

# ESTIMATION D'UN TAUX DE CHANGE REEL D'EQUILIBRE CAS D'ESPECE L'ECONOMIE ALGERIENNE

ADOUKA Lakhdar<sup>1</sup>

BENBOUZIANE Mohamed<sup>2</sup>

BOUGUELLI Zohra<sup>3</sup>

## RESUME

L'objectif de cet article est d'expliquer le taux de change par les déterminants fondamentaux en utilisant les techniques de la cointégration pour chercher s'il existe une relation de long terme entre le taux de change et les éléments fondamentaux de l'économie algérienne. Ainsi, on va mesurer l'ampleur des mésalignements et détecter en même temps les périodes de surévaluation et de sous évaluation. A cet effet Nous avons appliqué le modèle de Cashin et al. Ce modèle se base sur deux effets principaux : l'effet de Balassa et l'effet de terme de l'échange.

L'application empirique de ce modèle à l'économie algérienne a donné les résultats suivants :

Une augmentation de prix de pétrole d'une unité va entraîner une appréciation de 0,11 % de la monnaie nationale. Une augmentation de l'écart de niveau de vie entre l'Algérie et les Etats-Unis d'une unité se traduit par une appréciation du TCER d'environ de 0,019 %.

**Mots clés:** TCN, TCER, stationnarité, cointégration, modèle ECM.

## INTRODUCTION

La détermination du taux de change est une des problématiques majeures en macroéconomie internationale. Cela provient du fait que le taux de change constitue 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.

L'objectif de cet article est d'expliquer le taux de change par les déterminants fondamentaux en utilisant les techniques de la cointégration pour chercher s'il existe une relation de long terme entre le taux de change et les éléments fondamentaux de l'économie algérienne. Ainsi, on va mesurer l'ampleur de mésalignements et détecter en même temps les périodes de surévaluation et de sous évaluation.

Nous proposons dans ce papier d'appliquer le modèle de Cashin et al. Ce modèle se base sur deux effets principaux : l'effet de Balassa et l'effet de terme de l'échange. Deux raisons nous ont incité, ainsi, à faire à un tel choix :

---

<sup>1</sup> Chargé de cours à l'université de Mascara

<sup>2</sup> Professeur à l'université de Tlemcen

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

i) le fait que ce modèle a été développé en 2001. Il est donc récent et applicable pour les pays sous développés;

ii) ce modèle est applicable pour les pays exportateurs de pétrole. Car, il donne plus d'importance aux termes de l'échange (prix de pétrole) comme facteur déterminant de taux de change.

Notre étude s'appuie sur un modèle à correction d'erreur (ECM). Ce choix est dû au fait que cette méthode diffère des autres méthodes classiques de modélisation macroéconomique sur deux aspects au moins. Premièrement, le recours aux théories économiques n'a pour but que la sélection des variables explicatives du modèle. Ce qui en est de même pour les modèles des séries temporelles. Deuxièmement, la forme réduite du modèle est définie uniquement par les séries de données des variables sélectionnées, sans aucune autre restriction a priori, à l'exception du choix des variables et de leur ordre des retards à retenir dans cette formulation.

Le choix du modèle ECM pour cette étude est dicté, par ailleurs, par le fait qu'il donne un schéma explicatif de l'évolution de la variable au lieu d'un schéma descriptif uniquement. Ainsi ce choix est dicté par le fait que : Nous utilisons le modèle ECM car :

1. les séries sont non stationnaires  $I(1) \Rightarrow$  tests de stationnarité.
2. les variables sont cointégrées (relation de long terme stationnaires) 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 de ECM et enfin nous essayons de mesurer l'ampleur de désalignement.

## 1. PRESENTATION DU MODELE

Ce modèle se fonde sur une petite économie ouverte, qui est décomposée en deux secteurs :

Un secteur produit un bien exportable dénommé produit primaire. L'autre secteur produit un bien non échangeable. Pour des fins de simplicité, il est supposé que la production de deux catégories des biens n'exige qu'un seul facteur de production, soit la main d'œuvre. On suppose aussi que les facteurs de production sont mobiles et les deux biens sont produits au sein du pays. La fonction de production nationale de ces deux secteurs s'écrit de la manière suivante :

$$\text{i) secteur du produit primaire : } Y_e = a_e L_e \quad (1)$$

$$\text{ii) secteur du produit non échangeable : } Y_{ne} = a_{ne} L_{ne} \quad (2)$$

$e$  représente le secteur du produit primaire;  $ne$  le secteur du produit non échangeable;  $L$  la quantité de main d'œuvre exigée par chaque secteur et  $a$  la productivité de travail de chaque secteur. En tenant compte de l'hypothèse de mobilité de la main d'œuvre entre les deux secteurs, dont le salaire  $w$  est le même dans les deux secteurs. Les équations des prix sont :

$$p_e = w/a_e \quad \text{et} \quad p_{ne} = w/a_{ne}$$

En équilibre, la productivité marginale de travail doit être égale au salaire réel de chaque secteur. En supposant que le prix du produit primaire est exogène et qu'il y a concurrence parfaite dans le secteur des biens non échangeables. Ces suppositions permettent d'écrire l'équation suivante :

$$p_{ne} = (a_e / a_{ne}) p_e \quad (3)$$

L'économie est habitée par un ensemble des consommateurs identiques, qui assurent l'inélasticité de l'offre de travail et consomment un bien échangeable et un bien non échangeable. Ce bien échangeable est importé du reste du monde et n'est pas produit au sein de l'économie nationale. Les hypothèses concernant les préférences impliquent que le produit primaire n'est pas consommé, non plus, au sein de l'économie nationale. Chaque consommateur cherche à maximiser son utilité. La fonction de l'utilité peut s'écrire sous la forme suivante :

$$C = K C_{ne}^\gamma C_t^{1-\gamma} \quad (4)$$

où  $C_{ne}$  représente les achats du bien non échangeable;  $C_t$  les achats du bien importé et  $K = 1 / (\gamma^\gamma (1-\gamma)^{1-\gamma})$  est une constante. Le coût minimum d'une unité de consommation  $C$  correspond à l'équation suivante :

$$p = (p_{ne})^\gamma (p_t)^{1-\gamma} \quad (5)$$

où  $p_t$  est le prix en monnaie locale d'une unité du bien échangeable :

$$p_t = p_t^* / s \quad (6)$$

avec  $s$  représente le taux de change nominal et  $p_t^*$  le prix de bien importé exprimé en monnaie étrangère.

La région étrangère comporte trois secteurs :

i) un secteur de biens non échangeables, dont la fonction de production peut s'écrire comme suit :

$$Y_{ne}^* = a_{ne}^* L_{ne}^* \quad (7)$$

ii) un secteur de biens intermédiaires qui produit des biens pour la production final. La fonction de production correspond à l'équation suivante :

$$Y_i^* = a_i^* L_i^* \quad (8)$$

On peut écrire le prix du bien étranger non échangeable en fonction des productivités relatives et du prix de bien intermédiaire étranger :

$$p_{ne}^* = (a_i^* / a_{ne}^*) p_i^* \quad (9)$$

iii) un secteur des produits finaux, qui produit des biens finaux en utilisant deux intrants intermédiaires. La fonction de production de ce secteur est la suivante :

$$Y_\tau^* = \nu (Y_i^*)^\beta (Y_e^*)^{1-\beta} \quad (10)$$

L'équation du coût unitaire de bien échangeable en monnaie étrangère peut s'écrire sous la forme suivante :

$$p_t^* = (p_i^*)^\beta (p_e^*)^{1-\beta} \quad (11)$$

En supposant que les consommateurs étrangers consomment le bien étranger échangeable et non échangeable de la même manière que les consommateurs nationaux, l'indice de prix à la consommation de l'économie étranger peut être exprimé comme suit :

$$p^* = (p_{ne}^*)^\gamma (p_i^*)^{1-\gamma} \quad (12)$$

En utilisant l'équation (4.9), (4.13), (4.15) et en se basant sur la théorie de la parité de pouvoir d'achat, le taux de change réel de l'économie nationale peut donc être formulé de la manière suivante :

$$TCR = s \frac{P}{p^*} = \left( \frac{a_e a_{ne}^* p_e^*}{a_i^* a_n p_l} \right)^\gamma = f(a_e / a_i^*, a_{ne}^* / a_e, p_e^* / p_i^*) \quad (13)$$

Avec :

$TCR$  : Taux de change réel défini par la PPA;

$a_e / a_i^*$  : L'écart de productivité entre le secteur des exportations et celui des importations;

$a_{ne}^* / a_e$  : L'écart de productivité entre le secteur étranger des biens non échangeables et le secteur national des biens non échangeables;

$p_e^* / p_i^*$  : Les termes de l'échange des produits de base mesurés en prix étrangers.

D'après la formule (13), le taux de change réel (TCR) s'écrit en fonction des productivités relatives, entre le secteur des biens échangeables et celui des biens non échangeables ainsi que le terme de l'échange.

On remarque que les deux premiers termes de l'équation (13) représentent l'effet de Balassa. Cet effet est lié aux différences de productivité entre les secteurs abrité et exposé. L'effet de Balassa vise à expliquer la raison de l'appréciation du taux de change dans les pays en développement.

Selon le modèle de Cashin, une amélioration de la productivité dans le secteur de produit de base va entraîner une augmentation des salaires, qui s'interprète par une amélioration de pouvoir d'achat (augmentation de la demande des biens non échangeables) dans le secteur abrité. Ce qui va conduire à une augmentation des prix dans le secteur des biens non échangeables, qui se traduit par une appréciation du taux de change.

Le troisième terme dans l'équation (13), représente l'effet du terme de l'échange, telle qu'une augmentation des prix de l'exportation entraîne une augmentation des salaires. Cette hausse suscite un accroissement de prix des biens non échangeables et par conséquent, un accroissement d'indice de prix à la consommation.

## 2. LES DONNEES STATISTIQUES DE L'ANALYSE EMPIRIQUE

Les données de notre étude sont tirées des statistiques financières internationales du FMI. Ces données sont annuelles et couvrent la période 1975 à 2005. Les études théoriques définissent en majorité, le taux de change réel comme le ratio des prix des biens échangeables sur les prix des biens non

échangeables. Or dans la pratique, il est difficile d'obtenir les prix des biens échangeables et non échangeables.

On calcule le taux de change réel (2000=100) par la formule suivante :

$$ITCR = TCN \times \text{différentielle d'inflation}$$

Pour l'application empirique du modèle Cashin et al. (2002), on utilise les variables suivantes :

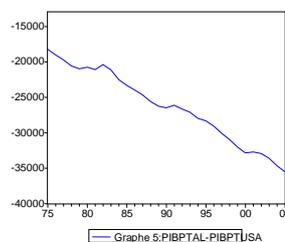
ITCR : indice du taux de change réel. On prend comme année de base l'année 2000;

PIBPTAL-PIBTUSA: l'écart entre le niveau de vie entre l'Algérie et les Etats-Unis;

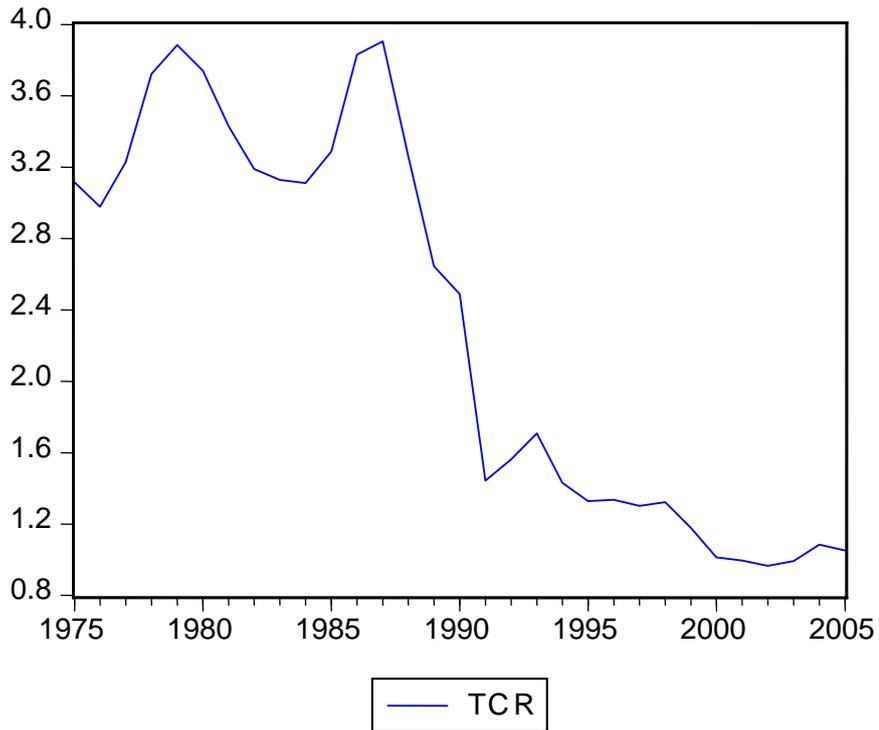
Avec PIBPTAL et PIBTUSA représentant respectivement le PIB par tête de l'Algérie et le PIB par tête des Etats-Unis;

ROIL : prix d'exportation de pétrole.

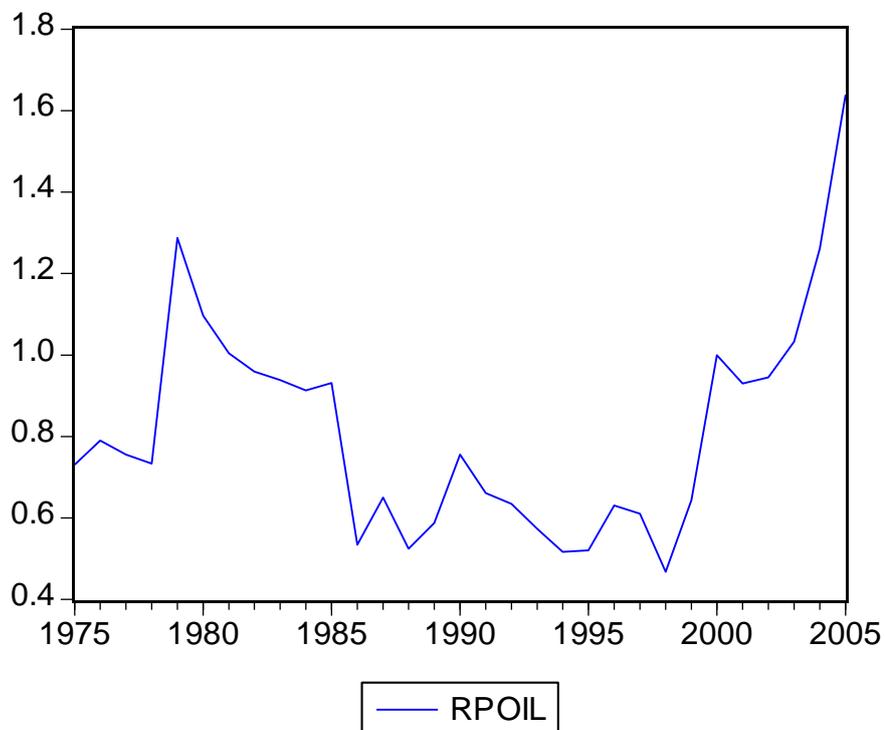
Les graphes de trois variables (effet de Balassa, indice de taux de change et le prix de pétrole) sont comme suit:



Graphe 1: Evolution de l'effet de Balassa



Grappe 2: Evolution de l'indice du taux de change réel



Grappe 3: Evolution de prix réel de pétrole

On observe une tendance négative pour le graphe de l'indice du taux de change réel. La même observation est faite pour le graphe de l'écart entre le niveau de vie entre le pays domestique et le pays étranger.

Par contre, le graphe du prix de pétrole, nous permet d'observer une tendance presque parabolique. L'existence de ces tendances explique bien la non stationnarité des séries.

L'observation de l'évolution de trois variables indique que l'évolution de ITCR est pour une bonne part liée à l'évolution de la productivité algérienne par rapport à celle de ses partenaires commerciaux. Elle est liée aussi aux variations des prix du pétrole.

Pour déterminer le taux de change réel du dinar algérien, on utilise l'équation suivante :

$$ITCR_t = \alpha_1(PIBPTAL_t - PIBPTUSA_t) + \beta_1ROIL_t + \gamma_1.$$

### 3. ETUDE DE LA STATIONNARITE

Dans le cas des séries temporelles, le problème principal revient à déterminer si la série est stationnaire ou pas. En particulier, lorsqu'on a à faire à des séries macroéconomiques. Par définition, une série chronologique est considérée non stationnaire lorsque sa variance et sa moyenne se trouvent modifiées dans le temps. Dans le cas où ses deux conditions ne sont pas vérifiées, la série est dite stationnaire. Ce qui implique que la série ne comporte ni tendance, ni saisonnalité et plus généralement aucun facteur n'évolue avec le temps.

Pour tester alors la stationnarité des séries du taux de change, du prix de pétrole et de la différence de la productivité (niveau de vie), nous utilisons le test de Dickey-Fuller augmenté qui détermine si la série a une racine unitaire ou pas.

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.

Nous avons appliqué le test de Dickey-Fuller augmenté, et nous avons pris le BIC comme critère pour déterminer le nombre de retard. Le tableau ci-dessous résume nos résultats :

Tableau 1 : Test de Dickey –Fuller augmenté

Variabes	Nombre de retard	ADF	Ordre d'intégration
ITCR	0	-0,29	I(1)
dITCR	0	-4,66	I(0)
PIBPTAL – PIBPTUSA	0	0,57	I(1)
d(PIBPTAL – PIBPTUSA)	0	-3,88	I(0)

ROIL	0	-0,63	I(1)
dROIL	0	-3,71	I(0)

La valeur critique de ADF, pour un seuil de signification de 5 %, est de -2,65. Par ailleurs, ce tableau montre la non stationnarité des séries en niveau de trois variables. Les séries sont alors intégrées de degré 1, puisque la différence première de chacune de ces variables est stationnaire I(0).

#### 4. Test de cointégration

Nous utilisons la méthode d'analyse de la cointégration pour effectuer le test de Johansen, qui nous permet par la suite de déterminer une relation de long terme entre les variables ITCR, ROIL et PIBPTAL-PIBPTUSA.

Tableau 2 : Test de cointégration de Johansen

Valeurs propres	Likelihood ratio (trace statistique)	Valeur critique	Hypothèse sur le nombre de EC
0,54	31,32	29,68	Aucune
0,26	10,18	15,41	Au moins un
0,07	1,92	3,76	Au moins deux

Le test de la Trace indique l'existence d'une relation de cointégration à 5 % :

- i) la première ligne du tableau de test de la Trace, dans laquelle figure la plus grande valeur propre (0,54), fournit un test de  $H_0$  « il y a au plus zéro relation de cointégration » contre l'alternative  $H_1$  « il y a au moins une relation de cointégration ». Dans notre cas on rejette  $H_0$  et on accepte  $H_1$ , car la valeur calculée est supérieure à la valeur tabulée ( $31,32 > 29,68$ ).
- ii) la deuxième ligne du même tableau (pour une valeur propre 0,26 dans notre cas) test  $H_0$  « il y a au plus 1 relation de cointégration » contre l'alternative  $H_1$  « il y a au moins 2 relations de cointégration ». Dans notre cas on accepte  $H_0$  et on rejette  $H_1$ . Car la valeur calculée est inférieure à la valeur tabulée ( $10,18 < 15,41$ ).
- iii) la troisième ligne du même tableau (pour une valeur propre 0,07 dans notre cas) test  $H_0$  « il y a au plus 2 relation de cointégration » contre l'alternative  $H_1$  « il y a au moins 3 relations de cointégration ». Dans notre cas, on accepte  $H_0$  et on rejette  $H_1$ . Car la valeur calculée est inférieure à la valeur tabulée ( $1,92 < 3,76$ ).

Le test de cointégration, effectué sur l'équation du modèle, rejette l'hypothèse selon laquelle il existe plusieurs vecteurs de cointégration en faveur de la relation entre le taux de change, d'une part et, le rapport de niveau de vie entre l'Algérie et ses partenaires commerciaux et le prix du pétrole, d'autre part. On peut donc soutenir l'existence d'une relation unique de long terme entre les trois variables.



Le pouvoir explicatif est de 76 %. Cela signifie que les variables explicatives (terme de l'échange et l'effet de Balassa) expliquent fortement l'indice du taux de change réel.

Après l'étude de la significativité des paramètres, nous allons voir le test de l'existence d'une relation de cointégration entre les variables. Pour tester s'il existe une relation de long terme entre l'indice du taux de change réel, prix de pétrole et l'écart entre le niveau de vie domestique et étrangère, on limite la période d'étude (1980-2005) et on utilise le test de Johansen :

Tableau 4: Test de cointégration de Johansen en restreignant la période d'étude

Valeurs propres	Likelihood ratio (trace statistique)	Valeur critique	Hypothèse sur le nombre de EC
0,59	33,35	29,79	Aucune
0,29	9,99	15,49	Au moins un
0,03	1,03	3,76	Au moins deux

D'après le tableau 4, le test de la Trace indique qu'il existe une relations de cointégration entre les variables: en regardant la première ligne du tableau 13, nous constatons que pour une valeur propre de 0,59, la valeur calculé de la Trace est égale à 33,35 est supérieur 29,79, cette dernière valeur représente la valeur critique de la Trace.

De ceci, on peut parler de la continuité d'une relation de long terme entre le trois variables.

ii)- on utilise le test de Chow pour tester la stabilité des coefficients (égalités entre les coefficients).on a déjà annoncé que ce test ne peut être mis en pratique qu'après avoir déterminé les sous périodes.

A cet effet, on va prendre deux sous périodes :

Première période : 1975-1991, d'où on a  $T_1 = 17$  observations

Deuxième période : 1992-2005, d'où on a  $T_2 = 14$  observations.

Le test de Chow est basé sur la statistique suivante :

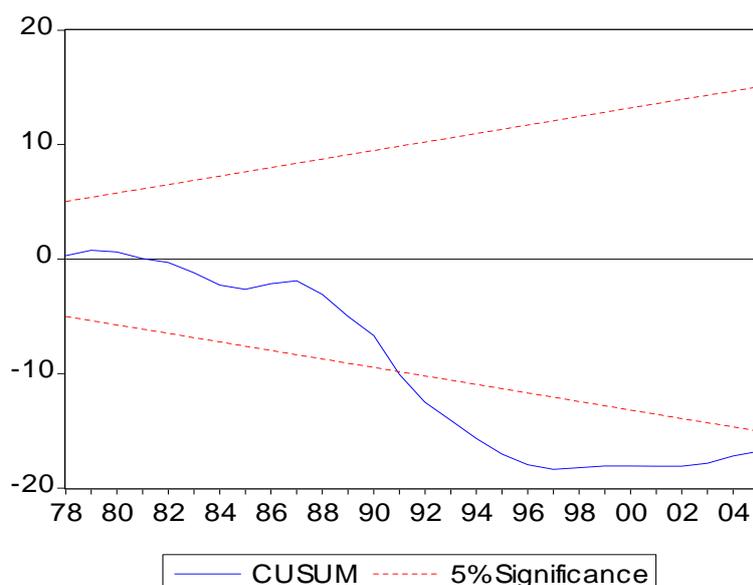
$$\text{Chow} = \frac{\text{RSS} - \text{RSS}_1}{\text{RSS}} \frac{T_1 + T_2 - 2K}{K} \rightarrow F(K, T_1 + T_2 - 2K)$$

L'application de ce test, nous donne le résultat suivant :

$$\text{Chow}^c = 3,26 > F^t(3, 25) = 2.99$$

Selon le test de Chow, on peut conclure que les coefficients sont instables.

Nous avons utilisé aussi le teste de CUSUM . Ce dernier nous confirme le même résultat que Chow. Ce test nous indique, en outre que l'année 90 (année de dévaluation) est une année de rupture



Graph 4: Test de CUSUM appliqué aux coefficients du modèle de Cashin

Pour voir la conformité de nos résultats avec la théorie économique et avec les résultats des travaux empiriques passés, nous comparons nos résultats avec ceux d'un certain nombre de modèles.

Amano et Van Nordan ont identifié un lien de cointégration entre le taux de change réel effectif américain et le prix réel de pétrole. Ces auteurs ont trouvé une relation positive entre ces deux variables, qui leur permet de dire qu'une augmentation de prix de pétrole conduit à l'amélioration des termes de l'échange. Cette amélioration tend à son tour à accroître la richesse nette du pays bénéficiaire. La hausse de la richesse fait accroître la demande proportionnellement plus vite que l'offre pour les biens non échangeables. Par conséquent, une appréciation du taux de change réel s'avère être alors nécessaire, afin d'absorber l'excédent de la demande.

Dans notre cas, on a abouti à des résultats similaires à ceux qui ont été trouvés par ces deux auteurs. On a trouvé une relation directe entre le prix de pétrole et le taux de change réel. Donc, le signe de coefficient de la variable pétrole est positif. On peut interpréter économiquement ce résultat de la manière suivante :

Une augmentation de prix de pétrole d'une unité va entraîner une appréciation de 0, 11 % de la monnaie nationale.

Selon Balassa, un choc de productivité positif, touchant surtout le secteur des biens échangeables, provoque une augmentation proportionnellement plus grande des coûts unitaires de main d'œuvre dans le secteur des biens non échangeables que dans le secteur des biens échangeables.

Comme le différentiel des coûts unitaires s'accroît en fonction de l'écart de la productivité, il en résulte un ratio plus élevé des prix relatifs des biens non échangeables par rapport au prix des biens échangeables dans les pays bénéficiant du choc de productivité. Cette hausse de ratio du prix des biens échangeables équivaut à une augmentation du prix relatif par rapport à l'ensemble des biens. Ce qui correspond à une appréciation du taux de change réel.

Dans notre cas, on a trouvé une relation positive entre le taux de change réel et l'écart entre le niveau de vie domestique et étranger. D'où, on peut dire que notre résultat est conforme à la théorie de Balassa. Ce résultat peut être interprété comme suit :

Une augmentation de l'écart de niveau de vie, entre l'Algérie et les Etats-Unis, d'une unité se traduit par une appréciation du TCER d'environ 0,019 %.

Notre résultat est comparable à celui trouvé par Taline Koranchelian (2006).

## **6. MESURE DE MESALIGNEMENT : DETECTION DES PERIODES DE SOUS EVALUES ET CELLES SUREVALUES**

Notre objectif dans ce paragraphe est de calculer dans un premier temps l'ampleur de désalignement du taux de change de dinar algérien par rapport à son niveau d'équilibre. Ensuite, dans un second temps, nous allons détecter les périodes de surévaluation et les périodes de sous évaluation, en utilisant l'indicateur de mésalignement. Pour mesurer cet indicateur, nous utilisons la formule suivante:

$$IM = \frac{TCR - TCER}{TCER} \quad (1.14)$$

Avec :

IM : représente l'indicateur de mésalignement ;

TCR : taux de change réel observé ;

TCER : taux de change réel d'équilibre.

Selon la formule de l'indicateur de mésalignement, trois cas de figure se présentent :

- i) si IM est positif, le taux de change réel est surévalué;
- ii) si IM est négatif, le taux de change réel est sousévalué;
- iii) si IM est nul le taux de change réel est aligné

L'application de cette formule, nous permet de faire la classification suivante:

- Les périodes surévaluation :

1978 -1980

1984 – 1990

1998 -1999

2003-2005

- Les périodes de sous évaluation :

1975 – 1977

1981 – 1983

1991 – 1997

2000 – 2002

## CONCLUSION

Ce chapitre présente l'application empirique du modèle de Cashin et al en utilisant la méthode de cointégration et le modèle ECM.

L'application empirique de ce modèle à l'économie algérienne montre que notre résultat est comparable à celle du résultat trouvé par Taline Koranchelian (raport de FMI en2006). Nous avons trouvé les résultats suivants :

Une augmentation de prix de pétrole d'une unité va entraîner une appréciation de 0,11 % de la monnaie nationale. Une augmentation de l'écart de niveau de vie entre l'Algérie et les Etats-Unis d'une unité se traduit par une appréciation du TCER d'environ de 0,019 %.

L'indicateur de mésalignement appliqué au modèle de cashinn, nous a permis de détecter les périodes de surévaluations comme suit :

1978 -1980

1984 – 1990

1998 -1999

2003-2005

## BIBLIOGRAPHIE

Balassa B. (1964), «The Purchasing Power of Parity Doctrine : A Reappraisal», *Journal of political Economy*, vol. 72, pp. 584-96,déc

Cashin P., Luis C., Ratna S. (2002), « Keynes, Cocoa, and Copper: In Search of Commodity Currencies », *IMF, Working Papers 2 / 223*

Chen Y., Rogoff K; (2002), « Commodity Currencies and Empirical Exchange Rate Puzzle », *IMF, Working Papers 2 /27*

Dickey D., Fuller W. (1981), « likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root », *econometrica*, vol 49

Dornbusch R. (1976), « Expectations and exchange rate dynamics », *Journal of political Economy*, vol. 84, n° 6

Dornbusch R. (1982), « PPP Exchange rate rules and macroeconomic stability », *Journal of political Economy*, vol. 90

Edwards S. (1989),” Real Exchange Rates, Devaluation and Ajustement- Exchange Rate Policy in Developing Countries, MIT Press, Massachussets

Engle R., Granger C. (1987), « co integration and error correction: Representation, estimation and testing », *econometrica*, vol 55

FMI, ( 1998), « Algérie : Stabilisation et transition à l'économie de marché », IMF, occasional paper n° 165

Rogoff K. (1996), « The Purchasing Power Parity Puzzle », *Journal of Economic Literature*, vol. XXXIV, juin

Samuelson P. (1964), « Theoretical Notes on Trade Problems », *Review of Economics and Statistics*, vol. 46

Taline K. (2005), « The Equilibrium Real Exchange Rate in a commodity Exporting Country: Algeria's Experience », *IMF, Working Papers* 5 /135

## ANNEXE

le taux de change réel observé, le taux de change réel estimé, l'écart entre les deux taux et l'indicateur de mésalignement sont données par les variables suivantes : TCR, FITTCR, RESTCR et MES.

Tableau 1: calcul de mésalignement pour le modèle de Cashin

	<b>TCR</b>	<b>FITTCR</b>	<b>RESTCR</b>	<b>MES</b>
1975	3.059730	3.643108	-0.583378	-0.160132
1976	2.983388	3.508922	-0.525534	-0.149771
1977	3.163121	3.389929	-0.226808	-0.066906
1978	3.580086	3.225134	0.354953	0.110058
1979	3.712148	3.232248	0.479900	0.148473
1980	3.571943	3.460879	0.111063	0.032091
1981	3.297940	3.423587	-0.125647	-0.036700
1982	3.125329	3.514742	-0.389413	-0.110794
1983	3.066340	3.324106	-0.257766	-0.077544
1984	3.079582	3.049827	0.029755	0.009756
1985	3.263545	2.906013	0.357532	0.123032
1986	3.798604	2.595365	1.203239	0.463611
1987	3.837288	2.512114	1.325174	0.527513
1988	3.187451	2.314449	0.873002	0.377197
1989	2.595571	2.216234	0.379337	0.171163
1990	2.435782	2.238606	0.197176	0.088080
1991	1.430396	2.264998	-0.834602	-0.368478
1992	1.553975	2.156995	-0.603020	-0.279565
1993	1.689489	2.042509	-0.353021	-0.172837

1994	1.418051	1.869579	-0.451527	-0.241513
1995	1.322912	1.816518	-0.493605	-0.271732
1996	1.321824	1.728445	-0.406621	-0.235253
1997	1.297375	1.512119	-0.214744	-0.142016
1998	1.309528	1.269332	0.040196	0.031667
1999	1.161503	1.130762	0.030741	0.027186
2000	1.000023	1.096702	-0.096679	-0.088154
2001	0.986302	1.079462	-0.093160	-0.086302
2002	0.959983	1.041140	-0.081157	-0.077950
2003	0.985458	0.962454	0.023004	0.023901
2004	1.066239	0.872596	0.193642	0.221915
2005	1.037451	0.899484	0.137968	0.153386

Tableau 2 : Estimation du ECM

Error Correction	D(TCR)	D(PIBPTAL-PIBPTUSA)	D(PETR)
	-0,474	407,079	21,877
CointEq1	(0,139)	(234,150)	(14,77)
	(-3,40)	(1,738)	(1,48)
	0,243	-76,65	-5,25
D(TDR(-1))	(0,186)	(313,11)	(19,76)
	(1,307)	(-0,24)	(-0,26)
	-0,078	-345,88	-0,474
D(TCR(-2))	(0,183)	(307,71)	(19,41)
	(0,428)	(-1,12)	(0,58)
	0,255	-136,88	2,546
D(TCR(-3))	(0,186)	(313,61)	(19,79)
	(1,366)	(-0,436)	( 0,128)
	-0 ,000164	0,020	-0,010

D(PIBPTAI(-1) – PIBPTUSA(-1))	(0,00015)	(0,24)	(0,015)
	(-1,123)	(0,08)	(-0,65)
D(PIBPTAI(-2) – PIBPTUSA(-2))	-0,00021	-0,03	0,008
	(0,00013)	(0,21)	(0,015)
	(-1,65)	(-0,14)	(-0,65)
D(PIBPTAI(-3) – PIBPTUSA(-3))	-0,000144	0,006	0,01
	(0,00014)	(0,23)	(0,01)
	(-1,047)	(0,02)	(0,71)
D(PETR(-1))	-0,008	11,18	0,46
	(0,002)	(4,78)	(0,30)
	(-2,84)	(2,33)	(1,55)
D(PETR(-2))	-0,003	15,77	0,25
	(0,003)	(5,34)	(0,33)
	(-0,96)	(2,95)	(0,74)
D(PETR(-3))	0,0002	6,54	0,41
	(0,003)	(5,89)	(0,37)
	(0,08)	(1,11)	(1,11)
C	-0,30	-676,51	8,01
	(0,15)	(255,39)	(16,11)
	(-1,98)	(-2,64)	(0,49)
R-squared	0,55	0,53	0,25
Adj.R-squared	0,28	0,25	-0,20
Sum sq resids	0,97	2752827	10963,47
S.E.equation	0,24	414,79	26,17
Log likelihood	6,5	-193,99	-119,39
Akaike AIC	_2,5	12,34	6,82
Schwarz SC	-1,97	12,87	7,34
Mean dependent	-0,094	-552,82	5,25
S.D. dependent	0,29	479,69	23,85

**Mode du calcul de la durée de convergence vers le point d'équilibre :**

La formule de la vitesse d'ajustement en terme d'années est :

$$(1 - \beta) = (1 - |\alpha_0|)^T$$

Avec :

$T$  : est le nombre d'années;

$\alpha_0$  : est le coefficient de correction d'erreur;

$\beta$  : est le pourcentage de chocs.