

La relation entre chômage et croissance économique en Algérie : une étude empirique utilisant l'approche VECM

The Relationship between Unemployment and Economic Growth in Algeria: an Empirical Study using the VECM Approach

Fatiha Bouchenaki*, Université d'Oran -2-, Algérie.

bouchenakii@yahoo.com,

Hamza Fekir, Université d'Oran -2-, Algérie.

fekir.hamza@gmail.com

Date de réception:(19/10/2020) , Date de révision: (17/12/2020), Date d'acceptation :(12/02/2021)

Résumé :

L'objectif principal de cet article est d'examiner la relation entre le chômage et la croissance économique en Algérie. Nous considérons la durée d'étude entre 1980 et 2017. Le modèle adopté pour tester la relation est le modèle à correction d'erreur (VECM). Les résultats empiriques montrent que la croissance économique a une influence significative et négative sur la variable taux de chômage. En outre, le test de causalité confirme l'absence d'une relation entre le taux de chômage et la croissance économique.

Mots-clés : chômage, croissance économique, VECM, causalité.

Abstract

The main objective of this article is to examine the relationship between unemployment and economic growth in Algeria. We consider the duration of study between 1980 and 2017. The model adopted to test the relationship is the error correction model (VECM). Empirical results show that economic growth has a significant and negative influence on the unemployment rate variable. In addition, the causality test confirms the absence of a relationship between the unemployment rate and economic growth.

Keywords: unemployment, economic growth, VECM, causality.

*Auteur correspondant: Fatiha Bouchenaki, Email: bouchenakii@yahoo.com

Introduction:

La croissance économique reste toujours une variable économique clé, elle permet de créer une vue d'ensemble de l'économie d'un pays et de son niveau de développement, parallèlement au taux de chômage, au taux de change et à l'inflation. La mesure de la croissance économique est étroitement liée aux données concernant le produit intérieur brut, car ces données quantifient le revenu total des membres de l'économie. Les différences observées dans les niveaux de vie entre les pays peuvent être expliquées par les différences de taux de croissance du produit intérieur brut. Un taux durable de croissance du PIB réel est l'un des meilleurs moyens de favoriser l'élévation du niveau de vie. D'un point de vue néoclassique, les facteurs sous-jacents qui affectent la croissance économique sont l'épargne, la croissance démographique et le progrès technologique. Le chômage est également très important pour obtenir une croissance économique durable. Si le chômage est inférieur à son niveau naturel, la croissance économique générera une inflation plus élevée. La croissance économique, qui est considérée comme l'un des meilleurs indicateurs pour mesurer la robustesse de chaque économie, est essentielle pour comprendre sa relation avec le chômage, qui est un indicateur macroéconomique important qui reflète l'incompétence de toute économie à utiliser pleinement ses ressources humaines. Cet article portera sur l'estimation de la relation entre le taux de chômage et la croissance économique en Algérie, ce qui pourrait mieux couvrir la réalité et les obstacles liés à la croissance du pays, permettant ainsi au gouvernement de prendre les mesures nécessaires afin d'améliorer les indicateurs macro-économiques.

L'importance de l'étude est cristallisée par le fait qu'elle traite un sujet important de l'économie algérienne, surtout après que le problème du chômage a atteint son paroxysme et ses tendances saturées. Par conséquent, la compréhension des déterminants du chômage, la croissance économique conduira certainement à la voie de la politique économique et de la planification de la main-d'œuvre, la correction des trajectoires de la main-d'œuvre en termes de politiques éducatives et la restructuration des secteurs économiques, en ligne avec les données et les résultats de l'économie algérienne, tout comme son importance. L'importance de cette étude est également représentée par la détermination de notre objectif principal qui est l'Analyse de la relation entre le chômage et la croissance économique en Algérie à court et à long terme ainsi que l'examen de la relation avec les autres déterminants qui sont le taux de change et l'inflation.

Etant donné ces considérations, nous posons la question suivante : quels sont les principaux facteurs qui influencent l'évolution du chômage en Algérie entre 1980 et 2017 ? Plus précisément, est-ce que c'est la croissance de PIB, qui explique le chômage en Algérie ou bien encore c'est le taux de change et le taux d'inflation qui ont un impact sur le taux de chômage dans l'économie algérienne? Par ailleurs, y'a-t-il un lien de cointégration entre ces variables.

Notre hypothèse principale dans cette étude est que le chômage serait influencé aussi bien par le taux de croissance que par le taux de change et le taux d'inflation. Nous cherchons dans cet article à tester ces hypothèses et apporter économétriquement des réponses aux facteurs qui contribuent à l'explication du chômage en Algérie.

2. Le cadre théorique de l'étude :

Chacun des deux concepts économiques a sa propre signification particulière, par conséquent la croissance économique est l'augmentation de la production nationale réelle ou du revenu national réel. , " Klaus, Rose, 1990". Quant au chômage, il est décrit comme le nombre d'individus en âge de travailler capables de travailler et ils le

veulent et le poursuivent mais ne le trouvent pas "Organisation internationale du travail, 2009", les évolutions de ce dernier sont basées sur le produit national réel et pour expliquer la relation entre les deux définitions, dans ce qui suit, nous présentons les concepts puis les déterminants de chacun d'eux, en tenant compte des objectifs de l'analyse.

2.1 La croissance économique :

La croissance économique est définie comme " une augmentation constante du potentiel de l'économie à produire des biens et services souhaités par la communauté " et que se fondant sur les ressources disponibles en quantité et en qualité. (Aldebag, Joumred, 2003). Elle peut donc être définie comme l'augmentation continue de la population et de la production par habitant. La croissance économique est mesurée au taux de croissance du PIB réel ou le taux de croissance du revenu réel par habitant. Parmi les déterminants de la croissance économique :

- a) Le capital.
- b) la population.
- c) Le progrès technique

2.2 Le concept de chômage :

Le chômage du point de l'OIT (l'organisation internationale du travail) est «la personne qui est au-dessus d'un certain âge sans emploi et qui a la capacité ainsi que la volonté de travailler et qui à la recherche d'un travail au niveau de salaire en vigueur, mais ne l'a pas trouvé ». Les chômeurs sont donc ceux qui veulent travailler, mais ils ne le trouvent pas, et désespèrent à force d'avoir trop cherché donc, ils abandonnent la recherche d'emploi, leur nombre devient très important, en particulier dans les périodes de récession cycliques. Nous calculons le taux de chômage comme suit : taux de chômage = nombre de chômeurs/ Le nombre de personnes capables de travailler.

2.3 La relation entre la croissance économique et le chômage :

Il existe une corrélation entre l'augmentation des taux de croissance économique et la baisse des taux de chômage, la plupart des économistes expliquent cette relation par la loi d'Okun qui est attribué à l'économiste américain Arthur Okun. Ce dernier a tenté à partir des statistiques existantes d'estimer les taux de perte dans le PIB « produit intérieur brut » réel due à l'augmentation des taux de chômage. Okun a réussi aussi à affirmer l'existence d'une relation réciproque opposée entre le chômage et la croissance économique, car il a montré que si le chômage diminuait de 1% cela est dû à l'augmentation du PIB réel de 3% et vice versa. Arthur Okun a également montré qu'à un certain niveau, l'augmentation du PIB réel entraînera une augmentation dans l'emploi.

2.4. Récente littérature de la relation entre taux de chômage et croissance économique

Les études se rapportant au lien entre taux de chômage et croissance économique a connu un regain d'intérêt surtout ces dernières années. Dans son étude portant sur la relation entre le chômage et la croissance économique et les effets sur les politiques économiques en Algérie, Mokhtari (2008) a formulé des modèles standards pour expliquer cette relation et son impact sur les politiques économiques en mesurant les modèles proposés. La loi d'Okun a été testée en testant la relation causale pour connaître la nature de la relation entre le chômage et la croissance économique, selon la méthode OLS basée sur des données chronologiques au cours de la période à l'étude. L'étude a révélé qu'il existe absence de normes statistiques utilisées. Cela ne permet pas l'application de la loi Okun, en raison de la structuration de l'économie algérienne, qui dépend fortement des exportations de pétrole. Il est possible que les résultats de la période comprise entre (2000-2004) soient contraires à la loi d'Okun en

raison des politiques de soutien à la croissance appliquées pendant cette période. En outre, Dumitrescu et al ont étudié le lien entre la croissance du PIB réel et le chômage, comme décrit par la loi d'Okun. L'analyse empirique montre qu'une augmentation d'un point de pourcentage du chômage est associée à une baisse d'environ un demi-point de pourcentage de la croissance du PIB réel. Par ailleurs, la recherche de Fuad Kreishan (2011) a examiné la relation entre le chômage et la croissance économique en Jordanie à travers la mise en œuvre de la loi d'Okun. En utilisant des données annuelles couvrant la période 1970-2008. Les résultats empiriques révèlent que la loi d'Okun ne peut pas être confirmée pour la Jordanie. Autrement dit, le manque de croissance économique n'explique pas le problème du chômage en Jordanie. L'étude a recommandé que les politiques économiques liées à la gestion de la demande n'aient pas d'effet important sur la réduction du taux de chômage. En conséquence, la mise en œuvre de politiques économiques orientées vers le changement structurel et la réforme du marché du travail serait plus appropriée par les décideurs politiques en Jordanie. En parallèle, l'étude de Makaringe, et al a tenté d'étudier l'effet du chômage sur la croissance économique. Leur étude a cherché à étudier les tendances et l'impact du chômage sur la croissance économique en Afrique du Sud en utilisant des données trimestrielles sur la période 1994 à 2016. L'approche ARDL est appliquée pour déterminer l'existence de la liaison à long terme entre les variables. Les résultats du modèle ARDL suggèrent qu'il existe une relation à long terme entre le chômage et la croissance économique. Les résultats empiriques obtenus ont confirmé qu'il existe une relation négative entre le chômage et la croissance économique à long et à court terme. Enfin, Karikari-Apau et al ont également examiné l'impact du chômage sur la croissance économique en Chine. Ils ont utilisé des données macroéconomiques secondaires et chronologiques qui ont été extraites de l'indicateur de développement mondial (WDI) pour la période 1991-2018. Afin de mener l'analyse économétrique de l'étude, le test Dickey-Fuller augmenté et le test Phillips Perron ont été utilisés pour tester et confirmer le niveau stationnaire des variables de l'étude ; la cointégration autorégressive distribuée décalée (ARDL) et le test ARDL Bounds ont été utilisés pour tester la cointégration à court terme et à long terme des variables d'étude car les deux variables étaient stationnaires à la première différence I (1). Les résultats de l'étude révèlent qu'il existe des relations négatives à court terme et à long terme entre le chômage et la croissance économique. Cependant, le test de causalité de Granger révèle également que le chômage et la croissance économique ne s'influencent pas mutuellement.

3. Méthodologie :

Le présent article a pour objectif d'analyser empiriquement le lien entre la croissance économique du PIB et le chômage en Algérie. Dans le cadre de notre travail, nous avons fait recours à la méthode analytique, cette dernière comporte les trois tests suivants :

- Tout d'abord, le test de racine unitaire pour l'estimation de l'ordre d'intégration de la série, sachant que la plupart des séries économiques et financières sont non stationnaires ;
- Ensuite, le test de cointégration dans le but de vérifier l'existence d'une relation stable à long terme entre les variables non stationnaires intégrées du même ordre. Il existe plusieurs tests de cointégration, le plus connu est le test Johansen (1988), qui est basé sur la méthode du maximum de vraisemblance.
- Enfin, le test de causalité car tout système intégré implique l'existence d'un mécanisme de correction d'erreur qui empêche les variables de dévier de leur équilibre à long terme. La causalité peut être analysée en utilisant le modèle de correction d'erreur

(ECM) ou le modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM). L'estimation de ces modèles sera complétée par le test de Granger de la causalité (1988), qui suppose que la connaissance de l'historique d'une variable améliore l'estimation d'une autre variable.

3.1 Présentation du modèle et des variables utilisées :

Afin de tester la présence ou l'absence de la relation entre la croissance économique et le chômage en Algérie, nous allons essayer le modèle suivant:

$$UNEM = f(RGDP, TCH, INF)$$

$$UNEM = \beta_0 + \beta_1 RGDP + \beta_2 TCH + \beta_3 INF + \epsilon_t$$

Où :

UNEM : est le Chômage, variable endogène dépendante à expliquer.

RGDP : est le Produit intérieur brut réel, variable exogène indépendante explicative.

TCH : est le Taux de change.

INF : est le taux d'inflation.

3.2 Etude de la stationnarité des variables : (test de racine unitaire)

En principe, avant d'entamer le traitement d'une série chronologique il faut d'abord étudier ses caractéristiques stochastiques, si ces derniers « l'espérance mathématique ainsi que la variance » s'avèrent modifiés dans le temps, la série chronologique est considérée comme non stationnaire, par contre si ce n'est pas le cas, alors la série temporelle est stationnaire (Bourbonnais, 2003).

L'utilisation du test d'ADF est le mieux applicable afin de connaître le modèle à suivre car les analyses économétriques interdisent souvent l'utilisation des séries non stationnaires dans un modèle puisque les résultats du test statistique seront biaisés.

Le test de racine unitaire consiste alors à tester deux hypothèses :

$$\text{L'hypothèse nulle} \quad H_0 : \phi_j = 1$$

$$\text{L'hypothèse alternative} \quad H_1 : |\phi_j| < 1$$

Si ϕ_j n'est pas significativement différent de 0, la série est non stationnaire. Dans ce cas, il faut la différencier et recommencer la procédure sur la série en différence première. Si ϕ_j est significativement différent de 0, la série est donc stationnaire.

Les résultats du test sont résumés dans le tableau 1 ci-dessous :

Table N°1. Résultats du test ADF

Variables	En niveau		Différence première		Ordre d'intégration
	t Statistique	Valeur critique	t Statistique	Valeur critique	
UNEM	-1.254	-1.950	-8.250***	-1.950	I(1)
RGDP	-3.210***	-1.950	-8.163***	-1.950	I(1)
TCH	1.704	-1.950	-3.297***	-1.950	I(1)
INF	-1.309	-1.950	-5.607***	-1.950	I(1)

***: Le seuil de la valeur critique de signification est de 1%.

Source : Élaboré par les auteurs à partir de logiciel Statat 10.1

Après avoir effectué le test de stationnarité sur les quatre variables, le résultat du test montre que la statistique de Dikey Fuller Augmented est supérieure au seuil de 5% à la valeur critique pour les trois variables **UNEM, TCH et INF**.

Ce qui nous pousse à conclure que les deux variables ne sont pas stationnaires en niveau à l'exception du taux de croissance RGDP qui est stationnaire en niveau (la statistique du test ADF étant de -3.210 est inférieure à la valeur critique -1.950 au seuil de 5%). En effet, les variables sont toutes stationnaires après les avoir différenciées une fois. Les statistiques ADF sur les variables différenciées sont toutes inférieures à la statistique critique au seuil de 5%. En somme, toutes les séries sont

intégrées d'ordre 1. En effet, une série est dite intégrée d'ordre 1 si elle ne devient stationnaire qu'après être différenciée une fois.

3.3 Test de détermination du nombre de retard optimal :

La détermination du nombre de retard de notre modèle a été faite à l'aide des critères d'information. Le tableau ci-dessous présente le nombre de retard optimal de notre modèle :

Table N°2. Nombre de retard maximal

LAG	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0		1.1e+08	29.8589	29.9201	30.0385
P=1	189.41	1.1e+06	25.2292	25.5354	26.1271
P=2	25.8	1.3e+06	25.4116	25.9627	27.0277
P=3	35.173	1.4e+06	25.3183	26.1144	27.6527
P=4	109.42*	177030*	23.0411*	24.0822*	26.0939*

Source : Elaboré par les auteurs à partir du logiciel Statat 10.1

L'analyse du tableau montre que les cinq critères d'informations (LR, FPE, AIC, HQIC et SBIC) acceptent un retard maximal de 4. Nous allons donc retenir 4 retards pour effectuer le test de Johansen, ainsi que pour l'estimation de notre modèle.

3.4 Test de cointégration de Johansen :

La stationnarité des variables en leur première différence nous amène à étudier la relation qui existe entre elles. Nous allons donc procéder à un test de cointégration. La cointégration permet de traiter les séries non stationnaires. Elle décrit la véritable relation à long terme existante entre deux ou plusieurs variables. Les résultats de cointégration sont résumés dans le tableau 3 :

Table N°3. Test de cointégration de Johansen

Maximum rank	eigenvalue	Trace statistic	5% critical value
0		59.6669	47.21
1	0.69533	18.0689*	29.68
2	0.28295	6.4277	15.41
3	0.10221	2.6541	3.76
4	0.07303		

Source : Elaboré par les auteurs à partir du logiciel Statat 10.1

Les résultats du test de Johansen rejettent l'hypothèse nulle selon laquelle il n'existe pas de relation de cointégration entre les variables ($59.6669 > 47.21$). Par contre, le test de cointégration ci-dessus nous montre qu'il existe une relation de cointégration entre les variables du modèle. Vu que les t-statistiques sont inférieurs aux valeurs critiques aux seuils de 5 %. Nous faisons appel au modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM).

3.5 L'estimation du modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM) :

Le test d'ADF effectué dans le tableau N°1 montre que les variables de notre modèle sont intégrées d'ordre 1. En effet, la relation de long terme retenu est valide. L'estimation du modèle vectoriel à correction d'erreur nous a permis de trouver les résultats suivants :

3.5.1 Estimation de la relation de long terme entre les variables

Les relations d'équilibre à long terme entre le taux de chômage, la croissance économique et le taux de change en Algérie à travers le modèle vectoriel à correction d'erreur est résumé dans le tableau suivant :

Table N°4. Les résultats du modèle vectoriel à correction d'erreur à long terme

Variable	UNEM	RGDP	TCH	INF
ce ₁	-0.5975005	-5.530557	-0.0819341	-0.785482
Prob	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)

Source : Elaboré par les auteurs à partir de logiciel Statat 10.1

Les résultats du tableau N°4 montrent que le terme à correction d'erreur est statistiquement significatif et négatif pour la variable UNEM. Cela confirme la présence d'une relation causale à long terme entre le taux de chômage et les variables indépendantes au cours de la période d'étude. Ce résultat est en ligne avec les résultats de (Muhammad Shahid, 2014). D'après les résultats de cette estimation, le coefficient du terme à correction d'erreur atteint 0.59 ce qui signifie qu'il y a une relation d'équilibre à long terme corrigeant les déséquilibres entre le taux de chômage et ses déterminants à court terme de 59% sur le long terme.

3.5.2 Estimation de la relation de court terme :

L'existence d'une relation de long terme entre les variables de l'étude nous permet donc de procéder à la recherche des relations de court terme entre les trois variables. Le tableau suivant présente les résultats du modèle vectoriel à correction d'erreur à court terme :

Table N°5. Les résultats du modèle vectoriel à correction d'erreur à court terme

Error Correction	UNEM	Prob
ce ₁	-0.5975005	0.000
D(UNEM (-1))	0.2841878	0.181
D(UNEM (-2))	0.8682072	0.001***
D(UNEM (-3))	0.6328353	0.001***
D(RGDP (-1))	-1.457619	0.003***
D(RGDP (-2))	-0.9029089	0.016**
D(RGDP (-3))	-0.9517459	0.005***
D(TCH (-1))	0.1016126	0.022**
D(TCH (-2))	-0.0086541	0.813
D(TCH (-3))	0.1779813	0.000***
D(INF (-1))	-0.510252	0.005***
D(INF (-2))	-0.3238876	0.027**
D(INF (-3))	-0.4028296	0.001***
Cons	-0.230994	0.711

*, **, ***, désignent respectivement le niveau de signification à 1%, 5% et 10%.

Source : Elaboré par les auteurs à partir du logiciel Statat 10.1

D'après les résultats de cette estimation présentés ci-dessus, nous pouvons dire que l'influence des variables explicatives sur le comportement du taux de chômage est bien significative du fait que, la probabilité de Fisher est inférieure à (0.05). En conséquence, ces résultats expliquent le fait que le modèle est globalement satisfaisant.

- Pris individuellement, les résultats montrent que, les variables : taux de croissance (RGDP), taux de change (TCH) et taux d'inflation (INF) ont une influence significative sur la variable taux de chômage (UNEM) par contre, la constante n'est pas significative.
- Le taux de chômage de l'année (t-2) est directement lié au taux de chômage de l'année (t-3). Cela est acceptable du point de vue économique, car le nombre de chômeurs s'ajoute au stock de chômeurs de l'année précédente en plus du nombre de demandeurs d'emploi qui n'avaient pas d'emploi pendant l'année en cours.

- La croissance économique a un impact négatif et significatif sur la variable taux de chômage, cela est conforme à la théorie économique (Shatha et al, 2014), qui stipule qu'une augmentation des taux de croissance économique entraîne une réduction des taux de chômage. Cela s'explique par le fait qu'un produit intérieur brut plus élevé signifie une augmentation du taux de croissance économique, ce qui implique que l'économie a besoin d'une force de travail supplémentaire à utiliser à partir de l'excédent du marché du travail créé dans les temps précédents, et que le taux de chômage est en baisse. Ce résultat va dans le bon sens selon la règle d'Okun.
- Le tableau indique que le taux de chômage en Algérie est influencé positivement et significativement par le taux de change (TCH). Ce résultat rejoint celui obtenu par (Bouriche, 2013). L'accroissement du taux de change pourrait avoir des retombées économiques positives en termes d'exportations ce qui permet la création d'emplois par conséquent la baisse du taux de chômage. Le dinar a subi une dévaluation intensive à partir de la mise en application des réformes en Algérie, dans le but du soutien du processus de libéralisation du commerce extérieur ainsi que l'établissement de la convertibilité du dinar sur toutes les transactions courantes.
- L'étude montre aussi que le taux d'inflation agit négativement sur le taux de chômage. Ce résultat rejoint celui obtenu par (Taleb, 2016). Ceci signifie qu'une augmentation inattendue des prix réduirait les salaires réels et mènerait à une augmentation de la demande de travail et une baisse du chômage.

3.6 Test de causalité de Granger :

Les résultats de test de causalité sont résumés dans le tableau N°6 :

Table N°6. Les résultats de test de causalité de Granger		
Hypothèse nul	Chi-sq	Prob
RGDP to UNEM	2.9885	0.393
UNEM to RGDP	3.4736	0.324

*, **, ***, désignent respectivement le niveau de signification à 1%, 5% et 10%.

Source : Elaboré par les auteurs à partir du logiciel Statat 10.1

- Le test de causalité au sens de Granger montre l'absence d'une relation causale entre le taux de chômage et la croissance économique. L'étude montre que la relation entre le taux de chômage et la croissance économique n'est pas conforme aux énoncées théoriques bien qu'il existe un mécanisme à correction d'erreur.
- Dans le premier sens de causalité (RGDP-UNEM), nous avons trouvé que l'évolution du PIB n'a pas entraîné la baisse du taux de chômage. Cela reflète la réalité de la composition de cet agrégat, car l'industrie des hydrocarbures est celle qui domine la structure de l'économie algérienne. Elle est le principal contributeur à la création de la valeur ajoutée. Quant au second sens de causalité (UNEM-RGDP), dans lequel il a été constaté que la baisse du taux de chômage n'entraînait pas de hausse du PIB, et ceci est dû à l'emploi de la main-d'œuvre dans les secteurs improductifs, où le secteur du commerce et des services en Algérie est considérée comme le plus grand générateur de travail pour les chômeurs, et ce secteur est considéré comme non productif car il n'est pas directement impliqué dans le processus de fabrication. Comme pour les secteurs productifs tels que les secteurs manufacturier et agricole, chaque secteur souffre d'une faible contribution au processus d'emploi.

3.7 Validation du modèle :

Afin de vérifier la validité de notre modèle, nous effectuons des tests de diagnostic : test de la normalité des erreurs, test d'hétéroscédasticité, et le Test d'autocorrélation des erreurs.

Test de la normalité des erreurs : Le test de Jarque-Bera (1987) va nous

permettre de vérifier la normalité des résidus. Les hypothèses de ce test se présentent comme suit :

H0 : les erreurs suivent une loi normale ; $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$

H1 : les erreurs ne suivent pas une loi normale.

Table N°7. Résultats du test de la normalisation des résidus

Résidus	Jarque-Bera	Prob
	15.718	0.05660

Source : Elaboré par les auteurs à partir du logiciel Statat 10.1

On remarque que les résidus ont une statistique de Jarque-Bera égale à 15.718 et la probabilité du test de normalité (0.0566) est supérieure au seuil de 5%.

L'hypothèse de normalité des résidus est donc vérifiée.

- **Test d'hétéroscédasticité des résidus :**

Les tests d'hétéroscédasticité impliquent les deux hypothèses suivantes :

H0 : homoscédasticité; $V(\varepsilon_t) = \sigma^2$ quel que soit t.

H1 : les erreurs sont hétéroscédastiques ; $V(\varepsilon_t) = \sigma_t$.

Le test de White illustre les résultats suivants :

Table N°8. Résultats du test d'hétéroscédasticité des résidus

Résidus	White's test for heteroskedasticity	Prob
	12.09	0.2084

Source : Elaboré par les auteurs à partir de logiciel Statat 10.1

Du tableau ci-dessus, il ressort qu'il n'y a pas d'hétéroscédasticité des résidus car la probabilité du test White est égale à 0.2084 > 0.05.

- **Test d'autocorrélation des résidus :**

Les hypothèses du test d'autocorrélation des résidus se présentent comme suit :

H0 : absence de corrélation sérielle des erreurs ; $COV(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0$ quel que soit t ≠ s

H1 : il y a auto-corrélation des erreurs ; $COV(\varepsilon_t, \varepsilon_s) \neq 0$

Le tableau ci-après donne les résultats du test de Breusch-Godfrey pour vérifier l'autocorrélation des résidus.

Table N°9. Résultats du test d'autocorrélation des résidus

Résidus	Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation	Prob
	0.401	0.5265

Source : Elaboré par les auteurs à partir du logiciel Statat 10.1

Le test de Breusch-Godfrey nous permet de conclure que les résidus ne sont pas corrélés La probabilité associée au test P (0.5265) est supérieure à 0.05.

Conclusion:

Cette étude a tenté d'étudier la relation entre le chômage et la croissance du PIB en Algérie pour la période de 1980 à 2017. L'étude a utilisé Augmented Dickey-Fuller (ADF) pour la racine unitaire, le test de cointégration et une simple régression entre le taux de chômage, la croissance économique, le taux de change et le taux d'inflation. Nous constatons la présence d'une relation à long terme entre le taux de chômage et les variables indépendantes au cours de la période d'étude. En effet, les résultats montrent qu'à long terme, il y a une corrélation négative entre la croissance économique et le taux de chômage. En plus de l'inflation, le taux de change et l'inflation sont apparus comme variables explicatives du chômage en Algérie. Cependant, l'application des tests de causalité confirment l'absence d'une relation

entre le taux de chômage et la croissance économique. De là, il est conseillé aux décideurs politiques de définir des politiques économiques et sociales adéquates visant à réduire les taux de chômage en accroissant la productivité du travail hors hydrocarbures, par la promotion de l'investissement productif et la relance du secteur privé par la création des petites et moyennes entreprises et donc une absorption des taux de chômage.

Liste Bibliographique:

- Bouriche, L. (2013). Les déterminants du chômage en Algérie: une analyse économétrique (1980-2009).
- Klaus, Rose. (1990). Fondements généraux de la théorie de la croissance économique. La traduction d'Adnan Abbas, Université Menshwa Rt de Garyounis, Libye, première édition.
- Dahmani, M, A. (2013). Croissance économique et chômage en Algérie: étude économétrique. Journal de l'Université An-Najah pour la recherche en science politique, Vol 27 (N°06). Pp 1294-1322.
- Dumitrescu, B.A, Dedu, V, &Enciu, A. (2009).The Correlation between Unemployment and Real GDP Growth: A study case on Romania. University of Oradea, Faculty of Economics, vol2. (N°01).
- Eldebag, B.A, Jermoud (2003). Introduction en Macro-économie. Maison des approches de l'édition et de la distribution, Première édition, Amman, Jordanie.
- Kuznets. S. (1955). Economic growth and income inequality .The American economic review, Vol.45.(N°01).
- Kreishan, F. M. (2011). Economic Growth and Unemployment: An Empirical Analysis. Journal of Social Science, Vol 7.(N° 02).
- Karikari, A. Ellen, Abeti, Wilson. (2019).The impact of Unemployment on Economic Growth in China. Munich Personal RePEcArchive.(N° 96228).
- Makaringe, Sibusiso.C, &Khobai, Hlalefang (2018). The effect of unemployment on economic growth in South Africa (1994-2016). Munich Personal RePEcArchive.(N° 85305)
- Mokhtari , F. (2008). Étudier la relation entre chômage et croissance économique et leurs effets sur les politiques économiques en Algérie.
- Muhammad, S. (2014). Effect of Inflation and Unemployment on Economic Growth in Pakistan, Journal of Economics and Sustainable Development . Vol 5. (N° 15).
- Okun, A .1962. Potential GNP: its measurement and significance. American Statistical Association, proceedings of the business and economic statistics section, pp 98-104.
- Régis Bourbonnais, **Econométrie"** : 8ème édition, ; Dunod ; Paris, 2011 ; PP. 248-249.
- Shatha, A, Thikraiat, S, Ruba, A. (2014). The Relationship between Unemployment and Economic Growth Rate in Arab Country, Journal of Economics and Sustainable Development. Vol 5 (N° 09).

- Soylu, O. B, Cakmak, I, &Okur, F. (2018). Economic growth and unemployment issue: Panel data analysis in Eastern European countries, Journal of International Studies. Vol 11. (N°1).
- Taleb, S. C. Labik M. E. (2016). Impact of Economic Growth on employment in the Jordanian Economy During the period (1990-2012", Revue des travaux économiques et financiers.(N 06), pp.
- Taleb, S. C. Labik M. E. (2017). L'effet dynamique de la croissance économique sur le chômage : Cas d'Algérie.

-The Relationship between Unemployment and Economic Growth in Nigeria: Granger Causality Approach, Research Journal of Finance and Accounting, ISSN 2222-1697 (Paper) ISSN 2222-2847 (Online), Vol.7, No.24, 2016.

-The Dialectic Of Unemployment And Economic Growth According To Okun's Law In Algerian Economy (Analytical And Econometric Study For The Period (1991 - 2015).

-Umaru AMINU, EFFECTS OF UNEMPLOYMENT AND INFLATION ON ECONOMIC GROWTH IN NIGERIA, 1986-2012, OCTOBER, 2014.

-www.worldbank.org

-www.ons.dz

Annexes :

1 Test de la stationnarité

- En niveau :

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 37

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-1.254	-2.641	-1.950	-1.605

D.UNEM	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
UNEM L1.	-.0405642	.0323574	-1.25	0.218	-.1061881 .0250597

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 37

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-3.210	-2.641	-1.950	-1.605

D.GDP	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
GDP L1.	-.4344453	.1353323	-3.21	0.003	-.708912 -.1599787

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 37

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-1.704	-2.641	-1.950	-1.605

D.TCH	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
TCH L1.	-.0329141	.0193117	-1.70	0.097	-.07208 .0062518

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 37

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-1.309	-2.641	-1.950	-1.605

D.INF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
INF L1.	-.0854018	.065227	-1.31	0.199	-.2176883 .0468848

En difference première:

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 36

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-8.250	-2.642	-1.950

D.dLINEM	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
dLINEM					
LL	-1.320763	.1600992	-8.25	0.000	-1.645781 - .9957441

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 36

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-8.163	-2.642	-1.950

D.dIGDP	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
dIGDP					
LL	-1.305807	.1599643	-8.16	0.000	-1.630551 - .9810619

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 36

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-3.297	-2.642	-1.950

D.dITCH	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
dITCH					
LL	-.4486971	.1360782	-3.30	0.002	-.7249506 - .1724437

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 36

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-5.607	-2.642	-1.950

D.dIDNF	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
dIDNF					
LL	-.9320955	.1662526	-5.61	0.000	-1.269606 - .5945847

2- Test de détermination du nombre de retard optimal

Selection-order criteria
 Sample: 1984 - 2017 Number of obs = 34

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-503.601				1.1e+08	29.8589	29.9201	30.0385
1	-408.897	189.41	16	0.000	1.1e+06	25.2292	25.5354	26.1271
2	-395.997	25.8	16	0.057	1.3e+06	25.4116	25.9627	27.0277
3	-378.411	35.173	16	0.004	1.4e+06	25.3183	26.1144	27.6527
4	-323.699	109.42*	16	0.000	177030*	23.0411*	24.0822*	26.0939*

Endogenous: UNEM GIP TCH INF
 Exogenous: _cons

3 Test de cointégration de Johansen

rank	pairs	LL	eigenvalue	trace	5% critical value
0	36	-418.64319	.	59.6669	47.21
1	43	-397.84419	0.69533	18.0689*	29.68
2	48	-392.02358	0.28295	6.4277	15.41
3	51	-390.13676	0.10221	2.6541	3.76
4	52	-388.80974	0.07303		

4- Les résultats du modèle vectoriel à correction d'erreur à long terme

Cointegrating equations

Equation	Ranks	chi2	P>chi2
._cel	3	364.3586	0.0000

Identification: beta is exactly identified

Johansen normalization restriction imposed

beta	Coeff.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
._cel					
UNEM	1
GDP	-5.530557	.5041449	-10.97	0.000	-6.518662 -4.542451
TCH	.0819341	.0044892	18.25	0.000	.0731353 .0907328
INF	-.7854829	.0872478	-9.00	0.000	-.9564853 -.6144804
._cns	7.924946

5 Estimation de la relation de court terme

Vector error-correction model

Sample: 1984 - 2017
 No. of obs = 34
 AIC = 24.03361
 Log likelihood = -349.5714
 HQIC = 24.93689
 Det. (Sigma_ml) = 10011.74
 SBIC = 26.68229

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
D_UNEM	14	3.14722	0.7165	50.5476	0.0000
D_GDP	14	1.3543	0.8008	80.39668	0.0000
D_TCH	14	22.9689	0.5496	24.40057	0.0410
D_INF	14	4.44149	0.5233	21.95463	0.0796

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
D_UNEM					
_csl					
Li.	-.5975005	.1463675	-4.08	0.000	-.8843755 - .3106254
UNEM					
LD.	.2841878	.2125847	1.34	0.181	-.1324706 .7008463
L2D.	.8682072	.2536666	3.42	0.001	.3710297 1.365385
L3D.	.6328353	.1845837	3.43	0.001	.2710579 .9946126
GDP					
LD.	-1.457619	.4936785	-2.95	0.003	-2.425212 -.4900272
L2D.	-.9029089	.3738971	-2.41	0.016	-1.635734 -.1700841
L3D.	-.9517459	.3355613	-2.84	0.005	-1.609434 -.2940578
TCH					
LD.	.1016126	.0445072	2.28	0.022	-.0143801 .1888451
L2D.	-.0086541	.036574	-0.24	0.813	-.0803379 .0630296
L3D.	.1779813	.0359912	4.95	0.000	.1074399 .2485227
INF					
LD.	-.510252	.1813904	-2.81	0.005	-.8657705 -.1547334
L2D.	-.3238876	.1460754	-2.22	0.027	-.6101902 -.0375851
L3D.	-.4028296	.1207501	-3.34	0.001	-.6394956 -.1661637
_cons	-.230994	.6235514	-0.37	0.711	-1.453132 .9911444

6 Test de causalité de Granger

Granger causality Wald tests

Equation	Excluded	chi2	df	Prob > chi2
UNEM	GDP	2.9885	3	0.393
UNEM	ALL	2.9885	3	0.393
GDP	UNEM	3.4736	3	0.324
GDP	ALL	3.4736	3	0.324

7 Validation du modèle

Jarque-Bera test

```

+-----+
| Equation | chi2 df Prob > chi2 |
+-----+-----+
| UNEM | 1.841 2 0.39828 |
| GDP | 4.133 2 0.12661 |
| TCH | 0.528 2 0.76800 |
| INF | 9.216 2 0.00997 |
| ALL | 15.718 8 0.05660 |
+-----+
    
```

White's test for H₀: homoskedasticity
against H_a: unrestricted heteroskedasticity

chi2(9) = 12.09
Prob > chi2 = 0.2084

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.401	1	0.5265

H₀: no serial correlation