

DETERMINATION DU TCER D'EQUILIBRE ET LE MESALIGNEMENT PAR L'APPROCHE NATREX EN ALGERIE

- **Refafa Brahim** : Maitre assistant à l'Université Dr Moulay Tahar Saida.
reravene@hotmail.fr
- **Benbayer Habib** : Professeur à l'Université d'Oran 2
Benbayer_habib@yahoo.fr

Résumé : la détermination du TCER d'équilibre en Algérie est un objectif clé pour déterminer le degré de distorsion du TCER. Ce taux d'équilibre peut être déterminé par plusieurs approches ou modèles. Dans ce papier on a pris l'approche la plus récente, celle du taux de change réel d'équilibre naturel ou dynamique (NATREX), afin de détecter les périodes de sur et sous évaluation de la monnaie nationale au cours des années 1980 jusqu'à 2013. Le mésalignement du TCER apparaît sur cinq périodes différentes de sous et sur évaluation de la monnaie Algérienne. Cela est dû aux différentes politiques du taux de change exercées, aux mesures imposées par l'ajustement structurel imposées par le FMI et le changement du système économique lui-même.

Mots clés : TCER d'équilibre, mésalignement, NATREX, modèle économique, exportation, importation, taux de change fixe, taux de change flexible, ajustement structurel.

ملخص

يعتبر تحديد سعر الصرف الحقيقي التوازني هدف أساسي لمعرفة اختلال سعر الصرف عن مستواه التوازني، هناك عدة مقاربات لتحديد هذا الأخير. اعتمدنا في هذه الورقة على نظرية سعر الصرف الحقيقي الطبيعي أو الديناميكي و ذلك لأجل تحديد فترات الاختلال من 1980 الى 2013، حيث توصلنا لوجود خمس فترات اختلال و ذلك نتيجة تطور سياسة الصرف في الجزائر، مختلف إجراءات التعديل الهيكلي المفروضة من طرف صندوق النقد الدولي وتغير النظام الاقتصادي في حد ذاته.

الكلمات المفتاحية : سعر الصرف الفعلي الحقيقي التوازني، اختلال سعر الصرف، مقارنة سعر الصرف الفعلي الحقيقي التوازني، نموذج اقتصادي، تصدير، استيراد، سعر الصرف الثابت، سعر الصرف المرن، التعديل الهيكلي

INTRODUCTION

De nos jours, les problèmes de détermination du taux de change se trouvent au cœur des débats politiques et économiques. Depuis quelques années, on assiste à un certain retour aux déterminants fondamentaux des taux de change. Une partie de la littérature s'est en effet concentrée sur les taux de change dits d'équilibre. Elle a fait l'objet de plusieurs études : Williamson (1984), Stein (1996), Mac Donald (1996).

Les effets du mésalignement du taux de change sur les économies restent aujourd'hui l'un des problématiques majeures qui sont confrontées les gestionnaires de politique économique. Si on veut d'analyser ces effets, il est nécessaire de définir la valeur d'équilibre du taux de change. En d'autres termes, il convient de préciser quels sont les déterminants fondamentaux de ce taux de change d'équilibre ?

Le mésalignement est défini comme l'écart du TCR observé par rapport à son taux d'équilibre. Ce dernier peut être défini par plusieurs théories à savoir : la théorie de parité de pouvoir d'achat (PPA), les théories du TCR d'équilibre tel que le taux de change d'équilibre fondamental (FEER), le taux de change d'équilibre comportemental (BEER) et le TCR naturel (NATREX).

Pour la théorie de la PPA, une grande partie de la littérature confirme que l'estimation du TCR d'équilibre par l'intermédiaire de la PPA n'est plus le modèle approprié, De même, cette théorie ignore les déterminants réels du TCR comme les positions extérieures nettes et le rôle des flux de capitaux. D'autres théories, actuellement plus utilisées pour déterminer le TCR d'équilibre parmi lesquelles on trouve celle du NATREX qui est la plus modeste et qui se limite à calculer un taux de change d'équilibre de moyen et long terme. Ce dernier permet la réalisation simultanée de l'équilibre interne (taux de chômage d'équilibre) et de l'équilibre externe (position extérieure nette stable). Cette approche a été développé dans une série d'articles de Stein (1994, 1995, 2002)¹. Le taux de change réel naturel (NATREX) vise à expliquer la dynamique du taux de change réel de moyen à long terme. Le NATREX utilise le mot (naturel) pour exprimer le taux de change déflaté des taux d'inflation, des mouvements spéculatifs des capitaux et des interventions des banques centrales. Il est un modèle d'optimisation fondé sur les comportements d'épargne et d'investissement des agents.

¹ D'autres applications du modèle d'origine NATREX comprennent Lim et Stein (1995) pour l'Australie; Stein et Paladino (1999) pour l'Allemagne, la France et l'Italie; Connolly et Devereux (1995) pour l'Amérique latine; Rajan et Siregar (2002) pour Singapour et Hong Kong.

Les différentes études et évaluations de la politique du taux de change, selon les différentes approches méthodologiques élaborées tant par la Banque d'Algérie que par les services du Fonds Monétaire International² ont démontré que le taux de change effectif réel du dinar est proche, depuis 2003 de son niveau d'équilibre de long terme.

Le taux de change de dinar a connu une grande évolution en parallèle avec l'évolution de la politique économique notamment la politique de change par la banque centrale. Un changement considérable est apparu à partir des années 1986, l'année du contre choc pétrolier. C'est la période où le FMI a commencé à imposer aux autorités monétaires algériennes les différentes dévaluations du dinar algérien dans le cadre de l'ouverture économique qui a été concrétisée par le programme d'ajustement structurel entre (1994- 1998) et ensuite le programme de la relance économique entre (1999- 2005).

Notre objectif dans cet article consiste à répondre à la question suivante : Peut on parvenir à déterminer le TCER par le modèle Natrex pour montrer le degré de mésalignement pour que l'on puisse expliquer l'impact des fondamentaux macroéconomiques sur le TCER en Algérie ?

Afin de répondre à cette question fondamentale, notre démarche dans cet article est organisée en deux parties : La première concerne l'étude théorique et analytique du modèle NATREX dans le cas d'une petite économie ouverte identique à celle de l'Algérie. La deuxième partie est consacrée à l'application empirique du modèle NATREX, soit au calcul du TCER d'équilibre et le mésalignement dans le cas algérien sur la période (1980-2013).

1. PREMIERE PARTIE : CADRE THEORIQUE ET ANALYTIQUE DU MODELE NATREX DANS UN PETIT PAYS D'ECONOMIE OUVERTE

Il existe plusieurs versions du modèle NATREX qui dépendent de plusieurs caractéristiques de l'économie. Le modèle NATREX s'applique à une petite économie différent du modèle original appliqué au cas américain. Dans notre travail, on a fait le choix de retenir le modèle NATREX développé par Stein (1994) et adapté au cas d'une petite économie ouverte (cas d'économie australien) par Lim et Stein en (1995). On a choisit le modèle NATREX par ce que contrairement aux autres modèles macroéconomiques (BEER et FEER), il considère non seulement le moyen terme, mais analyse également le long terme.

²il est à rappeler qu'à l'issue de son séjour en novembre 2007 à Alger dans le cadre des discussions annuelles menées par le FMI au titre de l'article IV des statuts du Fonds, le Chef de division du Département Moyen-Orient et Asie Centrale auprès du FMI, M. Domenico Fanizza, avait déclaré que le dinar algérien est demeuré à un "niveau d'équilibre" en cohérence avec la stabilité financière du pays.

Le NATREX s'efforce d'intégrer les effets de stocks (dynamique de la position extérieure nette, voire du stock de capital) dont l'impact sur la dynamique de long terme des taux de change réel d'équilibre est fondamental. Alors, le passage du moyen terme à l'équilibre de long terme pourrait être démontré explicitement. La présentation de la construction analytique de ce modèle développé par Lim et Stein (1995) s'appuie sur la détermination du taux de change par l'égalité suivante.

$$R = N \frac{P}{P^*} \quad [01]$$

Où R est le taux de change réel, N le taux de change nominal, P le niveau des prix et P^* niveau des prix à l'étranger.

Le niveau des prix est déterminé comme une moyenne géométrique des prix des biens échangeables P_1 et non échangeables P_n . Le niveau des prix étranger se détermine de la même façon, comme moyenne géométrique des biens non échangeables étranger P_n^* et bien échangeables étranger P_1^* . Donc :

$$P = p_n^a \cdot P_1^{(1-a)} \quad [02]$$

$$P^* = p_n^{*b} \cdot P_1^{*(1-b)} \quad [03]$$

- a : le poids des biens non-échangeable dans la production (PIB).
- b : le poids des biens non échangeables dans la production du pays étranger (PIB étranger).

Les termes d'échange exogènes ont un effet significatif sur le taux de change réel, elles sont définies comme les prix relatifs des biens échangeables domestiques et les biens importées soit biens échangeables du pays étranger exprimés par la monnaie domestique. Donc :

$$T = N \frac{P_1}{P_1^*} \quad [04]$$

Le prix relatif R_n est calculé comme le ratio prix des biens non échangeables au prix des biens échangeables soit:

$$R_n = P_n/P_1 \quad [05]$$

Suivant Lim et Stein (1995), le taux de change réel est fonction des termes d'échange, des prix relatifs domestiques et étrangers $(P_n/P_1) (P_n^*/P_1^*)$. Pour Lim et Stein (1995), les termes d'échange et le prix relatif étranger sont

considérés comme des variables exogènes dans les petites économies ouvertes. Le prix relatif des biens domestiques non-échangeables par rapport aux biens domestiques échangeables est endogène ($R_n = P_n/P_1$), $e = b \text{ Log } (P_n^*/P_n)$ terme aléatoire exogène. Donc :

$$R = T(P_n/P_1)^a (P_n^*/P_n)^b \quad [06]$$

$$R = T(R_n)^a (P_n^*/P_n)^b = T(R_n)^a \cdot e \sim T(R_n)^a \quad [07]$$

$$\text{Log} R = \text{Log} T + a \log R_n + e \quad [08]$$

Lim et Stein (1995) ont développés deux aspects du NATREX du moyen terme où les stocks de capital $k(t)$ et de dette $F(t)$ sont exogènes, et l'autre, dans le long terme, où le capital et la dette sont endogènes. Le prix relatif endogène des biens non-échangeables qui assure l'équilibre sur le marché de bien est:

$$R_n(t) = R_n[K(t), F(t), Z(t)] \quad [09]$$

Ainsi, le NATREX est :

$$R = T(R_n)^a = R[K(t), F(t), Z(t)] \quad [10]$$

Le Capital et la dette évoluent au fil du temps avec l'investissement et l'épargne, produisant ainsi une trajectoire du NATREX. Les valeurs à l'état stationnaire du capital et la dette associée avec les fondamentaux sont donnés par $K^*(Z)$, $F^*(Z)$.

Dans l'analyse, toutes les variables quantitatives sont mesurées par unité de travail efficace dans l'ensemble de l'économie. La demande globale excédentaire pour tous les produits, échangés, plus des biens non échangeables, égal à :

$$(I - S) + CA = 0 \quad [11]$$

Où I représente l'investissement, S l'épargne et CA le compte courant.

La demande des biens échangeables est toujours satisfaite par le reste du monde. Alors, l'excès de demande de tous les biens correspond à la demande excessive des biens non échangeables. La demande pour les biens est donnée par [11], représentant l'excès de la demande pour les biens non-échangeables, mesuré en termes du bien d'exportation. Les équations [11] et [12] sont équivalentes dans une petite économie ouverte.

$$C_n(R_n, K - F, s, T) + (1 - m) I(q) - Q_n(R_n, K, u) = 0 \quad [12]$$

l'équation [12] montre que la demande pour le bien échangeable est constituée de la consommation C_n , et de l'investissement $(1-m)I$. La fraction $(1-m)$ représente la demande des biens non-échangeables utilisée pour l'investissement, ainsi que la richesse comme la différence entre capital et dette $W = (k-F)$. L'offre du bien non-échangeable Q_n dépend du capital et du travail. Lim et Stein (1995) montrent que l'intensité capitaliste k et la part de l'emploi du secteur non-échangeables dans l'emploi total dépendent du prix relatif des biens non-échangeables R_n , de l'intensité capitaliste global k et du vecteur de productivité totale des facteurs u .

On va représenter les équations structurelles du modèle NATREX pour une petite économie ouverte dans l'encadré suivant :

Equilibre du marché du bien =balance des biens non échangeables	
$(I - S) + CA = 0$	[11]
$C_n(R_n, K - F, s, T) + (1 - m) I(q) - Q_n(R_n, K, u) = 0$	[12]
Balance courante :	
$CA = Q_1(R_n, K, u) - m I(q) - C_2(R_n, K - F, s, T) - r'F = 0$	[13]
$CA = B - r'F$	[14]
Taux de change réel :	
$R = T(R_n)^{\alpha}$	[15]
Equation d'investissement :	
$dK/dt = I(q)$	[16]
$I = I(q) + nK = I(K, R_n, r, T, u)$	[17]
$I_K < 0, I_T > 0, I_r < 0, I_u > 0, I_{Rn} < 0$	
Entrée des capitaux :	
$dF/dt = I - S - nF$	[18]
Equation d'épargne :	
$S = S(K, F, Z) \quad S_F > 0, S_K > 0$	[19]
Balance de portefeuille :	
$r = r' + h(F, t)$	[20]
Avec : toutes les variables quantitatives sont mesurées par unité de travail efficace dans l'ensemble de l'économie , K capital par travailleur, $y(K, u)$ est le PIB réel par travailleur, F dette extérieure par travailleur, R taux de change réel(une augmentation signifie appréciation), $R_n = P_n/P_1$ est le prix relatif du bien non échangeable par rapport le bien exporté, I est l'investissement par travailleur, S épargne par travailleur, $r(r')$ taux d'intérêt réel domestique (mondial), B balance commercial réelle par travailleur, $T = P_1/P_2$ termes de	

l'échange, s taux d'épargne, u paramètre de productivité, $Z=(T,s,u,r')$

Source : Guay C. Lim and Jerome L. Stein, *The Dynamics of the Real Exchange Rate and Current Account in a Small Open Economy: Australia, 1995* :in Jerome L. Stein, Polly Reynolds Allen, and Associates, *Fundamental Determinants of Exchange Rates*, CLARENDON PRESS · OXFORD, 1997, p:101

L'équation de la balance courante [13] est correspond à la différence entre la balance commerciale B et les remboursements d'intérêts sur la dette extérieures calculés sur la base du taux d'intérêt mondial $r'F$. La balance commerciale est la différence entre les valeurs du bien d'exportation 1 et du bien d'importation 2. La quantité du bien d'exportation e offerte (y_e) dépend du prix relatif des biens non-échangeables Rn , de l'intensité capitalistique (capital/emploi effectif) k_t et du niveau d'emploi alloué aux secteurs échangeables LI/L .

Lim et Stein (1995) considèrent que k_t et LI/L dépendent de Rn , de k et du vecteur u .

La richesse correspond à la différence entre le capital et la dette $k-F$. La variable $TR_n = p_1/p_2$ est le prix relatif du bien échangeables par rapport au bien importe.

La consommation du bien importé est alors $C_2 = c_2(T, Rn, k-F; s)/T = C_2(Rn, k-F; s, T)$. Ainsi nous obtenons l'équation [13] du compte courant.

Lim et Stein(1995) décrivent le taux d'investissement net par tête de la façon suivante :

$$I = nK + dK/dt \quad [21]$$

Où n est l'emploi effectif, k l'intensité capitalistique (capital/emploi effectif). Ils utilisent le taux d'intérêt réel de long terme comme taux d'actualisation.

L'investissement est un bien composite. Il est constitué du bien importe 2 et bien non échangeable n tel que $dK = I_2^m I_n^{(1-m)}$. Une part (m) du prix d'un bien de capital est constitue du prix du bien importe 2 alors que la part restante ($1-m$) est constitue du prix du bien non-échangeable. Donc le prix relatif

$P = P_1/P_K = T^m R_n^{1-m}$ est fonction du prix relatif des biens non-échangeables et des termes de l'échange.

La fonction d'investissement est donnée par :

$$\frac{dK}{dt} = I = I(q), I(1) = 0, I' > 0 \quad [16]$$

$$q = E \int P f'(K, u) \exp(-rt) dt = [T^m / R_n^{1-m}] f'(K, u) / r \quad [22]$$

$$= q(K, T, R_n, u, r) \quad [23]$$

La valeur de q correspond au ratio de la valeur actualisée des rendements du capital sur le cout du capital. Les termes de l'échange et la productivité ont un effet positif sur l'investissement alors que le taux d'intérêt réel a un impact négatif. L'effet du prix relatif des biens non-échangeables est ambigu, dans la mesure où celui-ci agit dans deux sens opposés. Une hausse de R_n stimule l'investissement dans les biens non-échangeables, étant donné que seule une partie du bien capital est importée. Mais une augmentation de R_n a un impact négatif sur l'investissement dans le secteur d'exportation. Selon Lim et Stein (1995), l'effet total de R_n sur l'investissement n'est pas significatif. Son impact principal se réalise sur l'allocation du capital entre les deux secteurs. Le taux d'évolution de l'intensité capitalistique et la fonction d'investissement doivent avoir un impact positif sur le ratio Q -Tobin³. Ce dernier est obtenu en actualisant la valeur observable de la productivité marginale du capital par le taux d'intérêt actuel.

La fonction de consommation (épargne) inclut la consommation publique et privée.

$$S = y(K, u) - rF - C(K - F, I - S) \quad [24]$$

$$S = S(K, F, Z) S_F > 0, S_K > 0 \quad [19]$$

³ Le Q de Tobin est un ratio, pour le choix d'investissement, élaboré en 1969 par l'économiste James Tobin. Ce ratio est égal à la valeur boursière de l'entreprise sur la valeur de remplacement du capital fixe. Un Q supérieur à 1 signifie que l'entreprise en question a intérêt à augmenter son stock de capital fixe (donc à investir). Un Q inférieur à 1 signifie théoriquement que l'entreprise aura du mal à lever des fonds pour investir et donc augmenter les dividendes qu'elle versera aux actionnaires. Le Q de Tobin a l'avantage de tenir compte de plusieurs facteurs : le taux d'intérêt, la rentabilité et les anticipations, étant donné que ces facteurs influencent les cours boursiers.

La consommation totale dépend donc de la richesse ($k-F$) et est approchée par une mesure de taux d'épargne sociale s .

La balance des portefeuilles dans l'équation [20] illustre la relation entre les taux d'intérêt réel de long terme domestique et étranger. Le taux réel domestique de long terme converge vers le taux étranger, mais la vitesse de convergence est négativement liée à la dette externe, qui représente une prime de risque pour les investissements de portefeuille de long terme et reflète la probabilité de dévaluation. Cela signifie qu'il existe une relation entre le différentiel des taux d'intérêt et la dette, mais Lim et Stein (1995) indiquent que cette relation n'est pas forte.

Enfin, selon Lim et Stein (1995), on peut conclure que le NATREX est fondé sur le changement de l'épargne, l'investissement et les flux de capitaux dans le long terme. Il provoque ainsi des modifications sur le stock de capital physique, la dette externe et la richesse. Celles-ci engendrent alors les fluctuations du taux de change réel d'équilibre.

Selon Lim et Stein (1995) Les déterminants fondamentaux exogènes Z , plus précisément le taux d'épargne, la productivité, les termes de l'échange et le taux d'intérêt réel international (s, u, T, r^*), influencent le modèle NATREX de deux manières.

- 1- Ils affectent I , S et CA , ce qui provoque des modifications de court terme du NATREX.
- 2- Ils changent la vitesse d'accumulation de k , F et W , ce qui modifie la trajectoire NATREX en la menant vers un nouveau niveau de long terme.

Le NATREX est fonction des déterminants exogènes Z et endogènes (k , F) à tout point en dehors de l'équilibre de long terme. Le modèle complet de NATREX détermine le taux de change réel d'équilibre sur le moyen terme, sa trajectoire consécutive et tout taux de change réel d'équilibre à l'état stationnaire. Cependant, l'économie est exposée aux chocs fondamentaux de manière permanente, qui poussent le NATREX vers un nouvel équilibre et donc l'état stationnaire n'est jamais atteint. En d'autres termes, le taux de change réel d'équilibre n'est pas stationnaire, car ces déterminants fondamentaux ne sont pas stationnaires.

2. DEUXIEME PARTIE : L'APPLICATION EMPIRIQUE DU MODELE NATREX POUR L'ECONOMIE ALGERIENNE

Dans cette partie, on va essayer de déterminer le taux de change réel d'équilibre en Algérie par le modèle NATREX inspiré du modèle de Lim et

Stein (1995) qui a été appliqué à l'économie australienne. On va prendre les mêmes variables que le modèle Lim et Stein (1995) : le taux de change effectif réel (TCER) ; variables dépendantes, les termes de l'échange (TOT), le taux d'intérêt mondial (TIM), la productivité (PRO) et le taux d'épargne (TEP) ; les variables exogènes indépendantes.

2.1. Les données et variables retenues

Les données retenues sont annuelles et couvrent la période 1980-2013 à partir des sources statistiques d'institutions internationales fiables telles (FMI, UNACTAD, WDI etc). L'observation couvre un échantillon large de 34 observations⁴.

1- Le TCER : Le TCER se définit comme le taux de change effectif nominal ajusté par un indicateur de prix des principaux partenaires commerciaux, autrement dit c'est un taux de change effectif nominal déflaté. Il est calculé comme une moyenne géométrique pondérée des taux de change bilatéraux vis à vis des pays partenaires. Il permet d'apprécier l'évolution de la monnaie nationale par rapport à l'ensemble de ces pays.

2- Les termes de l'échange (TOT) : Les termes de l'échange déterminent la quantité d'importations que chaque exportation permet d'acheter, c'est-à-dire le prix des exportations par rapport au prix des importations. Lorsque les termes de l'échange augmentent, les exportations peuvent être échangées pour une plus grande quantité d'importations.

3- La productivité (PRO) : La productivité se définit comme le rapport du PIB et l'emploi (soit la population occupée âgée de 15 ans et plus au niveau national). On a calculé cette variable à partir du PIB constant base 2010 en dollar américain et l'emploi, soit la population âgée de 15 ans et plus qui possède un poste de travail.

4- Le taux d'intérêt mondial (TIM) : Il a été calculé comme le taux d'intérêt pondéré des taux d'intérêt des pays partenaire selon le poids du commerce extérieur de chaque pays avec l'Algérie. On a pris en considération les dix premiers clients et fournisseurs de l'Algérie pour calculer le poids de chaque pays dans chaque année.

5- Le taux d'épargne (TEP) : Le taux d'épargne est estimé comme le rapport de l'épargne nationale (soit l'écart entre le PIB réel et la consommation publique plus privée) et le PIB réel.

2.2. L'estimation du modèle NATREX

⁴ Sources données : les bases de données qui ont été consultées sont : WDI (banque mondiale 2015), ONS, IFS(FMI), OCDE.

On va prendre toutes les variables en logarithmique. La relation que nous avons retenue est représentée par l'équation réduite suivante :

$$\ln(TCER_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(TOT_t) + \alpha_2 \ln(TEP_t) + \alpha_3 \ln(PRO_t) + \alpha_4 \ln(TIM_t) + \varepsilon_t \quad [20]$$

Où le $TCEER_t$ désigne le taux de change effectif réel, TOT_t est l'indicateur des termes de l'échange, TEP représente la variable du taux d'épargne, PRO_t est la productivité, TIM_t le taux d'intérêt mondial et ε_t est un processus d'erreur indépendamment et identiquement distribué (iid).

2.2.1. Test de stationnarité des séries

Le test de stationnarité appliqué sur les séries permet de déterminer s'il y'a possibilité de cointégration ou non. Les séries doivent être intégrées du même ordre. Le test de stationnarité utilisé est celui de Dickey-Fuller Augmenté (ADF 1981). Le résultat de ce test nous a confirmé la stationnarité des séries. Elles sont donc toutes intégrées de même ordre, (voire annexe n°01, 02, 03, 04,05). On suppose l'existence d'un risque de cointégration entre les variables $I(1)$. Pour confirmer l'existence d'une cointégration entre les variables, il faut que la série issue des résidus soit stationnaire de même ordre que nos séries. Donc on va appliquer le test ADF sur les résidus après estimer le modèle par les MCO. Le test ADF nous a confirmé la stationnarité des résidus issus de la relation de long terme, ce qui révèle l'existence d'un risque de cointégration entre les variables (Voir annexe n°06). Pour lever l'équivoque, le test de cointégration serait ainsi effectué en termes de vérification.

2.2.2. Test de Co-intégration des séries

Le lien entre les variables non stationnaires et le concept d'équilibre à long terme à été introduit par Granger. Il s'agit du concept de cointégration. Pour identifier l'existence d'un éventuel vecteur de cointégration, nous réalisons notre étude de la relation de long terme dans le cadre du processus de Johansen (1988). Selon la méthode de Johansen, on va tester l'hypothèse de cointégration entre le taux de change effectif réel et ses fondamentaux. Nous utilisons les statistiques de la trace (ratio de vraisemblance) et de la valeur propre maximale, obtenue avec la technique multivariée du maximum de vraisemblance de Johansen (1988).

Nous appliquons le test de trace de Johansen (1988) pour déterminer le nombre de vecteur de cointégration (Voir annexe n°07). Selon le résultat obtenu et sur la base des statistiques de Johansen, nous rejetons, au seuil de 5% ($66.26163 > 60.06141$ pour la trace et $35.54809 < 40.17493$ pour la valeur propre maximale), l'hypothèse nulle H_0 indique une absence de la relation de

cointegration contre l'hypothèse alternative : il y a au moins une relation de cointegration entre le TCER et ses fondamentaux. Alors nous acceptons l'hypothèse nulle H0 : il y a au plus d'une (1) relation de cointegration, contre H1 : il y a au moins 2 relations de cointegration, au seuil de 5% ($30.71354 > 30.43961$ pour la trace et $16.14540 < 24.15921$ pour la valeur propre maximale). Donc, on accepte la présence d'une unique relation de cointegration au seuil de 5%.

2.2.3. Estimation du TCER d'équilibre de moyen et de long terme

Après avoir mis en évidence l'unicité de la relation de cointegration qui relie le TCER avec ses fondamentaux, on peut estimer le TCER d'équilibre de moyen et de long. L'équation obtenue issue de la relation de cointegration est la suivante:

$$LT_{TCER} = -0.764583 LTOT + 0.376351 LTEP + 0.437763 LPRO + 0.862916 LTIM \quad [21]$$

(-2.371125) (2.040643) (8.341993) (4.953864)

Le résultat de l'estimation de la relation à long terme du TCER, nous a confirmé que les variables relatives à la détermination du taux de change réel d'équilibre pour le modèle NATREX en Algérien (les termes de l'échange, taux d'épargne, le taux d'intérêt mondial et la productivité) sont toutes significativement différents de zéro.

Cependant dans le modèle NATREX de Lim et Stein (1995), les auteurs n'ont pas trouvé une relation significative pour la variable du taux d'intérêt américain.

On a utilisé le test de Student pour confirmer la significativité statique des coefficients $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$:

$$|t_{\alpha_1 \text{ calcul}}| = 2.371125 > t_{\text{tab}} = 2 : \text{On accepte } \alpha_1$$

$$|t_{\alpha_2 \text{ calcul}}| = 2.040643 > t_{\text{tab}} = 2 : \text{On accepte } \alpha_2$$

$$|t_{\alpha_3 \text{ calcul}}| = 8.341993 > t_{\text{tab}} = 2 : \text{On accepte } \alpha_3$$

$$|t_{\alpha_4 \text{ calcul}}| = 4.953864 > t_{\text{tab}} = 2 : \text{On accepte } \alpha_4$$

2.2.4. Validation du modèle estimé

Bien que ces résultats soutiennent fortement le modèle du TCER à moyen et long terme, nous nous intéressons aussi aux tests fondés sur les

résidus, qui ont pour objet de vérifier que les résidus de modèle estimé sont bien des bruits blancs⁵.

Pour tester la normalité des résidus, le test J-B de JARQUE et BERA a été utilisé. Ainsi, et selon le résultat de test (voir annexe F:01) la statistique de J-B est de 1.71 avec une probabilité de 42.36%, on conclut que les résidus sont normalement distribués (l'hypothèse nulle de normalité est acceptée par le test de Jarque-Bera).

2.2.5. Explication des résultats

Après validation du modèle, notre équation de cointégration met alors en évidence l'existence d'un lien entre le TCER et ses fondamentaux. Cependant, les signes des coefficients des variables sauf celui du taux d'épargne sont différents de ceux du modèle de Lim et Stein (1995), appliqué sur les données australiennes.

- Termes de l'échange : une amélioration des termes de l'échange de 1% affecte une diminution du TCER de 0.76 % soit une appréciation. En effet, l'amélioration des termes de l'échange provoque une appréciation du taux de change réel dans le modèle NATREX de Lim et Stein (1995), identiquement selon nos résultats. Une amélioration des termes de l'échange apprécie le TCER du dinar algérien. Malgré qu'on n'a pas trouvé le même signe de terme de l'échange, par ce que Lim et Stein (1995) dans leur modèle ont pris la cotation du TCR au certain et dans notre modèle le TCER du dinar est coté à l'incertain. Suivant la littérature économique, ce résultat a été confirmé par plusieurs auteurs. Il est cohérent avec le modèle théorique du taux de change réel développé par Edwards (1989) qui fournit une estimation entre le taux de change réel et sa valeur d'équilibre pour un panel de pays en développement.

- Taux d'épargne : Lim et Stein (1995) admettent qu'une hausse du taux d'épargne a des effets directs et indirects sur le prix relatif des biens non échangeables R_n . Selon ces auteurs, une hausse du taux d'épargne diminue la demande de consommation des biens non échangeables, ce qui provoque une diminution de leurs prix. Alors, l'effet direct de cette hausse d'épargne serait une dépréciation du taux de change réel. En revanche, une hausse de l'épargne aurait des effets indirects, dans le sens inverse sur le prix relatif des biens non échangeables, c'est-à-dire sur le taux de change réel. Lim et Stein (1995) indiquent que l'effet indirect d'une hausse d'épargne à long terme conduit à une

⁵ Par définition un processus stationnaire.

dette F moins importante et à un niveau de capital k plus important. Un niveau de capital k plus élevé et un niveau de dette plus bas accroissent la richesse ($k - F$) des consommateurs. Cette augmentation de la richesse accroît la consommation des biens non échangeables ainsi que leur niveau de prix. Dans ce cas, les effets indirects d'une hausse d'épargne apprécient le taux de change réel en augmentant le prix relatif des biens non échangeables. Lim et Stein (1995) constatent que les effets indirects d'une hausse d'épargne domineraient l'effet direct et que cette augmentation du ratio d'épargne aboutirait à une appréciation du taux de change réel. Cependant, nos résultats montrent que, pour l'économie Algérienne, c'est l'effet direct qui est dominant et, par conséquent, une hausse de l'épargne de 1% va conduire à une dépréciation de 0.37 % du TCER. En plus, on peut conclure à travers ce résultat qu'une augmentation de taux d'épargne conduit à une baisse de l'investissement total rapporté au PIB, ce qui déprécie le TCER.

- Taux de productivité : selon Lim et Stein (1995) la productivité dans le secteur des biens non échangeables augmente relativement par rapport à celui du secteur des biens échangeables. L'augmentation relative de la productivité dans le secteur des biens non échangeables accroît donc l'offre des non-échangeables pour réduire le prix relatif des biens non-échangeables, donc le taux de change réel. Nous avons retrouvé de manière le même effet dans notre modèle. Une augmentation de 1% du taux de productivité va influencer le TCER d'une hausse de 0.43 %. Ce qui reflète une dépréciation. On peut analyser ce résultat autrement. La hausse de productivité en Algérie signifie une amélioration de revenu par tête, donc un accroissement de la demande des biens de l'exportation par rapport les bien locaux, ce qui va influencer négativement le TCER.

- Le taux d'intérêt mondial : Lim et Stein (1997) ne détectent pas dans leurs résultats, un effet significatif du taux d'intérêt mondial sur le prix relatif des biens non échangeables et sur le taux de change réel. Dans notre modèle appliqué en Algérie, on a trouvé qu'une augmentation du taux d'intérêt mondial de 1% conduit à une dépréciation du TCER de 0.86 %. Théoriquement, une hausse du taux d'intérêt mondial devrait réduire la demande d'investissement, donc une sortie des capitaux vers l'étranger et le déclin des IDE d'un côté, de l'autre côté, comme il s'agit d'un pays débiteur, une augmentation du taux d'intérêt mondial génère une hausse de la dette ce qui conduit à un déficit courant et affecte le taux de change négativement.

Après avoir discuté les effets des fondamentaux sur le TCER en Algérie, on va calculer à partir de l'équation de long terme, la distorsion du TCER par rapport son niveau d'équilibre. Ensuite, on va déterminer les périodes de surévaluation et sousévaluation du TCER.

On va déterminer les mésalignements comme suit :

$$Mis = \frac{TCER - TCERE}{TCERE} * 100$$

Avec :

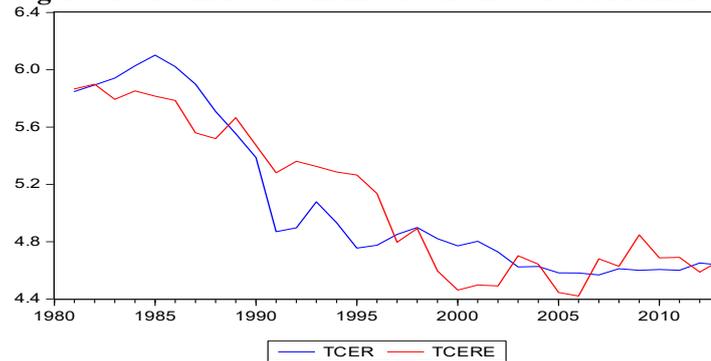
- Mis : indicateur de distorsion du TCER.
- TCER : taux de taux change réel observé.
- TCERE : taux de change réel d'équilibre estimé par le NATREX.

A partir de l'indicateur de misalignement (Figure n° 07/03), on peut déterminer les périodes de sous évaluation et sur évaluation de la monnaie Algérienne comme suit :

- Si $Mis > 0$: on est dans une période de sur évaluation.
- Si $Mis < 0$: on est dans une période de sous évaluation.

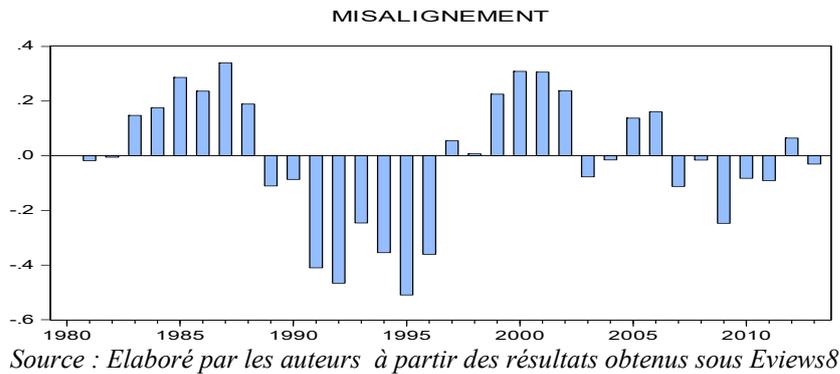
On va établir un graphique (Figure n°06/03) représentant les mésalignements du TCER par rapport à sa valeur d'équilibre de long terme. Dans cette figure la courbe TCER représente le taux de change effectif réel observé du dinar algérien (coté à l'incertain). La courbe TCERE correspond au taux de change effectif réel d'équilibre que nous avons calculé en suivant le modèle NATREX de Lim et Stein (1995). Ces variables sont exprimées en logarithme. Quand la courbe TCER se situe en dessous de la courbe TCERE du NATREX, la monnaie Algérienne est considérée surévaluée. Dans le cas inverse, il s'agit d'une sous-évaluation.

Fig n° 01 : TCER et TCERE suivant modèle NATREX



Source : Elaboré par les auteurs à partir des résultats obtenus sous Eviews8

Fig n°02 : Misalignement du TCER



D'après le graphe n°01 et n°02, on constate que le TCER était surévalué pendant la période de :

- 1989 à 1997 et 2003 à 2011
- Le TCER était sous évalué pendant :
 - 1981 à 1988 et 1997 à 2003
- Ensuite le taux de change est resté proche de sa valeur d'équilibre à partir 2012.

CONCLUSION

Dans cet article, on a exposé une analyse théorique du modèle retenue du NATREX de Lim et Stein (1995). On a ensuite procédé à l'application empirique de ce modèle sur l'économie algérienne, dont l'objectif est de déterminer le TCER d'équilibre et le mésalignement.

Le calcul des mésalignements du TCER se base sur l'estimation d'un modèle de détermination du TCER d'équilibre que l'on peut déterminer par plusieurs approches. Parmi ces approches, on distingue les approches modernes ou macroéconomiques. Dans notre étude empirique on a choisi le modèle NATREX. Ce dernier modèle a plusieurs versions, selon la taille et l'importance d'économie. On s'est inspiré du modèle proposé par Lim et Stein (1995) appliquée à l'économie Australienne. Ce modèle a pris en considération le degré d'ouverture d'économie ainsi que le volume de cette économie,

autrement dit une petite économie ouverte, comme c'est le cas de l'Algérie. Après avoir validé le modèle théoriquement et statistiquement, on est parvenu aux résultats suivants :

-L'équation obtenue de long terme du TCER est la suivante :

$$LT_{TCER} = -0.76 LT_{TOT} + 0.37 LT_{EP} + 0.43 L_{PRO} + 0.86 LT_{IM}$$

- Toutes les variables sont significativement différentes de zéro, par contre Lim et Stein (1995) ont trouvé le taux d'intérêt mondial non significatif.
- Une amélioration de terme de l'échange de 1 % sera associée à une appréciation de 0.76 % du TCER, par contre une amélioration de 1 % du taux d'épargne sera interprétée par une dépréciation de 0.37 % du TCER. Ainsi une hausse de 1 % du taux de productivité va influencer le TCER en hausse de 0.43% soit une dépréciation, et une augmentation de 1 % du taux d'intérêt mondial va conduit à une dépréciation du TCER de 0.86 %.
- Les périodes identifiées de sous-évaluation de la monnaie nationale sont : (1980-1988) / (1997-2003)
- Les périodes identifiées de sur-évaluation de la monnaie nationale sont : (1989-1997) / (2003-2013).
- La période identifiée d'équilibre de la monnaie nationale ou bien quasi-équilibre est : (2012-2013).

Références bibliographiques

- 1) Baldwin John R. et Macdonald Ryan, Ressources naturelles, termes de l'échange et croissance du revenu réel au Canada : 1870 à 2010, Série de documents de recherche sur l'analyse économique (AE), ISBN 978-1-100-99038-5, avril 2012
- 2) Blundell-Wignall, A. and R. G. Gregory , "Exchange Rate Policy in Advanced Commodity-Exporting Countries: The Case of Australia and New Zealand", OECD Economics Department Working Papers, No. 83, OECD Publishing, Juillet 1990, p:10.
- 3) Bourbonnais Régis, économétrie, 9 ème édition, DUNOD 2015, p;310

- 4) Bourbonnais Régis, Michel Tezzaza, analyse des séries temporelle, 3 édition DUNOD, paris 2010, p :169.
- 5) Damodar N.Gurrati, Econométrie, de boeck edition, Paris 2004, p:149 .
- 6) Edwards S, Real Exchange Rates in the Developing Countries: Concepts and Measurement, Working Papers n°2950, National Bureau of Economic Research, AVRIL 1989.
- 7) Granger C.W.J. , Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables , Oxford Bulletin of Economics and Statistics,1986,p: 213-228.
- 8) Guay C. Lim and Jerome L. Stein, The Dynamics of the Real Exchange Rate and Current Account in a Small Open Economy: Australia,1995 :in Jerome L. Stein, Polly Reynolds Allen, and Associates, Fundamental Determinants of Exchange Rates, Clarendon Press Oxford,1997, p:85
- 9) Jerome L.Stein, The Natural Real Exchange Rate of the United States Dollar, and Determinants of Capital Flows, in Jerome L. Stein, Polly Reynolds Allen, and Associates, Fundamental Determinants of Exchange Rates, CLARENDON PRESS · OXFORD,1997, p:54
- 10) MacDonald R, Concepts To Calculate Equilibrium Exchange Rates: An Overview, Discussion Paper Series 1, Volkswirtschaftliches Forschungszentrum Der Deutschen Bundesbank, N°03,2000.
- 11) Marchand.-Blanchet. Françoise, Une approche de la compétitivité de la zone euro : le taux de change effectif de l'euro, Bulletin de la Banque de France, n° 60, décembre 1998.
- 12) Rogoff K, The Purchasing Power Parity Puzzle. Journal Of Economic Literature, Vol 34, N°2, Jun 1996 , P 647-668.

ANNEXE

a. Test ADF pour les séries en déférence première I(1)

Tab n° 01 : Test ADF pour LTCER I(1)

Null Hypothesis: D(LTCER) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

	t-Statistic	Prob.*

Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.129131	0.0144
Test critical values:	1% level	-4.284580	
	5% level	-3.562882	
	10% level	-3.215267	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LTCER,2)
 Method: Least Squares
 Date: 11/19/15 Time: 11:58
 Sample (adjusted): 1983 2013
 Included observations: 31 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTCER(-1))	-0.913812	0.221309	-4.129131	0.0003
D(LTCER(-1),2)	0.214989	0.182127	1.180435	0.2481
C	-0.079409	0.051410	-1.544611	0.1341
@TREND("1980")	0.002364	0.002480	0.953291	0.3489

Tab n° 02 :Test ADF pour LTOT I(1)

Null Hypothesis: D(LTOT) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.302055	0.0008
Test critical values:		
	1% level	-4.284580
	5% level	-3.562882
	10% level	-3.215267

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LTOT,2)
 Method: Least Squares
 Date: 11/19/15 Time: 12:00
 Sample (adjusted): 1983 2013

Included observations: 31 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTOT(-1))	-1.440227	0.271636	-5.302055	0.0000
D(LTOT(-1),2)	0.324176	0.183895	1.762834	0.0892
C	0.014051	0.096538	0.145550	0.8854
@TREND("1980")	-0.000599	0.004806	-0.124558	0.9018

Source : Eviews8

Tab n° 03 : Test ADF pour LTEP I(1)

Null Hypothesis: D(LTEP) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.355613	0.0085
Test critical values: 1% level	-4.284580	
5% level	-3.562882	
10% level	-3.215267	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTEP,2)

Method: Least Squares

Date: 11/19/15 Time: 12:03

Sample (adjusted): 1983 2013

Included observations: 31 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTEP(-1))	-1.065107	0.244537	-4.355613	0.0002
D(LTEP(-1),2)	0.255879	0.187374	1.365604	0.1833
C	-0.036019	0.060502	-0.595325	0.5566
@TREND("1980")	0.002273	0.003036	0.748857	0.4604

Tab n° 04: Test ADF pour LPRO I(1)

Null Hypothesis: D(LPRO) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.913792	0.0230
Test critical values:		
1% level	-4.273277	
5% level	-3.557759	
10% level	-3.212361	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LPRO,2)
 Method: Least Squares
 Date: 11/19/15 Time: 12:04
 Sample (adjusted): 1982 2013
 Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPRO(-1))	-0.694724	0.177507	-3.913792	0.0005
C	-0.014445	0.011635	-1.241482	0.2244
@TREND("1980")	0.000565	0.000576	0.981033	0.3347

Source : Eviews8

Tab n° 05 :Test ADF pour LTIM I(1)

Null Hypothesis: D(LTIM) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.192389	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.273277	
5% level	-3.557759	
10% level	-3.212361	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LTIM,2)
 Method: Least Squares
 Date: 12/09/15 Time: 20:04
 Sample (adjusted): 1982 2013
 Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LTIM(-1))	-1.244914	0.173088	-7.192389	0.0000
C	-0.063441	0.051706	-1.226954	0.2297
@TREND("1980")	0.000701	0.002603	0.269328	0.7896

b. Test de stationnarité des résidus
Tab n° 06: Test ADF sur les Résidus

Null Hypothesis: D(RESID) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.615256	0.0003
Test critical values: 1% level	-4.273277	
5% level	-3.557759	
10% level	-3.212361	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RESID,2)
 Method: Least Squares
 Date: 12/09/15 Time: 20:23
 Sample (adjusted): 1982 2013
 Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RESID(-1))	-1.046656	0.186395	-5.615256	0.0000
C	-0.003398	0.065152	-0.052150	0.9588
@TREND("1980")	4.16E-05	0.003293	0.012645	0.9900

Source : Eviews8

c. Test de cointegration

Tab n° 07: Test de cointegration

Date: 12/09/15 Time: 16:32
Sample (adjusted): 1982 2013
Included observations: 32 after adjustments
Trend assumption: No deterministic trend
Series: LTCER LTOT LTEP LPRO LTIM
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.617030	66.26163	60.06141	0.0137
At most 1	0.396219	35.54809	40.17493	0.1354
At most 2	0.303680	19.40270	24.27596	0.1822
At most 3	0.211672	7.820446	12.32090	0.2509
At most 4	0.006526	0.209515	4.129906	0.7036

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.617030	30.71354	30.43961	0.0462
At most 1	0.396219	16.14540	24.15921	0.4095
At most 2	0.303680	11.58225	17.79730	0.3337
At most 3	0.211672	7.610931	11.22480	0.2009
At most 4	0.006526	0.209515	4.129906	0.7036

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

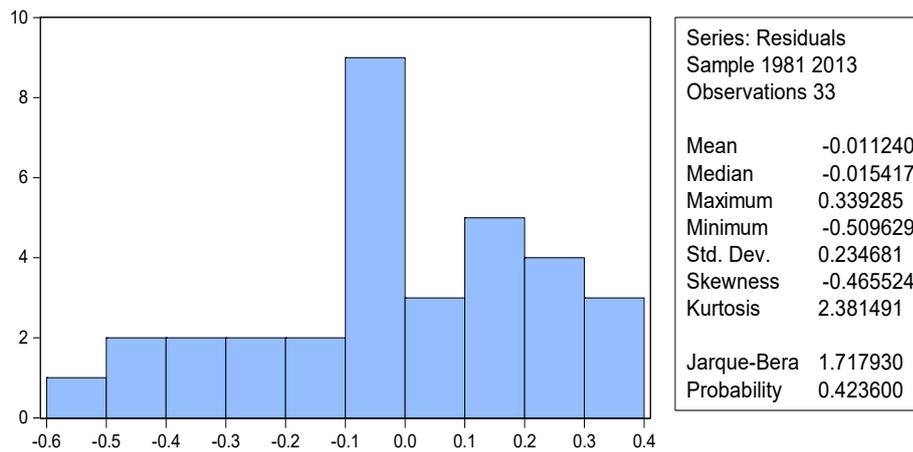
Équations de long terme

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 194.4030

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LTCER	LTOT	LTEP	LPRO	LTIM
1.000000	-0.764583	0.376351	0.437763	0.862916
	(-2.371125)	(2.040643)	(8.341993)	(4.953864)

Fig n° 01 : test de Jarque-Bera



Source : Eviews8