

# Déterminants de long terme et dynamique de court terme de l'inflation en Tunisie

**Thouraya Boujelbène Dammak\***

thourayaboujelbène@yahoo.fr

Tel : +21698974240

Fax : +21674279139

**Younès Boujelbène\***

Younes.Boujelbène@fsegs.rnu.tn

Tel : +21622684420

**\*Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de Sfax**

Unité de Recherches en Economie Appliquée- URECA

---

## Résumé

Le problème de l'inflation tenait recevoir beaucoup d'attention pour les circuits du publique et les politiques. Plusieurs théories peuvent ainsi avoir un avancement dans la littérature pour essayer d'expliquer les causes de l'inflation et de proposer des méthodes de les contenir. L'idée essentielle dans cette étude est d'analyser les sources d'inflation à long et à court termes en Tunisie en utilisant des données annuelles durant la période de 1962 à 2003. Nous proposons un modèle ayant une structure déterminée par des facteurs monétaires et structurels et estimé par la technique de cointégration de Johansen. Les résultats empiriques montrent que l'inflation est expliquée par des facteurs mixtes : monétaires tel que la masse monétaire, le taux d'intérêt et le taux de change effectif ; et structurels tel que le taux de salaire annuel moyen, le prix à l'importation et la production réelle. L'analyse vise à dégager les déterminants de long terme et à étudier la dynamique de court terme.

**Mots clés :** Inflation, approche structurelle, approche monétaire, cointégration, court terme, long terme.

---

## 1. Introduction

Parmi les nombreux problèmes qui préoccupent les économistes, celui de l'inflation et de ses origines. Le problème, est, sans conteste, l'un des plus délicats vu son coût économique et social. La comparaison entre pays montre à son tour une diversité aussi bien au niveau du rythme que des causes de l'inflation. En effet, il serait assez important de connaître jusqu'à quel degré le changement dans la hausse des prix est expliqué par des facteurs internes ou externes du système dans les pays en voie de développement. En général, les études sont centrées soit autour d'une explication monétariste (Friedman (1968), Saini (1982), Darrat (1986,1994), Dhakal et Kandil (1993), Deme et Fayissa (1995), Liu et Adedeji (2000), Sakka

et Ghali(2005), Kandil (2005), Pelipas (2006)), soit autour d'une explication structuraliste (Bruno (1978), Cordon (1988)), ou encore une synthèse des deux (Mehra (1991), Darrat (1994), Kim (2001), Boschi et Girardi (2005)).

Quant à l'approche monétaire, elle explique l'inflation par l'accroissement plus que proportionnelle de la masse monétaire en comparaison avec celui du produit national; tandis que, l'approche structurelle impute l'accélération de la hausse des prix à l'existence de rigidités intrinsèques au système économique en question.

Notre objectif dans ce papier consiste à identifier les sources d'inflation à long et à court terme en Tunisie. Cette étude se veut une contribution additionnelle à l'étude de Deme et Fayissa (1995) où ils ont cherché les effets des taux de croissance de l'offre de monnaie, la production domestique, le taux d'intérêt nominal domestique, le taux de change effectif réel et l'inflation importée pour l'Egypte, le Maroc et la Tunisie en utilisant des données trimestrielles de 1964 à 1993. Ils ont utilisé la technique de causalité de Granger entre l'inflation domestique et les variables explicatives. Ils ont montré que ni les facteurs monétaires (l'offre de monnaie et le taux d'intérêt), ni la production réelle ont une influence sur le processus inflationniste en Tunisie. Pour eux, l'inflation en Tunisie est d'origine importée (l'effet significatif du taux de change et du prix à l'importation). Or à partir de 1993, la Tunisie a appliqué une politique monétaire déflationniste pour maintenir le taux d'inflation autour de 3%. Cette politique nous a poussé à examiner le rôle des facteurs monétaires dans l'atteinte de cet objectif, bien sur sans négliger l'impact des facteurs structurels tel que le taux de salaire annuel moyen, et ceci en utilisant des données annuelles durant la période de 1962 à 2003. Nous allons estimer le modèle par la technique de cointégration de Johansen.

Le reste du papier est organisé comme suit : Les sections 2 et 3 soulignent respectivement les approches monétaire et structurelle de l'inflation. La section 4 présente la structure théorique du modèle proposé. Par la suite, à la section 5, nous allons calculer l'inflation anticipée. Puis, au niveau de la section 6, nous allons tester la stationnarité des variables et nous allons vérifier l'existence des relations de cointégration entre les variables pour enfin présenter les résultats empiriques. La section 7 sera consacrée à la conclusion.

## **2. L'interprétation monétariste de l'inflation**

De Jean Bodin (1568), qui lia la montée des prix en Europe à l'arrivée d'une très grande quantité de métaux précieux des Amériques, aux théoriciens classiques et néoclassiques, la monnaie a été la première et la seule explication de l'inflation.

La théorie quantitative de la monnaie est l'une des explications anciennes de l'inflation. Il

existe diverses expressions simples de cette théorie telle que l'équation suivante de Fischer (1926) :

$$MV = PT$$

Les hypothèses de base de la théorie quantitative sont :

- La constance de la vitesse de circulation de la monnaie ( $V$ ) pendant une période bien déterminée (une année en général).
- La dichotomie entre sphère réelle et sphère monétaire.

En effet, d'après les quantitativistes, lorsque la vitesse de circulation de la monnaie ( $V$ ) et le volume réel des transactions ( $T$ ) sont exogènes et si la demande de monnaie s'ajuste à l'offre ( $M^d = M^s = M$ ); alors toute variation supposée de l'offre de monnaie doit se traduire par une variation proportionnelle du niveau général des prix  $P$ . Donc, l'origine de l'inflation est monétaire.

Les monétaristes, dont le pionnier est Milton Friedman, établiraient une distinction entre les causes immédiates et les causes lointaines. La cause immédiate est l'émission excessive de la monnaie, Friedman (1976) écrit : « la cause immédiate de l'inflation est toujours et partout la même : un accroissement anormalement rapide de la quantité de monnaie par rapport au volume de la production. Cette conclusion repose sur de nombreux exemples historiques et se vérifie en effet pour beaucoup de pays, sur des périodes allant jusqu'à des siècles entiers »<sup>1</sup>.

Les monétaristes conservent la relation causale entre monnaie et niveau générale des prix, mais s'éloignent de la démarche dichotomique des quantitativistes traditionnels (Fisher, ect). Ils présentent une reformulation de la théorie quantitative de la monnaie initiale dans une perspective d'intégration des sphères réelle et monétaire. Ces hypothèses conduisent les monétaristes de l'école de Chicago à privilégier le mécanisme de génération de l'inflation par la demande, même si par ailleurs leur analyse les pousse à rejeter la distinction traditionnelle entre inflation par la demande et inflation par les coûts. Les monétaristes considèrent donc que l'inflation est principalement un problème de demande globale excédentaire stimulée par une politique monétaire expansionniste. Cependant, des facteurs extra monétaires peuvent être sous certaines conditions à l'origine d'un accroissement de la monnaie. Par exemple, dans certains pays, les syndicats peuvent faire suffisamment pression sur les salaires pour entraîner le chômage. Or, si le gouvernement est tenu de suivre une politique de plein emploi, il ne peut

---

<sup>1</sup> Friedman (1976), « *Inflation et Systèmes Monétaires* », Original English Language edition published by Prentice-Hall, Inc., Englewood Cliffs, New Jersey, U.S.A.

faire face à ses dépenses qu'en dilatant l'offre de monnaie. Un autre exemple, pour les pays en voie de développement, l'investissement est en général supérieur à l'épargne, et pour faire face à ce haut niveau d'investissement, le gouvernement engendre un accroissement de la masse monétaire. Les origines de l'inflation ne sont pas seulement une augmentation de la masse monétaire mais également de tous les facteurs qui ont pu l'entraîner.

Finalement, il est important de noter que les monétaristes tel que Friedman n'ont pas nié l'existence des rigidités structurelles et des goulots dans les pays en voie de développement et que les variables structurelles sont des parties déterminantes dans l'inflation.

### **3. L'interprétation structurelle de l'inflation**

L'argument des structuralistes (Olivera (1964), Argy (1970), Urquidi et Thorp (1973), Wachter (1976), entre autres) est que l'inflation est inévitable dans une économie qui connaît des changements structurels provoqués par la croissance rapide. L'inflation est dans ce cas causée par des contraintes structurelles et par des déséquilibres non monétaires. Donc, les causes de l'inflation pour les structuralistes ne se trouvent pas par hypothèse dans les politiques monétaires ou fiscales mais dans les structures économiques des pays en voie de développement. Le mécanisme du prix fonctionne dans le cadre de structures de marché imparfaites

Les causes de l'inflation dans les pays en voie de développement (Sunkel (1991, 1993)) doivent être recherchées dans les problèmes fondamentaux de développement économique et dans les caractéristiques structurelles du système de production de ces pays. Plus précisément, l'agriculture, le commerce extérieur et le secteur étatique sont caractérisés par des rigidités institutionnelles qui sont à la base de l'augmentation des prix. Ces pressions à la hausse se transforment en un processus inflationniste généralisé par le biais d'autres mécanismes que les structuralistes qualifient de mécanismes de propagation.

En fait, le modèle général est une conjugaison de causes primaires et de mécanismes de propagation. Il peut être présenté comme suit : un excès d'offre de monnaie cause une expansion de demande de biens et services qui sera partiellement éliminée par une hausse des prix et un accroissement de la production ou de l'offre.

En général, les conditions de l'offre varient d'un secteur à un autre. On distingue le secteur agricole et le secteur manufacturier. Les pays en voie de développement se caractérisent par un secteur agricole stagnant. Ce qui se traduit par une pression à la hausse des prix des biens dans ce secteur. Alors, si les prix des biens manufacturés sont inflexibles à

la baisse, et si les prix des biens alimentaires augmentent, le niveau général des prix suit, donc une pression inflationniste se crée.

L'offre des biens alimentaires est inélastique et ceci est dû aussi au contrôle administratif fréquemment imposé par le gouvernement dans l'intention de protéger le consommateur urbain. Cette caractéristique s'applique à d'autres biens dans d'autres secteurs (électricité, eau, importation, matières premières, transport...) dont l'offre est aussi peu élastique. D'où, l'excès de demande peut engendrer des effets réels, qui peuvent être faibles, dans le secteur manufacturier : ce qui augmente l'emploi et par conséquent stimule la demande des biens agricoles. Puisque la production agricole est incapable de satisfaire cette demande additionnelle, les prix agricoles relatifs augmenteront et engendreront des demandes de hausse de salaire.

Les marchés des biens dans les pays en voie de développement se caractérisent par une structure monopolistique et oligopolistique, les prix des biens non alimentaires sont rigides à la baisse et sont déterminés sur la base d'un «mark up», ce qui implique que toute hausse des coûts se traduit par des prix plus élevés alors que le niveau de production s'ajuste au niveau de la demande.

En effet, les besoins d'importation d'un pays en voie de développement sont principalement composés de biens intermédiaires et de biens d'équipement et croissent plus rapidement que les exportations. De plus, les prix des biens importés augmentent plus vite que ceux des biens exportés, ce qui se traduit par un déséquilibre de la balance des paiements. Une dévaluation de la monnaie nationale a pour but de promouvoir les exportations et d'augmenter les coûts de production des biens manufacturés et par conséquent les salaires et les prix. L'épargne publique et privée dans ces pays est insuffisante, l'Etat s'engage à stimuler la croissance économique au prix d'un déficit budgétaire important financé par la création monétaire et l'expansion des crédits. Donc, une politique monétaire permissive apparaît nécessaire et inévitable.

Ainsi, pour les structuralistes (Wachter (1976), Mehra (1991)), l'augmentation de l'offre de monnaie est un facteur permissif qui permet la spirale inflationniste de se manifester et de se développer. En d'autres termes, l'accroissement de l'offre monétaire est une condition nécessaire de l'augmentation du niveau total du prix, mais elle n'est pas une condition suffisante à cause de la présence d'autres facteurs structurels. Nous pouvons noter, effectivement, que les structuralistes n'ont pas nié que les variables monétaires sont une partie déterminante de l'inflation.

#### 4. Modèle d'inflation globale mixte

Du point de vue monétariste, l'inflation a lieu si la croissance de l'offre de monnaie nominale ( $\text{Log}M_t^s$ ) excède celle de la demande d'encaisses réelles  $\text{Log}\left(\frac{M}{P}\right)_t^d$  :

$$\text{Log}p_t = \text{Log}M_t^s - \text{Log}\left(\frac{M}{P}\right)_t^d \quad (1)$$

Puisque les monétaristes n'ont pas nié les variables structurelles comme variables déterminants de l'inflation, la spécification retenue ici greffe au modèle monétariste de l'inflation le rôle possible de l'inflation par les coûts internes (coûts du travail et taux du marché monétaire domestique) et de l'inflation importée (prix à l'importation et taux de change effectif réel).

La théorie économique suggère que la demande d'encaisses réelles dépend d'une variable d'échelle : la production ( $PIB_t$ ) (Saini (1982), Darrat (1986, 94, 95), Siddig (1993), Kim (2001), Boschi et Girardi (2005), Kandil (2005), Sakka et Ghali (2005), Pelipas (2006)), en plus du coût d'opportunité de détention de la monnaie représenté par l'inflation anticipée ( $\pi_t^a$ ) (Darrat (1986, 1995), Deme et Fayissa (1995)), du taux d'intérêt domestique ( $TMM_t$ ) (Estelami, Lehmann et Holden (2001), Kandil (2005), Boschi et Girardi (2005)) , du coût salarial ( $W_t$ ) ( Gordon (1988), Mehra (1991,1994), Darrat (1994), Kim (2001), Boschi et Girardi (2005) ) , des prix à l'importation ( $IPM_t$ ) (Deme et Fayissa (1995), Darrat (1995) ) et du taux de change effectif réel ( $TCR_t$ ) (Deme et Fayissa (1995), Darrat (1995), Liu et Adedeji (2000), Boschi et Girardi (2005), Sakka et Ghali (2005), Pelipas (2006)) .

$$\text{D'où} \quad \frac{M_t^d}{P} = f\left(PIB_t, \pi_t^a, TMM_t, W_t, IPM_t, TCR_t\right) \quad (2)$$

En effet, l'accroissement de la production  $PIB_t$  augmente le nombre de transactions faites par la population, ce qui implique une augmentation de la demande de monnaie. L'inflation anticipée  $\pi_t^a$  qui est inversement liée avec la demande de monnaie, diminue au profit des biens immobiliers suite à des anticipations inflationnistes, comme l'ont conclu Deme et Fayissa (1995).

La hausse des salaires a une responsabilité essentielle dans le déclenchement de l'inflation, puisque l'augmentation du coût salarial a un impact considérable sur le coût de production d'une part, et elle a un effet favorable sur le pouvoir d'achat du revenu disponible

des ménages d'autre part ; par conséquent le nombre de transactions réalisé par la population augmente, la demande de monnaie augmente.

De plus l'accroissement du taux d'intérêt nominal domestique ( $TMM_t$ ) augmente les coûts financiers, et réduit par conséquent la demande de monnaie.

Nous remarquons que la production de plusieurs pays en voie de développements dépend des matières premières et des biens intermédiaires importés. Les biens d'équipement sont aussi importés. C'est pourquoi les importations, qui représentent une composante majeure dans notre consommation et notre production, peuvent avoir des implications importantes pour notre processus d'inflation. Donc tout accroissement des prix des biens importés augmente le coût de production et agit par conséquent positivement sur le niveau du prix domestique.

A noter aussi que, dans les économies ouvertes telles que la Tunisie, le changement du taux de change peut influencer la demande de monnaie domestique suite au phénomène de "substitution de monnaie". Or, si le taux de change augmente, c'est à dire dépréciation de la monnaie nationale, alors, le détenteur de l'actif domestique voudrait s'en défaire en faveur des monnaies étrangères, donc d'après l'approche monétariste, une dépréciation de la monnaie domestique peut augmenter les composantes de réserve internationales parmi les contre parties de l'offre de monnaie domestique. Ceci diminue l'excès de demande et l'inflation d'augmenter.

On peut conclure que, pour les petits pays, le modèle monétariste suppose que les changements dans les prix à l'importation et le taux de change effectif réel sont proportionnellement transmis aux prix domestiques.

Finalement, nous pouvons écrire un modèle mixte global comme suit :

$$\begin{aligned} \text{Log}PG_t = a_0 + \sum_{i=0}^{n_1} \alpha_i \text{Log}M2_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_2} \beta_i \text{Log}PIB_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_3} \theta_i \text{Log}\pi_{t-i}^a + \sum_{i=0}^{n_4} \psi_i \text{Log}TMM_{t-i} + \\ \sum_{i=0}^{n_5} \gamma_i \text{Log}W_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_6} \lambda_i \text{Log}IPM_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_7} \eta_i \text{Log}TCR_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

Avec  $\varepsilon_t$  est l'erreur de prévision avec espérance nulle et variance constante.

$n_j$  ( $j = 1, 2, \dots, 7$ ) représente le nombre de retards pour les sept variables explicatives du modèle (3).

Les signes prévus de l'ensemble des coefficients des variables du modèle (3) sont :

$$\sum_i \beta_i < 0, \quad \sum_i \alpha_i, \sum_i \theta_i, \sum_i \psi_i, \sum_i \gamma_i, \sum_i \lambda_i, \sum_i \eta_i > 0$$

## 5. La détermination de l'inflation anticipée

Nous avons choisi les anticipations adaptatives pour déterminer l'inflation anticipée. Les résultats d'anticipations adaptatives sont peu vraisemblables et réalistes puisqu'il est plus probable que les agents économiques tiennent en compte non seulement l'évolution passée de la variable à prévoir mais aussi leurs erreurs d'anticipations commises dans le passé.

Dans ce cas les agents corrigent leurs anticipations à la période courante d'une fraction de l'écart constaté précédemment entre la valeur effectivement réalisée et la valeur anticipée de l'inflation. Ils adaptent donc leurs anticipations à l'évolution récemment enregistrée de l'inflation anticipée. On peut l'écrire comme suit :

$$\pi_t^a - \pi_{t-1}^a = b(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^a) \quad (4)$$

avec  $\pi_t^a$  : prévision de l'inflation à la période t-1 pour la période t.

$\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^a$  : erreur de prévision la plus récente, c'est à dire, l'écart entre la valeur anticipée de l'inflation en t-1 et sa valeur observée à la même période.

b : le pourcentage d'erreur dont les agents corrigent dans leur anticipation antérieure pour formuler de nouvelles prédictions.

Développons plus la première équation, on obtient :

$$\pi_t^a = (1-b)\pi_{t-1}^a + b\pi_{t-1} \quad (5)$$

Rose (1972) montre que, pour qu'un processus adaptatif soit optimal (c'est à dire pour minimiser l'erreur de prévision), il faut tenir compte non seulement de l'erreur de prévision la plus récente mais aussi de toutes les erreurs précédentes.

Ainsi un processus adaptatif sous sa forme générale s'écrit :

$$\pi_t^a - \pi_{t-1}^a = \sum_{i=1}^n b_i(\pi_{t-i} - \pi_{t-i}^a) \quad (6)$$

Considérons le processus adaptatif de premier ordre soit :

$$\pi_t^a - \pi_{t-1}^a = b(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^a) \quad \text{avec } 0 < b < 1$$

$$\pi_t^a = \pi_{t-1}^a + b(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^a)$$

Une substitution successive de  $\pi_{t-1}^a, \pi_{t-2}^a, \dots, \pi_{t-n}^a$ , nous permet d'obtenir :

$$\pi_t^a = b\pi_{t-1} + b(1-b)\pi_{t-2} + b(1-b)^2\pi_{t-3} + \dots + b(1-b)^{n-1}\pi_{t-n}$$

$$\Rightarrow \pi_t^a = b \sum_{i=1}^n (1-b)^{i-1} \pi_{t-i} \quad (7)$$

Où  $b$  est un coefficient d'ajustement inconnu.

Or pour calculer  $\pi_t^a$ , il faut connaître  $b$ . Et la valeur de  $b$  est déterminée de telle sorte que les pertes moyennes de prévision soient minimales.

Soit par exemple  $L$  la fonction qui caractérise les pertes moyennes quadratiques :

$$L = \sum_{t=1}^T \left( \pi_t - b \sum_{i=1}^{\infty} (1-b)^{i-1} \pi_{t-i} \right)^2 \quad (8)$$

Où  $t$  prend les valeurs allant de 1962 à 2003.

Donc le choix de  $b$  suppose que  $L$  soit minimal et puis plus  $T$  est grand plus le choix de  $b$  est optimal.

En limitant la longueur de retard pour  $\pi_t$  à  $n < \infty$  et en donnant à  $b$  des valeurs allant de 0 à 1 avec un pas de 0.1, on peut trouver la valeur de  $b$  qui minimise  $L$  et par suite  $\pi_t^a$  estimée.

D'un autre côté la valeur de  $n$  est déterminée par la minimisation de la fonction de AKAIKE donnée par l'équation suivante :

$$Aic(i) = Ln \left( \frac{ScRi}{n} \right) + \frac{2i}{n} \quad (9)$$

avec  $ScRi$  : somme des carrés des résidus

$n$  : nombre d'observations.

En appliquant cette procédure, nous avons trouvé que le nombre de retards est égal à 11 et  $b=0.2$  et par la suite l'inflation anticipée est déterminée par l'équation :

$$\pi_t^a = 0.2 \sum_{i=1}^{11} 0.8^{i-1} \pi_{t-i} \quad (10)$$

## 6. Test de racine unitaire et estimation du modèle par la méthode de Johansen

Avant d'estimer le modèle (3) par la méthode de cointégration, il convient de faire les tests de stationnarité des variables retenues car la stationnarité constitue une condition nécessaire pour éviter les relations factices, et vérifier l'hypothèse de cointégration des variables, c'est à dire s'assurer de la convergence des sentiers de croissance des variables sur le long terme

En effet, nous nous référons aux tests de Dickey-Fuller augmenté (1981) ou test de Perron (1989) pour déterminer l'ordre de différentiation d'une série macro économique suivant son évolution au cours du temps.

En ce qui concerne le test de Dickey Fuller augmenté, il est utilisé pour des séries macro économiques dont l'évolution dans le temps ne présente aucun changement, et dont les fluctuations sont stationnaires autour d'une fonction déterministe. Alors que Le test de Perron (1989) est utilisé lorsque les séries macro économiques présentent des points de rupture, c'est à dire un changement en niveau, ou un changement de la pente, les fluctuations ne sont pas alors transitoires. En effet, le test de Perron (1989) met en évidence des changements de tendances à la suite des changements structurels. Il consiste à introduire trois variables indicatives : une qui précise la date de rupture et un changement au niveau, une qui indique le changement de la constante et l'autre indique le changement de la pente.

### 6.1 Test de Dickey Fuller

D'après l'allure des courbes<sup>1</sup> du prix de gros ( $PG$ ), du taux du salaire annuel moyen ( $W$ ), de la croissance monétaire ( $M_2$ ), de la production ( $PIB_t$ ), de l'inflation anticipée ( $\pi_t^a$ ), du taux d'intérêt domestique ( $TMM_t$ ), des prix à l'importation ( $IPM_t$ ) et du taux de change effectif réel ( $TCR_t$ )<sup>2</sup>, nous remarquons que leurs évolutions au cour du temps présentent une tendance ascendante et unique, et ne posent aucun problème de rupture. Ceci nous conduit à tester leur stationnarité par le test de Dickey-Fuller Augmenté.

Les résultats du test de Dickey-Fuller Augmenté sont présentés dans le tableau 1 ci-dessous (pour  $\alpha=5\%$ ).

---

<sup>1</sup> Voir annexe 1.

<sup>2</sup> Toutes les variables prisent sous forme logarithmique.

**Tableau 1** Test de racine unitaire sur les variables du modèle (3)

Volet A : Test ADF sur les variables prises en niveau			
Variabiles	Valeur du test (t)	Valeur critique t <sup>c</sup>	stationnarité
$LPG_t$	-1.25	-2.93	non
$LW_t$	-0.407	-2.93	non
$LPIB_t$	-0.717	-2.93	non
$LM_{2t}$	-1.803	-2.93	non
$LIPM_t$	-1.57	-2.93	non
$\pi_t^a$	-3.62	-2.96	oui

Volet B : Test ADF sur les variables prises en première différence			
$DLPG_t$	-3.21	-2.93	oui
$DLW_t$	-3.49	-2.93	oui
$DLPIB_t$	-3.61	-2.93	oui
$DLM_{2t}$	-4.46	-2.93	oui
$DLIPM_t$	-5.14	-2.93	oui

Les résultats présentés dans le tableau 1 nous indiquent que le prix de gros ( $PG_t$ ), le taux du salaire annuel moyen ( $W_t$ ), la croissance monétaire ( $M_t$ ), la production ( $PIB_t$ ), l'inflation anticipée ( $\pi_t^a$ ) et le prix à l'importation ( $IPM_t$ ) prises en logarithme sont stationnaires après une première différence. Ceci nous ramène à dire que les séries prises séparément sont intégrées d'ordre un, sauf l'inflation anticipée qui est stationnaire en première différence.

## 6.2 Test de Perron

Pour le cas du taux d'intérêt nominal domestique ( $TMM_t$ ) et le taux de change effectif réel ( $TCR_t$ ), nous avons remarqué d'après leurs allures<sup>1</sup> que leurs évolutions au cours du temps présentent des changements en ce qui concerne la pente et la constante : ce qui nous ramène à introduire deux variables dummy pour chacun ; l'une indique le changement de la constante

$$DU_t \text{ avec } \begin{cases} DU_t = 0 & \text{si } t \leq T_B \\ DU_t = 1 & \text{si } t > T_B \end{cases}$$

et l'autre indique le changement de la pente

$$DR_t \text{ avec } \begin{cases} DR_t = 0 & \text{si } t \leq T_B \\ DR_t = t & \text{si } t > T_B \end{cases}$$

<sup>1</sup> Voir annexe 2

L'équation à estimer du taux d'intérêt nominal domestique s'écrit :

$$LTMM_t = \phi LTMM_{t-1} + \alpha + \beta + \sum_{i=1}^p \theta_i (LTMM_{t-i} - LTMM_{t-1-i}) + \lambda_1 DU_t + \lambda_2 DR_t + \varepsilon_t$$

Et pour le taux de change effectif réel, l'équation prend la forme suivante :

$$LTCR_t = \phi LTCR_{t-1} + \alpha + \beta + \sum_{i=1}^p \theta_i (LTCR_{t-i} - LTCR_{t-1-i}) + \lambda_1 DU_t + \lambda_2 DR_t + \varepsilon_t$$

Les résultats du calcul se résument dans le tableau 2 suivant:

**Tableau 2** Les résultats du test de Perron

Test de Perron sur les variables prises en niveau			Test de Perron sur les variables prises en 1 <sup>ère</sup> différence		
Variable dépendante $DLTMM_t$			Variable dépendante $DDLMM_t$		
Variabes	coefficients	t statistique	Variabes	coefficients	t statistique
<i>Constant</i>	0.37	1.36	<i>Constant</i>	-0.33	-1.93
$LTMM_{t-1}$	-0.33	-2.24	$DLTMM_{t-1}$	-1.77	-7.46
@Trend	0.02	1.09	@Trend	0.047	2.31
$DU_t$	50.45	1.33	$DU_t$	108.5	2.59
$DR_t$	-0.02	-1.33	$DR_t$	-0.055	-2.59
$DLTMM_{t-1}$	0.07	0.38	$DDLMM_{t-1}$	0.51	3.36
$T_B=1975$	$\lambda=0.3$	pour $\alpha=5\%$ ; $t=-4.17$			
Variable dépendante $DLTCR_t$			Variable dépendante $DDLTCR_t$		
Variabes	coefficients	t statistique	Variabes	coefficients	t statistique
<i>Constant</i>	1.76	3.08	<i>Constant</i>	0.002	0.09
$LTCR_{t-1}$	-0.43	-3.08	$DLTCR_{t-1}$	-1.03	-4.22
@Trend	0.004	2.63	@Trend	0.001	0.84
$DU_t$	10.64	2.201	$DU_t$	12.59	2.27
$DR_t$	-0.005	-2.17	$DR_t$	-0.006	-2.28
$DLTCR_{t-1}$	0.17	1.033	$DDLTCR_{t-1}$	0.3	1.71
$T_B=1986$	$\lambda=0.6$	pour $\alpha=10\%$ ; $t=-3.95$			

Pour le taux d'intérêt nominal domestique :  $t_{\hat{\theta}_i} = 0.38 < 1.60$  ce qui nous amène à prendre  $p=0$ , et  $t_{\hat{\phi}} = -2.24 > t_c = -4.17$  ce qui implique que le  $LTMM_t$  n'est pas stationnaire en niveau.

En première différence :  $t_{\hat{\phi}} = -7.46 < t_c$  : ce qui implique que le taux du marché monétaire domestique est stationnaire après une première différence, alors il est intégré d'ordre un. Et  $t_{\hat{\theta}_i} = 3.36 > 1.60$  ce qui nous amène à prendre  $p=1$ .

Pour le taux de change effectif réel :  $t_{\hat{\theta}_i} = 1.033 < 1.60$  ce qui amène à prendre  $p=0$  et  $t_{\hat{\phi}} > t_c$ , ce qui nous montre que le taux de change n'est pas stationnaire en niveau.

En première différence :  $t_{\hat{\phi}} < t_c$  ce qui implique que le taux de change effectif réel est stationnaire en première différence alors qu'il est intégré d'ordre un. Et  $t_{\hat{\theta}_i} = 1.71 > 1.60$  ce nous qui amène à prendre  $p=1$ .

### 6.3 Estimation par la méthode de cointégration

D'après l'analyse de stationnarité précédente, nous concluons que les séries retenues en logarithme sont non stationnaires et intégrées d'ordre un, sauf l'inflation anticipée qui est stationnaire en niveau<sup>1</sup>. Donc, nous pouvons utiliser la méthode d'estimation proposée par Johansen (1991).

Puisque les variables étudiées sont stationnaires en différence, les relations de long terme sont alors obtenues à partir de toutes les combinaisons linéaires stationnaires de ces variables. Les estimations dégagées sont convergentes et asymptotiquement équivalentes à l'estimateur du maximum de vraisemblance.

Les résultats du test de Johansen nous conduisent à retenir une seule relation de cointégration de long terme dont les résultats sont adéquats sur le plan économique. Donc la relation de cointégration obtenue est la suivante :

**Tableau 3** L'évolution de long terme du niveau général des prix

<i>Variable dépendante LPG</i>						
<i>Variables</i>	<i>LPIB<sub>t</sub></i>	<i>LM<sub>2t</sub></i>	<i>LW<sub>t</sub></i>	<i>LTMM<sub>t</sub></i>	<i>LIPM<sub>t</sub></i>	<i>LTCR</i>
Coefficients	-0.329	0.022	-0.0035	-0.106	1.248	0.435

A partir de la relation de long terme (représentée au tableau 3), nous calculons les résidus *ECM* qui sont les cibles de long terme. L'équation prend la forme suivante :

$$ECM_t = LPG + 0.329LPIB_t - 0.022LM_{2t} + 0.003LW_t + 0.106LTMM_t - 1.24LIPM_t - 0.435LTCR_t$$

Nous testons la stationnarité des résidus en niveau de la dernière équation. Les résultats empiriques montrent :

$$ECM_t = -0.637ECM_{t-1} + 0.40DECM_{t-1} + 0.03$$

(-6.02)                      (3.37)                      (3.18)

<sup>1</sup> L'inflation anticipée est exclu du modèle 3 car elle n'est pas de même ordre d'intégration des autres variables.

La valeur critique est  $t_c = -2.93$  (pour  $\alpha=5\%$ ). Nous remarquons que  $t < t_c$ , donc les résidus  $ECM_t$  sont stationnaires.

A partir de la relation de long terme retenue, nous estimons les équations dynamiques sous forme de modèles à correction d'erreur qui décrivent l'évolution à court terme du niveau général des prix. Le taux de croissance du prix de gros est donc expliqué par les taux de croissance présents et passés des variables explicatives, à savoir masse monétaire, PIB réel, taux de salaire annuel moyen, taux d'intérêt du marché monétaire domestique, prix à l'importation et taux de change effectif réel et l'écart aux cibles de long terme de la période précédente.

L'équation obtenue est alors une équation décrivant la dynamique des prix en fonction de la dynamique de ses déterminants à l'aide d'une formulation à correction d'erreur. Les résultats sont présentés au tableau 4.

**Tableau 4** L'évolution de court terme du niveau général des prix

Variables	Variable dépendante $DLPG_t$	
	coefficients	t de student
$C$	0.026	2.22 <sup>1</sup>
$DLP_{IB_t}$	-0.468	-3.80 <sup>1</sup>
$DLP_{IB_{t-1}}$	-0.334	-3.16 <sup>1</sup>
$DLM_{2t}$	0.205	2.38 <sup>1</sup>
$DLW_{t-2}$	0.095	1.22 <sup>2</sup>
$DLTMM_{t-1}$	0.042	2.41 <sup>1</sup>
$DLTMM_{t-2}$	0.048	3.05 <sup>1</sup>
$DLTMM_{t-3}$	0.032	1.76 <sup>3</sup>
$DLIPM_t$	0.692	7.86 <sup>1</sup>
$DLIPM_{t-3}$	0.14	2.28 <sup>1</sup>
$DLTCR_t$	0.251	2.40 <sup>1</sup>
$DLTCR_{t-1}$	0.099	1.15 <sup>2</sup>
$DLTCR_{t-3}$	-0.268	-2.83 <sup>1</sup>
$ECM_{t-1}$	-0.199	-2.08 <sup>3</sup>

$R^2 = 0.881$	$DW = 2.11$	Log likelihood=105.6432	LM (2) $\chi^2 = 0.7$ (0.703)
---------------	-------------	-------------------------	-------------------------------

#### 6.4 Interprétation des résultats

Utilisant les résultats d'analyse d'un modèle d'inflation mixte (présentés au tableau 3 et 4), il est intéressant d'examiner le rôle des facteurs monétaires et structurels sur le processus

<sup>1</sup> Significatifs au seuil de  $\alpha=5\%$ .

<sup>2</sup> Significatifs au seuil de  $\alpha=30\%$ .

<sup>3</sup> Significatifs au seuil de  $\alpha=10\%$ .

d'inflation en Tunisie durant la période de 1962 à 2003. Nous pouvons considérer deux aspects de ces facteurs sur l'inflation : d'un côté la dynamique de court terme et d'un autre côté l'influence de long terme.

Par contrario de Deme et Fayissa (1995)<sup>1</sup> et Darrat (1986)<sup>2</sup>, l'estimation de notre modèle montre que toutes les variables monétaires (l'offre de monnaie, le taux du marché monétaire domestique et le taux de change effectif réel) influencent l'inflation à court terme.

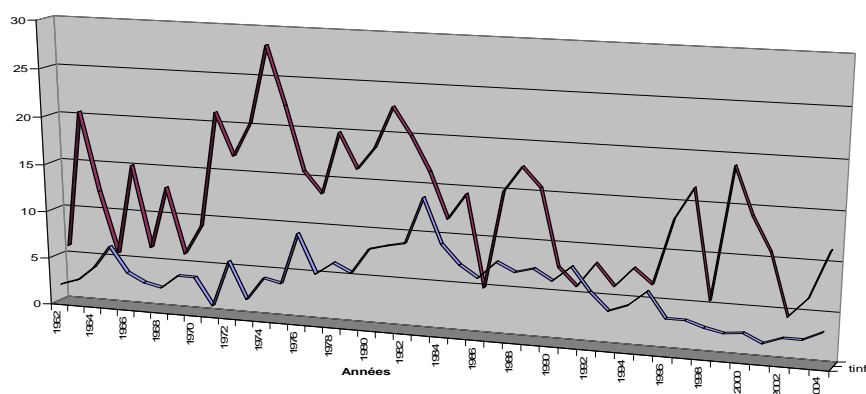
La masse monétaire a un effet considérable et statistiquement significatif sur le niveau général des prix avec une élasticité du terme contemporain d'ordre 0.205. Ce pendant, le déficit d'exploitation dans certaines entreprises est financé par le recours au crédit bancaire (qui est un élément de création monétaire). L'une des règles d'or en matière de financement de l'investissement réside dans l'adéquation entre l'épargne et l'investissement. Mais les exigences du développement économique ont apporté les pouvoirs publics tunisiens et les spécialistes de la Banque Mondiale à recourir à un certain moment au crédit à court terme pour financer une partie plus ou moins importante de investissement. En d'autres termes, une certaine dose d'inflation est acceptée en contre partie de la croissance économique qu'elle autorise. Donc la diversité des sources de financement de l'entreprise en Tunisie (banques de dépôts et banques d'investissement) a engendré une facilité de financement par la pratique des découverts bancaires. Ce développement incontrôlé et invisible a contribué à renforcer le caractère inflationniste de la monnaie en Tunisie. La banque centrale est la seule à avoir le rôle d'assurer la stabilité des prix en contrôlant l'évolution de la masse monétaire mais elle n'a de pouvoir que sur les créateurs de monnaie qui sont les banques. De plus si nous revenons à l'évolution simultanée du taux d'inflation et de la variation de la masse monétaire ( $M_2$ ), figure (1) si dessous, nous remarquons, à certaines années tel que 1976-81 ; 1985-87 ; 1991-94 ; 2003-04, qu'une évolution de la masse monétaire a engendrée une évolution du niveau général des prix sans négligés, certainement, l'effet des autres variables (monétaires ou structurelles).

---

<sup>1</sup> La spécification du modèle de Deme et Fayissa (1995) est qu'il est proche du modèle monétariste. Le taux d'inflation est fonction du taux de croissance de l'offre de monnaie, du taux de croissance du revenu réel, du taux d'intérêt nominal domestique, du taux d'intérêt étranger, du taux d'inflation anticipée, de l'inflation étrangère et du taux de change, en se basant sur l'utilisation des données annuelles pendant la période 1964-1993 pour l'Egypte, le Maroc et la Tunisie. Ils ont montré que les variables monétaires n'ont pas un impact sur le processus d'inflation de ces pays.

<sup>2</sup> Darrat (1995) a essayé d'analyser les causes de l'inflation pour le Maroc, le Pakistan, l'Egypte et la Turquie pendant la période 1960-1993 utilisant la méthode de cointégration. Il a montré que les variables monétaires n'ont aucun impact sur le niveau général des prix

**Figure 1** L'évolution simultanée de  $M_2$  et taux d'inflation



**Sources :** - les séries macro économiques de Statistiques Financières Internationales du FMI pour le taux d'accroissement de la masse monétaire.

- les séries macro économiques de Statistiques Financières de la Banque Centrale de Tunisie pour le taux d'inflation.

Malgré que l'évolution du taux d'intérêt soit contrôlée par le gouvernement et n'est pas variée avec les conditions du marché monétaire, son effet apparaît avec un signe favorable et statistiquement significatif. L'augmentation du taux d'intérêt a un impact sur l'accroissement du niveau général des prix. La spécification ne retient pas le terme contemporain du taux d'intérêt mais ses valeurs passées de trois années. Les élasticités à court terme sont de l'ordre de 0.042, de 0.048 et de 0.03 respectivement.

Nos résultats confirment les conclusions empiriques de Deme et Fayissa (1995) selon les quelles le taux de change à court terme a un rôle considérable sur le processus de l'inflation en Tunisie. Toute dévaluation de la monnaie a un impact considérable sur le niveau des coûts de production et les prix de consommation des produits importés.

De même, les variables structurelles (le prix à l'importation et le taux de salaire annuel moyen) ont un effet sur le processus inflationniste en Tunisie. C'est une contribution additionnelle au travail de Deme et Fayissa (1995). En effet, le prix à l'importation a une influence considérable sur le développement de l'inflation à court terme. La spécification retient seulement le terme contemporain et sa valeur passée de trois années ; les élasticités de long terme, sont alors de l'ordre de 0.692 et 0.145 respectivement. Aussi, nos résultats montrent que la progression du salaire est une source responsable, mais faible, du déclenchement de l'inflation en Tunisie à court terme. Donc, le coût salarial a une influence

sur le processus d'inflation. Sa spécification ne retient que sa valeur passée de deux années. L'élasticité à court terme est de 0.095. Ces résultats empiriques confirment bien l'histoire économique de la Tunisie où à partir de 1974, des hausses substantielles des salaires de base furent consenties pour compenser la détérioration du pouvoir d'achat des salariés. Ces révisions salariales alimentèrent le processus d'inflation déjà initié par le renchérissement des matières premières internationales.

A long terme, nous remarquons que le niveau général des prix est influencé à la fois par des facteurs monétaires et structurels. En effet, nous signalons, d'un côté, que l'effet du taux d'intérêt du marché domestique en Tunisie est significatif mais de signe non prévu. Ceci est expliqué par le contrôle de la banque centrale du marché monétaire. D'un autre côté, malgré l'impact considérable du salaire sur le coût de production, le coût salarial, de même, a un signe négatif. Ceci peut être expliqué par la faible influence des syndicats sur les salaires.

Nos résultats empiriques montrent que la croissance de l'offre de monnaie n'est pas la première source d'inflation comme dans le cas de certains pays d'inflation élevée (Siddig (1993)<sup>1</sup> et d'Abdel Mahmoud (1997)<sup>2</sup>). Le niveau général des prix est engendré, à long terme, par l'accroissement de la monnaie de l'ordre de 0.022. La création de la monnaie se fait soit à l'occasion d'opérations de crédit bancaire, soit à l'occasion d'opérations de crédit accordé à l'Etat, soit à l'afflux de devises étrangères. Les données relatives à l'année 1998, par exemple, révèlent que la masse totale des moyens de paiement qui circulent dans le pays provient des trois quarts (74.36%) des crédits accordés par le système bancaire à l'économie, pour un cinquième environ (19.64%) des crédits accordés par le système bancaire à l'Etat, et environ 6% proviennent des mouvements en devises étrangères. Or toute augmentation de la monnaie indépendamment des besoins de la vie économique va se résoudre inévitablement par une hausse des prix.

---

<sup>1</sup>Siddig (1993) étudiait les déterminants de l'inflation pour les pays en voie de développement exportateurs de pétrole pendant 1970-1990, utilisant des données trimestrielles, et l'estimation du modèle s'est effectuée par la méthode des moindres carrés ordinaires. Les résultats confirment bien que l'offre de monnaie est un important déterminant de l'inflation domestique dans ces pays.

<sup>2</sup> Abdel Mahmoud (1997) utilisait la technique de cointégration du modèle à correction d'erreur avec des données trimestrielles pour le Soudan pendant la période 1970-1994. Les résultats obtenus montrent que l'offre de monnaie affecte le niveau des prix.

Le taux de change a un impact considérable sur le processus d'inflation, conformément aux résultats empiriques de Deme et Fayissa (1995) qui montrent que le taux de change a une influence sur le processus d'inflation pour la Tunisie à court et à long terme.

Par contrario des conclusions de Deme et Fayissa (1995), notre étude empirique montre, aussi bien à court qu'à long terme, le *PIB* réel a un impact significatif sur le niveau général des prix. La spécification de court terme retient seulement le terme contemporain du *PIB* réel et sa valeur passée de trois années; les élasticités sont alors de l'ordre de 0.46 et 0.33 respectivement. L'accroissement de la production (*PIB<sub>t</sub>*) augmente le nombre de transactions faites par la population, ce qui implique une augmentation de la demande de monnaie et par conséquent l'augmentation du niveau général du prix.

## 7. Conclusion

Notre objectif est de montrer l'activité de variables monétaires et structurelles dans l'explication du taux d'inflation en Tunisie au moyen de la technique de cointégration durant la période de 1962 à 2003.

Nos résultats empiriques montrent dans le cadre d'un modèle d'inflation mixte global que le *PIB* réel, la masse monétaire  $M_2$ , le taux du marché monétaire domestique, le taux de change effectif réel, le prix à l'importation et le taux du salaire annuel moyen, sont les principaux déterminants de l'inflation à long comme à court termes, avec des élasticités différentes. D'après la relation de long terme, nous remarquons que le niveau général des prix est influencé, en premier lieu, par le *PIB* réel, les prix à l'importation et le taux de change effectif réel, les élasticités étant respectivement de l'ordre de 0.329, de 1.248 et de 0.435. Nous pouvons dire que les facteurs externes ont un rôle important sur le déclenchement du processus inflationniste. Ceci est dû au degré d'ouverture de la Tunisie vis à vis de l'extérieur.

Par contrario du travail de Deme et Fayissa (1995), qui ont montré que l'inflation en Tunisie est d'origine importée, nous signalons l'influence, d'un côté, des variables monétaires telle que l'offre de monnaie et le taux d'intérêt. Et d'un autre côté, nous signalons l'influence de variables structurelles sur l'inflation en Tunisie telle que le taux du salaire annuel moyen. Ceci est expliqué par la politique d'indexation du prix sur les salaires et des salaires sur les prix. Les autorités politiques augmentent les salaires pour chaque période de trois ans. Cette augmentation des salaires est suivie par un accroissement plus que proportionnel de l'accroissement du niveau général des prix.

## Références

- Abdel Mahmoud, M.A.R., 1997. Determinants of inflation and its instability in Sudan 1970-1994. Working Paper 9720, pp. 1-13.
- Argy, v., 1970. Structural inflation in developing countries. Oxford Economics Papers, 22, pp. 73-85.
- Badrul, H., 1985. Monetary policy and its effects on inflation. Revue Economique, 6, pp. 1271-1299.
- Bahmani – Oskooee, M., Malixi, A., 1992. Inflationary effects of changes in effective exchange rates: LDCs Experience. Applied Economics, 24, pp. 465-471.
- Beltas, A., Jones, T., 1993. Money, inflation and causality in a financially repressed economy: Algeria, 1970-1988. Applied Economics, 25, pp. 473-480.
- Boschi, M., Girardi, A., 2005. Euro area inflation: Long run determinants and short run dynamics. Working Paper 60, pp: 1-41.
- Brunner, K., Meltzer, A.H., 1977. International aspects of inflation, the explanation of inflation: some international evidence. American Economic Review, 67, pp. 148-154.
- Bruno, M., 1978. Exchange rates, impact costs, and wage price dynamics. Journal of Political Economy, 86, 3, pp. 379-403.
- Calmfors, L., 1979. Real wages, inflation and unemployment in the open economy. In Lindbeck, A. (ed.), Inflation and employment in open economies, North Holland Publishing Company.
- De Mello, L., Moccero, D., 2006. Monetary policy and inflation expectations in Latin America: long run effects and volatility spillovers. Working papers 518, pp. 1-27.
- Darrat, A. F., 1986. Money, inflation and causality in North Africa. Journal of Macroeconomics, pp. 87-103.
- Darrat, A. F., 1994. Wage growth and the inflationary process: a reexamination. Southern Economic Journal, 61, 4, pp. 181-190.
- Darrat, A. F., 1995. Domestic and international sources of inflation in some muslim countries an empirical inquiry. M.E.Business and Economics Review, pp. 1-27.
- Deme, M., Fayissa, B., 1995. Inflation, money, interest rate, and causality, the case of Egypt, Marco and Tunisia. Applied Economics, 27, pp. 1219-1224.
- Dhakal, D., Kandil, M., 1993. The Inflationary experiences of six developing countries in Asia: an investigation of underlying determinants. Applied Economics, 25, pp. 413-425.
- Friedman, M., 1976. Inflation et systèmes monétaires. Original English Language édition published by Prentice-Hall, Inc., Englewood Cliffs, New Jersey, U.S.A.
- Gordon, R. J., 1988. The role of wages in the inflation process. American Economic Review, 78, 2, pp. 276-283.
- Johansen, S., 1991. Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. Econométrica, 59, pp.1551-1580.
- Kandil, M., 2005. Money, interest, and prices: some international evidence. International Review of Economics and Finance, 14, pp.129-147.
- Kim, B.Y., 2001. Determinants of inflation in Poland: a structural cointegration approach. Discussion Papers N° 16, pp.1-40.
- Lui, O., Adedeji, O.S., 2000. Determinants of inflation in the Islamic Republic of Iran-A macroeconomic analysis. Working Paper 127, pp.1-29.
- Wachter, S., 1976. The changing cyclical responsiveness of wage inflation. Brookings Papers on Economic Activity, 1, pp.115-59.
- Malinvaud, M., 1982. Théorie macro-économique. 2<sup>ème</sup> évolutions conjoncturelles, Bordas, Paris.

- Mehra, Y. P., 1991. Wage growth and the inflation process: an empirical note. *American Economic Review*, 81, pp. 931-937.
- Mehra, Y. P., 1994. Wage growth and the inflation process: an empirical approach. In Bhaskara Rao, B. (ed), *Cointégration for the applied economist*, St. Martin's Press.
- Olivera, J.H.G., 1964. On structural inflation and latin American structuralism. *Oxford Economics Papers*, 16, pp. 321-332.
- Pelipas, I., 2006. Money demand and inflation in Belarus: evidence from cointegrated VAR. *Research in International Business and Finance*, 20, pp. 200-214.
- Perron, P., 1989. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57, 6, pp. 1361-1401.
- Saini, K. G., 1982. The monetarist explanation of inflation: the experience of six Asian countries. *World Development*, 10, pp. 871-884.
- El-Sakka, M.I.T., Ghali, K.H, 2005. The sources of inflation in Egypt: a multivariate cointegration analysis. *Review of Middle East Economics and Finance*, 3, pp.257-269.
- Siddig, A. S., 1993. Determinants of inflation in oil exporting developing countries an empirical investigation 1970-1990. *Applied Economics*, 25, pp. 439-445.
- Sunkel,O.(ed), 1991, 1993. *Development from within: toward a neostructuralist approach for Latin America*. Boulder & London, Lynne Rienner Publishers.
- Urquidi, V.L., Thorp, R., 1973. *Latin American in the international economy*. Proceedings of a conference held by the International Economic Association in Mexico City, Mexico. J.Wiley, New York.

### **Description et sources des données**

- L'indice des prix de gros ( $PG$ ) est un indicateur de l'évolution des prix des produits industriels et agricoles vendus à un stade intermédiaire entre le producteur et le détaillant. Il s'intéresse à l'acquisition des marchandises par les entrepreneurs et reflète la variation des prix des matières nécessaires à la production de certains biens.
- La masse monétaire ( $M_2$ ) sera mesurée par le stock de monnaie ( $M_2$ ). La monnaie ( $M_2$ ) est obtenue en ajoutant ( $M_1$ ) aux disponibilités quasi-monétaires.
- Le taux d'intérêt domestique ( $TMM_t$ ) est représenté par le taux du marché monétaire : c'est le taux auquel les banques, les institutions financières et les entreprises se procurent des liquidités. Il s'agit du taux de l'argent au jour le jour et du taux d'émissions de titres négociables.
- Le coût du facteur travail ( $W$ ) est mesuré par le coût unitaire du travail défini comme étant le rapport entre la masse salariale et la production totale :

$$C = \frac{W * L}{Y}$$

avec :  $w$  est le salaire nominal

$L$  est l'effectif des employés

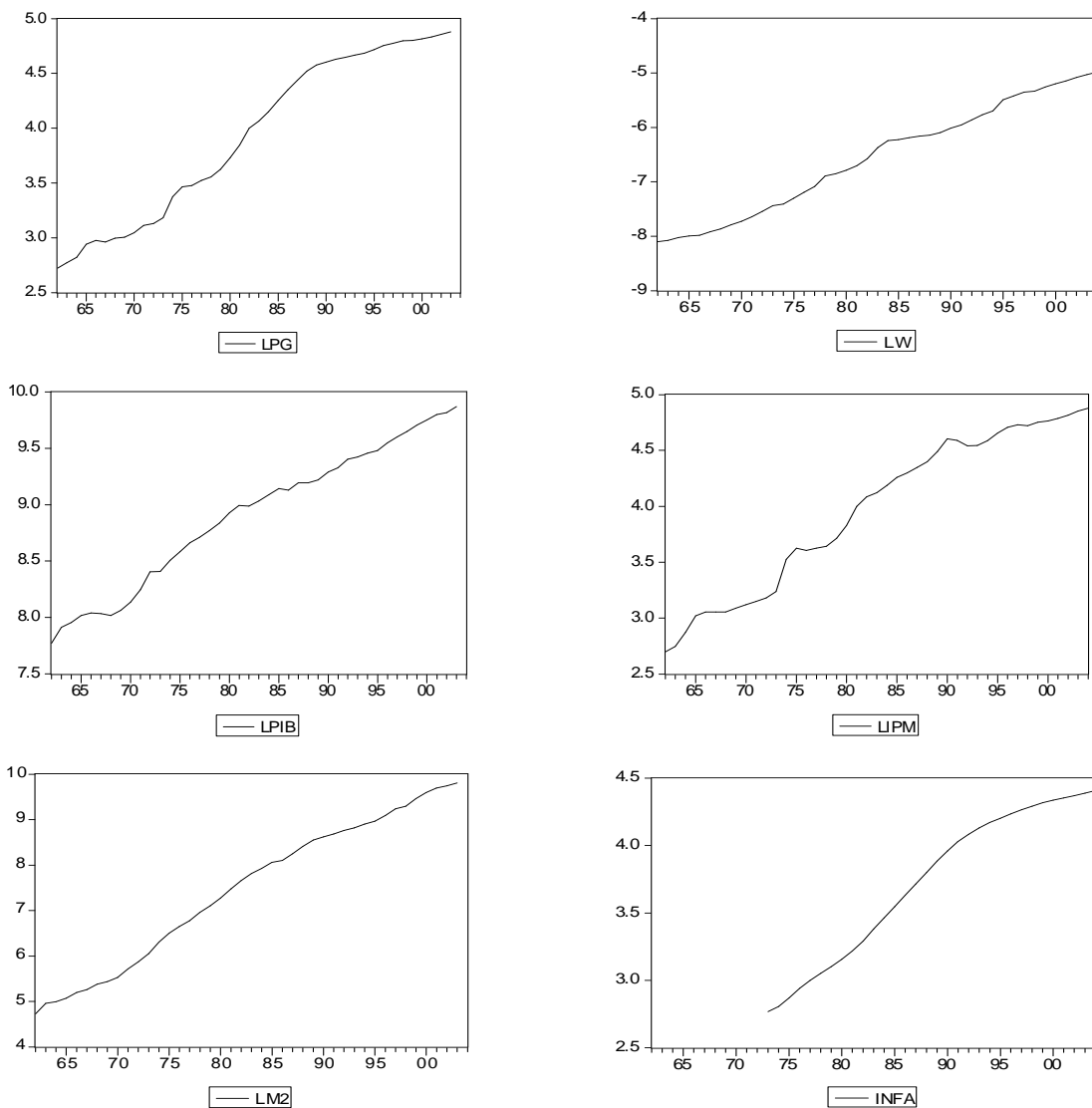
$Y$  est le produit intérieur brut à prix courant

Ce coût du facteur travail sera représenté dans ce travail par le salaire annuel moyen nominal.

- Le prix à l'importation ( $IPM_t$ ) est mesuré par le rapport entre la valeur et le volume des importations.
- Le taux de change effectif réel ( $TCR_t$ ) est défini comme une mesure des prix des exportations des pays concurrents par rapports à ses partenaires commerciaux.
- La production nationale est représentée par le  $PIB$  réel, à prix constants de 1990.

Les sources de ces données sont les Statistiques Financières Internationales du FMI, les Statistiques Financières de la Banque Centrale de Tunisie (divers numéros) et les séries macro-économiques de l'Institut d'Economie Quantitative

**Annexe 1 Evolution des principales variables du modèle ayant des fluctuations stationnaires autour d'une fonction déterministe :**



**Annexe2 Allure des variables ayant des fluctuations non transitoires**

