

# **ANALYSE DE LA THEORIE DE LA PARITE DE POUVOIR D'ACHAT DANS LE CAS DE L'ALGERIE**

**ADOUKA Lakhdar<sup>1</sup>  
AIT ZIANE Kamel<sup>2</sup>  
BOUGUELLI Zohra<sup>3</sup>**

## **RESUME:**

L'objet de ce papier est de vérifier si la théorie de la parité de pouvoir d'achat se vérifie dans le long terme pour le cas de l'économie algérienne et, par voie de conséquence, peut permettre la détermination d'un TCER à long terme pour cette économie.

**Mots clés:** PPA, VAR, racine unitaire, stationnarité, cointégration, modèle ECM, TCN,

## **INTRODUCTION**

La détermination du taux de change est l'une des problématiques majeures en macroéconomie internationale. Cela est dû au fait que le taux de change est l'un des instruments d'ajustement de la politique monétaire et commerciale d'un pays. La connaissance de son niveau d'équilibre représente dès lors un défi considérable.

Plusieurs approches et méthodes ont été utilisées pour déterminer le taux de change d'équilibre réel (T.C.E.R). L'approche la plus utilisée pour définir ce taux à long terme est celle de la parité du pouvoir d'achat (PPA).

Le concept de la PPA a vu sa naissance comme instrument empirique avec Cassel [6] qui l'a rendu opérationnel dans ses écrits de 1920-1922. L'utilisation moderne de ce

---

<sup>1</sup> **Maître de conférence B à l'université de Mascara**

<sup>2</sup> **Professeur au centre universitaire de Khemis Meliana**

<sup>3</sup> **Maître de conférence B à l'université de Mascara**

concept revient aux développements introduits par les travaux de Officer (1976 ,1982) [21, 22], Bleaney et Mizen (1995) [3] et Rogof(1996) [23].

L'histoire de la validité de la PPA est très liée aux techniques économétriques Breuer (1994) [4] et au développement de la littérature sur les séries temporelles et la cointgration (MacDonald, 1995) [19]. Les études de Frenkel (1978, 1981) [16,17] Confirment la validité de la PPA par contre les études de Rogoff (1996) [23], Dornbusch (1980) [10], Adler et Lehman (1983) [1], Ballassa (1964) [2], Samuelson (1964) [24], Meese et Rogoff (1983) [20] et Hakkio (1984) [18] ne la confirme pas.

La confirmation de cette approche se base fondamentalement sur l'analyse des propriétés chronologiques de ce taux.

Bien entendu, cette approche pour qu'elle soit théoriquement valide, doit répondre à certaines conditions scientifiques.

Si la série des TCER est stationnaire et la vitesse de convergence du TCER vers sa moyenne est suffisamment élevée, le TCER sera accepté et la PPA sera valide. Par contre une vitesse de convergence faible n'est pas compatible avec la PPA, ce qui engendrera des écarts à court terme par rapport à l'équilibre.

L'objet de cet article est de vérifier si cette approche peut s'appliquer pour le cas algérien et, par voie de conséquence, peut permettra la détermination d'un TCER à long terme pour cette économie.

La parité de pouvoir d'achat (PPA) implique que le taux de change réel finit par revenir à sa moyenne, bien qu'il puisse s'écarter de cette moyenne pendant plusieurs années.

Le choix de la PPA est dicté par deux raisons :

i) la théorie de la PPA est la plus ancienne théorie sur laquelle reposent la plupart des théories de taux de change.

ii) la facilité et la disponibilité des données pour son application.

Pour l'application empirique de ce modèle, on va utiliser le modèle de correction d'erreur (ECM) tout en assurant que:

1- les séries sont non stationnaires  $I(1) \Rightarrow$  tests de stationnarité.

2- les variables sont cointégrées (relation de long terme stationnaire) alors on peut estimer un modèle ECM qui décrit la dynamique de retour à l'équilibre

Cet article s'articule autour des étapes suivantes : présentation du modèle, analyse des données statistiques, étude de la stationnarité, test de cointégration, estimation du modèle ECM.

## 1. PRESENTATION DU MODELE

La théorie de la PPA a été développée par Cassel. Elle n'est finalement qu'une généralisation de la loi du prix unique (LPU) [2 3] à l'ensemble des biens d'une économie. La relation de la parité du pouvoir d'achat en version absolue est déterminée par :

$$S = \frac{P}{P^*} \quad (1)$$

Selon cette version, le taux de change entre deux monnaies serait déterminé par le rapport du niveau général des prix des deux pays.

D'après la PPA une baisse de pouvoir d'achat intérieur d'une monnaie, impliquant un accroissement du niveau général des prix, serait associée à une dépréciation proportionnelle de la monnaie sur les marchés de changes. Dans le cas contraire, on aboutirait à une appréciation de cette dernière.

En introduisant les logarithmes dans l'équation (1), on obtient la relation de la PPA en version relative comme suit :

$$\log(S) = \log(P) - \log(P^*) \quad (2)$$

En dérivant l'équation (2), on aura :

$$\frac{\delta S}{S} = \left( \frac{\delta P}{P} - \frac{\delta P^*}{P} \right) \Leftrightarrow \Delta S = \Delta P - \Delta P^* \Leftrightarrow \mathcal{S} = Inf - Inf^* \quad (3)$$

Où  $\mathcal{S}$  désigne le taux de croissance du taux de change,  $Inf$  et  $Inf^*$  sont respectivement le taux d'inflation domestique et étranger.

La relation (3) permet de relier le taux de dépréciation nominal et le différentiel du taux d'inflation. La vérification de la version relative implique que le taux de change réel (TCR) est égal à l'unité. Le TCR est exprimé par :

$$TCR = S \frac{P^*}{P} \Leftrightarrow \log TCR = \log S + \log P^* - \log P$$

D'après cette équation, pour que la version relative soit vérifiée, il faut que le logarithme de TCR soit nul et donc que le taux de change réel soit égal à l'unité. Cette condition implique que le taux de change réel est stationnaire.

## 2. LES DONNEES STATISTIQUES

Pour cette étude, nous utilisons les séries trimestrielles de l'indice de prix à la consommation de l'Algérie et des Etats-Unis ainsi que le taux de change nominal de dinar algérien par rapport au dollar américain. Nous considérons la période de temps de notre étude allant de 1974.Q1 à 2006.Q3. Ce qui nous permet d'avoir 131 observations, pour chacune des séries. Le choix de cette période n'est pas arbitraire, puisque l'année 1973 marque le début de régime de taux de change flexible dans le monde. Ce qui rend précisément intéressant de tester la dynamique de long terme du taux de change. Les séries de l'indice de prix à la consommation et les séries de taux de change nominal proviennent des statistiques financières internationales (FMI).

Le problème fondamental auquel nous allons être confrontés sera la non stationnarité de nos séries et par conséquent au risque d'obtenir des résultats qui ne reflètent en aucun cas la vraie relation entre les variables.

Nous voulons analyser dans quelle mesure la théorie de pouvoir d'achat s'avère une théorie fiable à long terme pour le cas de l'Algérie. Pour que l'étude soit plus facile, on a linéarisé le modèle de base, en utilisant des variables en logarithmes.

Avant de continuer notre étude, examinons chacune des séries. Graphiquement, nous pouvons constater que la série taux de change se caractérise par une tendance négative (le graphique 1 en annexe) et les séries des indices de prix à la consommation comportent aussi un trend mais cette fois positif (les graphiques 2 et 3 en annexe). Ce qui nous met à nouveau en garde sur la stationnarité des séries.

### **3. ETUDE DE LA STATIONNARITE**

Pour tester la stationnarité des séries de taux de change et de l'indice des prix à la consommation, nous utilisons le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) [8] qui détermine si la série a une racine unitaire ou pas. C'est-à-dire l'utilisation de test ADF a pour but de déterminer les propriétés de stationnarités de la variable à expliquer du taux de change et de ces variables explicatives qui doivent avoir le même ordre d'intégration pour pouvoir tester la cointégration. Dans ce test, l'hypothèse nulle stipule la non stationnarité des séries. En acceptant  $H_0$ , nous admettons donc qu'il existe une racine unitaire.

L'application du test de Dickey-Fuller augmenté sur les quatre variables LITCN, Lipc Algérie, Lipc Etats-Unis et Lipc Algérie - Lipc Etats - Unis, permet de constater que nous ne pouvons rejeter en aucun cas l'hypothèse nulle de non stationnarité. Les séries de quatre variables sont donc non stationnaires. Pour le rendre stationnaire, il faut déterminer l'ordre d'intégration de chacune de séries, c'est - à - dire le nombre de fois qu'il faut différencier la série pour qu'elle devienne stationnaire.

Après une différentiation pour les quatre séries, on a comparé la valeur critique de ADF pour un seuil de signification de 5 % avec les valeurs calculés de ADF par le logiciel TSP Eviews. Nous avons trouvé que les quatre séries différenciées

sont stationnaires. Concernant le choix du nombre de retard, on a utilisé le critère BIC (Bayesian Information Criterion) [5,26]. Le tableau suivant résume nos résultats.

**Tableau 1** : Test de Dickey –Fuller augmenté (ADF)

Variables	Nombre de retard	ADF	Ordre d'intégration
TCNLI	1	-0,15	I(1)
dLITCN	2	-7,97	I(0)
Lipc Algérie	3	-1,13	I(1)
dLipc Algérie	2	-9,63	I(0)
Lipc Etats-Unis	4	-1,84	I(1)
D Lipc Etats-Unis	3	-3,03	I(0)
LipcAlgérie – Lipc Etats-Unis	3	-0,85	I(1)
d(LipcAlgérie -Lipc EtatsUnis)	2	-9,44	I(0)

La valeur critique de ADF, pour un seuil de signification de 5 %, est de -2,88. En comparant les valeurs calculées de ADF avec sa valeur critique, le tableau 1 montre la non stationnarité des séries de quatre variables en niveau. Les séries sont alors intégrées de degré 1. Les séries différenciées sont stationnaires, alors la différence première de chacune de ces variables est intégré d'ordre zéro.

#### 4. TEST DE COINTEGRATION

Nous rappelons, pour qu'une relation de long terme existe entre plusieurs variables, deux conditions doivent être réunies premièrement les variables doivent être non stationnaires et intégrées au même ordre. Deuxièmement leurs tendances stochastiques doivent être liées.

Les tests ADF laissent donc supposer l'existence d'une relation de cointégration entre le taux de change nominal et le rapport de prix.

Afin d'étudier l'existence d'une relation de long terme entre les variables du modèle, nous utilisons la méthode générale du maximum de vraisemblances johansen, (1988, 1991) [13,14], johansen et jueslisus, 1990) [15].

Nous appliquons le test de Johansen entre les variables ; le taux de change nominal et le rapport de prix.

Le test de la Trace de Johansen, nous permet de détecter le nombre de vecteurs de cointégration. Les hypothèses de ce test se présentent comme suit :

$H_0$  : Il existe au plus  $r$  vecteurs de cointégration

$H_1$  : Il existe au moins  $r$  vecteurs de cointégration

Nous acceptons  $H_0$  lorsque la statistique de la Trace est inférieure aux valeurs critiques à un seuil de signification de  $\alpha\%$  . Par contre, nous rejetons  $H_0$  dans le cas contraire. Ce test s'applique d'une manière séquentielle de  $r=0$  jusqu'à  $r=k-1$

Tableau 2 : Test de cointégration de Johansen

Valeurs propres	Likelihood ratio (trace statistique)	Valeur critique	Hypothèse sur le nombre de EC
0,19	18,53	15,49	Aucune
0,0002	0,003	3,84	Au plus un

Nous testons premièrement l'hypothèse où le nombre de vecteurs de cointégration est strictement égale zéro ( $r=0$ )(colonne Likelihood ratio, Tableau 2).

Nous constatons que la statistique de la Trace pour  $r = 0$  (18,55) est supérieure à la valeur critique au seuil statistique 5% (15 ,49); ce qui nous amène à rejeter  $H_0$  .

Nous testons ensuite, l'hypothèse où le nombre de vecteurs de cointégration est strictement égal à un ( $r = 1$  ) . La statistique de la Trace pour  $r = 1$  (0,003) est inférieur à la valeur critique (3,84), ce qui nous amène par conséquent d'accepter  $H_0$  au seuil de 5% .

Le test de la Trace de Johansen, nous permet de conclure qu'il existe une et une seule relation de cointégration entre les trois variables.

On peut aussi confirmer l'existence d'une relation de long terme entre le taux de change nominal et le rapport de prix, en utilisant la méthode de Granger(1987) [11]. En effet, la notion de cointégration postule que si deux variables X et Y sont intégrés d'ordre 1, I(1), et s'il existe une combinaison linéaire de ces variables qui est stationnaire I(0), alors, on peut conclure que X et Y sont cointégrées d'ordre (1,1).

Nous avons déjà montré que les séries sont non stationnaires et intégrées de même ordre. Il nous reste, alors, à tester si les résidus de cette combinaison linéaire sont stationnaires. Dans le cas échéant, les déviations par rapport à la valeur d'équilibre tendent à s'annuler dans le temps et, donc, une relation de long terme existe entre ce deux séries.

Nous testons la stationnarité des résidus de la régression suivante :

$$ITCN = c + \beta(LipcAlgérie - LipcEtat - Unis) + u_t \Leftrightarrow u_t = ITCN - c - \beta(LipcAlgérie - LipcEtat - Unis)$$

D'après le tableau d'ADF de résidus, nous constatons qu'on peut rejeter l'hypothèse nulle de non stationnarité de résidus au seuil 5 %.

Cela implique que les deux séries sont cointégrées et, donc qu'a priori, il existerait une relation de long terme entre le taux de change et le rapport des indices des prix. On a utilisé par ailleurs, la table d'Engle et Yoo [12] pour tester la stationnarité de résidu :  $t^c = -3,41 < t^f = 3,29$  pour un seuil de signification de 5 % d'où les résidus (le graphique 4 en annexe) sont stationnaires.

## 5. ESTIMATION DU MODELE ECM

Après que nous avons examiné la stationnarité des séries et la cointégration entre les variables, nous passons à l'étape de l'estimation des coefficients du modèle, mais avant de procéder à cette étape, nous devons vérifier que la relation de cointégration unique est bien une équation de taux de change

réel et par conséquent les autres variables sont faiblement exogènes. A cet effet, nous avons réalisé un test d'exogénéité simple à partir de l'estimation du modèle VECM en utilisant la méthode de Johansen. Ce test se réalise par le biais de coefficient d'ajustement associés aux vecteurs de cointégration.

D'après le tableau de VECM (en annexe), nous constatons que les paramètres d'ajustement associés au vecteur de cointégration (vitesse d'ajustement) sont non significatifs, cela nous permet de dire que les variables ; LITCN et le rapport de prix sont faiblement exogènes. Le test d'exogénéité faible, rejette l'existence d'une équation de taux de change nominal.

Après le test d'exogénéité faible, nous abordons l'étape de l'estimation des paramètres de l'équation statique du taux de change, selon Engle-Granger (1987) [11] la simple méthode d'estimer la relation de long terme entre le taux de change nominal et le rapport de prix est d'appliquer la méthode des moindres carrés ordinaires (OLS) à la régression suivante :

$$S_t = \beta_1(p_t - p_t^*) + \gamma_1 + \varepsilon_t \quad (4)$$

Avec :

$S_t = LITCN$  : représente le logarithme de taux de change nominal ;

$p_t = LipcAlgérie$  : représente le logarithme de l'indice de prix à la consommation de l'Algérie ;

$p_t^* = LipcEtat-Unis$  : représente le logarithme de l'indice de prix à la consommation des Etats-Unis ;

$\beta_1, \gamma_1$  Représentent les coefficients de long terme.

Les paramètres estimés de l'équation (4) par OLS sont super convergentes et biaisées car les variables sont cointégrées (Davidson et Mackinnon, 1993) [7]. Afin d'améliorer les estimations, nous appliquons la correction de Stock et Watson (1988) [25], l'équation (4) devient :

$$S_t = \beta_1(p_t - p_t^*) + \gamma_1 + \sum_{i=-p}^p \nabla(p_{t-i} - p_{t-i}^*) + \varepsilon_t$$

Nous essayons maintenant d'expliquer les variations de long terme du taux de change. Pour cela, on estime le modèle à correction d'erreur qui permet non seulement de corriger l'effet de la tendance de chaque série, mais aussi d'intégrer les fluctuations de court terme. Ainsi, ce modèle permet de réconcilier le comportement de court et de long terme des variables considérées.

La relation que nous devons estimer est la suivante :

$$\nabla S_t = \beta_1 \nabla(p_t - p_t^*) + \beta_2 (S_{t-1} - \beta(p_{t-1} - p_{t-1}^*))$$

Ce qui en fait revient à estimer :

$$\nabla S_t = \beta_1 \nabla(p_t - p_t^*) + \beta_2 \cdot e_{t-1} + u_t$$

Avec  $e_t$  représente le terme de correction d'erreur.

Nous avons déjà estimé les résidus  $e_t$  par la méthode de MCO. Il nous reste donc qu'à inclure ces résidus dans ce nouveau modèle. A propos de ce dernier, il est important de signaler qu'il devrait nous indiquer la force avec laquelle se font les ajustements une fois qu'on s'est écarté de la valeur d'équilibre. Ainsi,  $\beta_2$  est considéré comme un paramètre d'ajustement de court terme. Le signe de ce coefficient devrait être négatif, pour que le mécanisme de correction se mette en place et qu'on puisse retourner vers la valeur de la PPA. Dans le cas contraire, on s'éloignerait de plus en plus de cette valeur.

L'équation estimée du taux de change d'équilibre réel à long terme prend la forme suivante :

$$\text{LITCN} = -4,15 - 1,63 (\text{LIPAL} - \text{LIPUSA}) \quad (5)$$

(-91,65)      (-41,32)

Les valeurs entre parenthèses dans l'équation (5) sont les coefficients de Student –Fisher (rapport de paramètre estimé à

son écart-type), les paramètres  $\beta_1, \gamma_1$  sont clairement significatifs au niveau 5%

L'étude de la relation de court terme par le biais de ECM, nous permet d'analyser d'une part la vitesse de convergence du taux de change nominal vers son niveau d'équilibre de long terme et d'autre part la contribution de rapport de prix à la dynamique de court terme. Cela nous amène à tester la signification des paramètres de l'équation de court terme suivante :

$$\Delta LITCN_t = \beta_2 e_{t-1} - \sum_{i=1}^p K_i \Delta LITCN_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta (p_t - p_t^*) + \varepsilon_t$$

Avec :  $e_{t-1} = LITCN_{t-1} - (-4,15 - 1,63(LIPAL_{t-1} - LIPUSA_{t-1}))$

Où  $e_{t-1}$  représente le résidu de la relation de cointégration, et  $\beta_1$  le terme de correction d'erreur (la force de rappel ou terme d'ajustement).

On constate à partir du tableau de VECM (voir annexe) que le coefficient de la force de rappel ( $\beta_2 = -0,0017$ ) est statistiquement non significatif, avec un signe négatif.

$$t_{cal} = |-0,10| \pi 2 = t_{tab}$$

Le rejet de  $\beta_2$  signifie que le taux de change réel ne converge pas vers le point d'équilibre à long terme. Donc, il y a une divergence. D'après le tableau de l'estimation d'ECM (voir annexe), on remarque qu'il n'y a pas une relation de court terme entre les variables.

Pour tester la stabilité de paramètre et la robustesse du modèle, on a suivie les étapes suivantes :

i)- on utilise le test de Chow, pour tester la stabilité de coefficient (égalités entre les coefficients). Ce test ne peut être mis en pratique qu'après avoir déterminé les sous périodes. Deux sous périodes sont prises :

- Première sous période : 1974-1991 d'où on a  $T_1 = 72$  observations
- Deuxième sous période : 1992-2005 d'où on a  $T_2 = 59$  observations.

Le test de Chow est basé sur la statistique suivante :

$$\text{Chow} = \frac{\text{RSS} - \text{RSS}_1}{\text{RSS}} \frac{T_1 + T_2 - 2K}{K} \rightarrow F(K, T_1 + T_2 - 2K)$$

RSS est la somme des carrés résiduels pour toutes les observations (131 observations);  $\text{RSS}_1$  est la somme des carrés résiduels pour la première sous période et  $K$  le nombre de variables.

Sous l'hypothèse  $H_0$  d'égalité des coefficients contre  $H_1$  l'instabilité des coefficients, l'application de ce teste, nous donne le résultat suivant :

$$\text{Chow}^c = 43,20 > F^t(2, 127) = 3,07$$

Selon ce test, on peut conclure que les coefficients sont instables.

ii) les résidus de notre modèle empirique respectent les quatre conditions : la normalité, la stationnarité, l'homoscédasticité et l'indépendance entre les résidus.

Les résidus sont effectivement distribués comme une loi normale, le test de Jarque-Bera accepte l'hypothèse nulle de normalité ( $\text{JB} = 0,52 \pi \chi_{0,05}^2(2) = 5,99$ ).

Le test ADF sur les résidus confirme la stationnarité des résidus en utilisant comme valeurs critiques la table de Engle et Yoo (1987) [12] (ADF estimé = -3,41 est inférieur à la valeur tabulée qui est égale à 3,29).

Le test de White (1980) [27] accepte l'hypothèse nulle d'homoscédasticité et rejette l'hypothèse alternative d'hétérosécédasticité ( $\text{TR}^2 = 4,50 \pi \chi_{0,05}^2(8) = 15,51$ ). Le test de Durbin-Watson (DW) confirme l'indépendance des erreurs

$$DW = d_1 = 2,17; \quad d_2 \leq d_1 \leq 4 - d_2$$

Pour qu'on ' accepte la validité de PPA il faut donc que :

i) -  $\beta_1 = 1$  et  $c = 0$

D'après nos résultats, la constante est très significative et différent de zéro. Or selon le modèle, elle devrait être nulle. Nous testons également  $\beta_1 = 1$  , en résumant notre résultat dans le tableau suivant :

Tableau 3 : Test de l'unicité de paramètre  $\beta_1$

F-statistic	Probabilité
1707,66	0

Nous rejetons l'hypothèse nulle, ce qui implique que la valeur  $\beta_1$  n'est pas égale à l'unité.

ii) - la série de la variable de taux de change réel doit être stationnaire. Ce qui n'est pas le cas.

iii) - concernant la validité économique de modèle, il faut que le signe de coefficient  $\beta_1$  soit positif. Ce qui n'est encore pas le cas: (Le signe de  $\beta_1$  est négatif).

Ces résultats nous permettent de conclure à la non validité théorique du modèle. De ce fait, on peut dire que la PPA n'est pas vérifié (la non validité de la PPA) pour le cas de l'économie algérienne, malgré la significativités statistique du modèle.

Il existe une deuxième façon d'estimer la PPA, qui, à notre avis, peut nous aider à confirmer ou à infirmer la validité de la PPA. Nous relâchons la contrainte que nous avons imposé, selon laquelle le coefficient  $\beta$  est le même pour le deux indices de prix ( $p$  et  $p^*$ ). Autrement dit, dans ce modèle, les indices de prix de chaque pays n'ont plus le même poids.

Nous testons alors la cointégration entre  $S$  ,  $p$  et  $p^*$  . Ces trois variables sont intégrées du même ordre, comme nous l'avons déjà démontré dans le test de la stationnarité

(paragraphe 3). Afin de tester si les résidus sont stationnaires, nous estimons l'équation :

$$S_t = c + \beta_1 p_t - \beta_2 p_t^* + u_t \quad (6)$$

Les résultats sont résumés dans le tableau suivant :

Tableau 4 : Validité des coefficients du modèle estimé

C	t-stat	$\beta_1$	t-stat	$\beta_2$	t-stat	DW	$R^2$
-1,12	-1,97	-1,32	-19,64	0,67	3,66	0,27	0,94

Nous constatons que les coefficients sont significatifs, c'est-à-dire qu'on rejette l'hypothèse nulle au seuil de signification de 5 %. De plus le  $R^2$  est très élevé, mais l'indicateur de Durbin Watson est faible. Cela, nous indique que les erreurs sont autocorrélées.

Nous allons récupérer le résidu de la relation stable, puis on teste la stationnarité de résidu, en utilisant le tableau de Granger et Yoo. On aboutit au résultat suivant :

$t^c = -3,35 < t^t = 3,29$ , pour un seuil de signification de 5 % d'où les résidus sont stationnaire.

D'après ce résultat, nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle de non stationnarité. Il existe, donc, une relation de cointégration entre les trois variables. Le test de Johansen nous confirme aussi l'existence de cette relation de cointégration :

Tableau 5 : Test de cointégration de Johansen

Valeurs propres	Likelihood ratio (trace statistique)	Valeur critique	Hypothèse sur le nombre d'EC
0,18	35,83	29,79	Aucune
0,05	10,13	15,49	Au moins un
0,02	2,92	3,84	Au moins deux

Le tableau 5 confirme l'existence d'une relation de long terme entre les trois variables (dans la première ligne du tableau 5, pour une valeur propre 0,18, la valeur calculée de la Trace est supérieure à la valeur tabulée ( $35,83 > 29,79$ )).

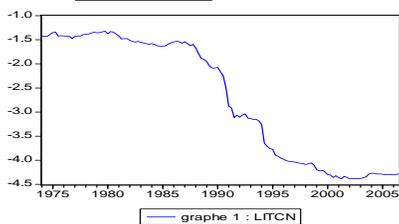


## BIBLIOGRAPHIE

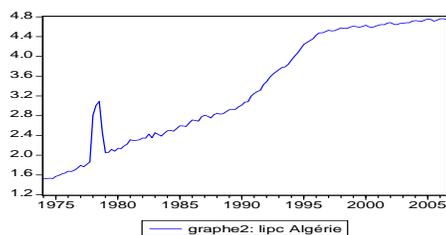
- [1] **Adler M., Lehmann B.** (1983), « Deviations from purchasing power parity in the long run », *Journal of Finance*, 38 (5), December, pp.147-87
- [2] **Balassa B.** (1964), «The Purchasing Power of Parity Doctrine: A Reappraisal », *Journal of Political Economy*, vol. 72, pp. 584-96,déc
- [3] **Bleaney M., Mizen P.**, (1995), « Empirical tests of mean reversion in real exchange rates: A survey», *Bulletin of Economics Research*, 47(3), pp. 171-95.
- [4] **Breuer J.** (1994), «An assessment of the evidence on purchasing Power », in Williamson J. (ed) *Estimating equilibrium exchange rate*, institute for Washington, chap 7, pp. 247-77
- [5] **Bresson G., Pirotte A.**, (1995) : « Econométrie des séries temporelles », PUF ,Paris.
- [6] **Cassel G.** (1922), " Money and foreign exchange after 1914", London
- [7] **Davidson R., Mckinnon J.** (1993), « Estimation and Inference in Econometrics”, New-York, Oxford University Press
- [8] **Dickey D., Fuller W.**(1981),« likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root », *econometrica*, vol 49
- [9] **Durbin J., Watson G.** (1950), “Testing for serial Correlation in Least Squares Regression”, *Biometrika*
- [10] **Dornbusch R.** (1980), « Exchange rate economics: where do we stand ? », *Brookings papers and Economics Activity*, N°1. pp.143-85
- [11] **Engle R., Granger C.** (1987), « co integration and error correction: Representation, estimation and testing », *econometrica*, vol 55
- [12] **Engle R., Yoo S.** (1987), « Forecasting and Testing in Cointegrated Systems error », *Journal of econometrics*
- [13] **Johansen S.**(1988), « Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models », *Econometrica*

- [14] **Johansen S.(1991)**, « Statistical Analysis of Cointegration Vectors », *Journal of Economic Dynamics and control*
- [15] **Johansen S., Juselius K. (1990)**, «Maximum Likelihood Estimation and Inferences on cointegration with Application to the Demand for Money», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*
- [16] **Frenkel J. (1978)**, « Purchasing power parity: Doctrinal perspectives and evidence from the 1970s », *Journal of International Economics*, 8(2), pp 169-91
- [17] **Frenkel J. (1981)**, « The collapse of Purchasing power parity during the 1970s », *European Economics Review*. Vol 70. pp. 145-65
- [18] **Hakkio M. (1984)**, «A re-examination of purchasing power parity , a multi-country and multi- period study », *Journal of International Economics*, Vol17, pp 265-77
- [19] **Macdonald R., (1995)**, " Lung run exchange rate modelling: A survey of the recent evidence ", *IMF Staff papers* 42(3), September, pp. 437-89.
- [20] **Meese R., Rogoff K , (1993)**, " Empirical exchange rate model of the seventies: Do they fit out sample ? ", *Journal of International Economics*, 14(1/2), February, pp. 3-24
- [21] **Officer H. (1976)**, « the purchasing power parity and the exchange rates : A review article» *IMF Staff papers* 23(1), March, pp. 1-60.
- [22] **Officer H. (1982)**, « purchasing power parity and the exchange rate : theory, evidence, and relevance, Grenn with, CT: JAI Press», PUF ,Paris.
- [23]**Rogoff K. (1996)**, « The Purchasing Power Paity Puzzle », *Journal of Economic Literature*, vol.XXXIV, juin
- [24]**Samuelson P. (1964)**, « Theoretical Notes on Trade Problems », *Review of Economics and statistics*, vol. 46
- [25] **Stock J., Watson M. (1988)**, “Testing for Common Trends” *Journal of the American Statistical Association*
- [26] **Sandrine L., Valérie M. (2002)**, “Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financière” Ed,Economica
- [27] **White H. (1980)**, “A Heteroskedasticity-Consistant Covariance Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity” *Econometrica*

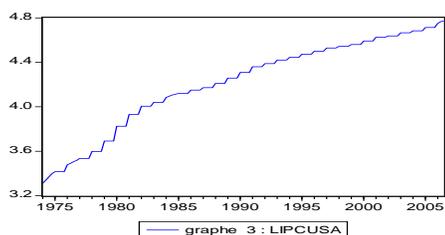
## Annexe



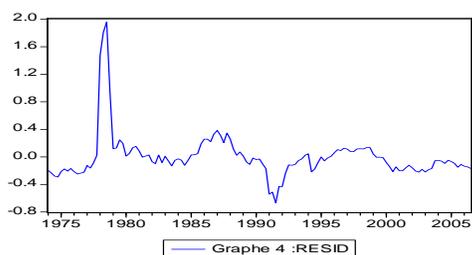
Graphe 1: Evolution du taux  
De change nominal



Graphe 2: Evolution de l'indice de prix  
à la consommation de l'Algérie



Graphe 3: Evolution de l'indice de prix à la  
consommation des Etats-Unis



Graphe 4: Evolution de résidu

Tableau : Estimation du ECM

Error Correction	D(log(TCN))	D(log(P))
CointEq1	-0,0017 (0,0163) (-0,10)	0,14 (0,026) (5,48)
D(log(TCN(-1)))	0,33 (0,086) (3,82)	-0,07 (0,13) (-0,55)
D(log(P(-1)))	-0,025 (0,048) (0,53)	0,42 (0,07) (5,39)
C	0,014 (0,005) (2,53)	0,009 (0,009) (1,05)
R-squared	0,11	0,27
Adj.R-squared	0,09	0,25
Sum sq resids	0,45	1,17
S.E.equation	0,06	0,09
Log likelihood	181,01	119,84
Akaike AIC	-5,58	-4,63
Schwarz SC	-5,49	-4,54
Mean dependent	0,22	0,01
S.D. dependent	0,063	0,11