

Essai d'estimation du coefficient d'Okun pour l'économie algérienne

Abderrahmane CHENINI Maitre de conférences A - Université de Mascara.

Lakhdar ADOUKA Maitre de conférences A - Université de Mascara.

El Mustapha KCHIRID, Professeur - Université El Cadi Ayyad de Marrakech (Maroc).

RESUME : L'objectif de cette étude est d'estimer le coefficient d'Okun, et de vérifier si la loi de l'Okun en Algérie est valide ou non. Pour ce faire, nous avons utilisé des données de séries chronologiques annuelles au cours de la période 1970-2010. Tout d'abord, nous avons postulé version différence de la loi d'Okun. Le test de Johansen est employé pour mettre en évidence l'association à long terme entre le chômage et la production. Le mécanisme de correction d'erreur (ECM) est utilisé pour le court terme dynamique. Les résultats empiriques obtenus permettent d'observer une relation inverse entre le chômage et la production. Ce qui confirme l'application de la loi d'Okun pour l'économie algérienne.

Mots clés : Chômage, production, loi d'Okun, cointégration.

ABSTRACT: The objective of this paper is to estimate the Okun's coefficient and to verify whether the Okun's law in Algérie is valid or not. For this purpose, we have used annual time series data during the period 1970-2010. Firstly, we applied difference version of Okun's law. The Johansen test is employed to pinpoint the long run relationship between unemployment and production. An error correction mechanism (ECM) is used for short run dynamic. After getting empirical evidences, we observe an inverse relationship between unemployment and output in the short and long term. Such a result does confirm the law of Okun in the case of the Algerian economy.

Key-Words : Unemployment, production, Okun's law, cointegration

الملخص:

تهدف هذه الدراسة إلى تقييم معامل Okun بالإضافة إلى معاينة صحة هذا القانون في الجزائر، و لتحقيقها استعملنا معطيات سنوية متسلسلة خلال الفترة الممتدة ما بين 1970-2010 , في المقام الأول قمنا بتطبيق مختلف و جهات قانون Okun مع استعمال إختبار Johanson لتوضيح العلاقة على الأمد البعيد بين البطالة و الإنتاج. تستعمل آلية تصحيح الأخطاء للأمد القصير, تسمح النتائج التجريبية المتحصل عليها خلال هذه الدراسة بملاحظة علاقة معكوسة بين البطالة و الإنتاج، الشيء الذي يعزز تطبيق قانون Okun في الاقتصاد الجزائري.

كلمات المفتاح: البطالة، الإنتاج، قانون Okun،

1. Introduction

La loi d'Okun relie la production et le chômage. Cette loi stipule que : « *chaque fois que le PIB chute d'un certain pourcentage, par rapport au produit potentiel, le taux de chômage augmente d'environ un point de pourcentage. Soit lorsque le PIB réel diminue, le taux de chômage augmente* » (Mankiw, 2003),

Cette relation a été vérifiée et validée par plusieurs travaux empiriques pour les pays développés (Adachi, 2007 ; Prachowny, 1993 ; Lee, 2000 ; Blanchard et Cohen, 2006). Toutefois, l'application de cette loi pour les pays en développement est rare. L'Algérie, qui est l'un de ces pays, présente des spécificités évidentes, son taux de chômage a connu des évolutions remarquables.

Le but de cet article est de s'interroger sur la relation entre ce taux de chômage et la production en Algérie. Ce qui nous amène à nous poser la question fondamentale suivante : comment le taux de chômage observé varie autour du taux de chômage d'équilibre ? Autrement dit, est ce que la loi d'Okun se vérifie pour l'économie algérienne ?

De cette question fondamentale, découlent deux questions auxiliaires. La première est de savoir s'il existe une relation mécanique entre la croissance et le chômage. La seconde est de déterminer le taux de croissance susceptible de faire reculer ce chômage.

De ce fait, l'objectif de cet article est de chercher à déterminer de quelle manière le PIB réel et le taux de chômage varient autour de leurs niveaux potentiel et naturel, d'une part, et de mesurer la relation qui existe entre le PIB réel et le taux de chômage en Algérie, d'autre part.

Afin d'atteindre cet objectif, l'article a été organisé en trois sections. La première consiste en est une brève présentation du modèle d'Okun, La deuxième section est consacrée aux indicateurs macroéconomiques qui sont utilisés dans ce modèle. Enfin, dans la troisième section, nous essayons une application empirique de ce modèle à l'économie algérienne en recourant à une analyse économétrique.

2. Présentation du modèle

La loi d'Okun établit une relation inverse entre le chômage et le PIB conjoncturel. Elle permet de mesurer la sensibilité du chômage à une modification de « l'output gap », donc, de l'élasticité du taux de chômage aux variations de la croissance.

Dans son article pionnier de 1962, Okun formulait deux versions de la relation entre le chômage et l'activité macroéconomique aux Etats Unis. La première version s'écrit sous forme d'une relation simple, qui relie la variation du taux de chômage au taux de croissance du produit national brut PNB. Cette version peut être écrite mathématiquement de la manière suivante :

$$\Delta U = -0,4(\Delta Y - 3\%).$$

Cette équation s'interprète comme suit : pour une augmentation de 1% de l'activité économique au dessus de 3%, le taux de chômage diminue de 0,4%. Le 0,4 représente le coefficient d'Okun et le signe moins qui précède le coefficient d'Okun indique la relation inverse entre les changements du taux de chômage et les changements de croissance de la production.

D'autres auteurs, comme Durand J. et al., utilisent une autre forme de la première version, à savoir :

$$\Delta U_t = -0,3\Delta Y_t + 3\mu_t \quad (1)$$

Cette équation détermine le taux de croissance de l'activité économique requis pour stabiliser le chômage, soit 1% par trimestre.

L'équation (1) est adoptée si le chômage et le PNB sont tous les deux stationnaires en différence première.

La deuxième version est une relation linéaire simple, entre l'écart de taux de chômage par rapport à son niveau naturel estimé à 4% et l'écart de la production, par rapport à son niveau potentiel (l'out put gap). La formulation mathématique de la deuxième version se présente de la manière suivante :

$$U - 4\% = -0,36(\text{out put gap})$$

(2)

Pour la vérification empirique l'équation (2) s'écrit comme suit :

$$U_t = -0,36(\text{out put gap}) + 4\% + \mu_{2t}$$

L'équation (2) implique que le chômage est stationnaire autour du taux de chômage naturel, NAIRU (Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment). D'où, la loi d'Okun s'écrit de la manière suivante :

$$\frac{Y_p - Y}{Y} = -\alpha(U - U^*)$$

(3)

Y_p , Y , U , U^* représentent respectivement le PIB potentiel, le PIB réel, le taux de chômage et le taux de chômage naturel. α est le paramètre mesurant la baisse du taux de chômage quand la production dépasse un certain seuil.

Le taux de chômage est le rapport entre le nombre des chômeurs et la population active. Ce taux se calcule de la façon suivante :

$$U = \left(\frac{C}{C + E}\right) * 100$$

Où U représente le taux de chômage, C le nombre de chômeurs et E le nombre des personnes en emploi.

L'équation (3) peut s'écrire comme suit :

$$\frac{\Delta Y}{Y} = k - \alpha \Delta U$$

(4)

L'équation (4) montre que lorsque le chômage diminue de 1%, le PIB réel augmente d'un certain pourcentage. Notre modèle est inspiré du modèle de Mankiw (2003) qui s'écrit de la manière suivante :

$$\frac{Y - Y_p}{Y_p} = f(U - U_n)$$

Il repose sur le concept de production potentielle et sur le taux de chômage naturel. A ce stade, il est nécessaire de définir ces deux concepts. Le taux de chômage naturel (NAIRU) est défini comme le taux de chômage correspondant au taux de croissance du salaire réel. Le NAIRU est le taux de chômage non inflationniste.

Autrement dit le taux de chômage qui correspond à une progression des salaires réels, parallèle à celle de la productivité de la main d'œuvre. La production potentielle est définie comme le niveau maximal de production durablement soutenable, sans tensions excessives dans l'économie et plus précisément sans accélération de l'inflation.

La production potentielle peut être évaluée par l'une de trois méthodes suivantes : soit par les méthodes statistiques d'extraction de la tendance, soit par les indicateurs directs de l'écart de production, soit par la méthode structurelle. La détermination de la production potentielle, dans notre cas d'étude, se fait sur la base de la troisième méthode.

Pour se faire, nous définissons mathématiquement la production potentielle selon la forme suivante :

$$Y = f(\text{inf}, \text{dép}gouv, TE, TI)$$

(5)

Où Y, Inf, dép_{gouv}, TE, TI sont respectivement le PIB par tête, le taux d'inflation, les dépenses gouvernementales en pourcentage de PIB, les termes de l'échange et le taux d'investissement.

Nous supposons que la relation (5) est linéaire. Cette linéarité nous permet d'écrire cette relation sous forme de :

$$Y = a + \alpha_1 \text{inf} + \alpha_2 \text{dép}gouv + \alpha_3 TE + \alpha_4 TI + \varepsilon_t \quad (6)$$

Où : $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ des paramètres à estimer et ε_t est le terme de l'erreur. Economiquement, les signes de α_1, α_3 et α_4 doivent être positifs. Alors que celui de α_2 doit être négatif.

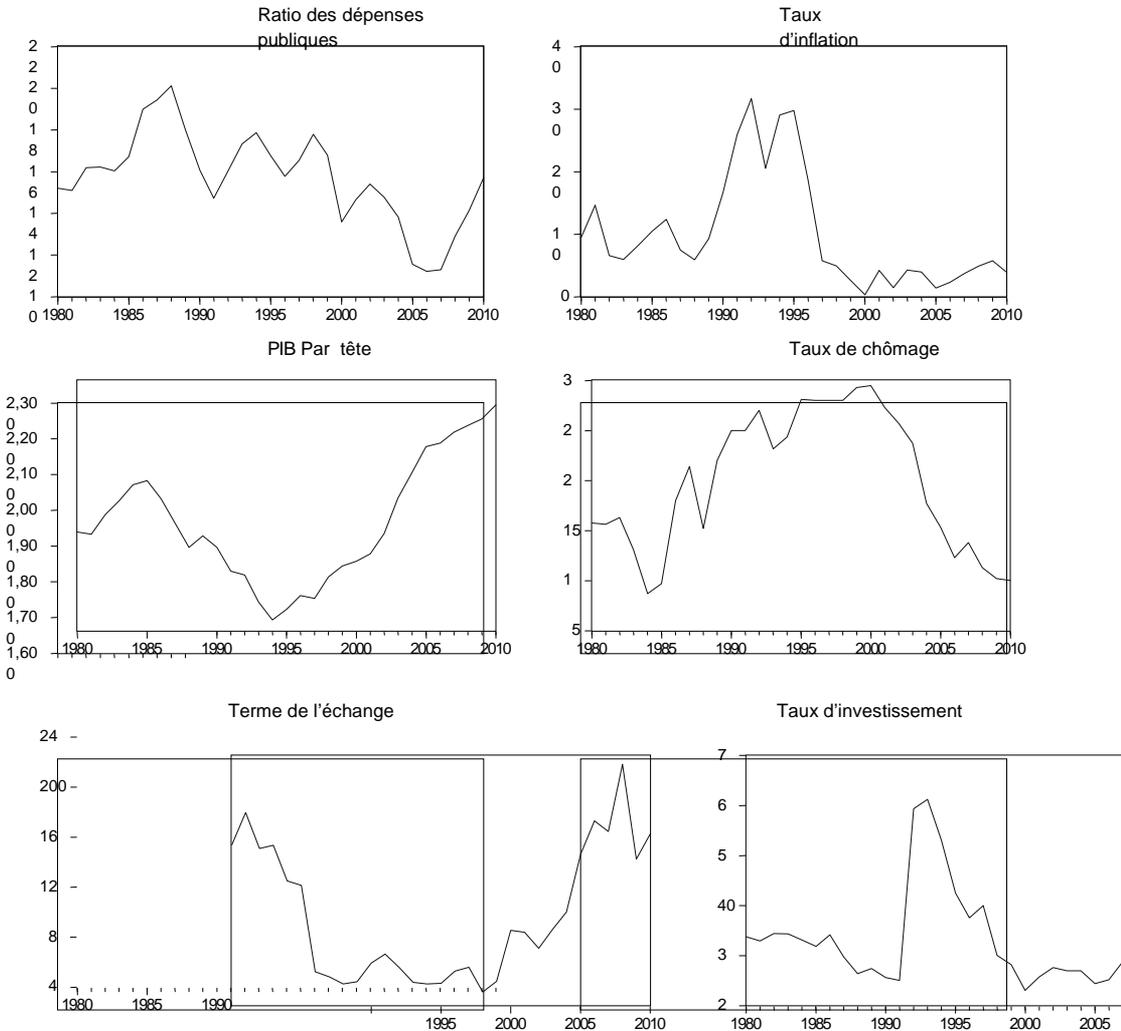
3. Etude économétrique.

3.1 Les données statistiques de l'analyse empirique

Nous souhaitons estimer dans le cas de l'économie algérienne l'équation (6) sur un échantillon de données annuelles portant sur la période 1980-2010. Les données sont tirées des statistiques financières internationales du FMI, de la banque mondiale et de l'office national des statistiques (ONS).

Les graphes de six variables (le ratio des dépenses publiques, le taux d'inflation, le PIB par tête, le taux de chômage, le terme de l'échange et le taux d'investissement), qui sont donnés ci-dessous, montrent la présence d'une tendance pour chaque variable. Cela, permet de mettre en question la stationnarité.

Graphe 1 : l'évolution des variables de l'étude



3.2 Test de racine unitaire.

Il existe un grand nombre de tests de racine unitaire. Les travaux pionniers en la matière sont ceux de Fuller (1976) et Dickey et Fuller(1979,1980). Les tests de

Dickey –Fuller sont des tests paramétriques permettant de mettre en évidence le caractère stationnaire ou non d'une chronique par la détermination d'une tendance déterministe ou stochastique. Ces tests reposent sur l'estimation d'un processus autorégressif.

L'application de test de ADF nécessite au préalable de choisir le nombre de retard p à introduire de sorte à blanchir les résidus. La valeur p de retard est déterminée soit à l'aide de la fonction des autocorrélations partielles, soit à l'aide de la statistique de Box-Pierce, soit à l'aide des critères d'Akaike (AIC) ou de Schwartz (BIC).

Dans cette étude, nous appliquons le test ADF. Nous déterminons, ensuite, le nombre de retard à l'aide de la fonction des autocorrélations partielles, en étudiant la significativité des coefficients des corrélations partielles. Par l'application de cette méthode, en se basant sur l'étude de corrélogramme des différentes variables de l'équation (6), nous obtenons le retard un pour toutes les variables.

Après avoir déterminé le retard pour chaque variable, nous allons adopter la stratégie séquentielle du test d'ADF, pour étudier cette stationnarité des variables de cette étude. Le tableau suivant résume notre l'application :

Tableau 1 : Test de Dickey –Fuller augmenté

Variables	Nombre de retard	DF	Ordre d'intégration
Y_t	1	0,78	I(1)
dY_t	1	-2,64	I(0)
inf_t	1	-1,18	I(1)
$d inf_t$	1	-4,87	I(0)
$dépgouv_t$	1	-0,15	I(1)
$ddépgouv$	1	-4,27	I(0)
$T E_t$	1	-0,52	I(1)
dTE_t	1	-6,50	I(0)
TI_t	1	-0,39	I(1)
dTI_t	1	-4,76	I(0)

La comparaison des valeurs calculées d'ADF (Tableau 1) avec la valeur critique d'ADF pour un seuil de signification de 5 %, nous montre que l'hypothèse nulle de non stationnarité est acceptée pour les variables en niveau (PIB par tête, dépenses publiques, le taux d'inflation, termes de l'échange et le taux d'investissement). Par contre, nous constatons que l'hypothèse nulle est rejetée pour les mêmes variables en différences premières (Tableau1). Les séries (dY_t , $ddépgouv_t$, $dinf_t$, dTE_t , dTI_t) sont alors intégrées d'ordre 1, vu que la différence première de chacune de ces variables est stationnaire $I(0)$.

3.3 Tests de cointégration.

Il y a lieu de rappeler pour qu'une relation de long terme existe entre plusieurs variables, deux conditions doivent être réunies. La première est que les variables doivent être non stationnaires et intégrées au même ordre. La deuxième veut que leurs tendances stochastiques soient liées.

Les tests ADF laissent, donc, supposer l'existence d'une relation de cointégration entre le PIB par tête, les dépenses publiques, le taux d'inflation, les termes de l'échange et le taux d'investissement.

Pour étudier l'existence d'une relation de long terme entre les variables du modèle, deux méthodes sont appliquées :

- la méthode générale du maximum de vraisemblances (Johansen, 1988, 1991 ; Johansen et Juselius, 1990).
- et la méthode de deux étapes de Engle et Granger (1978).

3.3.1 Application du test de Johansen

Le test de la Trace de Johansen, nous permet de détecter le nombre de vecteurs de cointégration. Les hypothèses de ce test sont :

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		Hypothèse sur le nombre de EC
	(Trace statistique)	Valeur critique	
0,70	92,18	69,81	Aucune
0,65	56,84	47,85	Au moins un
0,37	25,57	29,79	Au moins deux
0,20	11,98	15,49	Au moins trois
0,16	5,25	3,84	Au moins quatre

Nous testons, en premier lieu, l'hypothèse où le nombre de vecteurs de cointégration est strictement égale à zéro ($r = 0$) (colonne Likelihood ratio, Tableau 2). De ce test, nous constatons que la statistique de la Trace, pour $r = 0$ (92,18), est supérieure à la valeur critique au seuil statistique 5% (69,81). Ceci nous pousse à rejeter H_0 . Nous testons, en second lieu, l'hypothèse où le nombre de vecteurs de cointégration est strictement égale à un ($r = 1$). La statistique de la Trace, pour $r = 1$ (56,84), est supérieure à la valeur critique (47,85). Ce qui nous amène, donc, à rejeter H_0 au seuil de 5%. Nous testons, ensuite, l'hypothèse où le nombre de vecteurs de cointégration est strictement égale à deux ($r = 2$). La statistique de la Trace pour $r = 2$ (25,57) est inférieure à la valeur critique (29,79). Ceci nous incite à accepter H_0 au seuil de 5%.

Le teste de la Trace de Johansen, nous permet de conclure qu'il existe deux relations de cointégration entre les cinq variables.

3.3.2 Application de la méthode de Engle et Granger.

La notion de cointégration postule que si deux variables X et Y sont intégrées d'ordre un (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. Donc, cela signifie qu'une relation de long terme existe entre les variables.

Nous estimons, dans une première étape, la relation de long terme par les MCO :

$$Y = 1726,36 - 6,34 \text{inf} + 0,13 \text{dép} \text{gouv} + 2,03 \text{TE} + 0,28 \text{TI} + \varepsilon_t$$

(7)

On déduit de l'estimation de la relation statique (7) la série des résidus. Il y a lieu de rappeler que :

- si les résidus sont non stationnaires, la relation estimée de long terme (7) est une régression fallacieuse ;
- si les résidus sont stationnaires, la relation estimée de long terme (7) est une relation de cointégration.

Les résultats issues de l'application du test ADF sur les résidus de la relation statique entre le PIB par tête, le taux d'inflation, les dépenses publiques, les termes de l'échange et le taux d'investissement se trouve en annexe (tableau 2).

Les calculs nous permettent de constater que la statistique ADF estimée (-2,24) est inférieure à la valeur tabulée de Mackinnon au seuil de 5% (-1,95). Cela, nous conduit à rejeter l'hypothèse de non stationnarité de résidu. Ce qui implique que les résidus de la relation statique entre le PIB par tête, les dépenses publiques, le taux d'inflation, les termes de l'échange et le taux d'investissement sont stationnaires. Par conséquent, les variables : le PIB par tête, le taux d'inflation, les dépenses publiques, les termes de l'échange et le taux d'investissement sont cointégrées. Compte tenu de ces résultats, il est possible, alors, d'estimer le modèle à correction d'erreur.

3.4 Estimation du modèle ECM

Après avoir examiné la stationnarité des séries et la cointégration entre les variables, nous passons à l'étape de l'estimation des coefficients du modèle. Toutefois, avant de procéder à cela, nous devons vérifier que la relation de cointégration unique est bien une équation de PIB par tête et, de ce fait, les autres variables sont faiblement exogènes.

Pour cela, nous avons réalisé un test d'exogénéité faible 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 (tableau 3 en annexe), nous constatons que les paramètres d'ajustement associés au vecteur de cointégration (vitesse d'ajustement) sont non significatifs, sauf pour la troisième et la quatrième variables. Cela nous permet de dire que les variables dépenses publiques et le taux d'investissement sont faiblement exogènes. Par contre les autres variables ne le sont pas. Par conséquent, ce test d'exogénéité faible nous ne permet pas de dire que l'équation (7), ci-dessus, est une équation de PIB potentiel.

Après le test d'exogénéité faible, nous estimons les paramètres de l'équation statique de PIB par tête, selon Engle-Granger (1987), qui a la forme suivante :

$$Y = 1726,36 - 6,34 \text{inf} + 0,13 \text{dépgouv} + 2,03 \text{TE} + 0,28 \text{TI} + \varepsilon_t$$

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 PIB par tête vers son niveau d'équilibre de long terme et d'autre part la contribution des fondamentaux à la dynamique de court terme. Cela nous amène à tester la signification des paramètres de l'équation de court terme suivante :

$$\Delta Y_t = \phi z_{t-1} + \sum_{i=0}^p a_i \Delta \text{inf}_{t-i} + \sum_{i=0}^p \Delta b_i \text{dépgouv}_{t-i} + \sum_{i=0}^p c_i \Delta \text{TE}_{t-1} + \sum_{i=0}^p d_i \Delta \text{TI}_{t-1} + \varepsilon_t$$

Avec :

$$Z_{t-1} = Y_{t-1} - (1726,36 - 6,34 \text{inf}_{t-1} + 0,13 \text{dépgouv}_{t-1} + 2,03 \text{TE}_{t-1} + 0,28 \text{TI}_{t-1})$$

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

Nous modélisons le PIB par tête en fonction des résidus de la période précédente, du PIB par tête retardé d'une période, de l'inflation présente et retardée d'une période, du terme de l'échange présent et retardé d'une période, du taux d'investissement présent et retardé d'une période.

Le modèle ECM de l'équation de notre modèle par l'approche de Granger est comme suit :

$$\Delta Y_t = 7,14 - 0,23e_{t-1} + 0,49\Delta Y_t(-1) + 0,16\Delta inf_t + 0,23\Delta TE_t + 0,49\Delta TI_t - 2,69\Delta DP + \varepsilon_t$$

De cette équation, nous constatons que le coefficient associé à la force de rappel est négatif (0,23) et significativement différent de zéro au seuil statistique de 5% (son t de Student est supérieur à la valeur tabulée). Il existe, donc, un mécanisme à correction d'erreur (d'ajustement). Ce mécanisme indique la convergence des trajectoires de la série des PIB par tête vers la cible de long terme. Ce qui signifie que les chocs sur le PIB par tête de l'Algérie se corrigent à 23% par effet de feedback.

En utilisant l'inverse du coefficient de force de rappel, pour calculer la durée de convergence, nous pouvons tirer la conclusion qu'un choc constaté au cours d'une année donnée est entièrement résorbé au bout de 4 ans et 4 mois et demi.

Nous constatons, par ailleurs, à partir du tableau ECM, par l'approche de Granger (tableau 4 en annexe), que tous les coefficients des variables qui expliquent le PIB par tête ne sont pas significatifs. Ce qui nous permet de dire qu'il n'existe pas de relation de court terme entre le PIB par tête, le taux d'inflation, les dépenses publiques, les termes de l'échange et le taux d'investissement.

L'interprétation de l'équation statique de long terme obtenu par le MCO :

$$Y = 1726,36 - 6,34inf + 0,13dép_{gouv} + 2,03TE + 0,28TI + \varepsilon_t$$

nous permet de voir, à partir du tableau 1 en annexe, que tous les coefficients de l'équation sont significatifs au seuil 5%, sauf pour les dépenses publiques et le taux

d'investissement. En outre, il peut être observé que les signes des coefficients obtenus ne correspondent pas à la théorie économique pour la variable inflation et le taux d'investissement. Par contre pour les dépenses publiques et les termes de l'échange, leur signe correspondent à la théorie économique.

L'étude de l'équation statique de notre modèle (7), sans dépenses publiques et sans le taux d'investissement, vu qu'ils ne sont pas significatifs, nous permet d'obtenir l'estimation des coefficients de l'équation, par le MCO, suivante :

$$Y_t = 1735,85 - 6,13 \text{ inf} + 2,04TE + \varepsilon_t \quad (8)$$

Nous déduisons de cette équation la série des résidus et nous appliquons le test de ADF à cette série. Ce test, nous confirme la stationnarité des résidus. Par conséquent la relation estimée de notre équation (8) est une relation de cointégration.

Il y a lieu de remarquer que les coefficients de l'équation sont significatifs au seuil de 5% et que le signe du coefficient de l'inflation ne correspond pas à la théorie économique. Par ailleurs, il y a lieu de constater que le coefficient du terme de l'échange est compatible à la théorie économique.

Pour mettre en œuvre les tests de robustesse sur les résidus, nous avons suivis les démarches suivantes :

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

A cet effet, deux sous périodes sont dégagées :

Première période : 1980-1996, d'où on a $T_1 = 16$ observations ;

Deuxième période : 1997-2010, d'où on a $T_2 = 13$ observations.

Nous rappelons que ce test se base 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 (29 observations), 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 , c'est-à-dire l'instabilité des coefficients. L'application de ce test, nous donne le résultat suivant :

$$\text{Chow}^c = 9,14 < F^t(2, 25) = 19,45$$

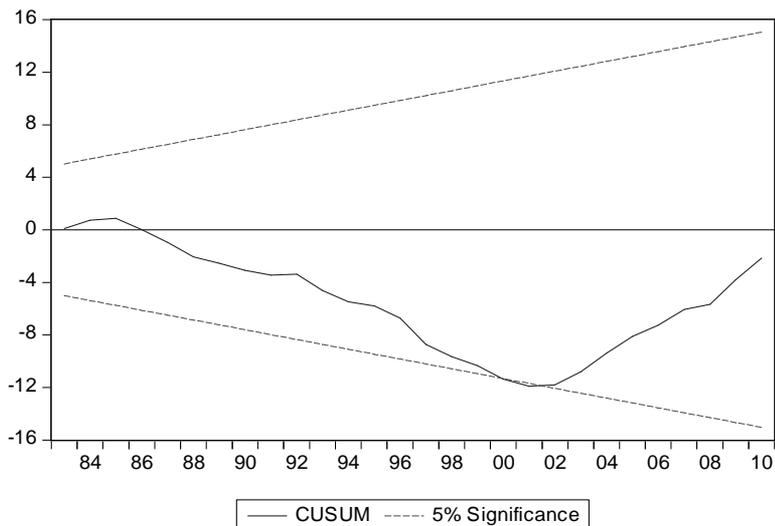
Selon ce test de Chow, on peut conclure que les coefficients sont stables.

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 ($JB = 0,77 < \chi_{0,05}^2(2) = 5,99$). Le test ADF sur les résidus confirme la stationnarité des résidus, en utilisant comme valeurs critiques de Mackinnon (ADF estimé = -2,23 est inférieur à la valeur tabulée qui est égale à -1,95). Le test de White (1980) accepte l'hypothèse nulle l'homoscédasticité et rejette l'hypothèse alternative d'hétéroscédasticité ($TR^2 = 7,57 < \chi_{0,05}^2(5) = 11,07$).

iii) Pour confirmer que cette relation est globalement stable, plusieurs tests peuvent être utilisés : les tests de résidus récursifs, CUSUM carrés et de CUSUM. Dans notre cas d'espèce, nous utilisons ce dernier test.

Graphe 2: Test de CUSUM appliqué aux coefficients du modèle



Nous observons sur la graphique 2 que le CUSUM est à l'intérieure du corridor. Ce test nous permet de dire que la relation est stable.

iv) le pouvoir explicatif dans notre modèle est de 68 %, Cela nous permet d'observer que le taux d'inflation et les termes de l'échange expliquent fortement le PIB par tête durant la période d'étude.

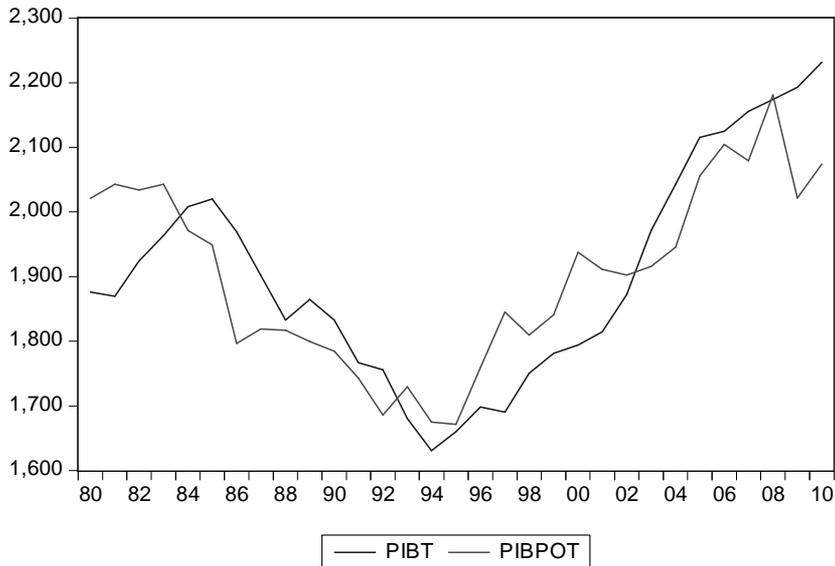
Sur la base de cette étude statistique, nous pouvons conclure que le modèle présenté est globalement satisfaisant.

Le graphe suivant nous montre l'évolution du PIB réel et le PIB potentiel. Il peut être constaté, à partir de ce graphe, que le PIB réel et le PIB potentiel ont le même comportement au fil du temps.

En écrivant la loi de Okun de la manière suivante :

$$\frac{\Delta Y}{Y} = k - \alpha \Delta U \quad (9)$$

Grappe 3: Evolution du PIB réel et du PIB potentiel



Et en utilisant le logiciel Eviews 7, nous pouvons estimer cette équation (9) de la manière suivante :

$$\frac{\Delta Y}{Y} = -0,0023 - 0,0027\Delta U$$

(-0,27) (-2,24)

Sur la base du test de Student (les valeurs entre parenthèse au dessous des coefficients des paramètres estimé de l'équation), nous constatons que la constante n'est pas significative ($t^c = |-0,27| < t^t = 1,96$). Par contre la pente de l'équation l'est, au seuil de signification 5% ($t^c = |-2,24| > t^t = 1,96$). Cela implique que la variation du taux de chômage autour de son taux naturel est significative.

Le pouvoir explicatif de notre modèle est de 14%, cela signifie que la variable indépendante à un faible pouvoir explicatif sur la variable dépendante. Ce pouvoir explicatif, nous permet de dire que la variation du taux de chômage autour de son taux naturel explique à 14% seulement le comportement de la variation de la PIB réel autour de son PIB potentiel.

La probabilité de Fischer, égale à 3% (voir tableau 6 en annexe), est inférieure à 5%. La statistique F de Fischer de 5% permet de dire que notre modèle est significatif.

Quant à la statistique de Durbin-Watson, qui est de 0,75, nous permet de conclure que les résidus sont non corrélés.

Le signe de la variable (variation du taux de chômage autour de son taux naturel) est négatif. Ce qui est compatible avec la loi de Okun. Cela implique qu'une diminution du PIB réel, par rapport au PIB potentiel, de 1% entraîne une augmentation du taux de chômage de 0,2%.

Conclusion

L'objectif de cet article a été de vérifier empiriquement la loi d'Okun dans le cas de l'économie algérienne. Cette étude économétrique démontre que cette loi s'applique dans ce cas. Car, il existe une relation inverse entre la variation du PIB réel et la variation du taux de chômage, puisqu'une augmentation du PIB réel, par rapport au PIB potentiel, de 1% entraîne une diminution du taux de chômage de 0,2%.

Bibliographie

- Adachi, H., (2007), *Economic Growth and Unemployment: Theoretical Foundations of Okun's Law*, mimeo.
- André Makutubu Balibwanabo, O. K., (2011), *Loi d'Okun en République Démocratique du Congo: évidences empiriques*, *Revue Congolaise d'économie*.
- Blanchard, O. e., (2006), *Macroéconomie*. Paris, Pearson éducation.
- Blanchard, O. e.-P., (1998), *Croissance et chômage*, *Rapport du Conseil d'Analyse économique, La Documentation Française*.
- Bourbonnais R. (2002), «. E. (2002), *Econométrie*, Dunod, 4e Edition, Paris.
- Bresson G., P. A., (1995), *Econométrie des séries temporelles*, PUF, Paris.
- Dickey D.A., F. W., (1981), *Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root*, *Econometrica*.
- Durand, J.-J. e.-B., (2003), *La loi d'Okun comme indicateur de dispersion des pays européens: peut-on parler de convergence des structures ? 20ème Symposium on Banking and Monetary Economics, Birmingham, UK, Journée de l'AFSE, Lille*.
- Engle R.F., G. C., (1987), *Cointegration and error correction : representation, estimation and testing*, *Econometrica*.
- Jean-Jacques DURAND, M. H.-B. (s.d.), *La loi d'Okun comme indicateur de dispersion des pays européens*.
- Lee, J., (2000), *The Robustness of Okun's Law: Evidence from OECD countries*, *Journal of Macroeconomic*, Vol.22, n°2, pp 331-356.
- Long, N. Y., (2010), *Okun's Law in Malaysia : An Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Approach with Hodrick-Prescott (HP) Filter*, *Presentation Schedule International Conference on Business and Economics Research*.
- Mankiw, N. G., (2003), *Macroéconomie*. De Boeck, 5^{ième} édition, Bruxelles.
- Mankiw, N. G., (1989), *Real Business Cycles : A New Keynesian Perspective*, *Journal of Economic Perspective*.
- Mignon, V., L. S., (2002), *Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières*, *Economica*,
- Okun, M. A., (1962), *Potential GNP : Its Measurement and Significance*, *American Statistical Association Proceedings of the Business and Economics Statistics Section*, pp 98-103.
- Olivier Passet, C. R., (1997), *Ralentissement de la croissance et hausse de la chômage*, *Revue de l'OFCE*, n° 60.
- Prachowny, M., (1993), *Okun's Law : Theoretical Foundations and Revisited Estimates*, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 75, pp 331-336.

Annexe

Tableau 1

Dependent Variable: PIBT

Method: Least Squares

Date: 07/02/12 Time: 11:34

Sample: 1980 2010

Included observations: 31

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1726.367	221.2686	7.802133	0.0000
INF	-6.345906	2.942081	-2.156944	0.0404
TE	2.039843	0.504621	4.042327	0.0004
DP	0.132638	11.79091	0.011249	0.9911
TI	0.289131	2.562287	0.112841	0.9110
R-squared	0.685590	Mean dependent var	1902.192	
Adjusted R-squared	0.637219	S.D. dependent var	169.6385	
S.E. of regression	102.1755	Akaike info criterion	12.23795	
Sum squared resid	271435.6	Schwarz criterion	12.46924	
Log likelihood	-184.6882	Hannan-Quinn criter.	12.31334	
F-statistic	14.17363	Durbin-Watson stat	0.561434	
Prob(F-statistic)	0.000003			

Tableau 2

Null Hypothesis: RES has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.247546	0.0260
Test critical values: 1% level	-2.644302	
5% level	-1.952473	
10% level	-1.610211	

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

Tableau 3

Error Correction:	D(PIBT)	D(INF)	D(DP)	D(TE)	D(TI)
CointEq1	-0.033305	-0.000141	-0.001980	-0.008855	-0.011392
	(0.02236)	(0.00329)	(0.00067)	(0.01371)	(0.00374)
	[-1.48943]	[-0.04294]	[-2.95012]	[-0.64580]	[-3.04457]

Tableau 4

Dependent Variable: D(PIBT)

Method: Least Squares

Date: 06/29/12 Time: 21:10

Sample (adjusted): 1982 2010

Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.141901	7.318622	0.975853	0.3397
RR(-1)	-0.230225	0.084851	-2.713272	0.0127
D(PIBT(-1))	0.493635	0.164100	3.008138	0.0065
D(INF)	0.160716	1.407647	0.114174	0.9101
D(TE)	0.238483	0.328135	0.726783	0.4750
D(TI)	0.498835	1.001891	0.497894	0.6235
D(DP)	-2.691340	6.649066	-0.404770	0.6896
S.E. of regression	38.17000	Akaike info criterion		10.32848
Sum squared resid	32052.87	Schwarz criterion		10.65852
Log likelihood	-142.7630	Hannan-Quinn criter.		10.43185
Durbin-Watson stat	1.893489			

Tableau 5

Dependent Variable: PIBT

Method: Least Squares

Date: 07/02/12 Time: 12:04

Sample: 1980 2010

Included observations: 31

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1735.851	56.90231	30.50580	0.0000
INF	-6.130298	2.193968	-2.794160	0.0093
TE	2.041521	0.369000	5.532572	0.0000
R-squared	0.685418	Mean dependent var	1902.192	
Adjusted R-squared	0.662948	S.D. dependent var	169.6385	
S.E. of regression	98.48561	Akaike info criterion	12.10946	
Sum squared resid	271583.6	Schwarz criterion	12.24824	
Log likelihood	-184.6967	Hannan-Quinn criter.	12.15470	
F-statistic	30.50355	Durbin-Watson stat	0.562394	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tableau 6

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 07/01/12 Time: 11:51
Sample: 1980 2010
Included observations: 31

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002337	0.008352	-0.279846	0.7816
TCN	-0.002768	0.001232	-2.245858	0.0325
R-squared	0.148158	Mean dependent var	-0.002340	
Adjusted R-squared	0.118784	S.D. dependent var	0.049537	
S.E. of regression	0.046502	Akaike info criterion	-3.236323	
Sum squared resid	0.062709	Schwarz criterion	-3.143808	
Log likelihood	52.16301	Hannan-Quinn criter.	-3.206166	
F-statistic	5.043876	Durbin-Watson stat	0.758605	
Prob(F-statistic)	0.032501			