



Relation croissance-emploi en Algérie: Estimation d'un modèle ARDL durant la période (1992-2019)

Growth-employment relationship in Algeria: Estimation of an ARDL model during the period (1992-2019)

Imene Nour Elhouda MEBARKI

Université d'Oran 2 Mohamed Ben
Ahmed
Algérie
mebarki_imene@yahoo.fr

Naceur MEBARKI

Université d'Oran 2 Mohamed Ben
Ahmed
Algérie
mebarki.naceur@univ-oran2.dz

Received: 02/01/2022

Accepted: 18/03/2022

Published: 22/04/2022

Résumé :

Afin d'apprécier la relation entre l'évolution de l'emploi et la croissance au niveau de l'économie algérienne, nous avons adopté une démarche d'estimation d'un modèle de cointégration (ARDL) de différence première. Les résultats issus de l'estimation de ce modèle ont révélé l'existence d'un impact positif et significatif du PIB sur l'emploi à la fois à court et à long terme. Par contre, l'impact de la croissance de la population active sur l'emploi est contradictoire, à court terme il est positif et significatif en revanche à long terme il est négatif. Ceci est lié au fait que le rythme de croissance de la population active et celui de l'emploi sont différents. Enfin, l'effet de la croissance de la population active sur l'emploi n'apparaît qu'après plusieurs années du changement de son rythme.

Mots Clés: Croissance, Emploi, Loi d'Okun, Chômage, Marché du Travail.

Abstract:

In order to measure the relationship between the evolution of employment and growth in the Algerian economy, we have adopted an approach of estimating a cointegration model (ARDL) of first difference. The empirical results reveal the existence of a positive and significant impact of GDP on employment in both the short and long run. However, the impact of labor force growth is contradictory, in the short run it is positive and significant, but in the long run it is negative. This is due to the fact that the rate of growth of the labor force and that of employment are different. Finally, the effect of labor force growth on employment only appears after several years of changing its pace.

Key Words: GDP, Employment, Okun's law, Unemployment, Labor Market.

JEL Classification : E24, J21.

* Auteur correspondant : MEBARKI Imene Nour El houda (mebarki_imene@yahoo.fr)

Introduction :

De tous les temps, l'un des plus grands défis auquel l'économie algérienne est confrontée, est celui de l'existence d'un taux de chômage élevé et le maintien de sa tendance à la hausse au fil du temps. Dans ce contexte, il est souvent avancé que la solution la plus adéquate est recherchée du côté de la relance de la croissance économique. Quoique, il n'est pas certain qu'une augmentation du taux de



croissance économique implique la diminution du taux de chômage. Les raisons évoquées sont souvent :

- le décalage entre le rythme de croissance de la population active et celui de la croissance économique;
- le contenu en emploi de cette croissance économique peut être faible ce qui impacte la croissance de la productivité (Huang & Lin, 2008).

Sans aucun doute, le chômage est le résultat, non seulement, de la structure économique du pays mais aussi de d'autres facteurs tels que l'insuffisance de capitaux ou du progrès technologique.

En s'inscrivant dans le cadre des théories de la croissance qui déterminent le taux de croissance économique d'un pays, à travers le concept du « cycle économique¹ », on peut supposer que lors d'un cycle, la succession de phases d'accélération (hausse du taux de croissance) et de ralentissement (baisse du taux de croissance), peuvent être observées. Ces fluctuations surviennent suite à des chocs qui peuvent être distingués en chocs d'offre et chocs de demande, chocs endogène et chocs exogène ou encore chocs réels et chocs monétaires et financiers. Ces différents chocs peuvent avoir des effets positifs ou négatifs sur une économie. D'une manière générale, pour faire face aux différents types de chocs qui rendent l'économie très instable, les pouvoirs publics peuvent mettre en œuvre différents types de politiques économiques. Les politiques économiques conjoncturelles et structurelles constituent les principales composantes de la politique économique. A cet effet, toute intervention publique destinée à agir sur les structures de l'économie a des effets sur le fonctionnement du marché travail (Barquet & Murey, 2015). A cet égard, l'analyse des fluctuations économiques en Algérie, surtout celles dues aux variations des prix du pétrole, peut nous éclaircir sur l'utilisation des principaux instruments à savoir : la politique monétaire et la politique budgétaire² et sur leurs effets sur l'ajustement du marché du travail.

Au final, les politiques monétaire et budgétaire ont fait l'objet de plusieurs controverses. La question de leur interaction et de leur influence sur l'activité économique suscite un grand intérêt. Chacune de ces politiques est susceptible d'accroître ou de ralentir la demande globale. Elles peuvent avoir des impacts très différents sur la situation économique globale d'un pays³.

La problématique de notre travail est l'étude de la relation entre croissance économique et emploi en Algérie pour la période 1992-2019. A cet égard, nous essayons de mesurer les effets de cette croissance sur l'emploi et les mécanismes de fonctionnement du marché du travail. De plus, notre investigation empirique s'intéresse à la mesure de la sensibilité de l'emploi aux variations de : la croissance du PIB, la population active et l'ouverture économique. Au final, on va estimer le coefficient d'Okun et la vitesse d'ajustement du marché du travail suite aux chocs extérieurs.

L'hypothèse défendue ici est que, dans un contexte de chômage, la relance de la croissance économique, à travers l'augmentation des dépenses publiques, est la solution adéquate qui génère suffisamment de postes de travaux pour absorber les demandes d'emplois et faire baisser le chômage.



Notre travail est structuré autour de trois sections. La première fait un survol de la littérature sur la loi d'Okun et propose la méthodologie d'estimation de cette relation. La deuxième est consacrée à l'estimation de la loi d'Okun pour l'économie algérienne et décrit la méthodologie adoptée. Les tests empiriques, les résultats et les interprétations correspondantes sont présentés dans la troisième section.

I. Un survol de la littérature sur la loi d'Okun

Depuis, les travaux pionniers d'Okun (1962) sur la formulation de la relation existante entre le taux de chômage et la croissance du produit réel aux Etats-Unis, une vaste littérature sur cette relation a été développée en l'estimant à l'aide de modèles économétriques et l'utilisant comme un instrument important de politique de l'emploi. En effet, elle permet de prévoir l'impact du développement de l'activité économique sur le marché du travail, d'estimer l'intensité en emploi de la croissance et de déterminer le taux de croissance au-delà duquel celle-ci génère des emplois. A la base, la loi d'Okun permet de déterminer le seuil de croissance à partir duquel le taux de chômage commence à diminuer. Ainsi, Okun conclut qu'une croissance de 1% du PIB réel aux Etats-Unis permet de réduire le taux de chômage de 0,4% et de le stabiliser. Par contre, au-delà de 3% de croissance du PIB, les emplois créés conduisent le taux de chômage à diminuer. Dès lors, plusieurs travaux ont tenté de vérifier la validité de cette relation dans d'autres pays en tenant compte de certains éléments négligés par Okun tels que la présence de changements structurels et d'asymétrie dans cette relation (non linéarité de la loi d'Okun). Bien qu'ils se distinguent au niveau du choix de la fréquence des données, de la version à tester, des filtres à utiliser pour le calcul des variables potentielles, etc., la majorité de ces travaux se sont attachés à prouver la non linéarité de cette relation.

Du point de vue de l'estimation de la loi d'Okun, on peut distinguer les études qui cherchent à valider la relation inverse entre la croissance économique et le chômage et celles qui s'en servent pour estimer l'intensité en emploi de la croissance. Avec le taux de chômage, la validation de la loi d'Okun se traduit par un lien négatif entre le taux de croissance et le taux de chômage. En revanche, avec le niveau de l'emploi, la relation attendue est positive. La loi d'Okun avec l'emploi comme variable dépendante sert à estimer l'intensité en emploi de la croissance.

1. La loi d'Okun et l'estimation de l'intensité en emploi de la croissance

L'avantage de l'utilisation dans la loi d'Okun, l'emploi comme une variable dépendante propose une explication séduisante des mécanismes de fonctionnement du marché du travail. Au niveau macro-économique, elle permet d'expliquer l'existence du chômage dans la mesure où elle sert à estimer l'intensité en emploi de la croissance où l'emploi global tend à diminuer si le contenu en emploi de cette croissance est faible ce qui impacte la croissance de la productivité (Huang & Lin, 2008). Au niveau micro-économique, elle donne la possibilité d'estimer la réaction de l'emploi à la production par secteur, justifier la segmentation du marché du travail et valider donc l'existence de différences de vitesses d'ajustement des



différents segments. Il est à noter que, dans la réalité et en l'absence de contraintes réglementaires sur le licenciement, c'est les réactions des entreprises face aux chocs qui fondent les situations du fonctionnement d'un marché du travail hétérogènes en termes de capital humain.

Par ailleurs, il est à signaler que les études empiriques sur la loi d'Okun s'inscrivent dans le même champ de recherche que les études théoriques qui s'intéressent à la relation entre la croissance et les indicateurs du marché du travail. Dans le même sens et au-delà de l'étude du lien entre croissance et emploi, (Pissarides, 1990) évalue l'impact d'une augmentation du taux de croissance de la productivité sur le taux de chômage d'équilibre en utilisant un modèle d'appariement avec présence de coûts de transaction. Toutefois, (Aghion & Howitt, 1992), signalent l'importance de la prise en compte effective de l'innovation comme moteur de la croissance. Cette prise en compte nécessite l'extraction de la part systématique du risque que cette innovation en créant de nouveaux emplois en détruit d'autres. Stimulante et dynamisante, l'innovation serait adaptée aux employés qui sont dotés d'un capital humain plus au moins élevé. Elle se heurte toutefois à de sérieux écueils, soulignés par (N'guessan, 2019). Parmi ces écueils l'auteur développe l'argumentation suivante : qu'en cas de croissance tirée par l'innovation, il existe deux types d'effets, l'un de capitalisation et l'autre de réallocation. Pour l'auteur, l'effet de réallocation domine lorsque les taux de croissance sont faibles et conduit à un phénomène de création destructrice. Il y a donc croissance avec destruction des emplois. Tandis qu'en cas de croissance forte, l'effet de capitalisation est prédominant. Dans un tel paradigme, l'effet des efforts consentis par les entreprises pour développer leurs niveaux en matière d'innovation est ambigu. Ce qui ne permet pas de prévoir l'impact de cette innovation sur le marché du travail. En principe, l'innovation est en effet supposée déclencher la croissance et implique nécessairement l'augmentation de l'emploi et la diminution du taux de chômage. Ce qui induit un phénomène de croissance avec création d'emploi.

Quant aux déterminants de l'intensité en emploi de la croissance ont été aussi étudiés par certains auteurs. Ainsi pour (Mouelhi & Ghazali, 2014), l'intensité en emploi de la croissance augmente avec la part des services dans l'emploi et la croissance de la force de travail et diminue avec le taux d'inflation, le taux de change, l'ouverture au commerce international et le taux de salaire. Ce résultat est confirmé par (Slimane, 2015) sauf celui relatif au taux de change qui n'est pas significatif. (Ningaye, Kitio, & Mba Fokwa, 2015) ont également relevé l'impact positif de l'ouverture au commerce international, du coût du travail et de la part des services dans le PIB. Toutefois, l'influence de la population active et l'inflation sur l'intensité de l'emploi est négative. (Kapsos, 2005) a également avancé le même résultat et évoque aussi que l'offre de travail et la part des services dans l'emploi ont un impact positif sur l'intensité en emploi de la croissance. Tandis que l'impact de l'ouverture commerciale et celui de la rigidité de l'emploi ne sont pas significatifs.



Néanmoins, le constat empirique examinant l'intensité en emploi de la croissance dans différents secteurs des économies de différents pays est moins équivoque. Dans ce sens, (Padalino & Vivarell, 1997) en examinant l'intensité en emploi de la croissance dans différents secteurs des économies des pays du G7, montrent que dans le secteur industriel, l'élasticité de l'emploi est généralement négative alors qu'elle est positive pour le secteur des services.

En tout état de cause, les résultats des études empiriques plaident en faveur de l'existence d'une forte relation positive, significative et robuste entre la croissance économique et l'emploi (Boltho & Glyn, 1995). Ce résultat est également confirmé par (Ezzahid & El Alaoui, 2014) pour le cas du Maroc au cours de la période 1991-2011. En étudiant un groupe de pays asiatique, (Lal, Muhammad, Jalil, & Hussain, 2010), prouvent l'existence d'une relation à la fois à long et à court terme entre la croissance économique et le chômage dans ces pays.

En Algérie, la loi d'Okun a fait l'objet d'études par de nombreux auteurs. Dans ce sens, (Adouka & Bouguell, 2013), (Chenini, Adouka, & Kchirid, 2015), (Kori, 2018), ont démontré qu'il existe une corrélation significative et négative entre le taux de chômage et le taux de croissance. En revanche, (Manna, Rimi, & Toutou, 2020), trouvent une relation négative entre l'emploi et le PIB réel dans le long terme. Toutefois, ils signalent que dans le court terme, le PIB réel a un impact positif sur l'emploi.

2. La loi d'Okun est-elle toujours valide ?

Les études sur la non-validité de la loi d'Okun, se sont intéressées à la vérification de la relation négative entre le taux de chômage et le PIB sur le long terme. Dans ce sens, (Harris & Silverstone, 2001) en examinant la relation entre le chômage et la croissance économique, pour sept pays de l'OCDE, ils montrent qu'il n'y a pas de relation à long terme entre les deux variables. Pour (Kitov, 2012), dans une étude de la relation entre l'emploi et le PIB potentiel pour : les États-Unis, la France, le Royaume-Uni, l'Australie, le Canada et l'Espagne, constate que les taux du chômage élevés sont affectés par de faibles taux de croissance. Dans le même sens, l'étude de (Fatai & Bankole, 2013) confirme la non validité de la loi d'Okun pour l'économie nigériane au cours de la période 1980-2008.

Dans une étude sur la causalité entre le chômage, la croissance économique et l'inflation en Algérie (1991-2018) à travers l'utilisation des tests de cointégration de Johansen et des tests de causalité de Granger, (Khouri, 2020) constate l'absence de cette relation entre les trois variables à long terme. Selon l'auteur, ceci peut être justifiée par le fait qu'en période de transition économique, les mécanismes de marché peuvent ne pas fonctionner correctement. En réalité, il convient de préciser qu'il est primordial de faire la distinction entre la relation croissance et chômage au sens de loi d'Okun et la relation de causalité entre la croissance économique et l'inflation en direction du taux de chômage dont l'étude de l'auteur essaye de tenir compte. Ceci ne signifierait pas que les prévisions relatives à l'emploi ne peuvent pas influencer les mécanismes de marché de fonctionner correctement. Enfin, le recours au taux de chômage comme indicateur et facteur d'ajustement des autres



indicateurs de l'économie nationale pourrait influencer les comportements des autres facteurs d'une manière perverse et abouti à d'autres conclusions.

Au final, on peut dire que depuis la synthèse fondamentale des premiers travaux empiriques sur la relation croissance-chômage développés par Okun (1962), la mesure de l'impact de la croissance sur le taux de chômage, en générale ou ceux sur l'emploi et les indicateurs du marché du travail, en particulier, a fait l'objet de nombreux travaux empiriques. Leurs objectifs sont d'identifier, de chiffrer et de déterminer les indicateurs du marché du travail et l'intensité de la croissance économique en emploi. Leur postulat théorique essentiel est d'assurer que cette croissance économique a un impact sur le fonctionnement du marché du travail. La lecture de cette littérature, a permis de classer le socle empirique des travaux économétriques sur la loi d'Okun en deux versions. La première, dite version en « différences premières ». La seconde, dite « version gap », relie les écarts du taux de chômage et du PIB observé respectivement au taux de chômage naturel et au PIB potentiel. Le fait marquant qui se dégage de ces travaux, c'est qu'ils s'accordent à confirmer l'existence d'un impact positif et significatif de la croissance sur l'emploi et par la suite sur le fonctionnement du marché du travail dans les économies développées, émergentes et en développement.

II. Méthodologie et Estimation de la loi d'Okun

1. Méthodologie économétrique

Les modèles standards utilisés pour mesurer la relation entre la croissance économique et l'emploi s'appuient sur une fonction de production de type Cobb-Douglas (Creedy & Thomas, 1982). A notre sens, ce modèle constitue une version simple et uniforme qui permet la modélisation de la loi d'Okun. La forme fonctionnelle de la fonction de production de type Cobb-Douglas est la suivante :

$$Y_t = A^\gamma L_t^\alpha K_t^\beta e^{\gamma t} \quad (1)$$

Avec t représentant le temps, Y_t la production à l'instant (t) aux prix constants, L_t^α mesure la quantité du travail nécessaire à la production de Y_t , K_t^β mesure le stock de capital aux prix constants nécessaire à la production de Y_t , $e^{\gamma t}$ exprime le changement du progrès technique avec " γ " est le taux avec lequel la production Y_t augmente suite à une augmentation de ce progrès technique et A , exprime le facteur d'efficacité technique. Enfin, α , et β représentent les coefficients des parts des facteurs de production nécessaire à la production de Y_t .

En revanche, pour expliquer la relation entre la croissance et son intensité en emploi, nous nous référons au modèle non linéaire autorégressif avec retards⁴ testée par (N'guessan, 2019). Ce modèle raisonne dans le cadre d'une économie ouverte, tout en supposant que l'ouverture commerciale a des effets d'efficacité sur le processus de production où A est endogénéisé par la fonction suivante:

$$A_{it} = e^{\delta_0 + \delta_1 Ouv_{it}}$$

$$\text{Et } Ouv = \frac{\text{exportation} + \text{importation}}{\text{Production}}$$

Par ailleurs, ce type de modèle a le mérite de tester les asymétries de court et de long terme en permettant de mélanger des variables intégrées d'ordre différent $I(0)$



et $I(1)$ et de tester directement l'existence d'une relation de cointégration de long terme.

Au final, la version de la loi d'Okun en différence première simplifiée et adaptée à notre étude peut se présenter comme suit :

$$\Delta \ln Emp_t = \theta_0 + \theta_1 \Delta \ln Y_t + \theta_2 \Delta \ln pop\ activ_t + \delta \Delta ouv_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Avec : $\ln$ le logarithme naturel, Δ l'opérateur de différence, Emp_t le nombre de travailleurs employés, θ_1 l'intensité de la production en emploi ou le coefficient d'Okun, θ_2 et δ représentent respectivement les coefficients mesurant les impacts de la population active et de l'ouverture au commerce international et ε_t le terme d'erreur. A notre sens, ce cadre économétrique simple peut, dans une approche plus pragmatique, être complété pour inclure d'autres variables de contrôle.

L'équation de long terme à estimer est la suivante :

$$\ln Emp_t = \mu + \theta_0 + \theta_1 \ln Y_t + \theta_2 \ln pop\ activ_t + \delta_1 Ouv_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Où $t = 1, \dots, T$; T le nombre d'observations temporelles et μ représente le paramètre de l'effet fixe.

Avant l'estimation de l'équation (3), il convient de tester la stationnarité des séries. L'application des tests de stationnarité sont nécessaires pour éviter le problème de régression fallacieuse. C'est la raison pour laquelle, deux types de tests sont appliqués: les tests de stationnarité des séries et les tests de cointégration. Les tests de stationnarité sont de deux types: ceux qui font l'hypothèse d'une indépendance des termes d'erreur interindividuels et ceux qui prennent en compte leur dépendance. En fonction des résultats de ces tests nous procéderons soit aux premiers soit aux seconds.

Par ailleurs, si les séries étudiées sont intégrées d'ordre 1 et cointégrées, le modèle en différence première ne devient plus approprié. Afin d'éviter cette situation, il faut appliquer un des tests de cointégration appropriés : le test de Pedroni (1999, 2004) et le test de Westerlund (2007) et Persyn et Westerlund (2008)⁵. Dans cette situation, la procédure la plus courante pour tester la relation de l'intensité en emploi de la croissance économique consiste en l'utilisation de la méthode ARDL, développé par (Padalino & Vivarell, 1997) (Pesaran, Shin, & Smith, 2001). Cette technique apparaît comme la meilleure et s'apprête à cet exercice puisqu'elle a l'avantage de tester des relations de long terme entre des variables dont les ordres d'intégration sont différents (Acikgoz & Mert, 2010) et qu'elle permet d'obtenir de meilleures estimations sur des échantillons de petite taille.

2. Estimation du coefficient d'Okun

Dans le but d'établir la relation de long terme entre l'emploi et la croissance en Algérie, nous reformulons l'équation (3) sous le modèle ARDL comme suit :

$$\begin{aligned} \ln Emp_t &= F(PIB_t, Pop\ Active_t, Ouv_t) \\ \ln Emp_t &= \delta_{1,0} \ln PIB_t + \delta_{1,1} \ln PIB_{t-1} + \delta_{2,0} \ln Pop\ active_t + \delta_{2,1} \ln Pop\ active_{t-1} \\ &\quad + \delta_{3,0} Ouv_t + \delta_{3,1} Ouv_{t-1} + \lambda \ln L_{t-1} \mu + \varepsilon_t \quad (4) \end{aligned}$$

Le modèle à correction d'erreur de cette équation devient :

$$\begin{aligned} \Delta \ln Emp_t &= \varphi (\ln Emp_t - \phi_0 - \Phi_1 \ln PIB_t - \phi_2 \ln pop\ avt_t - \phi_3 Ouv_t) + \delta_1 \Delta \ln PIB_t \\ &\quad + \delta_2 \Delta \ln pop\ act_t + \delta_3 \Delta Ouv_t + \varepsilon_t \quad (5) \end{aligned}$$

$$\text{Avec : } \varphi = -1(1 - \lambda); \phi_{0i} = \frac{\mu}{1-\lambda}; \Phi_1 = \frac{\delta_{1,0} + \delta_{1,1}}{1-\lambda}; \phi_2 = \frac{\delta_{2,0} + \delta_{2,1}}{1-\lambda}; \phi_3 = \frac{\delta_{3,0} + \delta_{3,1}}{1-\lambda}$$



φ est la vitesse d'ajustement vers l'équilibre

Selon cette équation, on a une relation de cointégration si les coefficients δ_1 , δ_2 et δ_3 sont statistiquement différents de zéro. L'hypothèse nulle de ce test est $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0$ (pas de relation de long terme). L'hypothèse de cointégration est testée en utilisant le test de Fisher dont la valeur calculée est comparée aux valeurs critiques tabulées par Pesaran et al. (2001). L'hypothèse d'absence d'une relation de cointégration est rejetée lorsque la valeur calculée de la statistique F de Fisher est supérieure à la valeur critique. Cependant, pour prouver que cette relation de cointégration est logique et n'est pas due au hasard, on utilise la statistique t-statistique dont la valeur calculée est comparée aux valeurs critiques tabulées par Pesaran et al. (2001).

III. Tests Empiriques : résultats et interprétations

Notre travail s'intéresse à l'estimation de la loi d'Okun dans le contexte de l'économie algérienne en utilisant des données annuelles couvrant la période 1992-2019⁶. La robustesse des résultats sera examinée en testant la version de cette relation en différence première simplifiée.

1. Test de stationnarité⁷

Tableau1: Test Dickey-Fuller Augmenté (ADF) en niveau et en première différence

UNIT ROOT TEST TABLE (ADF)

<u>At Level</u>		LN_EMP	LN_POP_ACT	LN_PIB	OUV
t-Statistic		-0.9778	-2.6597	-3.0165	-1.9680
Prob.		0.7464	0.0945	0.0460	0.2976
		n0	*	**	n0
t-Statistic		-1.4056	-3.2349	-1.0667	-0.7913
Prob.		0.8360	0.0990	0.9164	0.9541
		n0	*	n0	n0
t-Statistic		4.0870	3.8260	5.8618	-0.0788
Prob.		0.9999	0.9998	1.0000	0.6474
		n0	n0	n0	n0
<u>At First Difference</u>		d(LN_EMP)	d(LN_POP_ACT)	d(LN_PIB)	d(OUV)
t-Statistic		-6.0292	-6.4253	-3.6935	-4.8020
Prob.		0.0000	0.0000	0.0104	0.0007
		***	***	**	***
t-Statistic		-6.1335	-7.1073	-4.8690	-4.8565
Prob.		0.0002	0.0000	0.0032	0.0034
		***	***	***	***
t-Statistic		-1.7042	-4.1013	-2.2064	-4.8819
Prob.		0.0833	0.0002	0.0289	0.0000
		*	***	**	***

Notes: (*) Significant at the 10%; (**) Significant at the 5%; (***) Significant at the 1%. and (no) Not Significant
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Source: élaboré par les auteurs à partir des résultats d'estimation du logiciel EViews 12

Le tableau 1 récapitule les résultats du test de stationnarité. D'après les résultats issus de l'application du test ADF, il apparaît une stationnarité en niveau de la variable population occupée. Par contre, les variables : population active, PIB et ouverture économique sont stationnaires en première différence. Ainsi, les conditions de mise en œuvre du modèle de cointégration de type ARDL sont

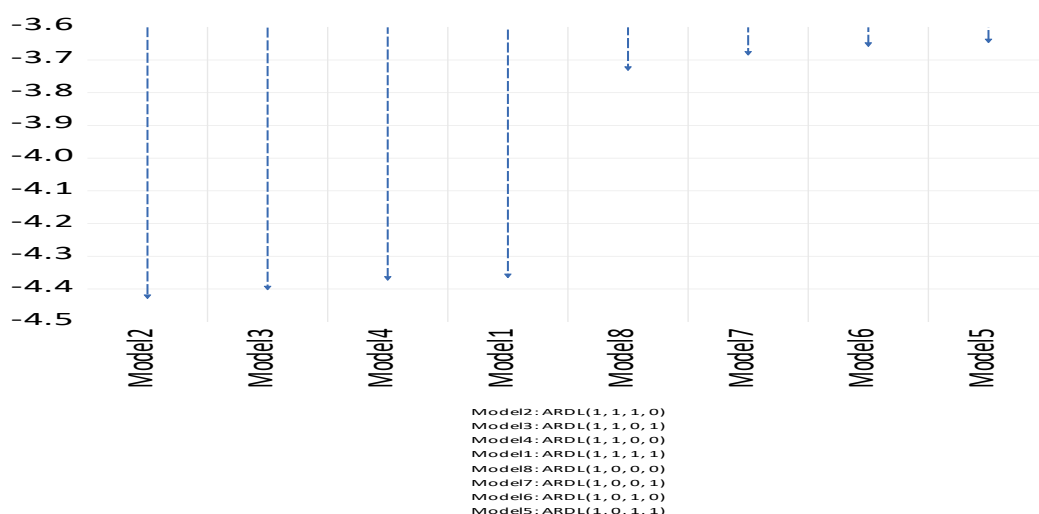


réunies et permettent de tester des relations de long terme entre des variables dont les ordres d'intégration sont différents (Acikgoz & Mert, 2010). Dans une perspective de comparaison d'utilisation de modèles, (Sodipe & Ogunrinola, 2011) estiment pour le Nigeria un modèle en différence première et un modèle en écart avec comme méthode de filtrage, le Filtre HP. Les auteurs confirment que les deux modèles donnent des coefficients positifs entre l'emploi et le taux de croissance. Toutefois, le modèle en différence fournit des coefficients plus faibles.

2. Détermination et validation du modèle ARDL optimal

Pour afficher la supériorité relative du modèle sélectionné par rapport aux alternatives, nous allons nous servir du critère d'information de (Akaike) pour sélectionner le modèle ARDL optimal. Les résultats d'estimation du modèle ARDL optimal retenu à partir d'Eviews 12 parmi les 8 meilleurs modèles, est : ARDL (1, 1, 1, 0) qui correspond à la valeur la plus basse de l' AIC (Graphique 1).

Graphique 1 : Modèle retenu selon le critère d'information d'Akaike
Akaike Information Criteria



Source: Résultats d'estimation du logiciel EViews 12

Le tableau 2, nous fournit les résultats des tests de robustesse, l'hypothèse nulle est acceptée par tous les tests et donc les résidus remplissent les conditions de validité du modèle à savoir l'absence d'autocorrélation, l'existence de la normalité et de l'homoscédasticité (voir Tableaux 1, 2 et 3 fournis en annexes).

Tableau 2 : Tests diagnostiques sur le modèle ARDL

Hypothèse du test	Test	F-statistique	Probabilité
Autocorrélation	Breusch-Godfrey	0,206203	0,8156
	Serial Correlation LM Test		
Hétéroscédasticité	Breusch-Pagan-Godfrey	2,2059	0,0853
	Glejser	1,432591	0,2514
Normalité	Jarque-Berra	0,16001	0,923111

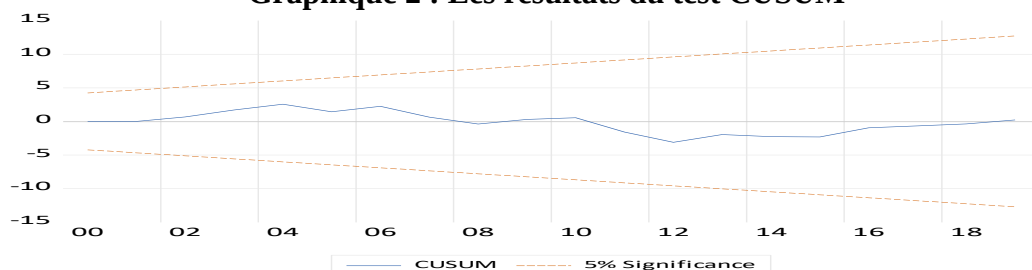
Source: élaboré par les auteurs à partir des résultats de l'estimation du logiciel EViews 12

Ces résultats sont confirmés par le diagnostic de la stabilité du modèle issu des tests CUSUM et CUSUM des carrés de Brown, Durbin et Evans (1975)⁸. D'après la lecture des graphiques 2 et 3, nous observons que les sommes cumulées se



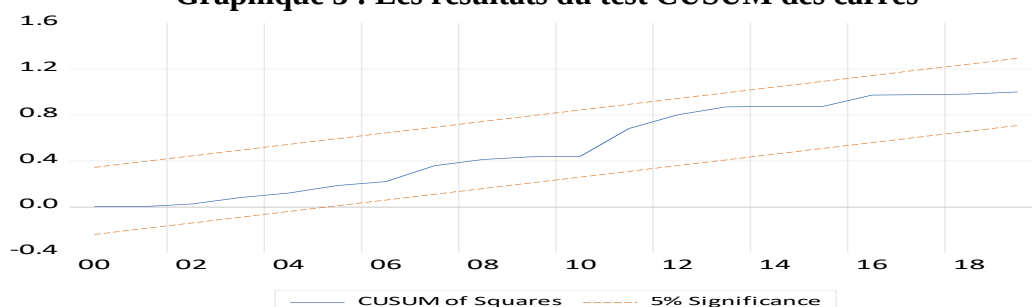
situent à l'intérieur des lignes critiques, ce qui nous permet de dire que notre modèle est stable.

Graphique 2 : Les résultats du test CUSUM



Source: Résultats d'estimation du logiciel EViews 12

Graphique 3 : Les résultats du test CUSUM des carrés



Source: Résultats d'estimation du logiciel EViews 12

3. Etude de la cointégration : ARDL Optimal et Bounds test

3.1 Test de cointégration de Pesaran et al. (2001)

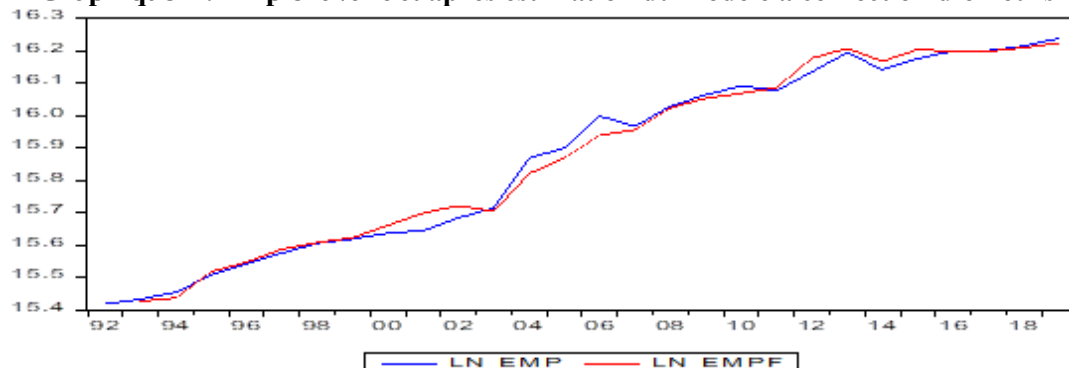
Nous allons effectuer le test de cointégration de Pesaran et al. (2001) ou le test de cointégration aux bornes. L'hypothèse de cointégration est testée en utilisant le test de Fisher dont la valeur calculée est comparée aux valeurs critiques tabulées par Pesaran et al. (2001). L'hypothèse d'absence d'une relation de cointégration est rejetée lorsque la valeur calculée de la statistique F de Fisher est supérieure à la valeur critique (la borne supérieure).

Les résultats du test de cointégration aux bornes (Tableau 4 annexes) montrent que la valeur statistique calculée de Fischer (4.725785) est supérieure aux valeurs critiques des limites supérieures aux niveaux, 5% et 10%, donc on rejette l'hypothèse nulle et on accepte l'hypothèse alternative d'une relation d'intégration commune entre les variables de l'étude et les résultats confirment une relation équilibrée à long terme entre la population occupé et ses variables explicatives (population active, PIB et ouverture). Cette évidence de l'existence de relation de cointégration indique que nous pouvons utiliser les valeurs critiques du t-statistique, en valeur absolue, pour déterminer si la nature de cette relation est logique ou due au hasard. Comme la valeur absolue de la t-statistique (3.533161) est supérieure aux valeurs absolues des valeurs critiques des limites supérieures aux niveaux 10%, on conclut que cette relation est logique (graphique 4). En revanche, après l'estimation du modèle avec correction d'erreurs la valeur absolue de la t-statistique s'améliore (4.662469) est devenue significative aux niveaux 1 %, 2,5 %, 5% et 10% (Tableau 5 annexes). Ces raisons nous donnent donc la permission de



procéder à l'estimation des relations à long et à court termes de notre modèle ARDL de cointégration.

Graphique 4 : Emploi avant et après estimation du modèle à correction d'erreurs



Source: élaboré par les auteurs à partir des résultats de l'estimation du logiciel EViews 12

3.2. Etude de la relation d'équilibre à long terme et interprétations

L'estimation d'un modèle à correction d'erreur suppose l'existence d'une relation de cointégration à long terme entre les variables sous-étude. D'après les résultats du tableau 3⁹, les résultats du modèle à correction d'erreur sont cohérents avec les résultats de l'estimation des paramètres sur le long terme et que le coefficient de correction d'erreur est négatif et significatif (-0.409791) ce qui signifie qu'il y a un processus de correction du court au long terme presque de 41 %. En effet, l'emploi, le PIB, la population active et l'ouverture économique évoluent ensemble à long terme. A cet effet, on peut confirmer qu'il existe une relation d'équilibre stable entre les variables sous-étude.

Tableau 3: Estimation des relations à court et à long terme

Court Terme		Long Terme	
Variable	Coefficient	Variable	Coefficient
D(LN_POP_ACT)	0.498919	LN_POP_ACT	-0.986178
D(LN_PIB)	0.093451	LN_PIB	0.524720
CointEq(-1)*	-0.409791	OUV	0.056583

Source: élaboré par les auteurs à partir des résultats de l'estimation du logiciel EViews 12

A court terme, les coefficients estimés sont tous positifs et significatifs, la loi d'Okun est donc confirmée pour l'économie algérienne. Une croissance du PIB et une augmentation de la population active induisent une croissance de l'emploi. Par contre, à long terme, la population active a un impact négatif significatif. Ainsi, on constate l'existence d'une cointégration entre la croissance économique et l'emploi à long terme et que la relation entre ces variables est positive. Dans ce sens, (Semmler & Zhang, 2005) affirment que la théorie selon laquelle l'augmentation de la croissance réduit le chômage est valable pour la plupart des pays.

Dans le cas algérien, on note que la croissance économique a un impact positif et significatif sur l'emploi total dans le court terme (0.093451) et ne semble pas changer d'effet dans le temps, de plus il augmente à 0.524720. Ceci dit qu'une augmentation du PIB de 1% se traduit par une augmentation de l'emploi de 0,52%. Ce résultat signifie que l'économie peut par exemple croître sans augmenter considérablement l'emploi. En théorie, la production d'équilibre peut être différente



de la production du plein emploi. Ces deux types de production sont déterminés par des facteurs indépendants. De ce fait, aucun mécanisme de marché ne peut, à court terme, les rapprocher en cas de divergences. Dans ce cas-là une situation de sous-emploi s'instaure dans l'économie et seul l'état peut intervenir pour restaurer le plein emploi. C'est ce constat qui a conduit Keynes à préconiser l'intervention de l'état. Ce constat corrobore avec la situation de l'économie algérienne où les périodes d'expansion ne sont pas nécessairement suivies par une augmentation considérable de l'emploi et une baisse du chômage.

C'est dans ce cadre précis que s'inscrivent les différents programmes de la relance économique et de son soutien lancé dès le début des années 2000. Globalement, l'objectif de ces programmes était principalement la création d'emplois et l'amélioration du niveau de l'investissement privé et étranger. Certes, ces programmes ont stimulé la demande interne et ont permis d'améliorer l'employabilité et la résorption d'une grande partie du chômage. En revanche, la nature temporaire des emplois créés rend ces résultats positifs provisoires, ce qui nous permet de dire que la baisse du taux de chômage, durant cette période, a été réalisée en dépit d'un déclin du travail structuré et en faveur du travail temporaire ou informel.

Tableau 4 : Structure de l'emploi en Algérie durant 2000-2018 en milliers

Année	Agriculture	Industrie	BTP	services	Taux de chômage
2000	1185	499	781	2513	29,50%
2001	1328	503	803	2565	27, 3%
2002	1438	504	860	2660	25,70%
2003	1565	510	907	2759	23,70%
2004	1617	1061	968	4153	17,70%
2005	1381	1059	1212	4393	15,30%
2006	1610	1264	1258	4738	12, 3%
2007	1171	1028	1524	4872	11,80%
2008	1252	1141	1575	5178	11, 3%
2009	1242	1194	1718	5318	10,20%
2010	1136	1337	1886	5377	10%
2011	1034	1367	1595	5603	10%
2012	912	1335	1663	6260	11%
2013	1141	1407	1791	6449	9,80%
2014	899	1290	1826	6224	10,60%
2015	917	1377	1776	6524	11,20%
2016	865	1465	1895	6620	10,50%
2017	1102	1493	1847	6417	11,70%
2018	1067	1434	1774	6726	11,70%
2019	ND	ND	ND	ND	ND
Total	22862	21268	27659	95349	

Source : élaboré par les auteurs à partir des données des rapports de l'ONS



D'après le tableau 4, le taux de chômage est passé de presque 30 % en 2000 à 11,7 % en 2018 après avoir atteint son plus bas niveau de 9,8 % en 2013. De plus, on remarque que le secteur des services (y compris l'administration publique) est le premier secteur générateur d'emploi¹⁰ suivi de l'agriculture et du secteur du BTP qui a connu une expansion en cette période grâce aux investissements publics notamment en infrastructures. En revanche, le secteur de l'industrie vient en dernière position en matière de création d'emplois. Ainsi, le caractère temporaire d'une partie des emplois créés est problématique. La création d'emplois temporaire ne résout pas le problème du chômage mais ne fait que le reporter.

Cependant, la variable population active a un effet positif sur l'emploi à court terme. Ainsi, un accroissement de 1% de la population active induit toutes choses égales par ailleurs, une augmentation de 0,50 % environ de l'emploi. En revanche, sur le long terme le signe devient négatif et toute augmentation de 1 % de la population active provoque une baisse de, presque, 0,99 % de l'emploi. Ceci est due au fait que cette variable est une variable regroupant différents types de population (les ouvriers saisonniers ou à temps partiel, les demandeurs d'emploi, les personnes à la recherche d'un premier emploi et ceux du secteur informel), ce qui témoigne en quelque sorte de la dominance du taux de chômage et des effets de la politique des préretraites adoptée dans les années 2000 même si l'effet positif sur l'emploi n'est qu'à court terme. Globalement, on peut dire que dans la réalité le rythme de croissance de la population active et celui de l'emploi sont différents et que l'effet de la croissance de la population active sur l'emploi n'apparaît qu'après plusieurs années du changement de son rythme.

Ce qui est de l'ouverture, on constate qu'elle a un effet positif et non significatif sur l'emploi à long terme et aucun effet sur le court terme. Ce résultat est également confirmé par Ningaye, Kitio, & Mba Fokwa, (2015). Ainsi, on peut dire que l'impact de l'ouverture économique sur l'emploi augmente avec le temps. Ceci peut être expliqué par le fait que l'ouverture au commerce international conduit à un biais de qualification qui se traduit par une baisse de l'emploi faiblement qualifié (emploi informel et plus abondant dans l'économie nationale) au profit de l'emploi qualifié plus rare.

En réalité, la théorie ne permet pas de trancher. En effet, les relations entre degré d'ouverture et arbitrage croissance-emploi sont complexes. D'après (Gali & Monacelli, 2005), plus le degré d'ouverture de l'économie est important et plus la substituabilité entre les productions nationale et étrangère est faible. En outre, il y a une relation négative entre ouverture et emploi : l'accroissement de l'ouverture de l'économie s'accompagne d'une plus grande rigidité nominale, donc d'une baisse de la croissance économique.

Au final, dans l'économie algérienne, l'équation qui décrit la relation de long terme entre l'emploi et ces variables explicatives à savoir : le PIB, la population active et l'ouverture économique s'écrit sous la forme suivante :

$$DLN_{Emp} = 6.645982 - 0.409791*[LN_{Emp}(-1) - (-0.9862*LN_{POP_ACT} + 0.5247*LN_{PIB} + 0.0566*OUV)]$$



D'après le tableau 5 (Annexes), la vitesse d'ajustement est de 41 %. C'est-à-dire qu'après un choc sur les variables explicatives (hausse ou baisse) l'emploi s'ajuste à son équilibre après une durée de 2 ans et 5 mois. En d'autres termes, les périodes de chocs, allongent la durée du chômage de toutes les catégories et surtout pour les nouveaux demandeurs d'emploi.

D'une manière générale, la relation croissance-emploi en Algérie, durant la période d'étude, est liée étroitement aux dispositifs d'emplois mises en œuvre par les pouvoirs publics et aux réformes du marché du travail. Ainsi, en matière de réformes structurelles du marché du travail en Algérie, entamées depuis le milieu des années 1990, il faut tenir compte de la diversité des dispositifs et des mesures prises. Globalement, on distingue deux catégories: ceux pris dans le cadre du programme d'ajustement structurel tel que les dispositifs d'insertion professionnelle (programmes et mesures visant la reconversion professionnelle et la création d'emplois, auto-emploi ...etc.) dont l'objectif est le retour aux grands équilibres. Certains de ces dispositifs ont duré même après cette période. Cependant, la deuxième catégorie concerne ceux pris en accompagnement de la relance économique, entamée dès le début des années 2000. A cet effet, on peut citer les dispositifs pris dans le cadre de la promotion de l'entrepreneuriat (programmes d'aide à la création d'entreprise et contrat de pré-emploi, promotion des activités créatrices d'emplois, micro-entreprises...etc.). En général, la mise en œuvre de ces dispositifs dépend des groupes de chômeurs cibles visés.

Indiscutablement, ces dispositifs ont constitué la principale dynamique de création d'emploi jusqu'à présent. Sans doute, ces dispositifs reflètent une volonté politique de mieux satisfaire les besoins d'une tranche de la population et de réduction du phénomène de la pauvreté. En réalité, la dynamique créée par ces dispositifs n'est en fait qu'une fuite en avant et créatrice de déficits budgétaires. Néanmoins, on signale que ces dispositifs ont eu le mérite de contenir des mesures d'accompagnement qui s'inscrivent dans une logique de gestion sociale du chômage. Par définition, une grande partie des emplois créés dans le cadre de ces dispositifs ne pouvait être durable. Dans ce cas, il est difficile d'évaluer des situations dont les impacts changent d'une manière perpétuelle. A cette difficulté s'ajoute deux types de problèmes. Le premier concerne la nature des politiques de l'emploi des masses mise en place par les pouvoirs publics dont le principal objectif est de réduire le chômage à court terme. Quant au deuxième, il concerne les réformes du marché du travail. Dans ce sens, il est important de signaler l'importance des réformes du code du travail. Principalement, ces réformes ont visé plus de flexibilisation des relations de travail mais elles ont fait apparaître de nouvelles formes de travail qui ont accentué la précarité de l'emploi¹¹.

De plus, il est intéressant de signaler que la période qui a fait l'objet de notre travail est caractérisée par des événements importants tels que les répercussions des chocs pétroliers et des contre chocs qu'a connues l'économie algérienne avant et pendant cette période.



Conclusion

Compte tenu de la stabilité de la relation croissance-emploi à long terme en Algérie, l'estimation du modèle aboutit à la significativité du coefficient de la loi d'Okun. L'étude confirme ainsi que lorsque le PIB croît l'emploi augmente. Par contre, lorsque la population active augmente l'emploi baisse. Quant à l'ouverture économique, elle n'a cependant pas d'impact sur l'emploi à court terme. Même dans l'équation de long terme cette variable n'est pas significative.

Néanmoins, on signale que les dispositifs de promotion d'emploi des jeunes, initiés dès le milieu des années 1990, ont relancé la dynamique du marché du travail. En revanche, le chômage demeure préoccupant et l'exclusion des jeunes du monde du travail démontre que les politiques du marché du travail se sont soldées par un échec. A cet effet, on peut dire que notre hypothèse est en partie confirmée et que le défi majeur de la politique d'emploi en Algérie est celui de favoriser l'emploi au profit des jeunes.

Ainsi, il est à rappeler que les enjeux avens des politiques économiques en Algérie devraient être portés dans deux directions. La première concerne celle de la demande du travail en améliorant le contenu en emplois de la croissance économique tout en promouvant les emplois qualifiés pour faire face à l'afflux croissant de jeunes diplômés. Sans perdre de vue l'adaptation et la formation aux besoins du système productif. La seconde concerne l'offre du travail en appuyant les investissements dans le secteur privé, en subventionnant la création d'entreprises, en assainissant le climat des affaires et en promouvant l'entrepreneuriat.

Toutefois, il intéressant de signaler que les années 2000 marquent le début d'une nouvelle logique dans le processus de développement poursuivi en Algérie. Les grands repères de cette nouvelle situation sont :

- La croissance du nombre des entreprises individuelles;
- La croissance des revenus non salariaux au sein des revenus des ménages;
- Accentuation de l'ouverture de l'économie nationale ;

Cette nouvelle logique a permis au secteur informel d'opérer sous une forme légale et sur une grande échelle et par voie de conséquence, il a donné du sang neuf au marché du travail algérien. Le rôle de ce secteur apparaît incontestable dans la mesure où, d'une part, il assure la survie des catégories qui n'ont pas trouvé un emploi dans le marché du travail formel, et d'autre part, il permet à certains indépendants et employeurs des petites entreprises d'avoir un gain, parfois même, supérieur à leurs collègues du secteur formel. A cet égard, l'absence des statistiques de l'emploi informel peut fausser donc nos estimations. Les statistiques utilisées sont ceux de l'emploi formel.

Références bibliographiques :

- Acikgoz, S., & Mert, M. (2010). The Endogeneity of the Natural Rate of Growth: An Application. *Panaeconomicus*, 57(4), pp. 447-469.
- Adouka, L., & Bouguell, Z. (2013). Estimation De La Loi De Okun En Algérie à L'aide De Modèle Ecm. *Roa Iktissadia Review*, 3(5), pp. 21-56.



- Aghion, P., & Howitt, P. (1992). A model of growth through creative destruction. *Econometrica*, 60(2), pp. 323-351. doi:<https://doi.org/10.3386/w3223>
- Barquet, L., & Murey, D. (2015). *comprendre les fondamentaux de l'économie*. Paris: De Boeck Supérieur. doi:2804190218
- Boltho, A., & Glyn, A. (1995). Créer des emplois par des interventions macroéconomiques ? *Revue Internationale du Travail*, 134(4-5), pp. 497-519. Récupéré sur https://labordoc.ilo.org/permalink/41ILO_INST/j3q9on/alma993142353402676
- Chenini, A., Adouka, L., & Kchirid, E. M. (2015). Essai D'estimation Du Coefficient D'okun Pour L'économie Algérienne. *Revue algérienne d'économie et gestion*, 8(2), pp. 82-105.
- Creedy, J., & Thomas, B. (1982). *The Economies of Labour*. England: ButterWorth .
- Ezzahid, E., & El Alaoui, A. (2014). Economic Growth and Jobs creation in Morocco: Overall and Sectors Analysis. *MPRA Paper* (57841). Récupéré sur <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/57841/>
- Fatai, B., & Bankole, A. (2013). Empirical Test of Okun's Law in Nigeria. *International Journal of Economic Practices and Theories*, 3(3), pp. 227-231. doi:doi=10.1.1.1028.4265&rep=rep1&type=pdf
- Gali, J., & Monacelli, T. (2005). Monetary policy end exchange rate volatility in a small open economy. *review of Economic Study*, 72, pp. 707-734. doi:<https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2005.00349.x>
- Harris, R., & Silverstone, B. (2001). Testing for Asymmetry in Okun's Law :A Cross-Country Comparison. *Economics Bulletin*, 5(2), pp. 1-13. Récupéré sur <https://www.researchgate.net/publication/4818941>
- Huang, H.-c., & Lin, S.-c. (2008). Smooth-Time-Variyng Okun's Coefficient. *Economic Modelling*, 25(2), pp. 363-375. doi:10.1016/j.econmod.2007.06.009
- Kapsos, S. (2005). The employment intensity of Growth: Trends and macroeconomic determinants. *Employment strategy papers, International Labour Office*. Récupéré sur https://www.ilo.org/empelm/pubs/WCMS_143163/lang--en/index.htm
- Khouri, N. (2020). Causalité entre chômage, croissance et inflation en Algérie. *Journal of Economic Sciences Institute*, 32(2), pp. 1665-1684. Récupéré sur <https://www.asjp.cerist.dz/en/article/140941>
- Kitov, I. (2012). Okun's Law Revisited: Is There Structural Unemployment in Developed Countries? *SSRN Electronic Journal*, 40, pp. 1-11. doi:<https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1883003>
- Kori, Y. A. (2018). The Relationship Between Unemployment And Output In Algeria (1989-2016). *The Journal of the Economic Sciences Institute*, 21(2), pp. 9-20.
- Lal, I., Muhammad, S., Jalil, A., & Hussain, A. (2010). Test of Okun's Law in some Asian Countries Co-Integration Approach. *European Journal of Scientific Research*, 40(1), pp. 73-80. doi:10.2139/ssrn.1562602



- Manna, L., Rimi, R., & Tuitou, M. (2020). The Asymmetric Impact Of Economic Growth On Unemployment In Algeria: Testing The Okun's Law empirical Study For The Period 1980-2018. *Roa Iktissadia Review*, 10(2), pp. 13-26.
- Mouelhi, R., & Ghazali, M. (2014). The Employment Intensity of Output Growth in Tunisia and its Determinants. *Economic Research Forum Working Paper*(857). Récupéré sur <https://erf.org.eg/publications/the-employment-intensity-of-output-growth-in-tunisia-and-its-determinants/>
- N'guessan, C. (2019). Estimation de la relation d'Okun pour la Cote d'Ivoire. *Bureau International du Travail*(8). Récupéré sur https://labordoc.ilo.org/permalink/41ILO_INST/8s7mv9/alma995075291502676
- Ningaye, P., Kitio, V., & Mba Fokwa, A. (2015). Elasticité emploi de la croissance et ses déterminants macroéconomiques au Cameroun. *European Scientific Journal*, 11(7), pp. 479-495. Récupéré sur <https://www.researchgate.net/publication/274387765>
- Padalino, S., & Vivarell, M. (1997). The Employment Intensity of growth in the G-7 Countries. *International Labour Review*(136), pp. 199-213.
- Pesaran, H., Shin, Y., & Smith, R. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Long run Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, pp. 289-326. doi:10.1002/jae.616
- Pissarides, C. (1990). *Equilibrium unemployment theory*. Blackwel Oxford.
- Semmler, W., & Zhang, W. (2005). The impact of output growth, labor market institutions, and macro policies on unemployment. *Working paper, SCEPA*.
- Slimane, S. B. (2015). The Relationship Between Growth and Employment Intensity: Evidence for Developing Countries. *Asian Economic and Financial Review*, 5(4), pp. 680-692. doi:<https://doi.org/10.18488/journal.aefr/2015.5.4/102.4.680.692>
- Sodipe, O., & Ogunrinola, O. (2011). Employment and Economic Growth Nexus in Nigeria. *International Journal of Business and Social Science*, 2(11), pp. 232-239. doi:<https://www.researchgate.net/publication/216771946>

Annexes¹² :

Tableau 1 :Test autocorrélation des résidus

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.206203	Prob. F(2,18)	0.8156
Obs*R-squared	0.604754	Prob. Chi-Square(2)	0.7391

Tableau 2: Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	2.205992	Prob. F(6,20)	0.0853
Obs*R-squared	10.75253	Prob. Chi-Square(6)	0.0963
Scaled explained SS	4.961733	Prob. Chi-Square(6)	0.5487

Tableau3 : Heteroskedasticity Test: Glejser

F-statistic	1.432591	Prob. F(6,20)	0.2514
-------------	----------	---------------	--------



Obs*R-squared	8.115941	Prob. Chi-Square(6)	0.2297
Scaled explained SS	6.439383	Prob. Chi-Square(6)	0.3758

Tableau 4: Le modèle ARDL de long terme et test de cointégration aux bornes et t-statistique

ARDL Long Run Form and Bounds Test

Dependent Variable: D(LN_POP_OCC)

Selected Model: ARDL(1, 1, 1, 0)

Case 3: Unrestricted Constant and No Trend

Date: 12/26/21 Time: 19:28

Sample: 1992 2019

Included observations: 27

Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.645982	3.053249	2.176692	0.0417
LN_POP_OCC(-1)*	-0.409791	0.115984	-3.533161	0.0021
LN_POP_ACT(-1)	-0.404127	0.264693	-1.526774	0.1425
LN_PIB(-1)	0.215025	0.083737	2.567879	0.0184
OUV**	0.023187	0.086993	0.266540	0.7926
D(LN_POP_ACT)	0.498919	0.228377	2.184626	0.0410
D(LN_PIB)	0.093451	0.076321	1.224443	0.2350

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

** Variable interpreted as $Z = Z(-1) + D(Z)$.

Levels Equation Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_POP_ACT	-0.986178	0.552339	-1.785459	0.0894
LN_PIB	0.524720	0.122263	4.291742	0.0004
OUV	0.056583	0.220340	0.256798	0.8000

$$EC = LN_POP_OCC - (-0.9862*LN_POP_ACT + 0.5247*LN_PIB + 0.0566*OUV)$$

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	4.725785	10%	2.72	3.77
K	3	5%	3.23	4.35
		1%	4.29	5.61
Finite Sample: n=35				
Actual Sample Size	27	10%	2.958	4.1
		5%	3.615	4.913
		1%	5.198	6.845
		Finite Sample: n=30		
		10%	3.008	4.15
		5%	3.71	5.018
		1%	5.333	7.063

t-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)



t-statistic	-3.533161	10%	-2.57	-3.46
		5%	-2.86	-3.78
		2.5%	-3.13	-4.05
		1%	-3.43	-4.37

Tableau 5 : Le modèle ARDL à correction d'erreurs

ARDL Error Correction Regression

Dependent Variable: D(LN_POP_OCC)

Selected Model: ARDL(1, 1, 1, 0)

Case 3: Unrestricted Constant and No Trend

Date: 12/26/21 Time: 19:49

Sample: 1992 2019

Included observations: 27

Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.645982	1.423268	4.669523	0.0001
D(LN_POP_ACT)	0.498919	0.144416	3.454736	0.0025
D(LN_PIB)	0.093451	0.051385	1.818637	0.0840
CointEq(-1)*	-0.409791	0.087891	-4.662469	0.0001
R-squared	0.704516	Mean dependent var		0.030374
Adjusted R-squared	0.665975	S.D. dependent var		0.038346
S.E. of regression	0.022162	Akaike info criterion		-4.644936
Sum squared resid	0.011296	Schwarz criterion		-4.452961
Log likelihood	66.70664	Hannan-Quinn criter.		-4.587852
F-statistic	18.27950	Durbin-Watson stat		1.761244
Prob(F-statistic)	0.000003			
* p-value incompatible with t-Bounds distribution.				
F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	4.725785	10%	2.72	3.77
k	3	5%	3.23	4.35
		2.5%	3.69	4.89
		1%	4.29	5.61
t-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	-4.662469	10%	-2.57	-3.46
		5%	-2.86	-3.78
		2.5%	-3.13	-4.05
		1%	-3.43	-4.37

Renvois:

¹ Ce concept est utilisé pour qualifier les fluctuations d'amplitude et de régularité de l'activité économique.

² Qui ont pour objectif la gestion des fluctuations plus ou moins cycliques de l'économie.



³ Ces analyses dépasseraient le cadre de ce travail.

⁴ Le recours aux spécifications non linéaires de la relation croissance-emploi est justifié par l'incapacité de la modélisation linéaire à tenir compte du changement de régime, des ruptures de tendance et d'asymétrie du cycle. Par exemple, la linéarité ne permet pas de capter la dynamique de l'emploi au cours d'une reprise économique de grande ampleur. Pour tenir compte de cette non linéarité qui implique l'asymétrie du coefficient d'Okun, une vaste littérature empirique a été développée [Lee (2000), Harris et Silverstone (2001) ; Sögner et Stiassny (2002) Huang et Chang(2005) ; Huang et Chang (2005) ; Holmes et Silverstone (2006); Huang et Lin (2006) ; Fouquau (2008) ; Beaton (2010), etc.].

⁵ Pedroni définit deux groupes de statistiques pour effectuer le test de cointégration : les statistiques de la dimension Within (Panel) qui sont au nombre de quatre (4) et les statistiques de la dimension Between (Group) qui sont au nombre de trois (3). Quant au test de Westerlund définit également deux groupes de tests : les tests individuels (Groupmean tests) et les tests groupés (Panel tests). Pour chaque groupe deux statistiques sont calculées : une avec erreur type standard et une autre avec erreur type calculée à partir de la méthode de Newey-West (1994). L'avantage du test de Westerlund est qu'il peut être appliqué aux panels non cylindré et, est applicable même en cas de dépendances interindividuelles, avec la procédure du bootstrapping. Si les séries sont I(1) et cointégrées, nous procéderons comme Huang et Yeh(2013) à l'estimation des équations de long terme et des dynamiques de court terme en ayant recours aux ARDL de type MG (Mean Group estimation) et PMG (Pooled Mean group estimation). Mais avant nous mobiliserons le test de hausman qui nous indiquera laquelle des démarches est appropriée. A savoir des estimations hétérogènes en équation de long terme et de court terme (MG) ou homogène en équation de long terme et hétérogène en dynamique de court terme (PMG).

⁶ Ces données sont obtenues auprès de l'Office National de la Statistique (ONS) et la Banque Mondiale.

⁷ Tous les tests ont été effectués sous EVIEWS 12

⁸ Les auteurs définissent deux types de tests de stabilité du modèle: CUSUM et CUSUM des carrés respectivement basés sur la somme cumulée et la somme carrés cumulée des résidus récurrents. Ces tests indiquent une instabilité des paramètres du modèle si ces sommes sortent de la zone entre les deux lignes critiques au seuil de signification de 5 %.

⁹ Ce tableau résume les estimations des relations à court et à long terme. Par contre, les résultats d'EvIEWS 12 sont fournis en Annexes.

¹⁰ Ce qui explique l'importante part des dépenses de fonctionnements (courantes) dans les dépenses budgétaires totales.

¹¹ A titre d'exemple, on peut citer : le travail à temps partiel, contrats à durée déterminée, etc...

¹² Tous les tableaux sont issus des estimations faites par les auteurs à partir du logiciel EVIEWS 12