

Causalité entre chômage, croissance et inflation en Algérie

Causality between unemployment, growth and inflation in Algeria

Khouri Nabil *

Université d'Alger 3, Algérie
khouri.nabil@univ-alger3.dz

Date de réception : 05/12/2019 ; Date d'acceptation : 05/01/2020

Résumé

Cette recherche étudie la causalité entre le chômage, la croissance économique et l'inflation en Algérie (période 1991-2018). La méthodologie repose sur les tests suivants : stationnarité, cointégration de Johansen, causalité de Granger, modélisation Vecteur Auto Régressif, fonctions de réponses et décomposition de la variance. Nos résultats sont : à long terme, il semble ne pas y avoir de relation entre les trois variables. Ceci peut être justifiée par le fait qu'en période de transition économique, les mécanismes de marchés peuvent ne pas fonctionner correctement ce qui engendre l'absence de relation à long terme. Pour le court terme, la croissance économique semble servir de canal de causalité entre le chômage et l'inflation. Nos résultats soutiennent l'impératif d'accélérer la transition vers l'économie de marché, afin d'instaurer des mécanismes de marché susceptibles de créer et de renforcer la relation à long terme entre l'emploi, la croissance et l'inflation.

Mots clés : chômage, croissance économique, inflation, causalité, cointégration.

Classification JEL : E24, O40, E31

Abstract:

This research studies the causality between unemployment, economic growth and inflation in Algeria (period 1991-2018). The methodology is based on the following tests: stationarity, Johansen cointegration, Granger causality, Auto Regressive Vector model, response functions and variance decomposition.

* l'auteur correspondant.

Our results are: in the long run, it seems that there is no relationship between the three variables. This result may be explained by the following fact: in transition economies, the market mechanisms may not work properly, which leads to the absence of a long-term relationship. For the short term, economic growth seems to be a causal link between unemployment and inflation. Our results support the imperative of accelerating the transition to a market economy, in order to create market mechanisms that can create and strengthen the long-term relationship between employment, growth and inflation.

Keywords: unemployment; economic growth; inflation; causality; cointegration.

Jel Classification Codes : E24 ; O40 ; E31

Introduction

Dans sa stratégie internationale de développement durable datant de 2018, l'Organisation des Nations Unies place comme premier objectif l'élimination de la pauvreté sous toutes ses formes partout dans le monde ; dans le même rapport, cet objectif est lié d'une part à la promotion d'une croissance économique soutenue et d'autre part, à la lutte contre le chômage (ONU, 2018, pp. 4-8).

Par ailleurs, le Fonds Monétaire International soutenait en 2000, que pour garantir une croissance économique favorable aux pauvres, il y a lieu de contrôler les taux d'inflation qui sont responsables de l'érosion du pouvoir d'achat des catégories à faibles revenus (FMI, 2000, p. 22). Il semble donc à priori qu'il y ait une forte causalité entre les variables chômage, croissance économique et inflation.

L'objet de cette recherche est de répondre à la problématique suivante : quels sont les liens de causalité entre le chômage, la croissance économique et l'inflation en Algérie pour la période 1991-2018 ? L'objectif est de vérifier si la croissance économique et l'inflation algériennes ont eu un impact sur le taux de chômage algérien. Pour répondre à la problématique nous nous référons aux tests de cointégration de Johansen et aux tests de causalité de Granger.

1. Revue de littérature :

La loi d'Okun (1962) suppose une relation empirique linéaire entre le taux de croissance du PIB et le taux de chômage (Okun, 1962, pp. 98-100).

Cette loi permet de déterminer le taux de croissance économique à partir duquel le taux de chômage diminue. La loi d'Okun (1962) admet une relation inverse entre les deux variables. Adair et Souag (2018) formulent – à partir de la loi d'Okun (1962) – les deux versions suivantes de la relation entre le taux de croissance économique et le taux de chômage : (Adair & Souag, 2018, pp. 134-135)

- La première version « $\Delta U_t = \alpha + \beta \Delta Y_t + \varepsilon_t$ » appelée « le modèle en première différence », fait apparaître une relation linéaire entre le taux de chômage en 1^o différence ($\Delta U_t = U_t - U_{t-1}$) et le PIB en 1^o différence ($\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$). Le coefficient β est appelé coefficient d'Okun, il mesure l'élasticité du chômage au PIB.
- La seconde version « $U_t - U_t^* = \alpha + \gamma(Y_t - Y_t^*) + \omega_t$ » appelée « le modèle d'écart » fait apparaître une relation linéaire entre d'une part l'écart du taux de chômage observé U_t par rapport au taux de chômage naturel U_t^* et d'autre part, le PIB observé Y_t et le PIB potentiel Y_t^* . Le coefficient γ est appelé coefficient d'Okun. Selon Phan (1971), le PIB potentiel reflète le niveau de production qui réalise l'équilibre de l'offre et de la demande au niveau du plein emploi (Phan, 1971, p. 765). Aussi, selon Bourlange et Chaney (1990) le taux de chômage naturel (ou potentiel) correspond à la pleine utilisation du facteur travail (Bourlange & Chaney, 1990, p. 56).

La loi d'Okun (1962) est considérée comme l'une des plus robustes relations macroéconomiques, elle est acceptée par les courants de pensées keynésiens et monétaristes et a été vérifiée pour l'ensemble des économies industrialisées (Favereau & Mouillart, 1981, pp. 86-87).

Par ailleurs, la courbe de Phillips (1958) suppose une relation empirique décroissante entre le taux de chômage et le taux de variation des salaires nominaux (Phillips, 1958, p. 285).

D'après cette courbe les hausses des salaires sont fortes en particulier en période de chômage faible, les entreprises fixent les prix par rapport au coût salarial unitaire ; à moyen terme on obtient l'équation suivante : « hausse des prix = hausse des salaires – gain tendanciel de la productivité du travail » en d'autres termes : « % inflation = % croissance salaires nominaux - % productivité du travail ». (Le Bihan & Sterdyniak, 1998, p. 938).

Les salaires nominaux s'ajustent (à la hausse, à la baisse) pour rétablir l'équilibre entre l'offre et la demande sur le marché du travail, dans ce cas le

taux de chômage d'équilibre est un taux de chômage de plein emploi (Sneessens, 1998, p. 915).

Selon Phan (1971) les économistes ont pris l'habitude de remplacer le taux de variation des salaires nominaux par le taux d'inflation (indice des prix à la consommation), faisant l'hypothèse que le prix est une fonction monotone et croissante du salaire (Phan, 1971, p. 752) ; d'autre part, les politiques économiques des économies industrialisées se fondent en partie sur la courbe de Phillips (1958), ces politiques visent dans la majorité des cas à faire glisser la courbe de Phillips (1958) vers la gauche, c'est-à-dire, moins d'inflation pour un même niveau de chômage.

L'intérêt de la courbe de Phillips (1958) réside dans le fait qu'elle permet de mesurer le taux de chômage n'accéléralant pas l'inflation (*NAIRU : Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment*) c'est-à-dire, le taux de chômage qui prévaut pour un taux d'inflation stable (L'Horty & Thibault, 1997, pp. 84-85).

En ce qui concerne l'économie algérienne, Kori Yahia (2018) donne une estimation du coefficient d'Okun (1962) à « - 0,78% » (Kori Yahia, 2018, p. 9), ce qui traduit un faible impact de la croissance économique sur l'emploi en Algérie, en dépit des programmes publics de soutien la croissance. Par ailleurs, Chenini et autres (2015) mettent en évidence une relation inverse entre la variation du PIB réel et la variation du taux de chômage en Algérie (Chenini, Adouka, & Kchirid, 2015, p. 99). La loi d'Okun (1962) semble donc s'appliquer à l'économie algérienne.

En outre, Djaballah (2018) stipule que la politique d'inflation restrictive menée durant la période 1980-2016, n'a pas été accompagnée d'une politique active de l'emploi, ce qui a entraîné la hausse du taux de chômage en Algérie (Djaballah, 2018, p. 576). Enfin, Belgacemi (2012) ne trouve pas de relation statistique entre l'inflation et le chômage en Algérie (1990-2013), la courbe de Phillips semble ne pas concorder avec le cas de l'économie algérienne (Belgasemi, 2012, p. 420).

2. Méthodes :

Il ressort de la revue de littérature l'existence potentielle d'une relation empirique entre le taux de chômage expliqué par les variables taux de croissance économique (loi d'Okun) et taux d'inflation (courbe de Phillips). Pour répondre à notre problématique des liens de causalité entre

chômage, croissance économique et inflation en Algérie nous considérons le modèle suivant : (annexe 1)

$$NOJOB_t = \alpha_0 + \alpha_1 GROWTH_t + \alpha_2 INF_t + \varepsilon_t$$

Indice t : indique l'année {1991, 1992, 1993, ..., 2018} (28 observations)

NOJOB : taux de chômage (%)

GROWTH : taux de croissance économique (%)

INF : taux d'inflation (%)

Nous posons comme hypothèse à tester ceci : « en Algérie, il existe une causalité – au sens de Granger – de la croissance économique et de l'inflation en direction du taux de chômage ».

L'étude porte sur des données annuelles (28 observations). L'étude commence par l'analyse de la stationnarité des séries. Une série stationnaire est une série où il n'y a pas de tendance. Nous testons la stationnarité des séries par les tests de racine unitaire de DF (Dickey Fuller) et ADF (Dickey Fuller augmenté). Ensuite, l'étude détermine l'ordre d'intégration des séries. Si les séries sont intégrées au même ordre, il y a lieu de tester la cointégration (test de Johansen), qui permet de détecter la relation de long terme entre les séries temporelles. Par la suite nous procéderons à l'estimation du modèle (VAR) et à l'examen de la causalité (test de Granger).

3. Résultats :

Tous les tests ont été effectués sous EVIEWS 8. Les tests de racines unitaires (annexe 3) donnent les résultats suivants : les séries temporelles NOJOB, GROWTH et INF ne sont pas stationnaires au niveau. Par contre $\Delta NOJOB$ (égal à $NOJOB_t - NOJOB_{t-1}$), $\Delta GROWTH$ et ΔINF sont stationnaires. On écrit donc $NOJOB \sim I(1)$, $GROWTH \sim I(1)$ et $INF \sim I(1)$. Le fait que nos séries soient intégrées d'ordre 1 implique la possibilité qu'il existe une relation de long terme entre les variables (cointégration). Aussi, à partir de l'analyse graphique (annexe 2), il semble qu'il y ait une faible relation de long terme entre nos trois séries temporelles. Ceci nous pousse à effectuer le test de cointégration de Johansen.

Pour ce qui est du degré de retard optimal (annexe 4), les critères retenues (LR, FPE, AIC, SC, HQ) retiennent un degré de retard optimal d'une année. Le test de cointégration de Johansen (test trace, test max-eigenvalue) en annexe 5, indique l'existence d'un seul vecteur de cointégration entre nos séries. En toute vraisemblance, il peut exister une

relation de long terme entre nos variables. L'estimation de notre modèle par le VECM (annexe 6) donne les résultats suivants : il ressort une relation négative entre NOJOB et GROWTH (coefficient négatif et significatif égal à $-25,07$) et une relation négative entre NOJOB et INF (coefficient négatif et significatif égal à $-3,51$).

Cependant, il semble qu'il n'y ait pas de relation à long terme entre les trois variables car le coefficient de CointEq1 est significatif mais positif (un coefficient CointEq1 significatif et négatif indique l'existence d'une relation à long terme). En absence d'une relation à long terme, l'estimation du modèle par le VAR (variables au niveau) devient appropriée. En annexe 7, l'estimation VAR au niveau fait ressortir un $R^2 = 96,44\%$, les variables GROWTH et INF expliquent 96,44% des variabilités de NOJOB. Aussi, la statistique F de Fisher = $207,7909 > 3,37$ (F tabulé) indique que notre modèle est globalement significatif, il semble donc qu'il y ait une forte relation entre nos trois variables. Aussi il ressort de l'annexe 8 que notre modèle VAR satisfait la condition de stationnarité.

D'autre part, il ressort de l'annexe 9 que le test LM (multiplicateur de Lagrange) indique l'absence (Prob $> 0,05$) d'autocorrélation des erreurs du modèle VAR(1). Cette dernière condition est nécessaire pour obtenir des estimateurs BLUE (Best Linear Unbiased Estimators). Aussi, le test de normalité des résidus du modèle VAR(1) de Jarque-Bera (annexe 10) indique que les résidus du modèle suivent la loi normale $N(0, \sigma^2)$. Cette dernière condition est nécessaire pour utiliser la méthode des MCO (Moindres Carrés Ordinaires).

Après avoir vérifié la validité du modèle VAR (stationnarité, absence d'autocorrélation des erreurs, normalité des résidus), celui-ci peut, à présent, être utilisé pour étudier les relations dynamiques entre les variables, à savoir : le test de causalité de Granger, les fonctions de réponses et la décomposition de la variance. Le test de causalité de Granger (annexe 11) donne les résultats suivants :

- GROWTH Granger cause NOJOB au seuil de 1%
- NOJOB Granger cause GROWTH au seuil de 10%
- INF Granger cause GROWTH au seuil de 5%
- GROWTH Granger cause INF au seuil de 1%

Les fonctions de réponses (annexe 12) donnent les résultats suivants :

- Un choc de la variable NOJOB entraîne une réponse immédiate (1^e année) de la variable elle-même. Par contre, il n'y a pas de réponse

immédiate (1^e année) de NOJOB aux chocs des autres variables GROWTH et INF.

- La réponse de NOJOB aux chocs des variables GROWTH et INF apparaissent de la 2^e à la 10^e année.
- Un choc structurel de la variable GROWTH entraîne un impact négatif sur la variable NOJOB sur toute la période (de la 2^e à la 10^e année). L'impact est estimé à -144,74% (la 2^e année), il varie faiblement sur le reste de la période (-149,22% la 3^e année, ..., -123,86% la 10^e année).
- Un choc structurel de la variable INF entraîne un impact négatif sur la variable NOJOB la 2^e année, ensuite positif pour le reste de la période (de la 3^e à la 10^e année).

Pour ce qui est de la décomposition de la variance (annexe 13), il ressort les résultats suivants :

- La variable GROWTH contribue à hauteur de 30,009% de la variance de NOJOB en 2^e année. Cette contribution augmente progressivement pour atteindre 54,40% en 10^e année. Ce résultat montre que la variable GROWTH est un déterminant important de la variable NOJOB.
- La variable INF représente 0,0188% de la variance de NOJOB en 2^e année. Elle augmente progressivement pour atteindre 15,07% en 10^e année. Le résultat montre que la variable INF est un faible déterminant de la variable NOJOB.
- La variable NOJOB a un impact décroissant sur elle-même (100% en 1^e année, 69,97% en 2^e année à 30,51% en 10^e année).

4. Discussions :

Pour le court terme, il ressort les principaux résultats suivants :

- L'existence d'une causalité dans les deux sens entre la croissance économique et le taux de chômage.
- L'existence d'une causalité dans les deux sens entre la croissance économique et l'inflation
- L'existence d'une causalité de l'inflation en direction du taux de chômage à travers le canal de la croissance économique.
- L'existence d'une causalité du taux de chômage en direction de l'inflation à travers le canal de la croissance économique.
- L'existence d'une relation négative entre la croissance économique et le chômage.
- L'existence d'une relation négative entre l'inflation et le chômage.

La relation négative entre croissance économique et le chômage est conforme à la loi d'Okun (1962). Selon Benyahia (2019) le chômage en

Algérie semble être un phénomène qui affecte en particulier les jeunes, les femmes et les diplômés universitaires ; ceci peut être expliqué par la part de la population jeune par rapport à la population totale, l'inadéquation des compétences par rapport aux offres d'emploi et la croissance économique faible. Le chômage semble être responsable de la baisse de la production et de la croissance économique par voie de conséquences (Benyahia, 2019, p. 13).

Les programmes de soutien à la croissance économique lancés à partir de 1999 ont significativement contribué à baisser le taux de chômage, mais à partir de 2006 cet impact est devenu de moins en moins significatif et le taux de chômage est reparti légèrement à la hausse (Zourdani, 2018, p. 464).

Le marché du travail en Algérie connaît des réformes structurelles depuis plusieurs années. Ces réformes visent à réduire le taux de chômage et prennent essentiellement deux formes : des programmes d'insertion professionnelle (contrat pré-emploi, ...etc.) et des programmes de promotion de l'entrepreneuriat (aide à la création d'entreprise). Ces réformes ont créé des emplois en grande partie temporaires ; la politique de l'emploi en Algérie demeure donc fragile (Bouriche, 2012, p. 71).

Par ailleurs, la relation négative entre l'inflation et le chômage est conforme à la courbe de Phillips (1958). La politique restrictive envers l'inflation en Algérie, conjuguée à la politique passive envers l'emploi ont entraîné la hausse du chômage sur la période 1980-2016 (Djaballah, 2018, p. 576).

L'inflation entraîne – en toute vraisemblance – la hausse du coût relatif du travail ce qui peut engendrer du chômage ; aussi, le chômage entraîne généralement le décideur public à mettre en place des politiques de l'emploi des masses (emplois à haut coefficient de travail), ces emplois sont généralement sensibles à l'inflation (Haudeville, 1980, p. 67).

Pour le long terme, en dépit de l'existence d'un vecteur de cointégration entre nos séries, il semble qu'il n'y ait pas de relation à long terme entre la croissance économique, l'inflation et le chômage. En toute vraisemblance, cette absence de relation à long terme peut être justifiée par les raisonnements suivants :

En premier, la croissance économique en Algérie est tirée principalement par les hydrocarbures, qui représentent en moyenne 35% du PIB pour la période 2000-2009 (Chabane, 2010, p. 320). En dépit de son poids, le secteur des hydrocarbures « *irrigue très peu les autres secteurs d'activité* » (Bouyacoub, 2012, p. 86). Le secteur est donc faiblement

intégré au reste de l'économie. Ceci peut justifier l'absence de relation à long terme entre croissance économique et taux de chômage.

En deuxième, le marché du travail algérien est composé de deux compartiments : un formel et un informel. Le compartiment informel est de taille importante en raison des faiblesses dans les politiques de l'emploi en Algérie (Djaballah, 2018, p. 588). L'absence des statistiques de l'emploi informel peut fausser donc les estimations. Les statistiques disponibles sont ceux de l'emploi formel.

Ils représentent à notre avis des données sous-évaluées de la réalité de l'emploi en Algérie. Ceci peut expliquer – en toute vraisemblance – l'absence de relation à long terme entre nos variables.

En troisième, la modélisation du chômage dans un contexte de transition économique – comme le cas de l'Algérie – devrait se faire à l'aide de modèle économétrique adapté à un environnement caractérisé par des fluctuations complexes et répétitives, le modèle VAR semble mieux répondre à cette problématique, d'autant plus que les données algériennes sont généralement des séries temporelles courtes (Boussafi, 2013, pp. 74-75). Le modèle VAR est particulièrement adapté à la prévision à court terme (Doz & Malgrange, 1992, p. 117).

En dernier, le fait que le test débouche sur l'absence d'une relation à long terme, n'implique pas systématiquement que la relation n'existe pas. Le test est une estimation statistique basée – entre autres – sur la fiabilité des données et la longueur des séries. Les données algériennes manquent de fiabilité (Saad & Kouaouci, 2018, pp. 127-128), aussi les séries disponibles sont généralement assez courtes. Pour notre étude nous avons consulté plusieurs sources (Office National des Statistiques, Bureau International du Travail, Banque Mondiale), les chiffres du chômage en Algérie ne sont disponibles qu'à partir de 1991.

Pour ce qui est de la validation interne de nos résultats (confrontation des résultats avec l'hypothèse), notre hypothèse est acceptée dans la mesure où pour le court terme, l'analyse débouche sur de forts liens de causalité – au sens de Granger – entre nos trois variables. Mais cette causalité n'implique pas de relation à long terme.

Pour ce qui est de la validation externe de nos résultats (confrontation des résultats avec la littérature), il ressort que la relation entre le chômage et la croissance est négative ce qui satisfait partiellement la loi d'Okun (1962) ; aussi la relation entre le chômage et l'inflation est négative ce qui satisfait partiellement la courbe de Phillips (1958).

La principale retombée pratique de nos résultats est la suivante : nos résultats soutiennent l'impératif d'accélérer la transition vers l'économie de

marché afin d’instaurer des mécanismes de marché susceptibles de créer et de renforcer la relation à long terme entre l’emploi, la croissance et l’inflation. L’objectif étant d’augmenter l’emploi et la croissance économique tout en maintenant l’inflation à des niveaux acceptables.

Conclusion :

Cette recherche étudie les liens de causalité entre le taux de chômage, la croissance économique et le taux d’inflation en Algérie pour la période 1991-2018. Elle démontre qu’il n’y a pas de relation à long terme entre les trois variables. Cette absence de relation à long terme est expliquée par les faits suivants : en premier, la croissance économique algérienne est due principalement au secteur des hydrocarbures qui est un secteur faiblement intégré au reste de l’économie algérienne. En deuxième, les proportions importantes prises par l’emploi informel peut justifier l’absence de relation en raison de la sous-estimation de la réalité de l’emploi en Algérie. En troisième, en contexte de transition économique les mécanismes de marchés peuvent ne pas fonctionner correctement, ce qui engendre l’absence de relation à long terme entre nos variables.

Pour le court terme il ressort l’existence d’une causalité dans les deux sens entre la croissance économique et le taux de chômage d’une part et d’autre part, entre la croissance économique et l’inflation. La croissance économique sert de canal de causalité entre le chômage et l’inflation. Mais ces liens de causalité n’impliquent pas de relation à long terme. Nos résultats soutiennent l’impératif d’accélérer la transition vers l’économie de marché, afin d’instaurer des mécanismes de marché susceptibles de créer et de renforcer la relation à long terme entre l’emploi, la croissance et l’inflation.

Bibliographie :

Adair, Phillippe, & Souag, Ali, 2018, **Okun's law, unemployment and informal employment: the impact of labour market policies in Algeria since 1997**, Les Cahiers du CREAD, 33(123), 129-159, Alger.

- Belgasemi, Soumia, 2012, **L'inflation et le chômage en Algérie : y at-t-il une relation ?**, Revue de Droit et de Sciences Humaines - Etudes Economiques, 8(17), 420-434, Djelfa.
- Benyahia, Salima, 2019, **Le chômage en Algérie : caractéristiques, causes et conséquences**, Revue de l'Ijtihad d'Etudes Juridiques et Economiques, 8(1), 13-32, Tamenrasset.
- Bouriche, Lahcène, 2012, **Les politiques de l'emploi en Algérie : une évaluation des différents dispositifs de lutte contre le chômage (1990-2009)**, Revue Organisation et Travail, 1(2), 61-72, Mascara.
- Bourlange, Danielle., & Chaney, Eric, 1990, **Taux d'utilisation des capacités de production : un reflet des fluctuations conjoncturelles**, Economie et Statistiques, (231), 49-70, Paris.
- Boussafi, Kamel, (2013). **Le chômage en Algérie : une analyse macroéconomique appliquée**. Revue des Sciences Economiques de Gestion et de Commerce, 17(3), 69-84, Alger.
- Bouyacoub, Ahmed, 2012, **Quel développement économique depuis 50 ans ?** Confluences Méditerranée, 2(81), 83-102, Paris.
- Chabane, Mohamed, 2010, **L'Algérie otage de ses hydrocarbures : obligation de réformes, urgence d'une reconversion**. Cahiers de la Méditerranée(81), 319-330, Nice.
- Chenini, Abderrahmane, Adouka, Lakhdar, & Kchirid, El-Mustapha, (2015). **Essai d'estimation du coefficient d'Okun pour l'aconomie algérienne**. Revue Algérienne d'Economie et de Gestion, 8(2), 82-105, Oran.
- Djaballah, Mustapha, 2018, **Modélisation de la courbe de Phillips en utilisant le modèle VECM : cas de l'Algérie**. Journal of Management and Economic Sciences Prospects, 2(2), 575-590, M'sila.
- Doz, Catherine, & Malgrange, Pierre 1992, **Modèles VAR et prévisions à court terme**. Economie et Prévision, (106), 109-122, Paris.
- Favereau, Olivier, & Mouillart, Michel, 1981, **La stabilité du lien emploi-croissance et la loi d'Okun : une application à l'économie française**, Revue de Socio - Economie, 1, 85-117, Paris.
- FMI, 2000, **Un monde meilleur pour tous : poursuite des objectifs internationaux de développement**, Washington: Fonds Monétaire International.
- Haudeville, Bernard, 1980, **Chômage et inflation dans les pays industrialisés en régime de croissance lente**, Revue d'Economie Industrielle, (12), 67-78, Nice.

- Kori Yahia, Abdallah, 2018, **The relationship between unemployment and output in Algeria (1989-2016)**, Journal of Economic Sciences Institute, 21(2), 9-20, Alger.
- Le Bihan, Hervé, & Sterdyniak, Henri, 1998, **Courbe de Phillips et modèle WS-PS. Quelques réflexions**. Revue Economique, 49(3), 937-948, Paris.
- L'Horty, Yannick, & Thibault, Florence, 1997, **Le NAIRU en France : les insuffisances d'une courbe de Phillips**. Economie et Prévision, 127(1), 83-99, Paris.
- Okun, Arthur-Malvin, 1962, **Potential GNP: its measurement and significance**, Proceedings of the Business and Economics Section, 98-103, Alexandria.
- ONU, 2018, **Rapport sur les objectifs de développement durable**, New York : Organisation des Nations Unies.
- Phan, Duc-Loi, 1971, **Un aperçu de la littérature théorique sur la courbe de Phillips**, Revue Economique, 22(5), 751-791, Paris.
- Phillips, Alban-William, 1958, **The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom 1861-1957**, Economica, 25(100), 283-299, London.
- Saad, Rabah, & Kouaouci, Ali, 2018, **Historique, qualité des données et omission dans les recensements menés en Algérie**, Revue des Sciences Sociales, 5(5), 113-131, Oran.
- Sneessens, Henri, 1998, **Chômage d'équilibre et courbe de Phillips**. Revue Economique, 49(3), 913-920, Paris.
- Zourdani, Safia, 2018, **L'efficacité des réformes économiques sur l'emploi et le chômage en Algérie**, Revue de Droit et de Sciences Humaines - Numéro Economique, 16(33), 461-469, Djelfa.

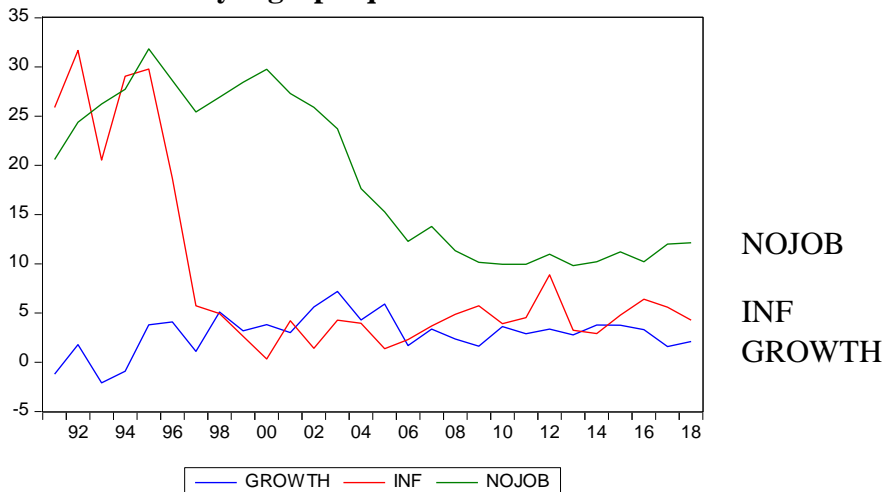
Annexes

Annexe 1. Variables du modèle

NOJOB	Taux de chômage (%) : Chômage, total (% de la population) (estimation modélisée OIT). Source : Banque Mondiale : https://donnees.banquemondiale.org/pays/algerie (Consultée le 15 juillet 2019 à 18h)
GROWTH	Taux de croissance économique (%) : Croissance du PIB (% annuel). Source : Banque Mondiale : https://donnees.banquemondiale.org/pays/algerie (Consultée le 15 juillet 2019 à 18h)
INF	Taux d'inflation (%) : Inflation, prix à la consommation

(% annuel). Source : Banque Mondiale :
<https://donnees.banquemondiale.org/pays/algerie>
 (Consultée le 15 juillet 2019 à 18h)

Annexe 2. Analyse graphique



Annexe 3. Tests de racines unitaires (DF, ADF)

Modèle estimé	Degré de retard	Valeurs des paramètres du modèle	t- Student calculé	t - Student tabulé(5%)	Décision
NOJOB					
ADF6	P=1	$\beta = -0.2468$	-2.370413	2.85	β non significatif
ADF5	P=1	$\alpha = 0.26577$	0.222523	2.61	α non significatif
ADF4	P=1	$\varphi = -0.0185$	-0.848939	-1.953858	Non stationnaire
ΔNOJOB					
ADF6	P=1	$\beta = 0.00615$	0.103711	2.85	β non significatif
ADF5	P=1	$\alpha = -0.3831$	-0.881938	2.61	α non significatif
ADF4	P=1	$\varphi = -0.7132$	-3.938994	-1.954414	Stationnaire
GROWTH					
ADF6	P=2	$\beta = -0.04878$	-0.971357	2.85	β non significatif

ADF5	P=2	$\alpha = 2.14436$ $\varphi = -0.6246$	2.850065 -2.858780	2.61 -2.986225	α significatif Non stationnaire
ΔGROWTH					
ADF6	P=2	$\beta = -0.12087$	-2.052858	2.85	β non significatif
ADF5	P=2	$\alpha = 0.23534$	0.569721	2.61	α non significatif
ADF4	P=2	$\varphi = -1.8248$	-3.48979	-1.955681	Stationnaire
INF					
ADF6	P=2	$\beta = -0.00778$	-0.045306	2.85	β non significatif
ADF5	P=2	$\alpha = 0.76166$	0.618319	2.61	α non significatif
ADF4	P=2	$\varphi = -0.1542$	-1.915566	-1.959071	Non stationnaire
Δ INF					
DF3	P=0	$\beta = 0.20284$	1.615928	2.85	β non significatif
DF2	P=0	$\alpha = -1.1398$	-1.17941	2.61	α non significatif
DF1	P=0	$\varphi = -1.0739$	-5.524355	-1.954414	Stationnaire

Annexe 4. Déterminer le degré de retard modèle VAR

VAR Lag Order Selection Criteria. Endogenous variables: NOJOB GROWTH INF. Exogenous variables: C. Sample: 1991 2018. Included observations: 26						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-228.0692	NA	10520.05	17.77456	17.91972	17.81636
1	-164.4898	107.5960*	159.1574*	13.57614*	14.15680*	13.74335*
2	-158.6644	8.513962	210.0890	13.82034	14.83650	14.11296
* indicates lag order selected by the criterion. LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level). FPE: Final prediction error. AIC: Akaike information criterion. SC: Schwarz information criterion. HQ: Hannan-Quinn information criterion						

Annexe 5. Test de cointégration de Johansen

Sample (adjusted): 1993 2018. Included observations: 26 after adjustments. Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant). Series: NOJOB GROWTH INF. Lags interval (in first differences): 1 to 1		
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)		
Hypothesized	Trace	0.05

No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.619796	42.27098	35.19275	0.0073
At most 1	0.385677	17.12775	20.26184	0.1278
At most 2	0.157621	4.459644	9.164546	0.3480

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.619796	25.14323	22.29962	0.0195
At most 1	0.385677	12.66810	15.89210	0.1504
At most 2	0.157621	4.459644	9.164546	0.3480

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Annexe 6. Estimation VECM

Vector Error Correction Estimates. Sample (adjusted): 1993 2018 Included observations: 26 after adjustments Standard errors in () & t-statistics in []	
Cointegrating Eq:	CointEq1
NOJOB(-1)	1.000000
GROWTH(-1)	-25.07852 (4.18452) [-5.99316]
INF(-1)	-3.519765 (0.66013) [-5.33190]

C	80.11257 (16.7893) [4.77166]		
Error Correction:	D(NOJOB)	D(GROWTH)	D(INF)
CointEq1	0.041681 (0.01425) [2.92509]	0.046887 (0.01410) [3.32423]	0.090785 (0.03545) [2.56123]
D(NOJOB(-1))	0.181940 (0.19389) [0.93838]	-0.293633 (0.19191) [-1.53002]	-0.411619 (0.48230) [-0.85346]
D(GROWTH(-1))	0.170448 (0.30911) [0.55142]	0.324682 (0.30596) [1.06119]	0.631780 (0.76890) [0.82166]
D(INF(-1))	0.073763 (0.07236) [1.01945]	0.062379 (0.07162) [0.87098]	0.067825 (0.17999) [0.37684]
R-squared	0.498876	0.489225	0.324596
F-statistic	7.300449	7.023931	3.524373

Annexe 7. Estimation VAR au niveau

Vector Autoregression Estimates			
Sample (adjusted): 1992 2018. Included observations: 27 after adjustments			
Standard errors in () & t-statistics in []			
	NOJOB	GROWTH	INF
NOJOB(-1)	0.969078 (0.04612) [21.0101]	0.081151 (0.04752) [1.70789]	0.024704 (0.10941) [0.22579]
GROWTH(-1)	-0.865002	0.084711	-1.571855

	(0.18726) [-4.61931]	(0.19291) [0.43913]	(0.44420) [-3.53865]
INF(-1)	-0.009418 (0.04493) [-0.20961]	-0.113555 (0.04629) [-2.45322]	0.626500 (0.10659) [5.87789]
C	2.885412 (0.97974) [2.94509]	2.274842 (1.00928) [2.25391]	6.664824 (2.32404) [2.86777]
R-squared	0.964417	0.332341	0.841519
F-statistic	207.7909	3.816241	40.70925

Annexe 8. Test de stationnarité du modèle VAR

Roots of Characteristic Polynomial. Endogenous variables: NOJOB GROWTH INF. Exogenous variables: C. Lag specification: 1 1	
Root	Modulus
0.886437 - 0.112240i	0.893515
0.886437 + 0.112240i	0.893515
-0.092584	0.092584
No root lies outside the unit circle. VAR satisfies the stability condition.	

Annexe 9. Test d'autocorrélation des erreurs du modèle VAR(1)

VAR Residual Serial Correlation LM Tests		
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h		
Sample: 1991 2018		
Included observations: 27		
Lags	LM-Stat	Prob
1	5.715103	0.7681
2	11.55941	0.2393
3	6.039881	0.7359
4	9.259770	0.4136
5	9.375900	0.4033
6	16.85569	0.0510

7	6.513930	0.6876
8	3.836524	0.9218
9	4.020515	0.9101
10	3.808481	0.9236
11	6.077630	0.7321
12	3.878275	0.9192
Probs from chi-square with 9 df.		

Annexe 10. Test de normalité des résidus du modèle VAR(1)

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.525723	2	0.4663
2	0.784866	2	0.6754
3	1.349413	2	0.5093
Joint	3.660003	6	0.7226

Annexe 11. Test de causalité de Granger

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Sample: 1991 2018. Included observations: 27			
Dependent variable: NOJOB			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
GROWTH	21.33800	1	0.0000
INF	0.043936	1	0.8340
All	30.45242	2	0.0000
Dependent variable: GROWTH			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.

NOJOB	2.916885	1	0.0877
INF	6.018278	1	0.0142
All	6.314939	2	0.0425
Dependent variable: INF			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
NOJOB	0.050982	1	0.8214
GROWTH	12.52203	1	0.0004
All	13.12621	2	0.0014

Annexe 12. Fonctions de réponses (en tableau)

Response of NOJOB:				
Period	NOJOB	GROWTH	INF	
1	1.625744 (0.22124)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)	
2	1.497411 (0.35235)	-1.447475 (0.37202)	-0.036299 (0.17324)	
3	1.340798 (0.37540)	-1.492238 (0.44992)	0.320648 (0.28143)	
4	1.183060 (0.42435)	-1.589363 (0.47075)	0.561804 (0.36679)	
5	1.026829 (0.47124)	-1.617179 (0.52063)	0.743312 (0.44507)	
6	0.875933 (0.51372)	-1.599010 (0.56437)	0.868966 (0.50656)	
7	0.733130 (0.54970)	-1.543660 (0.60351)	0.947160 (0.55257)	
8	0.600430 (0.57813)	-1.460122 (0.63749)	0.985437 (0.58414)	
9	0.479179 (0.59842)	-1.356203 (0.66652)	0.990873 (0.60281)	
10	0.370159 (0.61030)	-1.238662 (0.69074)	0.969952 (0.61041)	

Annexe 13. Décomposition de la variance

Variance Decomposition of NOJOB: Period	S.E.	NOJOB	GROWTH	INF
1	1.625744	100.0000	0.000000	0.000000
2	2.642307	69.97185	30.00927	0.018872
3	3.333034	60.15803	38.90460	0.937364
4	3.917964	52.65422	44.61130	2.734488
5	4.424093	46.68277	48.34973	4.967496
6	4.863311	41.87543	50.82123	7.303339
7	5.241114	38.01255	52.43320	9.554247
8	5.561729	34.92176	53.45445	11.62379
9	5.829542	32.46246	54.06809	13.46945
10	6.049435	30.51978	54.40137	15.07884