

CROISSANCE ÉCONOMIQUE ET TAUX DE CHÔMAGE EN ALGÉRIE : LECTURE PAR LA LOI DE "GORDON" SUR LA PÉRIODE 1970 – 2019

Mohammed BENMERIEM **

Kamel Malik BENSAFTA **

Mourad BARIK**

Received: 27/10/2021/ Accepted: 23/11/2022 / Published: 14/01/2023

Corresponding author: m.benmeriem@univ-chlef.dz

RÉSUMÉ

Dans ce papier, nous cherchons à identifier l'effet de la croissance économique sur le chômage, à court et à long termes dans l'économie algérienne, sur la période 1970-2019. Pour ce faire, nous considérons la relation de l'écart d'Okun développée par Gordon (1984). Nos résultats montrent l'existence d'un effet de mémoire significatif de l'écart de chômage. Par ailleurs, l'impact de l'écart de production sur l'écart de chômage n'est pas immédiat. Concernant la présence de l'impact négatif et significatif de l'écart de PIB sur l'écart de chômage, dans le long terme, nos estimations suggèrent que 5% de croissance du PIB réel pourrait réduire le taux de chômage de 2,2% dans le long terme.

MOTS CLÉS : Loi d'Okun, modèle dynamique, taux de chômage, Output-gap, modèle de Gordon.

JEL CLASSIFICATION : C02, C20, E24, E32.

** Maitre de conférence A, FSESCG, Université de Chlef m.benmeriem@univ-chlef.dz

** Professeur, FSESCG, Université de Chlef, k.bensafta@univ-chlef.dz

** Maitre de conférence B, Université de Tissemsilt, mouradescpags@gmail.com

معدل النمو الاقتصادي والبطالة في الجزائر: قراءة بموجب قانون "جوردن" خلال الفترة 1970 – 2019.

ملخص

نهدف من خلال هذا البحث إلى التعرف على أثر النمو الاقتصادي على البطالة في الاجلين القصير والطويل في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة 1970-2019. من اجل ذلك اعتمدنا على تقدير علاقة الفجوة لأوكن المطورة من طرف جوردن (1984). اظهرت النتائج التي تم التوصل اليها الى وجود أثر معنوي لفجوات البطالة المتأخرة زمنيا على فجوة البطالة الحالية. من جهة اخرى فان تأثير فجوة الناتج على فجوة البطالة لم يكن فورياً، حيث بشأن التأثير السلبي والمعنوي لفجوة الناتج المحلي الإجمالي على فجوة البطالة على المدى الطويل، تشير تقديراتنا إلى أن نمو الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي بنسبة 5٪ يمكن أن يخفض معدل البطالة بنسبة 2.2٪ على المدى الطويل.

الكلمات المفتاحية: قانون أوكن، النموذج الديناميكي، معدل البطالة، فجوة الناتج، نموذج جوردن.

ECONOMIC GROWTH AND UNEMPLOYMENT RATES IN ALGERIA: READING BY THE LAW OF "GORDON" ON THE PERIOD 1970 – 2019

ABSTRACT

In this paper, we seek to identify the effect of economic growth on unemployment, short term and long term in the Algerian economy over the period 1970-2019. To do this, we consider the Okun gap relation developed by Gordon (1984). Our results show the existence of

a significant memory effect of the unemployment gap. Moreover, the impact of the output gap on the unemployment gap is not immediate. Regarding the presence of the negative and significant impact of the GDP gap on the unemployment gap, in the long run, our estimates suggest that 5% real GDP growth could reduce the unemployment rate by 2.2%.

KEY WORDS: Okun's Law, Dynamic model, Unemployment, Output-Gap, Gordon's model

INTRODUCTION

Comme tous les pays en voie de développement, l'Algérie cherche à réduire le taux de chômage. Pour parvenir à cet objectif, le moyen le plus efficace est de soutenir une croissance économique durable. Au cours de la période 1970 – 2019, les gouvernements algériens successifs ont mis en place un grand nombre de mesures qui ont affecté le marché du travail. Cette longue période est également connue par le recours de l'Algérie au Fond Monétaire International et autres institutions monétaires mondiales au début des années 90 (Bouyacoub, 1997). Ce recours a eu pour corolaire de réorganiser l'entreprise algérienne, en passant du tout-étatique à l'entreprise privée (Musette et Hamouda 1999). A partir du début des années 2000, l'État investit en masse dans l'économie, via différents programmes de relance économique. Sur la période 2001-2019, l'augmentation du PIB réel et les taux de croissance positifs, vont de pair avec une baisse du taux de chômage. Une relation qui n'est pas observée au cours de la période précédente, 1970-2000. Cette ambiguïté stimule notre curiosité pour connaître la nature de la relation entre la croissance économique et le chômage en Algérie et mesurer l'impact de la croissance économique algérienne sur le chômage à court terme et à long terme. A ce titre, notre problématique principale est la suivante : *Existe-t-il une relation réelle entre les taux de croissance économique et le chômage selon le concept de loi « Okun » et développé par Gordon pour la situation algérienne ?*

A priori, nous faisons l'hypothèse qu'une croissance économique positive permet de réduire le taux de chômage en Algérie. Il faut savoir

que cette relation n'est pas toujours validée, notamment dans les pays en développement. Depuis l'étude originale d'Okun (1962), de nombreuses études ont suivi, pour tenter de valider la relation d'Okun. Les résultats empiriques dans le cas des Etats-Unis d'Amérique sont très similaires et se rapprochent du coefficient estimé par Okun (Ball et al, 2013). Ce coefficient devient moins stable lorsque les estimations sont faites sur d'autres pays, notamment les pays en développement. Ces différences dans les résultats tiennent aussi aux multiples méthodes économétrique utilisées pour l'estimation du coefficient d'Okun. Ces méthodes varient de la relation linéaire simple, au modèle de type VAR, les modèle à correction d'erreur (ECM) et les modèle de type autorégressifs échelonnés (ARDL).

Afin de répondre à notre problématique, le papier est organisé comme suit : dans la première section nous revenons sur la loi de « Okun » et son identification. La deuxième section donne la description de la croissance économique et du taux de chômage en Algérie. La troisième section présente une revue de littérature empirique sur l'application de la loi d'Okun. La quatrième section introduit le modèle économétrique ainsi que les résultats empiriques. Une dernière section donne les principales conclusions et quelques recommandations importantes aux fins de la politique économique.

1- LE CADRE THÉORIQUE ET EMPIRIQUE DE LOI DE « OKUN »

La loi Okun fournit une base empirique de la relation entre la croissance économique et la croissance du taux de chômage. C'est une relation inverse entre le taux de croissance du PIB réel et le taux de chômage. Okun montre dans le cas de l'économie des États-Unis, l'existence d'une relation négative entre la croissance économique des États-Unis pour les années 1947 à 1960 et le taux de chômage. Il a recours à deux version du modèle (Durand et Huchet-Bourdon, 2003). Dans le cas américain, une croissance de 3% permet de baisser le taux de chômage de dix points de base (-1%). L'élasticité du chômage-croissance économique est comprise entre -0,35 et -0,40 (Burda et Wyplosz, 2006) ¹

¹ Signe négatif pour indiquer la relation inverse.

Le modèle de différenciation

Dans ce modèle, le lien est recherché entre la variation du taux de chômage (ΔU) avec la croissance du PIB réel (ΔY), le résultat obtenu a la forme suivante:

$$\Delta U_t = \alpha - \beta \Delta Y_t + \varepsilon_{1t} \quad \text{Eq. 1}$$

$$\Delta U_t = 0.3 - 0.3 \Delta Y_t + \mu_{1t} \quad \text{Eq. 2}$$

Le modèle de l'écart

Dans cette deuxième version, la relation est recherchée entre la différence de l'écart du taux de chômage de son niveau naturel (3.72%) et la différence entre le PIB réel et son niveau potentiel (*output-gap*), cela prend la forme qui suit :

$$U_t - \bar{U} = \delta (Y_t - \bar{Y}) + \varepsilon_{2t} \quad \text{Eq. 3}$$

$$(U_t - 3.72) = -0.36 \text{ Output} - \text{gap}_t + \mu_{2t} \quad \text{Eq. 4}$$

Où U_t est le taux de chômage effectif et \bar{U} son niveau naturel, Y est le PIB réel et \bar{Y} son niveau potentiel α, β et δ sont les paramètres du modèle et ε_{2t} une variable stochastique.

2- LA CROISSANCE ÉCONOMIQUE ET LE CHÔMAGE EN ALGÈRIE

La lecture de la situation économique algérienne sur la période 1970-2019 montre que celle-ci peut être subdivisée en trois sous-périodes.

2.1- Sous-période 1970-1989

Au cours de cette période, l'économie algérienne a connu une série de changements politiques et économiques axés sur la réforme des secteurs industriel et agricole, grâce à l'adoption de plans économiques visant à stimuler la croissance économique et à contrôler le taux de chômage. Le plus important est le premier plan quadriennal entre 1980 à 1984 dont l'objectif est de restructurer les institutions économiques publiques en s'éloignant de la politique administrative centrale. Les

efforts consentis dans la réalisation de ce plan sont anéantis par la chute brutale des prix de pétrole en 1986. La baisse du prix du baril de 27 dollars en 1985 à 14 dollars en 1986 fait perdre à l'économie algérienne la moitié de ses recettes de devises. Il en résulte également la baisse de 50% des recettes budgétaires, et un déficit de 13,7% du PIB en 1988. Au cours de cette période, les efforts de l'État ont permis de réduire le taux de chômage de 23,59% en 1973 à 14,29% en 1983. Le contre choc pétrolier de 1986 et la crise qui a suivi a fait remonter le chômage à 20% en 1989 (Boualkour, 2018).

Tableau 1. Taux de chômage moyen et le taux moyen de croissance économique

Période	Le taux moyen de croissance du PIB %	Le taux moyen de chômage%
1970-2000	2,03	21,37
2001-2019	3,79	14,41

Source : données ONS / Auteurs

2.2- Les réformes économiques entre 1990-2000

L'objectif principal des réformes du début des années 1990 consiste en l'introduction des mécanismes d'une économie de marché. La moyenne du taux de croissance réel du PIB dans les premières années de réforme économique est de -0,6%. Cette tendance va continuer jusqu'à l'année 1994 (figure 1). A partir de 1995, le taux de croissance moyenne est de 3,2% jusqu'à l'an 2000 (Medjkoun, 1999). Toutefois, cette moyenne baisse à 2,1% lorsqu'on considère la croissance hors hydrocarbures.

2.2.1. Réformes économiques et taux de chômage

Le programme de réformes économiques a permis de rééquilibrer la situation macroéconomique et budgétaire, mais il a aggravé la situation de l'emploi. Le taux de chômage est passé de 21% en 1989 à 30% en 2000. La moitié des demandeurs d'emplois provient du secteur public.

Le nombre de chômeurs atteint 4,2 millions de personnes, dont 80% ont moins de 30 ans² (Musette et Hamouda, 1999, Bouyacoub 2006).

2.3- Les programmes de relance économique 2001-2019

Malgré la croissance enregistrée durant la fin des années 1990, beaucoup de besoins urgents de la population n'ont pas été satisfaits, en particulier dans le domaine du logement social, de l'amélioration des conditions de vie, des infrastructures de base et de la lutte contre la pauvreté (AFA, 2018).

Le début des années 2000 coïncide avec la hausse des prix des hydrocarbures. Le baril de pétrole passe de 20 dollars au début de 2000 à 120 dollars le baril en 2008. La manne financière, liée à cette hausse du prix du pétrole à partir de 2004, a permis la mise-en-œuvre de plusieurs programmes pour soutenir la croissance économique. Le premier programme sur la période 2001-2004³ d'un montant de 525 milliards de dinars (7 milliards de dollars) vise trois objectifs majeurs : la réalisation d'un équilibre régional ; la vivification de l'économie algérienne via la création d'emplois (réduire l'intensité du chômage) ; et la lutte contre la pauvreté.

Ce programme est suivi d'un second plan quinquennal visant à soutenir la croissance économique entre 2005 et 2009, avec une enveloppe financière de 8705 milliards de dinars (114 milliards de dollars)⁴. Parmi ses objectifs : l'élimination des constructions fragiles ; le développement des infrastructures ; l'intégration dans l'économie mondiale grâce à la conclusion de partenariats et l'encouragement du secteur privé. Un troisième plan quinquennal est programmé pour 2010-2014, doté d'une enveloppe financière de 286 milliards de dollars, destiné à consolider la croissance et les projets initiés dans le cadre des

² 75% d'entre eux sont des demandeurs d'emploi pour la première fois dont environ 80.000 diplômés de l'université en 1998. La restructuration a aggravé le chômage. Pour le secteur industriel, une baisse est observée au milieu des années 1990. Cette réduction s'explique par les licenciements économiques et administratifs liés en partie aux PAS de cette période. Selon le CNEC (2002), les réformes économiques ont détruit 360000 emplois publics entre 1994 et 1998

³ Programme Social de Relance Economique 2001-2004

⁴ Le programme complémentaire de soutien à la croissance (PCSC) 2005-2009

programmes précédents, en donnant la priorité à l'éducation et à la santé. Le quatrième plan de 2015-2019 doté d'un budget avoisinant les 262 milliards de dollars vise à consolider la croissance économique avec un objectif de 7% de taux de croissance réelle en 2019, en plus de l'achèvement de projets d'investissement déjà initiés.

La lecture des résultats à la fin de ces programmes, suggère une légère performance en matière de croissance économique. Le taux moyen de croissance est le plus élevé au cours du premier programme (4,78%). Après cette amélioration, la croissance est plus faible pour atteindre une moyenne de seulement 2% au cours du dernier programme (tableau N°2). Un résultat bien éloigné de l'objectif de 7% annoncé en 2015 (Taleb et Lebik, 2017).

Tableau 2. Indicateurs macroéconomique de l'Algérie (1990-2019)

	90-00	01-04	05-09	10-14	15-19
Croissance %	1.57	4.78	3.00	3.30	2.04
PIB/habitant	3363	3808	4355	4582	4770
Croissance du niveau de vie	-0.42%	3.42%	1.41%	1.32%	0.00%
Inflation	18.56%	2.84%	3.59%	4.70%	4.60%
Déficit/PIB %	3.73		17.58	3.69	-13.03
Chômage %	26.66	24.87	12.56	10.18	11.42
Emploi	32.72	32.38	36.98	38.19	37.62
Balance commerciale (MUSD)	4 026		23 568	6 998	-21 368

Source des données : WDI (2021) / Calculs des auteurs

Cette période enregistre également une amélioration du niveau de vie. La richesse par habitant croît de 3.4% annuellement entre 2000 et 2004. La croissance est très modérée par la suite, avec un taux moyen de 1% jusqu'à 2014. Après cette date, le niveau de vie cessera d'augmenter.

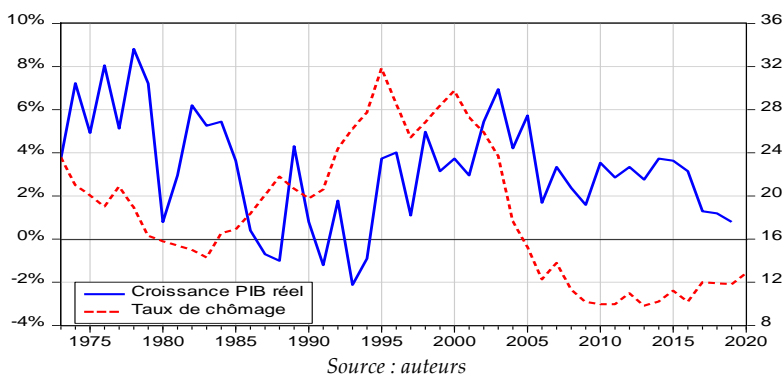
On note également la stabilité des prix. En effet, les années 2000 sont caractérisées par une inflation modérée de moins de 5% depuis 2013⁵. La période la plus récente (à partir de 2015) est quant à elle caractérisée par des indicateurs économiques bien inquiétants : un déficit de la balance courante de 13% du PIB et un déficit commercial de 23 Md \$.

⁵ Un pic de l'inflation est enregistré en 2012 (8%) lié aux augmentations de salaires de la fonction publique durant cette date.

Concernant l'emploi, les différents plans sont accompagnés de plusieurs mécanismes de création de l'emploi tel que l'Ansej.

Le premier plan crée environ 717000 emplois entre 2000 et 2004 et fait baisser le taux de chômage de 28.7% en 2000 à moins de 18% en 2004. Il est au voisinage de 11% à partir de 2009. Le troisième plan prévoyait la création de 2 million d'emplois jusqu'à 2014. Le résultat effectif est la création de 1 millions d'emplois dont la moitié sont très précaires.

Figure 1. Croissance économique réelle et taux de chômage



La figure 1 illustre le taux de la croissance économique représenté par la variation du logarithme de la production avec la variation du logarithme du taux de chômage entre 1974 et 2020.

Il est à noter que la baisse du taux de chômage est souvent enregistrée en même temps qu'une croissance économique importante (au début des années 1970). A l'inverse, la hausse des taux est également mesurée en même temps que la croissance molle et/ou la récession. C'est le cas par exemple en 1993 et en 1999. Le graphique (figure 1) suggère la présence d'une corrélation positive entre le taux de chômage et le taux de croissance réelle du PIB.

3- REVUE DE LITTÉRATURE EMPIRIQUE

De nombreuses études ont été menées pour tester la loi d'Okun et/ou Gordon dans les pays africains et pour l'économie algérienne

⁶ Agence nationale de soutien de l'emploi des jeunes.

(tableau 3). En Algérie, la plupart des études confirment la relation inverse entre le chômage et la croissance (relation d'Okun), en utilisant des méthodes différentes et en faisant l'analyse sur des périodes différentes également. Les résultats sont contrastés, puisque dans le cas de l'économie algérienne, lorsque la loi d'Okun est validée, les estimations du coefficients d'Okun varient entre un effet marginal de -0.05 (Fuceri, 2012) et un effet important de -0.58 (Malki, 2012).

Moosa (2008) et Driouche (2013) trouvent que la loi d'Okun n'est pas validée. Plus récemment, Louail et Benarouss (2021) trouvent une relation inverse entre la croissance économique et le taux de chômage. Toutefois, le coefficient d'Okun estimé est très faible.

Pour les autres économies d'Afrique du Nord, la loi d'Okun est validée pour la Tunisie (Bouaziz et al, 2015) et dans une moindre mesure pour le Maroc (El Zahidi et al, 2014). Dans le cas de l'économie égyptienne, El-Shamy (2013) trouve un effet d'Okun très marginal. Dans une étude de la Banque Mondiale (2014), la loi d'Okun est également validée pour l'Egypte mais uniquement pour le chômage des femmes.

Dans le cas des économies d'Afrique du Nord, Moosa (2008) impute la non validation de la loi d'Okun à plusieurs facteurs, notamment la rigidité du marché du travail et la domination de l'emploi dans le secteur public, particulièrement dans les économies basées sur l'industrie extractive. Concernant l'Afrique du Sud et le Nigéria, qui sont les deux plus importantes économies africaines, la loi d'Okun n'est pas validée (Lebalo et al, 2013, Phiri, 2014, Bankole et Fatai, 2013, Adenuga, Babalola et Saka, 2013, Akanbi, 2015).

Tableau 3. Etudes empirique sur la relation d’Okun en Afrique

Auteur(s)	Échantillon/période	Modèle utilisé	Principaux résultats
Furceri (2012)	Algérie 1980-2008	static panel (MCO) et dynamic panel (GMM)	Coefficient d’Okun estimé à - 0.05.
Driouche (2013)	Algérie 1980-2011	Gordon/ECM	Loi d’Okun non validée
Issa (2014)	Algerie 1970-2014	Okun/ECM	Coefficient d’Okun estimé à - 0.41.
Lhibaat .A , Benjedou .S (2016)	Algérie 1990-2014	Modele VAR et test de toda-yamamoto	Coefficient d’Okun estimé à -0,27.
Kori-Yahia, A (2018)	Algérie 1970-2015	Modèle ARDL et Modèle de régression linéaire normale bayésienne	Rigidité du marché du travail (coefficient d’Okun estimé à -0,2).
Louail et Benarous (2021)	Algérie 1991-2019	Modèle ARDL	Effet marginal de la croissance sur la réduction du chômage.
Malki O (2021)	Algérie 1990-2018	Modèle VAR	Coefficient d’Okun estimé à -0,58.
Elshamy (2013)	Egypte 1970-2010	Gordon/ECM	coefficient d’Okun à long terme est estimé à :-0.02
Banque Mondiale (2014)	Egypte	Gordon	Impact négatif de la croissance sur le chômage des femmes. Pas d’impact significatif sur le chômage des hommes.
Ezzahidi et El Alaoui (2014)	Maroc 1999-2009	Okun	Un point de croissance réduit le chômage de 0.14%.
Bouaziz et El-Andari (2015)	Tunisie 1990q1- 2014q1	Gordon/ (ECM)	coefficient d’Okun à long terme est estimé à :-0.7

Moosa (2008)	Algérie/Egypte /Maroc/Tunisie	1990-2005	Gordon/ARDL	La loi d'Okun n'est pas validée pour plusieurs raisons: Rigidité du marché de travail et dominance de l'emploi public, notamment dans le secteur d'extraction.
Leballo et Moroke (2013)	Afrique du Sud	1990q1-2013q1	Gordon/ (ECM)	Loi d'Okun non validée
Phiri (2014)	Afrique du Sud	2000-2013	Gordon/ (ECM)	A long-terme, la croissance ne réduit pas le chômage.
Bankole et Fatai (2013)	Nigéria	1980-2008	Gordon/ECM	Loi d'Okun non-validée
Adenuga et al, (2013)	Nigéria	1980-2012	Gordon/ECM	Loi d'Okun non-validée
Akanbi (2015)	Nigéria	1985-2010	Gordon/ECM	Loi d'Okun non validée. Toutefois, le chômage est négativement lié à l'investissement
Al-Aynaoui et Ibourk (2016)	46 Pays africains (y compris l'Algérie)	1991-2015	Okun/Gordon	Loi d'Okun non-validée dans 20 pays parmi les 46 pays de l'échantillon.

source : les auteurs

4- MÉTHODOLOGIE ET RÉSULTATS EMPIRIQUES

L'identification de la relation de *Gordon*, dans le cas de l'Algérie, permettra sans aucun doute de déterminer la nature de la relation entre le chômage et la croissance économique durant la période 1970 – 2019.

4.1- Loi de « Okun » développée par « Gordon »

La nouvelle relation du modèle de l'écart de Okun consiste à trouver la relation de régression entre l'écart du taux de chômage, qui représente le taux de chômage conjoncturel (circonstanciel), et l'écart du produit (écart du PIB), qui représente le PIB circonstanciel⁷. Le modèle intègre également les variables explicatives retardées (Duran et Huchet-Bourdon, 2008), comme le montre la relation (5) ci-dessous :

$$U_t^c = \sum_{i=1}^k b_{t-i}^i U_{t-i}^c + \sum_{i=0}^p c_{t-i}^i Y_{t-i}^c + \varepsilon_t \quad \text{Eq. 5}$$

U_t^c et Y_t^c : représentent respectivement l'écart entre la tendance du taux de chômage et le taux de chômage effectif, et l'écart entre le PIB réel et le PIB potentiel (Output-gap). Par ailleurs, les variables d'origine ont été transformées en logarithmiques, afin d'estimer l'élasticité de long terme α_{LT} estimée par :

$$\alpha_{LT} = \frac{\sum_{i=0}^k c_{t-i}}{1 - \sum_{i=1}^p b_{t-i}}$$

4.2- Estimation de variables de tendance

Il existe différentes méthodes pour déterminer la tendance d'une variable macroéconomique : le filtre de Hodrick-Prescott (HP), le filtre de la moyenne mobile, la tendance simple et la tendance segmentée (ou coudée). Ces méthodes sont des méthodes statistiques. Elles reposent sur

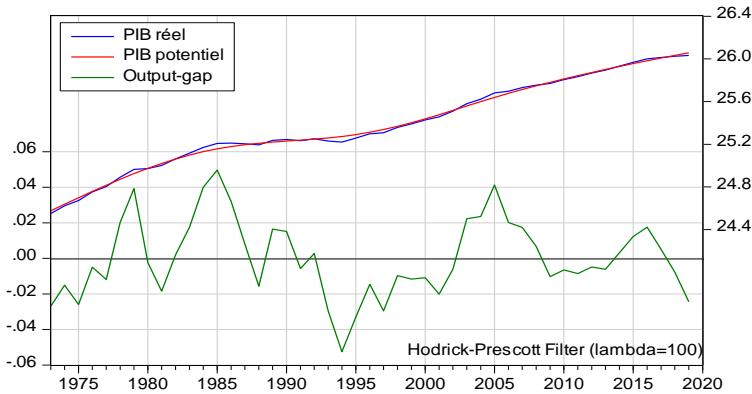
⁷ Pour estimer le modèle de l'écart d'Okun (formule (4) précédent), il faut commencer par déterminer à la fois le produit intérieur brut potentiel, qui représente l'utilisation complète des facteurs de production, et le taux de chômage naturel. En général, il n'est pas possible d'obtenir ces derniers, ils sont donc compensés avec leur tendance générale. Nous estimons donc la relation qui relie la différence entre le chômage et le produit intérieur brut, non avec leurs niveaux naturels, mais avec leur tendance générale, sur la base de la relation de « Gordon », en tant que la relation développée de l'écart du « Okun ». Pour plus de détails, voir Hénin et Jobert (1999).

l'utilisation de l'information contenue dans l'historique de la série, sans référence à une théorie économique particulière. Elles considèrent que, sur le long-terme, le PIB et le taux de chômage U évoluent autour d'un PIB potentiel et d'un U naturel, respectivement. Ainsi, il est traditionnellement retenu que la tendance représente l'équilibre à long terme et que le cycle en constitue la cinétique de court terme (Diop, 2000).

4.2.1. Le produit intérieur brut (PIB) :

On observe que le PIB réel a une tendance positive sans fluctuations importantes (figure 2).

Figure 2. PIB réel, PIB potentiel et output-gap



Echelle droite : taux de croissance. Echelle gauche : log-PIB

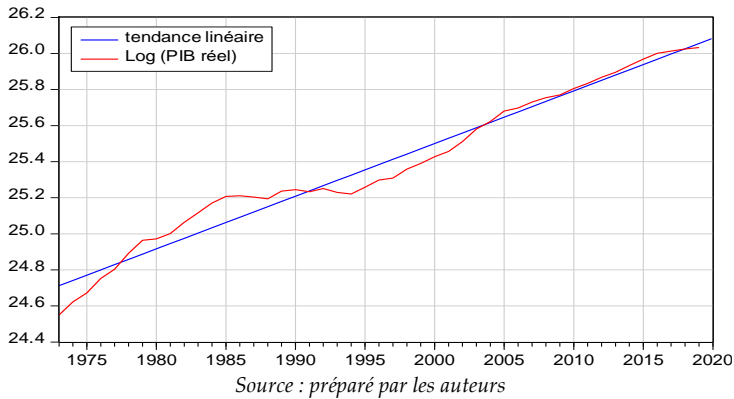
Source : préparé par les auteurs

L'application du filtre HP permet d'extraire la composante cyclique qui représente l'écart entre le PIB réel et sa valeur potentielle.

Méthode de la tendance linéaire

La deuxième méthode repose sur l'utilisation d'une tendance linéaire. Cette décomposition est très utilisée dans le cas de séries macroéconomiques du fait de sa simplicité. Ainsi, la méthode de la tendance linéaire considère la production potentielle d'une économie comme étant la tendance linéaire de la production effective (figure 3). Elle a également été utilisée pour calculer l'écart de production de Taylor.

Figure 3. PIB réel, PIB potentiel en tendance linéaire



La forme la plus simple est la suivante :

$$\log Y_t^T = \alpha + \beta t \quad \text{Eq. 6}$$

Où y représente le logarithme de la production effective et t le temps tandis que α, β sont des paramètres à estimer. Dans ce modèle, la tendance est estimée par régression, et les résidus obtenus sont assimilés à la partie cyclique de la série. Cette approche attribue tous les mouvements de l'output autour de sa tendance à des chocs de demande. De ce fait, tous les chocs d'offre sont positifs, compte tenu du fait que la production augmente dans le temps (Diop, 2000). Le résultat de la régression est le suivant :

$$\log Y_t^T = \frac{1.66}{(145.8)} + \frac{0.0136}{(42.4)} t \quad \text{Eq. 7}$$

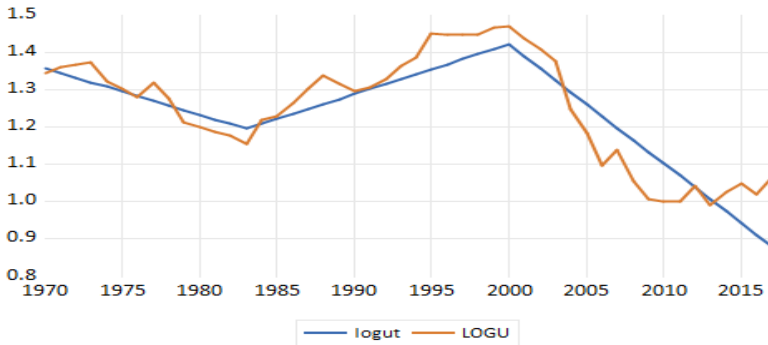
Le taux de chômage

Notez que l'évolution de la série u peut être subdivisée en trois périodes : une première période descendante entre 1970 et 1984. La deuxième période entre 1985 et 2000 montre une tendance croissante. A partir de 2001, le taux de chômage reprend une allure décroissante et se stabilise à partir de l'année 2010. Dans ce cas de figure, il est inapproprié de considérer une tendance linéaire. Le taux de chômage semble contenir une tendance segmentée.

4.2.3. Méthode de la tendance segmentée

Cette technique a été mise au point par le NBER américain. Avec cette approche, le taux de croissance naturel peut changer aux points de rupture, mais demeure constant à l'intérieur des sous-périodes. La mise en œuvre de cette méthode se traduit par un lissage de la série (u) en estimant une tendance déterministe linéaire par périodes, au moyen de la régression du logarithme du U sur plusieurs variables temporelles en fonction des points de rupture identifiés.

Figure 4. Évolution du taux de chômage et tendance



Source : préparé par les auteurs

Il s'agit d'estimer la fonction suivante :

$$U_t = \gamma + \theta_0 t + \sum_{i=1}^p \theta_i t_i + \varepsilon_t \quad \text{Eq. 8}$$

Dans cette relation, la variable u représente le logarithme du U , t : le temps et ε_t un terme d'erreur. La variable t_i est une variable temporelle correspondante au trend à partir de la date t_i . L'indice p correspond au nombre éventuel de date de rupture dans le trend :

$$t r_i = \begin{cases} 0 & \text{sinon} \\ t - r_i & r_i < t < r_i + 1 \end{cases} + \varepsilon_t \quad \text{Eq. 9}$$

En introduisant des dates de rupture dans ce modèle on permet à la composante tendancielle d'être moins sensible aux points *aberrants* dans les différentes sous-périodes, et de tester la significativité statistique de ces ruptures (Diop, 2000). La figure 4 illustre l'évolution

du taux de chômage en même temps que la tendance segmentée. L'estimation par la méthode des MCO de l'équation 8 nous donne la régression suivante :

$$\ln U_t = 1,37 - 0,012t - 0,025tr_1 + 0,045tr_2 + \varepsilon_t \quad \text{Eq. 10}$$

Nous remarquons la présence significative de deux points de rupture : 1985 et 2000 ⁸.

4.3- Estimation de la relation dynamique de Gordon

L'estimation de la relation (5) est confrontée au problème de la régression fallacieuse. En effet, la corrélation des variables est dû à la convergence entre les tendances des séries chronologiques - et non pas à une relation de causalité (Newbold et Granger 1974)¹⁷. Ce problème est lié à la présence de racines unitaires dans les séries. Ce problème est résolu en utilisant le modèle autorégressif à retards échelonnés ARDL de Pesaran et al (2001) ¹⁸. L'application du modèle ARDL nécessite l'application des quatre étapes suivantes : test de stationnarité des variables de l'étude ; test de cointégration (Bounds Test) ; estimation des relations de court terme et de long terme et tests de diagnostic du modèle.

4.3.1. Étude de stationnarité des séries Y_t^c et U_t^c :

La série est dite stationnaire si elle fluctue autour d'une moyenne constante, avec une variance finie et indépendante du temps (Charpentier, 2005)⁹. Pour tester la stationnarité des séries Y_t^c et U_t^c , nous nous appuyons sur les tests de Dickey - Fuller augmenté (ADF). L'écart de taux de croissance est stationnaire en niveau et de type DS. L'écart de taux de chômage n'est pas stationnaire et intégré d'ordre 1.

⁸ Plusieurs points de rupture ont été mis en place lors de l'estimation de u_t mais ils étaient statistiquement non significatifs

⁹ Nelson et Plosser (1982) ont tous deux mis en garde sur le fait que la racine unitaire existe dans la majorité des séries temporelle de la macro-économie

Tableau 3. Test ADF

	Modèle	Statistique ADF	seuil	Décision
Taux de croissance	6	-4.101	1%	I(0)
Taux de chômage	6	-2.225	1%	I(1)
D(Taux de chômage)	6	-3.005	1%	I(0)

Source: calculs des auteurs

4.3.2. Test de cointégration (Bounds Test):

À cette étape, nous vérifions l'existence d'une relation de cointégration entre les deux variables au moyen du *Bounds test*. Celui-ci est un test de Wald sur la significativité des coefficients de la relation d'équilibre à long terme entre les variables. Pour cela, il est nécessaire de convertir le modèle général précédent (5) en modèle de correction d'erreur non contraint¹⁰, avec la relation suivante :

$$\Delta U_t^c = a_0 + \sum_{i=1}^k b_{t-i}^i \Delta U_{t-i}^c + \sum_{i=0}^p c_{t-i}^i \Delta Y_{t-i}^c + \delta_1 U_{t-1}^c + \delta_2 Y_{t-1}^c + \varepsilon_t \quad \text{Eq. 11}$$

Le *bound test* revient à tester l'hypothèses combinée suivante :

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = 0 \quad (\text{Pas de co-integration})$$

$$H_1 : \delta_1 \neq \delta_2 \neq 0 \quad (\text{cointégration}).$$

La statistique du test suit la distribution de Fisher non paramétrique (Emeka et Kelvin, 2016). L'acceptation de l'hypothèse nulle dépend de la comparaison de la valeur F calculée aux valeurs critiques du bound test : *Lower Critical Bounds* qui suppose que les variables sont intégrées d'ordre 0, et la valeur de *Upper Critical Bounds* qui suppose que les variables sont intégrées d'ordre 1 (I(1)). Ces valeurs sont proposées par Pesaran et al, (2001).

Afin de vérifier l'existence d'une relation de cointégration entre les deux variables Y_t^c et U_t^c , la statistique F a été calculée à l'aide de bounds test. Les résultats sont indiqués dans le tableau 4 :

La valeur F calculée (0,65) est inférieure aux valeurs de Fisher tabulées inférieures, au niveau significatif de 10% pour la distribution

¹⁰ Unrestricted Error Correction Model, UECM

de Pesaran et al (2001), et de Narayan (2005). Nous acceptons l'hypothèse nulle ($H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \dots \delta_{11} = 0$) de l'absence de cointégration. Il n'y a pas d'équilibre à long terme entre le taux de chômage et la croissance économique circonstancielle. Ainsi, l'équation de régression prend la forme de l'équation 5 ¹¹.

Tableau 4. Test de cointégration basé sur le bound-test

F_{cat}	Retard	Seuil	Valeur de Fisher tabulée				Décision
			$F_{critical}^*$		$F_{critical}^{**}$		
			Pearan et al (2001)		Nayran (2005)		
			$I(0)$	$I(1)$	$I(0)$	$I(1)$	
0,65	4	5%	5,24	6,08	5,49	6,38	Accepter l'hypothèse nulle de l'absence d'une Co-intégration
		10%	4,19	4,98	4,36	5,21	
Valeurs critiques de Pesaran et al (2001) et Nayran (2005)							
<i>Calculs des auteurs</i>							

4.3.3. Nombre de retards P optimal et estimation du modèle :

Le nombre optimal de retards est obtenu par le minimum du critère d'information AIC et l'application du test de rapport de vraisemblance. L'estimation de l'équation 5 par la méthode MCO, sur la base de trois périodes de retard (tableau 5).

Tableau 5. Sélection du nombre de retards

Nombre de retards	P=0	P=1	P=2	P=3
AIC	-6.53	-9.78	-9.83	-9.85
LOGL	149.14	226.06	231.28	235.82

Source : Auteurs

De plus, nous suivons les recommandations de Tang (2000), en supprimant les variables indépendantes dont les coefficients ne sont

¹¹ L'estimation du modèle dynamique en introduisant les variables dépendantes et indépendantes retardées comme des variables explicatives dans le modèle présente de nombreux avantages statistiques : elle permet de corriger le problème d'autocorrélation des erreurs, de réduire les critères d'information et d'augmenter le coefficient de détermination R^2 .

pas significatifs de manière séquentielle¹². Le modèle estimé est donné dans le tableau 6 suivant :

Tableau 6. Résultats de l'estimation du modèle

Résultats d'estimer l'équation générale suivante :

$$U_t^c = \sum_{i=1}^3 b_i \cdot U_{t-i}^c + \sum_{i=0}^3 c_i \cdot Y_{t-i}^c + \varepsilon_t$$

Variable Dépendante : Ut

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Ut(-1)	1.01	0.11	8.85 ***	0.00
Ut(-3)	-0.19	0.11	-1.67 *	0.10
Yt(-1)	-0.48	0.28	-1.69 *	0.09
Yt(-3)	0.40	0.23	1.7 *	0.09

Tests de diagnostic

	JB	LM	white	RESET
<i>statistic</i>	$\chi^2_{(2)} = 0,25$	$F_{(1,40)} = 0,58$	$F_{(1,43)} = 3,03$	$F_{(1,40)} = 1,68$
<i>probability</i>	0.88	0.44	0.11	0.2

*, *** Significatif à 1% et 10% respectivement

Source: Calculs des auteurs

Les différents tests de diagnostic permettent de valider le modèle obtenu : normalité des résidus JB, absence d'autocorrélation sérielles LM, absence de problème d'hétéroscedasticité et stabilité des coefficients. La stabilité de la structure du modèle est validée par le test de Klein et les tests CUSUM et CUSUMSQ¹³.

4.4- Discussion des résultats de l'estimation :

Les paramètres estimés du modèle (tableau 6) montrent les effets suivants :

¹² La suppression des variables non significatives selon la méthode Tang a été confirmée par le test de Wald de restriction sur les paramètres.

¹³ Le test de *Klein* est basé sur la comparaison du coefficient de détermination R² du modèle estimé avec les coefficients de corrélation simple r² entre les variables explicatives. Si R² > r², nous rejetons l'hypothèse de l'existence d'une corrélation entre les variables explicatives (Bourbonnais, 2004). Les résultats sont disponibles auprès des auteurs.

- Un coefficient positif et significatif (seuil 1%) de l'écart du taux de chômage retardée d'un an sur l'écart du chômage actuel (chômage cyclique). Il y a un phénomène de persistance ou de mémoire.
- Un impact négatif et significatif (seuil 10%), de l'écart de production (retardé d'une période) sur le taux de chômage circonstanciel à court terme. L'élasticité partielle est estimée à -0,48, ce qui signifie que l'augmentation de l'écart de production de 1% entraînera une diminution de chômage circonstanciel de -0,48 % à court terme.
- L'impact de l'output-gap sur le chômage cyclique à long terme est estimé par le coefficient α_{LT}

$$\alpha_{LT} = \frac{-0,08}{1 - (0,82)} = -0,44$$

Cela signifie que la croissance de l'écart de production (ou la production circonstancielle) de 1% entraînera une diminution du chômage cyclique de 0,44% à long terme.

4.5- Interprétation économique des résultats

Nos résultats suggèrent qu'en moyenne, une croissance de 5% entraîne la réduction du taux de chômage cyclique de 2%¹⁴. La valeur estimée du coefficient d'Okun est relativement élevée, puisqu'elle est supérieure à celle obtenue par Okun dans le cas de l'économie américaine (-0.36). Notre estimation de l'effet Okun est très comparable à celle d'Issa (2014) avec des données relativement plus récentes et l'utilisation d'une modélisation différente de ce dernier.

Toutefois, peut-on attribuer la baisse du taux de chômage en Algérie à la croissance économique ?

La lecture des données algériennes montre l'existence de sous-périodes où la baisse du taux de chômage est bien plus importante que la croissance. En effet, entre 1974 et 1983, le taux de chômage enregistre une réduction annuelle moyenne de -5,3% pour une croissance annuelle moyenne de 5,7%. La même chose est observée sur la période 2001-2010, où le taux de chômage enregistre une baisse annuelle

¹⁴ Selon l'étude de Durand, et Huchet-Bourdon sur l'EU : la valeur de l'élasticité taux de chômage-outputgap dans le long terme est maximale dans le cas de la Finlande et égale à -0.09.

moyenne de 12% alors que la croissance annuelle moyenne sur cette période est de seulement 3,7 % !

Pour cette deuxième sous-période, la réduction du taux de chômage doit être attribuée aux différents programmes d'emploi lancés à partir de 2001, comme les emplois de jeune et les contrats de pré-emploi. Ces deux formules permettent une réduction drastique des statistiques de chômage sans une contrepartie économique ou production, puisque la plupart des emplois créés sont dans l'administration sociale.

Nous pouvons estimer le taux de croissance nécessaire pour atteindre le taux de chômage naturel. D'après l'équation (10), le taux de chômage naturel est décrit par l'équation de tendance :

$$\ln U_t = 1,37 - 0,012t - 0,025tr_1 + 0,045tr_2 \quad \text{Eq. 12}$$

$$\ln U_{2020} = 1,37 - 0,012(51) + 0,045(20) \approx 4,09$$

Le taux de chômage réel en 2019 est de 11,4%, tandis que la prévision du taux de chômage naturel en 2020 est de 4,09%. Pour atteindre le taux naturel, le chômage doit baisser de : $\Delta U_{2020} = \frac{4,09-11,4}{11,4} \approx -0,6409 \approx -64,09\%$

Précédemment, nous avons estimé qu'une augmentation de 1% de la croissance entraîne une réduction du taux de chômage de 0,44%. Pour atteindre le taux de chômage naturel 4,09% en 2020, l'output-gap devrait être de : $Output - gap_{2020} = \frac{-0,64}{-0,44} \approx 145,6\%$

D'autre part, la prévision du PIB potentiel pour 2020 en utilisant l'équation (7) donne :

$$\log Y_{2020}^T = 1.66 + 0.0136 (51) = 223,87 \quad (\text{md\$ constant})$$

Nous pouvons alors estimer PIB réel en 2020 :

$$\frac{\hat{Y}_{2020} - 223,87}{223,87} = 1,456 \text{ et } \hat{Y}_{2020} \approx 549,8$$

Cette valeur du PIB nécessaire pour réduire le taux d chômage à son niveau naturel est très élevé voire impossible ! Cette estimation basée sur les données du taux de chômage et celles de la croissance réelle

renforce l'idée que la grande réduction du taux de chômage durant les années 2000 n'est pas essentiellement le fruit de la croissance.

CONCLUSION

L'objectif de notre étude est d'estimer le « coefficient d'Okun », en mesurant l'impact de la croissance économique sur le taux de chômage, à court terme et à long terme dans l'économie algérienne, en se basant sur les données de la période 1970-2019.

Nos résultats montrent la présence de mémoire dans le taux de chômage. Toutefois, cet effet d'inertie n'est pas très élevé. Concernant l'estimation du coefficient d'Okun, elle est égale à -0,48 à court terme et à -0,44 à long terme. Ainsi, un taux de croissance du PIB réel de 5% permet de réduire le taux de chômage de 2,2%. Dans le cas des Etats-Unis d'Amérique, Okun trouve qu'un taux de croissance de 6% permet de réduire le taux de chômage de 2%. Aussi, la valeur estimée du coefficient d'Okun est élevée comparativement à celle des Etats-Unis. Ce résultat suscite quelques doutes autour de deux éléments : premièrement, les véritables causes de la réduction du taux de chômage, notamment durant les années 2000 dans l'économie Algérienne, et deuxièmement, la fiabilité des statistiques nationales autour de l'emploi et du chômage ! Il s'agit notamment de revoir la comptabilisation des emplois précaires et/ou partiels dans les statistiques de l'activité, mais également l'estimation de la population active et la population en âge de travailler. Par ailleurs, ce résultat est très affecté par l'importance de l'économie informelle dans l'économie algérienne. Son impact touche non seulement la production réelle de l'économie mais aussi le marché de l'emploi.

Nos estimations fournissent un ordre de grandeur qui peut être amélioré et complété sur différents aspects : des statistiques du chômage de plus haute fréquence (trimestrielle ou mensuelle), qui sont actuellement disponible uniquement annuellement. Par définition, cette statistique opère un lissage des données et ne permet pas de saisir la dynamique de court terme. La deuxième amélioration concerne l'estimation du PIB potentiel, qui pourrait se faire par un modèle structurel et non pas par une approche purement statistique. La

recherche de la validation de la loi d'Okun-Gordon peut également être entreprise pour un panel de pays. Des homogénéités entre les pays (comme par exemple les pays d'Afrique du Nord ou du MENA) peuvent être détectées, ce qui permet une lecture plus appropriée de cette relation

Références bibliographiques

Adenuga I., Babalola S., & Saka J., (2013). The Validity of Okun's Law in Nigeria: A Difference Model Approach. *Asian Economic and Financial Review*, 3(12), 1598-1608.

Akanbi O., (2015). Impact of Macroeconomic Variables on Nigerian Unemployment using the Vector Autoregressive Approach. *International Journal of Research in Humanities and Social Studies*, 2(2), 65-76

Ambassade de France en Algérie (2018). « Service économique régional- Indicateurs économiques et financiers de l'Algérie », D'après l'Office national des statistiques(ONS), Publication des services économique, octobre 2018.

Ball L. M., Leigh D., & Loungani P., (2013). « Okun's Law: Fit at Fifty? " *NBER Paper Series*, No. 18668, Janvier 2013.

Bankole A., & Fatai B., (2013). Empirical Test of Okun's Law in Nigeria. *International Journal of Economic Practices and Theories*, 3(3), 227-231

Banque Mondiale (2014). *More Jobs, Better jobs: A priority for Egypt.*

Boualkour N., (2018). « Déterminants du chômage en Algérie pendant la période 1970-2016 Sous le modèle ARDL », *Journal des Annales de l'Université d'Alger 1*, Université d'Alger, numéro 32, partie II, juin 2018, p 444.

Bouaziz R., & El Andari C., (2015). *Is the Okun's law valid in Tunisia?* Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/67998/>

Bourbonnais R., (2004), *Econométrie*, 5 éditions, édition Dunod, Paris, France.

Bouyacoub A., (1997). L'économie algérienne et le programme d'ajustement structurel, *Confluences méditerranée* 21, 77-85

Bouyacoub A., (2006). « *Emploi et croissance en Algérie,* » dans *La question de l'emploi au Maghreb central,* ouvrage collectif éd. Musette M.S. et Hammouda N. E, CREAD, 2006.

Charpentier A., (2005). « *Cours des séries temporelles, Théorie et Application* », Université de Paris Dauphine, ENSAE, volume2, p 6-7.

Diop P., L., (2000). « *Estimation de La Production Potentielle de L'UEMOA* », Union Monétaire Ouest Africain, N° 506, Août/Septembre p 3.

Driouche D., (2013). Economic growth and unemployment in Algeria: An econometric study. *An-Najah University Journal for research - Humanities-*, 27(3).

Durand J., & Huchet-Bourdon (2003). « La loi d'Okun comme indicateur de dispersion des pays européens : peut-on parler de convergence des structures ? » ; Communication, in *Journées de l'Association françaises de sciences économiques* ; Lille 26-27, p 3.

El-Aynaoui K., & Ibourk (2016). *Policy Lessons from Okun's Law for Developing Countries,* Global Labor Markets Workshop Paris, September 1-2, 2016.

Elshamy H., (2013). Okun's law and its validity in Egypt. *Journal of Emerging Issues in Economics, Finance and Banking* (ISSN: 2306 367X), 1(2), 67-74.

Emeka N., & Kelvin Uko A., (2016). "Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique", *Journal of Statistical and Econometric Methods,* Vol 5, no 4, p 63-91.

Ezzahidi E., & El Alaoui A., (2014). *Economic Growth and Jobs Creation in Morocco: Overall and Sectors' Analysis.* Online at <http://mpr.ub.uni-muenchen.de/57841/>

Furceri D., (2012). *Unemployment and Labor Market Issues in Algeria.* International Monetary Fund, WP 12/99.

Granger C.W.J., & Newbold P., (1974). "Spurious Regression in Econometrics", *Journal of Econometrics,* Vol 26, p1045-1066.

Hénin P. Y., & Jobert T., (1999). « La persistance du chômage, caractérisation et mesure », *Rapport d'Etude pour le Commissariat au plan,* Convention n°18, document n°2, p5.

Issa N., (2014). L'impact des taux de croissance économique sur les taux de chômage en Algérie (une étude économétrique durant la période

1970-2014), *Revue d'études économiques*, Université de Djelfa, Volume 8, No. 2.

Kori-Yahia A., (2018). Estimation of Okun Coefficient for Algeria, *International Journal of Inspiration, Resilience & Youth Economy*, Volume 2, No. 1, 1-16.

Leshoro T., (2014). Empirical Analysis of Employment Elasticity of Growth in Botswana. *Mediterranean Journal of Social Sciences*, 5(2), 171-180.

Lhiba A., & al., (2016). Mesure de la relation entre la croissance économique et le chômage en Algérie à l'aide de la loi d'Okun et du test de Toda-yamamoto, *revue idara*, Volume 23, Numéro 2, P 35-51.

Louail B., & Benarous D., (2021). "Relationship between Economic Growth and Unemployment Rates in the Algerian Economy: Application of Okun's Law during 1991–2019", *Organizations and Markets in Emerging Economies*, 12(1), pp. 71-85.

Malki O., (2021). « Etude de la relation entre chômage et croissance économique selon la loi d'Okun en Algérie », *revue horizons scientifiques*, Volume 13, Numéro 1, Pages 779-796.

Michael Burda M., & Wyplosz C., (2006). « *Macroéconomie : A l'échelle européenne* », traduction de la 4ème édition anglaise par Stanislas Standaert, 4^{ème} éd., éditions De Boeck University, Bruxelles, Belgique. P.315-316.

Medjkoune M., (1999). « Ajustement structurel, emploi et chômage en Algérie », *Les Cahiers du CREAD* n° 46/47, 4^{ème} trimestre 1998 et 1^{er} trimestre 1999, p 153-159.

Moosa I., (2008). Economic Growth and Unemployment in Arab Countries: Is Okun's Law Valid? *Journal of Development and Economic Policies*, 10(2), 7-24.

Musette M S., & Hamouda N., (1999). « Evaluation des effets du (PAS) sur le marché du travail en Algérie », *Les Cahiers du CREAD : Alger*, N°46/47, 1^{er} trimestre 1999, p 161-176.

ONS (2017). « Annuaire Statistique de l'Algérie : Algérie en quelques chiffres et données Statistiques » Publication de l'O.N.S.

Pesaran M H., Shin Y., & Smith R. J., (2001). Bound Testing Approaches to the Analysis of Long Relationships, *Journal of Applied Econometrics*, (2001), p 289-326.

Phiri A., (2014). *Re-evaluating Okun's law in South Africa: A nonlinear co-integration approach.* Online at <http://mpira.ub.uni-muenchen.de/57398/>

Saib M., Taleb S C., & Lebig M., (2017). « Impact dynamique de la croissance économique sur le chômage - le cas de l'Algérie », *Revue d'économie financière et d'affaires (JFBE)*, Centre universitaire Abdul Hafiz Boualouf, Mila, Algérie, n ° 7, partie I, p 248.