 0.018 & 0 \\ (0.047) & (0.039) & (-) \\ 0.058 & 0 & 0 \\ (0.07) & (-) & (-) \\ -0.011 & 0.028 & 0.009 \\ (0.056) & (0.047) & (0.088) \\ -0.008 & 0.005 & 0.009 \\ (0.038) & (0.11E-2) & (0.088) \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \tau_{externe(t)} \\ \tau_{offre(t)} \\ \tau_{no\ min\ al(t)} \end{bmatrix} + \hat{U}_t$$

$$\begin{bmatrix} \tau_{externe(t)} \\ \tau_{offre(t)} \\ \tau_{no\ min\ al(t)} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.316 \\ 0.193 \\ 1.548 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \tau_{t-1} \\ \tau_{t-1} \\ \tau_{t-1} \end{bmatrix} + \hat{\rho}_t$$

(Les coefficients entre parenthèse sont des écarts types)

L'effet de choc d'offre sur le niveau de production est positif comme l'effet de long terme du choc d'offre de monnaie sur l'indice des prix et sur la monnaie. L'effet de choc de change sur l'offre, la monnaie et les prix est significativement négatif.

#### 2-2-2-2- Analyse en terme de fonctions de réponses et de décomposition de la variance :

L'objet principal de cette étude consiste à analyser les contributions respectives des innovations de ces tendances stochastiques dans les fluctuations de court et de long terme des différentes variables. Pour mettre en évidence la dynamique interne de ce système de variables nous recourons aux fonctions de réponse du niveau des variables aux différents chocs ainsi qu'à la décomposition de la variance de l'erreur de prévision.

La première remarque que nous pouvons tirer est que les réponses positives des prix et du produit au choc monétaire confirment l'idée qu'il s'agit d'un choc d'offre de monnaie, et non d'un choc de demande de monnaie (les fonctions de réponse sont en annexes).

**Tableau 5 : Décomposition de la variance de IPIT en (%)**

	choc externe	choc d'offre	choc nominal	choc transitoire
1trim	0,7673	80,4	15,73	3,785
1 an	2,617	90,26	5,6	1,501
2 an	5,971	90,56	2,66	0,7995
5 ans	9,985	88,5503	0,0109	0,3393
L'infini	2.58	97.4	0	0

Selon les résultats de la décomposition de la variance, le choc d'offre domine la variation de l'indice de production industrielle dès le court terme. En effet, dès la première période le choc d'offre contribue à 80% de la variance de l'erreur de prévision. Cet effet persiste de plus sur le long terme.

L'effet de choc monétaire sur les fluctuations de l'IPIT disparaît dès la cinquième année respectant la contrainte de neutralité de la monnaie sur le long terme ( le choc monétaire n'a d'effet sur les variables réelles qu'à court terme). L'existence de rigidités nominales peut être la cause de cet effet de court terme. Après cinq ans les prix s'ajustent à leur niveau de long terme et l'impact de l'offre de monnaie disparaît.

Au fur et à mesure que l'horizon s'allonge, la part expliquée par le choc externe croît au détriment du choc monétaire. On peut expliquer ce résultat par le degré de l'intégration commerciale et financière de la Tunisie à l'Europe.

Les fonctions de réponse de l'IPIT confirment les résultats précédents. La réponse de l'IPIT à un choc d'offre de monnaie décrit une courbe en "cloche". Le niveau de l'IPIT atteint un pic après trois trimestres pour retourner à son niveau de long terme à partir de la troisième année. Il faut tout de même remarquer que l'effet est très minime.

L'analyse des fonctions de réponse montre que l'IPIT répond négativement aux chocs de change. L'idée est qu'une appréciation du taux de change réduit les exportations. La baisse de la demande externe se solde par un fléchissement de l'activité économique. L'impact positif de court terme est bien compatible avec l'idée de courbe en J. En effet, une appréciation des taux de change se solde à court terme par un accroissement de revenu. A long terme l'effet se renverse suite à la baisse des exportations.

**Tableau 6 : Décomposition de la variance de IPC en (%)**

	choc externe	choc d'offre	choc nominal	choc transitoire
1trim	7,818	6,411	85,67	0,0968
1 an	39,7	7,3	51,77	1,213
2 an	44,83	15,31	38,79	1,047
5 ans	50,3	17,88	31,47	0,3393
L'infini	0.42	0.141	0.437	0

Le choc nominal joue un rôle important dans l'explication de la variance des prix. En effet à court terme il domine les fluctuations des prix. A moyen terme la part expliquée par le choc d'offre de monnaie diminue au profit du choc externe. Quant au choc d'offre, sa part dans la variance expliquée augmente avec le temps.

Les prix diminuent fortement après un choc d'offre et augmentent fortement suite au choc d'offre de monnaie et au choc externe.

A la suite d'un choc d'offre de monnaie les prix convergent rapidement à leur niveaux de long terme ce qui permet d'expliquer l'effet de très court terme des chocs d'offre de monnaie sur le niveau de l'IPIT.

**Tableau 7 : Décomposition de la variance de MON en (%)**

	choc externe	choc d'offre	choc nominal	Choc transitoire
1trim	0,474	9.95	3,86	86,13
1 an	10.86	32.14	2,09	54,9
2 an	14.959	37.85	4	43,18
5 ans	13,9433	42.722	5,429	37,904
l'infini	18	71.5	10.5	0

La part de la variance de monnaie expliquée par le choc transitoire est assez importante(86%) dès le court terme, ce qui confirme notre interprétation du choc transitoire comme un choc de demande de monnaie.

La part de choc d'offre est aussi importante à court qu'à long terme :les variations de la masse monétaire résultent d'un motif de transactions.

On peut remarquer également que la part de choc externe dans la variation de la Monnaie est assez faible relativement, au choc d'offre et au choc transitoire.

La réponse de la monnaie à un choc d'offre de monnaie est caractérisée par une forte augmentation : le choc monétaire a un effet positif, ce qui confirme le mécanisme de demande d'encaisses pour un motif de transaction mis en avant précédemment.

**Tableau 8 : Décomposition de la variance de TCREURO en (%)**

	choc externe	choc d'offre	choc nominal	Choc transitoire
1trim	89,93	5	1,673	3,7851
1 an ;	88,47	7.5	0,53	3,494
2 ans ;	94,2	2.92	0,34	2,529
5 ans	98,316	0.850	0,0998	0,733
l'infini	1	0	0	0

Le choc d'offre, aussi bien que le choc nominal, n'explique qu'une part assez réduite de la variance du taux de change, ce qui est compatible avec l'idée d'exogénéité de taux de change. La réaction du taux de change réel au choc d'offre est positive. Il apparaît que les chocs de productivité ont pour source le secteur des biens échangeables. En effet, de par la nature de l'économie tunisienne le secteur des biens non échangeables est relativement moins productif.

## CONCLUSION :

Dans ce travail nous avons tenté d'analyser les sources de fluctuation de l'économie tunisienne. Le modèle présenté paraît pertinent pour analyser ce genre de problème. Il nous a permis de dégager un certain nombre de résultats :

- ◆ Le choc de change contribue faiblement aux fluctuations de la production industrielle.
- ◆ La variation de la production industrielle s'explique en grande partie par le choc d'offre domestique (conformément au courant des cycles réels).
- ◆ L'économie tunisienne est faiblement sensible au choc nominal.

La faible contribution du taux de change aux fluctuations de production industrielle laisse penser que l'économie tunisienne est protégée face aux chocs de change. Cependant, elle reste sensible à un choc éventuel. Néanmoins pour gérer à court terme le choc de change l'utilisation de l'outil monétaire reste envisageable.

Par conséquent, le changement de régime qui pourrait entraîner la constitution de l'union monétaire européenne ne présente pas, a priori, un risque réel sur la stabilité économique dans un pays comme la Tunisie.

Remarquons enfin, que les résultats obtenus dans ce travail sont inhérents à la nature des hypothèses retenues ( la neutralité de monnaie à long terme, et l'exogénéité du taux de change réel). Un prolongement de ce travail pourrait consister à introduire de nouvelles variables (investissement, exportation...)

## Bibliographie :

**Aglietta M., Baulant C., et Coudert V.** (1997) : « Why the euro will be strong : an approche based on equilibrium exchange rates » CEPII, 30 p.

**Avallone N., Drine I., Meddeb Rihad** (1999) : « TAUX DE CHANGE REEL ET IDE : les conséquences de l'élargissement de l'UE aux Pays de l'Est pour les pays du Sud Méditerranéen », Document de travail, Paris 1.

**Campa J. M** (1993) : « Entry by Foreign Firms in the United States under Exchange Ratea Uncertainty », *The Review of Economics and Statistics*, pp. 614-22.

**Cavallo D., Cottan J., Khan M.** (1990) : « Real exchange Rate and Economic Performance in LDCs », *Economic Development and Cultural Change*, pp. 61-76.

**Cohen D.** (1997) : « How will the euro behave ? » CEPREMAP, 20 p.

**Currie D.** (1992), « European Monetary Union : Institutional structure and economic performance » *Economic Journal*, pp. 248-69.

**Martin P.** (1998) : « La politique de change de l'euro : une question de taille ? », *Revue d'économie politique*, p 196-220.

**Johansen S., Juselius K.** (1990) : « Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with application to the Demend for Money », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52.2, pp 169-210.

**Hairaut J-O** (1995) : « Les fluctuations conjoncturelles : cycles réel et cycle monétaires », *Economica*

**Keating J.** (1996) : « Structural information in recursive Var ordering », *Jornal of Economic Dynamics and Control*, 20, pp.1557-1580.

**Korner F. K, Lastrapes W. D** (1995) : « The impact of exchange rate volatility on international trade : reduced form estimates using the GARCH-in-maen model », *Jornal of International Money and Finance*, 12, pp.298-318.

**Masky N.** (1998) : « A Comment on Empirical Estimation of Pattern of Shocks Utilizing VAR Methodology on Developing Contries », *Journal of Economic Integration* pp. 544-48.

**Mellrender E., Vredain A. et Warn A.** (1990) : « Stochastic Trends and Economic Fluctuations in Small Open Economies : The Cases of Filand and Sweeden », *Stockholm School of Economics Working papaers*.

**Razzak W.** (1997) : « The Hodrick-Prescott technique : A smoother versus a filter , An application to New Zealand GDP », *Economics Letters*, 57, pp. 163-168.

**Tan H. B et Baharumshah A. Z** (1999) : « Dynamic Causal Chain of Money, Output Interest Rats and Prices in Malaysia : Evidence Basic on Vector Euror Correction Modelling Analysis », *International Economic journal*, Vol 13 N°1 pp.104-120.

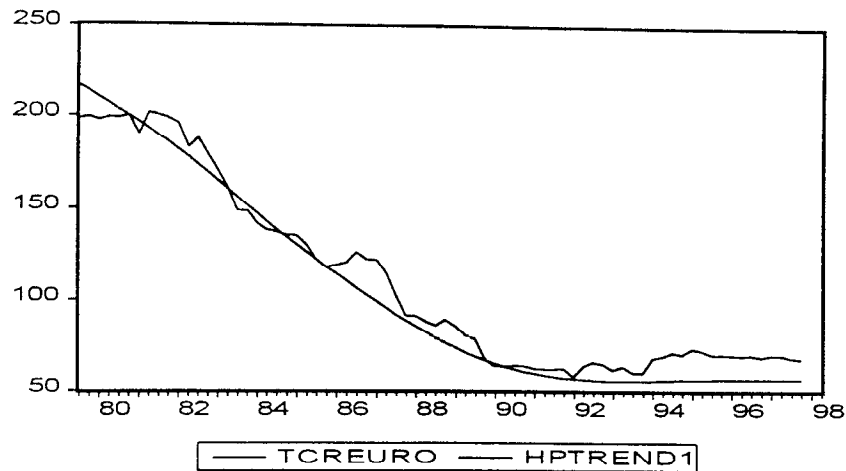
**Yang M.** (1998) : « On Identifying Permanent and Transitory Chocks in VAR Model », *Economics Letters* pp. 171-78.

# ANNEXE

## Coéfficients de corrélation

k	1	0	-1
corr[cycle(t-k),ipit]	-0,049	-0,0447	-0,027
corr[cycle(t-k),expo]	0,056	-0,007	-0,0124
corr[cycle(t-k),pc]	-0,162	-0,075	0,0448

Fig1: Evolution de tcreuro



## Test de tendance déterministe dans la relation de cointégration :

Model 1 : pas de tendance déterministe

Model 2 : constante dans la relation de cointégration

Model 3 : tendance dans le serie

Model 4 : tendance dans la relation de la cointégration

## Les valeurs propres :

r	p-r	Model_2	Model_3	Model_4
0	5	0.6005	0.4591	0.5795
1	4	0.4459	0.3746	0.3755
2	3	0.2520	0.2516	0.3348
3	2	0.1574	0.1212	0.2464

## Test de la Trace

r	p-r	Model_2	Model_3	Model_4
0	5	127.066	95.760	131.654
1	4	69.256	57.043	77.072
2	3	32.066	27.475	47.411
3	2	13.775	9.213	21.727

Test d'exogénéité faible: LR TEST CHISQ(r)

<i>r</i>	<i>DGF</i>	<i>CHISQ_5</i>	<i>LIPIT</i>	<i>LTCR</i>	<i>LIPC</i>	<i>LMON</i>
1	1	3.84	9.73	1.60	12.10	13.60
2	2	5.99	9.788	2.52	21.09	17.10
3	3	7.81	11.32	2.69	22.35	19.39

Supposons que nos données suivent la processus à moyennes mobiles suivant :

$$x_t = \bar{x}_t + H(L)\epsilon_t \quad (1)$$

où,  $\bar{x}_t$  : représente la partie déterministe.

$H(L)$  : la polynome de propagation des chocs.

$\epsilon_t$  : des bruits blancs.

Si nous supposons aussi que les trends sont stochastiques, le processus suivit par  $x_t$  peut s'écrire comme :

$$x_t = x_0 + A\tau_t + C(L)\epsilon_t \quad (2)$$

avec,  $A\tau_t$  : partie tendancielle.

$C(L)\epsilon_t$  : partie cyclique.

L'hypothèse de tendance stochastique se traduit par représentation suivante :

$$\tau_t = \mu + \tau_{t-1} + \psi_t \quad (3)$$

où,  $\psi_t$  : le vecteur des chocs structurels.

### 0.1 Représentation V C E :

Soit  $x(t)$  un vecteur de  $n$  variables intégrées d'ordre 1 et supposant aussi que ces  $n$  variables sont cointégrées d'ordre (1, 1). Il existe donc une matrice  $\alpha(n \times r)$  tel que  $z_t = \alpha'x_t$  est stationnaire.

Supposons que  $x_t$  admet une représentation VAR non contraint à ordre fini :

$$A(L)x_t = \rho + \epsilon_t \quad (4)$$

Avec :  $A(L) = I_n - \sum_{k=1}^p A_k L^k$

$E[\epsilon_t/x_k] = 0$ ; pour toute  $t > k$  et  $t > 1$ ,  $E[\epsilon_t \epsilon_s'] = \Sigma$  si  $t = s$  et 0 ailleurs.

$$(1) \text{ peut s'écrire : } A^*(L)\Delta x_t = \rho - A(1)x_{t-1} + \epsilon_t \quad (5)$$

avec  $A^*(L) = I_n - \sum_{i=1}^{p-1} A_i^* L^i$

$$\text{et } A^*(1) = - \sum_{k=i+1}^p A_k$$

Etant donné que  $\Delta x_t$  est stationnaire,  $A(1)x_{t-1}$  elle set aussi. Il s'en suit que  $A(1)x_{t-1}$  doit être fonction linéaire de  $\alpha'x_{t-1}$ . Il existe ainsi, une matrice  $\gamma(n \times k)$  tel que :  $A(1) = \gamma\alpha'$  (6)

D'après (3), (1) s'écrit sous la forme à correction d'erreur suivante :

$$A^*(L)\Delta x_t = \rho - \gamma z_{t-1} + \epsilon_t \quad (7)$$

Warne(1990) montre que si  $x_t$  est cointégrée où le rang de la matrice de cointégraton  $\alpha$  est égal à  $r$ , alors il existe pour  $x_t$  une représentation VAR contraints telle que :

$$B(L)y_t = \theta + \eta_t \quad (8)$$

avec  $B(L) = M[A^*(L)M^{-1}D(L) + NL]$  et  $y_t = \Delta(L)Mx_t$

$M = [S'_k \alpha]$  où  $\text{rang}[S_k] = k$  ;  $k = n - r$

$$N = [0_{n,k} \gamma]$$

$$D(L) = \begin{bmatrix} I_k & 0 \\ 0 & \Delta I_r \end{bmatrix}$$

$$\Delta(L) = \begin{bmatrix} \Delta I_k & 0 \\ 0 & \Delta I_r \end{bmatrix}$$

D'après ce qui précède nous pouvons tirer la représentation de Wold suivant :

$$\Delta x_t = \delta + C(L)\epsilon_t \quad (9)$$

où,

$$C(L) = M^{-1}D(L)B(L)^{-1}M \text{ et } \delta = C(1)M^{-1}\theta$$

Cette représentation de Wold sous forme moyennes mobiles est adaptée pour l'analyse des fonctions de réponses. Cependant, l'interprétations économiques de réaction aux chocs des différentes variables nous amène à imposer des restrictions supplémentaires. En effet, tel que il est conçu le modèle ne permet pas d'interpréter les résidus sous leur forme structurelle.

## 0.2 La représentation à tendances communes :

Pour comprendre comment les tendances communes et les chocs permanents sont identifiés, reprenons représentation de Wold (9) que nous l'écrivons comme :

$$x_t = x_0 + \delta t + C(L)(1 + L + L^2 + \dots + L^T)\epsilon_t \quad (10)$$

$$\text{soit : } x_t = x_0 + C(1)\xi_t + \bar{C}(L)\epsilon_t \quad (11)$$

$$\text{où, } \xi_t = \xi_{t-1} + \rho + \epsilon_t$$

$$C(1)\rho = \delta$$

$$\bar{C}(L) = -\sum C_i L^i \text{ et } \bar{C}_i = -\sum_{j=i+1}^{\infty} C_j.$$

A partir de (2), (3) et (11) nous tirons :

$$\delta = A\mu \text{ et } C(1)\epsilon_t = A\psi_t$$

Si nous posons  $\Psi$ , la matrice de variance-covariance de  $\psi_t$ , nous aurons :

$$A\Psi A = C(1)\Sigma C(1)' \quad (12)$$

Cette dernière expression nous permet d'estimer la matrice  $A$  et  $\mu$ .

$C(1)$  et  $\Sigma$  étant connues, ceci nous permet de déterminer  $k(k+1)/2$  paramètres de  $A$  et  $\Psi$ . L'identification de la représentation à tendances communes nous invite ainsi, à poser des restrictions supplémentaires sur les matrices  $A$  et  $\Psi$ .

A ce titre King et al (1987) suppose que la matrice  $A$  peut s'écrire sous la forme suivante :

$$A = A_0\Pi$$

où,  $A_0$  : une matrice ( $n \times k$ ) dont les paramètres sont connus et qui satisfait  $\alpha'A_0 = 0$ .

et  $\Pi$  : une matrice ( $k \times k$ ) triangulaire inférieure dont les paramètres sont inconnus.

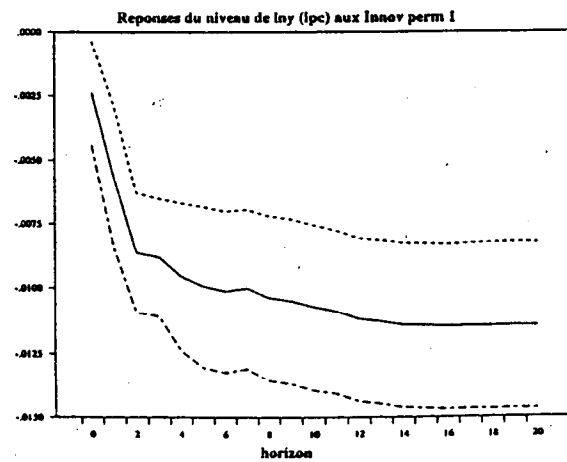
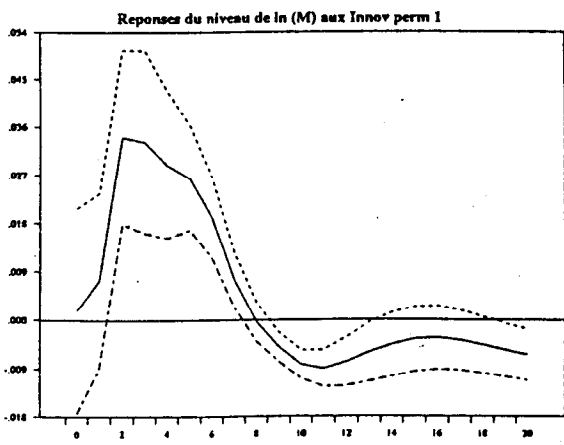
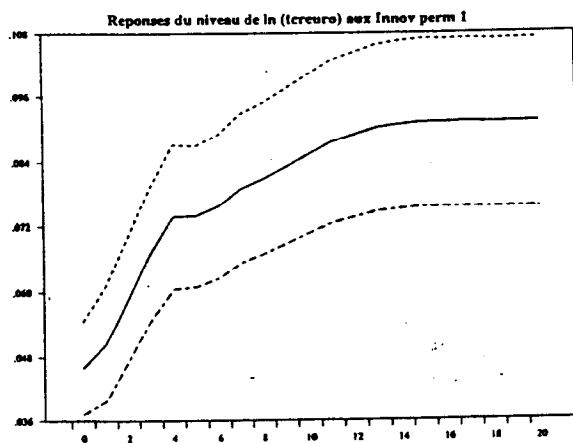
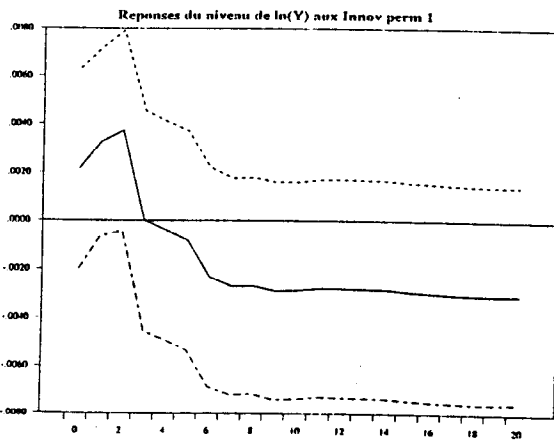
Cette spécification se traduit par des restrictions de long terme.

Ainsi, à partir de (12) nous tirons :

$$\Pi\Pi' = (A_0'A_0)^{-1}A_0'C(1)\Sigma C(1)'A_0(A_0'A_0)^{-1} \quad (13)$$

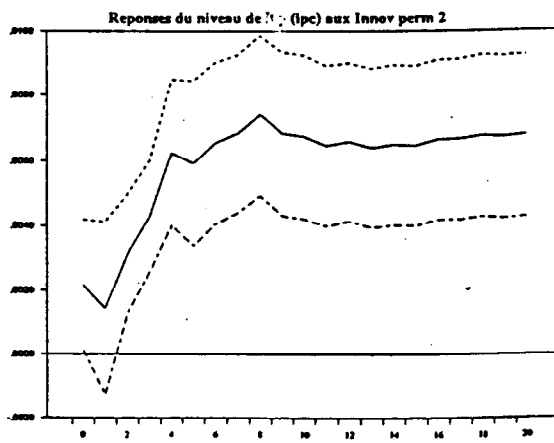
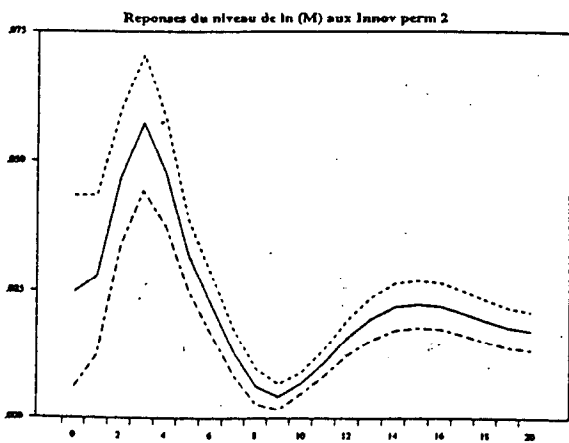
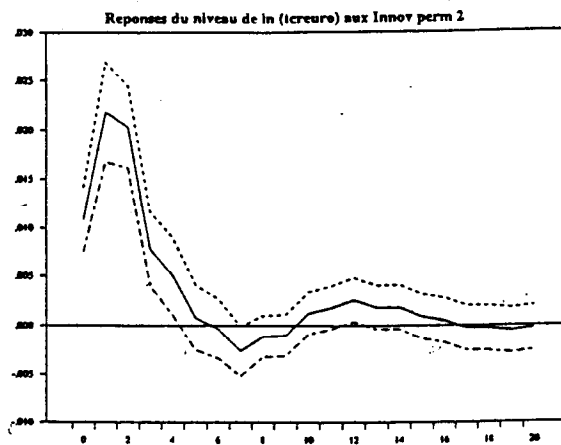
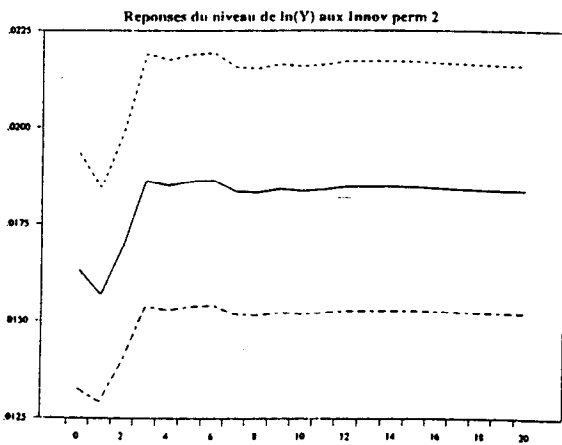
## LES FONCTIONS DE REPONSES AUX CHOCS

Les chocs permanents 1, 2 et 3 sont respectivement : le choc externe, le choc d'offre et le choc nominal.



## LES FONCTIONS DE REPONSES AUX CHOCS

Les chocs permanents 1, 2 et 3 sont respectivement : le choc externe, le choc d'offre et le choc nominal.



## LES FONCTIONS DE REPONSES AUX CHOCS

Les chocs permanents 1, 2 et 3 sont respectivement : le choc externe, le choc d'offre et le choc nominal.

