

**Relation entre inflation et chômage en Algérie, étude économétrique.
Relationship between inflation and unemployment in Algeria,
econometric study.**

GRIBI Djamila

Laboratoire : Entrepreneuriat et gouvernance des entreprises- université Hassiba Ben
Bouali (Algérie) , d.gribi@univ-chlef.dz

Reçu le:18/10/2023

Accepté le:29/12/2023

Publié le:15/01/2024

Résumé :

Cet article traite la relation entre l'inflation et le chômage en Algérie. Son objectif est de savoir s'il existe une relation entre les deux phénomènes tel que suppose la théorie économique et de préciser la nature de cette relation.

L'étude économétrique sur les données de l'Algérie, par la régression simple et par le test de causalité de Granger, a montré l'absence d'une relation entre les deux phénomènes sur la période (1991-2021).

Mots clés : inflation, chômage, courbe de Phillips, régression simple, test de causalité.

Abstract:

This article discusses the relationship between inflation and unemployment in Algeria. Its objective is to know if there is a relationship between the two phenomena as assumed by economic theory and to specify the nature of this relationship.

The econometric study on data from Algeria using simple regression and the Granger causality test, showed the absence of a relationship between the two phenomena over the period (1991-2021).

Keywords : inflation, unemployment, Phillips curve, simple regression, causality test.

1. Introduction:

L'inflation et le chômage sont deux maux qui touchent pratiquement toutes les économies du monde. Selon les différentes théories économiques, ils sont parfois considérés comme phénomènes incompatibles qui ne peuvent pas coexister au sein d'une même économie. D'autres fois, ils sont considérés comme étant des phénomènes inséparables l'un de l'autre. Cependant, toutes les écoles de pensées économiques se mettent d'accord sur la nécessité de lutter contre ces deux phénomènes.

Qu'ils soient industrialisés ou sous-développés, les pays visent à adopter des politiques qui peuvent réduire au maximum le taux d'inflation et du chômage. Pour cela, ils cherchent à comprendre la nature de la relation entre les deux phénomènes afin de rendre efficaces leurs politiques économiques.

Initialement, la relation (inflation chômage) a été décrite par la courbe de Phillips comme une relation inverse entre les deux variables. Cependant, dans les années 1970, cette courbe c'est remise en cause avec l'apparition de la « stagflation ». Et depuis, les débats autour de ces deux phénomènes sont toujours ouverts.

En Algérie, le problème d'inflation et du chômage commence à prendre de l'ampleur à partir de 1990, suite à la chute des prix du pétrole en 1986, suivie par le fameux Plan d'Ajustement Structurel imposé par le Fond Monétaire International en 1994. Le pays enregistrait un taux d'inflation moyen de 19% accompagné d'un taux de chômage moyen de 27% sur toute la décennie. Ce n'est qu'à partir de l'année 2000, qu'on a pu réduire l'existence des deux phénomènes grâce aux politiques économiques menées par les pouvoirs publics, le taux d'inflation moyen est passé à 4,7% et le taux de chômage moyen est passé à 16,7% sur la période (2001-2010). Entre 2011 et 2021, le taux de chômage moyen a poursuivi sa baisse passant à 10,8% tandis que le taux d'inflation a enregistré une légère hausse passant à 4,7. D'après ces chiffres, l'évolution des deux phénomènes n'a pas été stables tout au long des 30 dernières années. Par conséquent, ces fluctuations rendent inefficace toute politique publique visant à réduire l'un des deux phénomènes, sans comprendre la nature de la relation entre eux.

L'objectif de la présente étude est donc de déterminer le type de la relation entre l'inflation et le chômage dans l'économie algérienne. Nous essayons de répondre à la question suivante : **Quelle est la nature de la relation entre l'inflation et le chômage en Algérie ?**

De cette question principale se déclinent les sous questions suivantes :

- Existe-t-il une relation entre l'inflation et le chômage en Algérie ?
- Si elle existe, quel est le type de cette relation (proportionnelle ou inverse) ?
- Quel est l'impact du chômage sur l'inflation ?

Afin de bien mener notre recherche, nous mettons en place l'hypothèse suivante :

Il existe une relation inverse entre l'inflation et le chômage en Algérie selon la courbe de Phillips.

Plusieurs études ont traité la relation entre l'inflation et le chômage, elles ont tenté de vérifier l'application de la courbe de Phillips sur l'économie :

- M.P.V. Dimitri et L.H.N.Ntigo (2023) voulaient vérifier si la courbe de Phillips s'applique sur les pays de l'Afrique sub-saharienne. Ils ont pu confirmer cette théorie par l'estimation d'un modèle partant des données de 48 pays sur la période (2000-2019).
- I.O.Kitov et autres (2007) ont aussi confirmé l'existence d'une relation linéaire entre l'inflation et le chômage en France.
- S. Belgacemi (2012), a effectué une analyse économétrique sur les données de l'Algérie afin d'examiner l'existence de relation entre l'inflation et le chômage. Elle a ensuite conclu que les deux variables sont indépendantes l'une de l'autre.
- M.A.Bendahmane et autres, ont tenté d'examiner la nature de la relation entre l'inflation, le chômage, le produit intérieur brut et les investissements directs étrangers. En se servant d'un modèle ARDL sur les données de l'Algérie sur la période (1990-2018), ils ont trouvé une relation inverse entre l'inflation et le chômage.

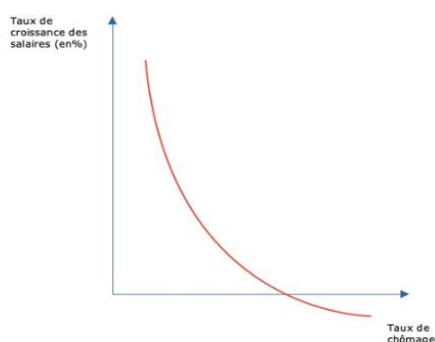
A la différence, des études ci-dessus mentionnées, notre étude se propose de vérifier l'existence d'une relation entre l'emploi et le chômage en Algérie sur une période plus récente qui s'étale de 1991 à 2021, tout en utilisant deux méthodes économétriques qui sont : la régression simple suivi par un test de causalité de Granger afin de confirmer les résultats de la régression.

2. Foncements thoriques de la relation entre l'inflation et le chômage :

2. 1 Courbe de Phillips :

L'économiste néo-zélandais A.Phillips établit en 1958, une courbe décroissante liant le taux de chômage et le taux de croissance des salaires nominaux en Grande Bretagne sur la période (1867-1957). La relation décrite par Phillips était purement statistique et n'avait pas de base théorique (Guillaumin, 2020). La forme de cette courbe est illustrée dans la figure suivante :

Graphique 1 : La courbe de Phillips



Source : site : <https://www.melchior.fr/notion/courbe-de-phillips>

2.2 L'analyse de Lipsey :

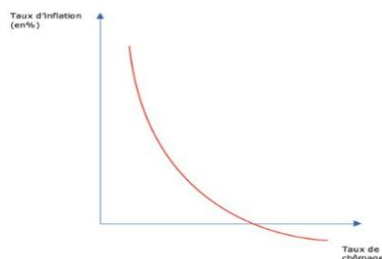
Lipsey (1956) a apporté un cadre théorique à la courbe de Phillips. Il a montré que les tensions salariales augmentent (les salaires sont élevés) si la main d'œuvre est

rare (le chômage est faible). D'après cet économiste, les variations des taux de salaire nominal proviennent du déséquilibre du marché du travail qui est mesuré par le niveau de chômage (Phan, 1971)

2.3 L'analyse de Samuelson et Solow :

P.A. Samuelson et R. Solow (1960), ont complété l'analyse de Phillips, en compensant le taux de variation des salaires par le taux d'inflation qui est corrélé positivement avec la croissance des salaires (Schwarzer, 2013). La courbe de Phillips est devenue ainsi :

Graphique 2 : courbe de Phillips réinterprétée par Samuelson et Solow

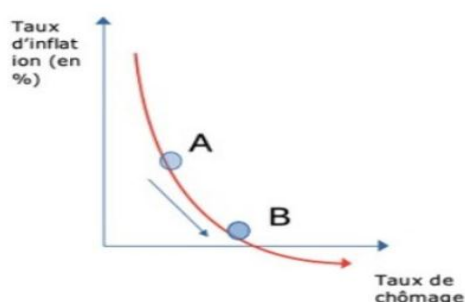


Source : site : <https://www.melchior.fr/notion/courbe-de-phillips>

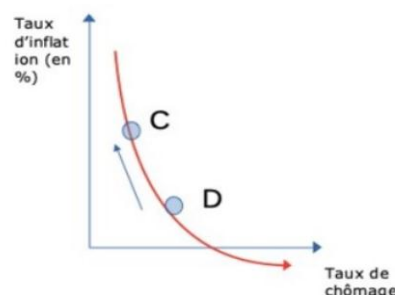
2.4 L'analyse Keynésienne :

Selon la théorie Keynésienne, les pouvoirs publics font un arbitrage entre la lutte contre l'inflation ou le chômage. Si le chômage devient important, l'Etat doit fournir des projets publics (politique expansionniste) afin d'absorber la main d'œuvre inoccupée au détriment des prix qui vont s'élever suite à cette politique (déplacement de A vers B dans la figure 3). Par contre, si l'inflation est élevée, la priorité sera une politique de stabilisation des prix (politique de rigueur), ce qui conduit à une augmentation du chômage (déplacement de D vers C dans la figure 4) (Geerolf, 2021)

Graphique 3 : politique expansionniste :



Graphique 4 : politique de rigueur :



Source : site : <https://www.melchior.fr/notion/courbe-de-phillips>

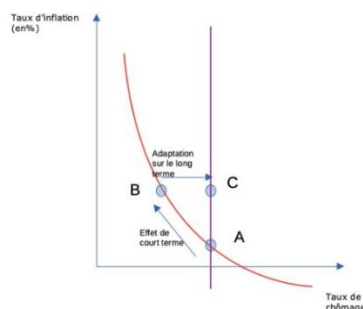
2.5 L'analyse monétariste :

Après le choc pétrolier survenu en 1973, les économistes ont connu une inflation forte accompagnée d'un taux de chômage élevé, ce qui est connu sous le terme de « Stagflation ».

Friedman (1986) à remis en cause la courbe de Phillips, les politiques keynésiennes sont ainsi inefficaces à long terme. Selon lui, l'inflation n'affecte pas le chômage car ce dernier ne dépend pas des salaires nominaux tel que stipule la théorie keynésienne mais il dépend plutôt des salaires réels, il parle ainsi « d'illusion monétaire ». (Gbaguidi,2012)

Pour Friedman la courbe de Phillips est valide à court terme. Cependant, à long terme elle devient verticale montrant qu'il existe un niveau de chômage rigide ce qu'on appelle « le chômage naturel » ou le « NAIRU » (figure 5)

Graphique 5 : Courbe de Phillips de long terme selon Friedman



Source : site : <https://www.melchior.fr/notion/courbe-de-phillips>

3. Etude empirique de la relation entre l'inflation et le chômage en Algérie :

Nous illustrons d'abord la méthode et les données de l'étude. Ensuite, nous passons aux résultats de l'estimation.

3.1 Méthodologie et données

L'analyse empirique porte sur les données de l'Algérie durant la période de 1991- 2021.

Les deux variables pivots de notre étude sont :

- Le taux de chômage en (%)
- Le taux d'inflation en (%)

En nous inspirant du modèle théorique, l'équation retenue pour analyser la relation entre l'inflation et le chômage est la suivante :

$$inflation_{it} = B_0 + B_1chomage + \varepsilon_{it}$$

La méthode d'estimation utilisée est, en premier temps : la régression simple par les moindres carrés ordinaires. En second temps, nous utilisons le test de causalité de Granger afin de savoir si le chômage cause l'inflation ou l'inflation cause le chômage. Pour effectuer notre étude économétrique, nous utilisons le logiciel EVIEWS

Les données sur l'inflation et le chômage en Algérie proviennent du site de la Banque Mondiale. Elles sont illustrées dans le tableau suivant :

Tableau 1 : Taux de chômage et taux d'inflation en Algérie entre 1991 et 2021

Les années	Taux de chômage	Taux d'inflation
1991	20,6	25,9
1992	24,4	31,7
1993	26,2	20,5
1994	27,7	29,0
1995	31,8	29,8
1996	28,5	18,7
1997	25,4	5,7
1998	26,7	5,0
1999	28,3	2,6
2000	29,8	0,3
2001	27,3	4,2
2002	25,9	1,4
2003	23,7	4,3
2004	17,6	4,0
2005	15,3	1,4
2006	12,3	2,3
2007	13,8	3,7
2008	11,3	4,9
2009	10,2	5,7
2010	10,0	3,9
2011	10,0	4,5
2012	11,0	8,9
2013	9,8	3,3
2014	10,2	2,9
2015	11,2	4,8
2016	10,2	6,4
2017	10,3	5,6
2018	10,4	4,3
2019	10,5	2,0
2020	12,6	2,4
2021	12,7	7,2

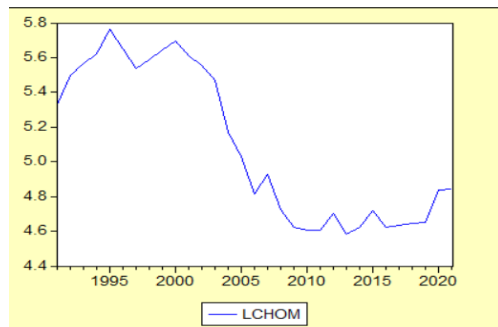
Source : Banque mondiale, <https://donnees.banquemondiale.org/pays/algerie?view=chart>

Dans la suite du travail nous allons introduire le logarithme sur les deux séries « chômage » et « inflation ».

3.2 Stationnarité des séries :

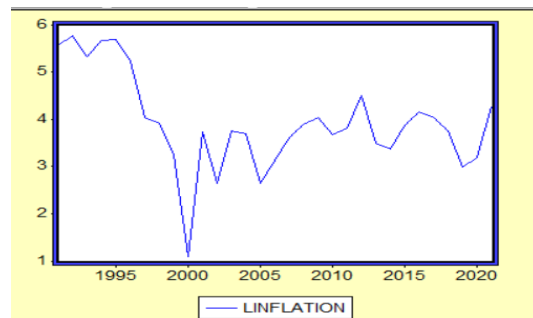
Le graphe des deux séries « chômage » et « inflation » en logarithme, est décroissant ce qui laisse penser que les séries ne sont pas stationnaires car elles varient au cours du temps. (graphique 6 et 7)

Graphique6: Evolution du chomage en log ,



Source : sortie du logiciel EVIEWS

Graphique7 : Evolution de l'inflation en Log



Source : sortie du logiciel EVIEWS

Le corrélogramme des deux séries « chômage » et « inflation » montre qu'un pic sort de l'intervalle de confiance de la fonction d'autocorrélation partielle, ce qui augmente le doute que les deux séries ne sont pas stationnaires. (graphique 8 et 9)

Grahique 8 : corrélogramme de l'inflation Graphique 9 : corrélogramme du chomage

Correlogram of LINFLATION							Correlogram of LCHOMAGE						
Date: 05/24/23 Time: 21:05 Sample: 1991 2021 Included observations: 31							Date: 05/24/23 Time: 21:06 Sample: 1991 2021 Included observations: 31						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob		Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
1	0.599	0.599	12.248	0.000			1	0.956	0.956	31.155	0.000		
2	0.465	0.165	19.870	0.000			2	0.891	-0.264	59.151	0.000		
3	0.319	-0.020	23.586	0.000			3	0.800	-0.298	82.540	0.000		
4	0.094	-0.218	23.923	0.000			4	0.694	-0.139	100.81	0.000		
5	0.034	0.014	23.969	0.000			5	0.579	-0.082	113.99	0.000		
6	-0.128	-0.163	24.642	0.000			6	0.452	-0.153	122.34	0.000		
7	-0.234	-0.122	26.968	0.000			7	0.341	0.194	127.28	0.000		
8	-0.271	-0.064	30.225	0.000			8	0.216	-0.294	129.36	0.000		
9	-0.262	0.044	33.405	0.000			9	0.078	-0.370	129.64	0.000		
10	-0.212	0.015	35.593	0.000			10	-0.050	0.157	129.76	0.000		
11	-0.200	-0.069	37.632	0.000			11	-0.167	0.091	131.18	0.000		
12	-0.156	-0.035	38.951	0.000			12	-0.263	0.023	134.90	0.000		
13	-0.071	0.055	39.238	0.000			13	-0.349	-0.019	141.84	0.000		

Source : sortie du logiciel EVIEWS

Pour confirmer la non stationnarité de la série, nous appliquons le test ADF

Nous déterminons le nombre de retard « P » à l'aide des test de Dickey Fuller augmenté, ce test est basé sur trois modèles :

Modèle 1 :

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} - \sum_{j=2}^p \rho_j \Delta y_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

Modèle 2 :

$$\Delta y_t = ay_{t-i} + C - \sum_{j=2}^p P_j \Delta_{t-j+1}^y + \varepsilon_t$$

Modèle 3 :

$$\Delta y_t = ay_{t-i} + C + b_t - \sum_{j=2}^p P_j \Delta_{t-j+1}^y + \varepsilon_t$$

Tels que :

Δy_t : *variation de la série sélectionnée.*

C : la constante

b : coefficient de la tendance

a : coefficient de la racine unitaire

P_j : *coefficient du décalage temporel de la série sélectionnée.*

3.2.1. Détermination du nombre de retard « P » :

On utilise le programme EViews afin de déterminer le nombre de retard selon le critère d'AKAIKE et SCHWARTZ pour éviter l'autocorrélation des erreurs.

Tableau 2 : nombre de retard pour l'inflation et le chômage

	Chômage		Inflation	
	AKAIKE	SCHWARZ	AKAIKE	SCHWARZ
P=0	-1,37	-1,23	2,46	2,60
P=1	-1,38	-1,19	2,46	2,65
P=2	-1,33	-1,10	2,57	2,80
P=3	-1,26	-0,97	2,58	2,87

Source : élaboré par l'auteur à partir à l'aide du logiciel EViews

Le nombre de retards qui minimise les deux critères d'AKAIKE et SCHWARZ est :

P=1 pour la série chômage

P=0 pour la série inflation

3.2.2. Test de racine unitaire sur la Série chômage :

Commençons par le test ADF sur le Modèle 3 : avec tendance et constante

Le résultat du test de racine unitaire est présenté dans le tableau suivant :

Tableau3 : test de racine unitaire sur le modèle 3

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LCHOMAGE				
ADF Test Statistic	-1.234986	1% Critical Value*	-4.3082	
		5% Critical Value	-3.5731	
		10% Critical Value	-3.2203	

Source : sortie du logiciel EViews

On remarque que ADF calculé= -1,23 > ADF tabulé= -3,57 au seuil de 5% , on accepte donc l'hypothèse nulle d'existence d'une racine unitaire.

On passe au modèle 2 (avec constante)

Le résultat du test ADF est présenté dans le tableau suivant :

Tableau 4 : test de racine unitaire sur le modèle 2.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LCHOMAGE				
ADF Test Statistic	-1.015357	1%	Critical Value*	-3.6752
		5%	Critical Value	-2.9665
		10%	Critical Value	-2.6220

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Source : sortie du logiciel EVIEWS

Nous remarquons que ADF calculé=-1,01 > ADF tabulé=-2,9 au seuil de 5% , ce qui montre l'existence d'une racine unitaire, on passe au modèle 1(sans constante ni tendance)

Le résultat du test ADF est donné par le tableau suivant

Tableau 5 : test de racine unitaire sur le modèle 1

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LCHOMAGE				
ADF Test Statistic	-1.004982	1%	Critical Value*	-2.6453
		5%	Critical Value	-1.9530
		10%	Critical Value	-1.6218

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Source : sortie du logiciel EVIEWS

D'après le tableau ci-dessus, ADF calculé=-1 > ADF tabulé=-1,9 au seuil de 5%, on accepte donc l'hypothèse nulle d'existence d'une racine unitaire.

Nous concluons d'après les trois modèles que le processus n'est pas stationnaire de type DS.

Pour stationnaires le processus on utilise a différentiation par l'équation suivante :

$$D(lchomage) = lchomage - lchomage(-1)$$

On test du nouveau l'existence d'une racine unitaire dans la nouvelle série différenciée :

Commençons par le modèle 3 (avec constante et tendance)

Tableau 6 : test de racine unitaire sur le modèle 3 après différenciation.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on DCHOMAGE				
ADF Test Statistic	-2.753625	1%	Critical Value*	-4.3226
		5%	Critical Value	-3.5796
		10%	Critical Value	-3.2239

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Source : sortie du logiciel EVIEWS

On remarque que $ADF_{calculé} = -2,75 > ADF_{tabulé} = -3,57$ au seuil de 5% , on accepte donc l'hypothèse nulle d'existence d'une racine unitaire.

On passe au modèle 2 (avec constante)

Le résultat du test ADF est présenté dans le tableau suivant :

Tableau 7 : test de racine unitaire sur le modèle 2 après différenciation.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on DCHOMAGE				
ADF Test Statistic	-2.800558	1%	Critical Value*	-3.6852
		5%	Critical Value	-2.9705
		10%	Critical Value	-2.6242

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Source : sortie du logiciel EVIEWS

Nous remarquons que $ADF_{calculé} = -2,8 > ADF_{tabulé} = -2,9$ au seuil de 5% , ce qui montre l'existence d'une racine unitaire, on passe au modèle 1(sans constante ni tendance)

Le résultat du test ADF est donné par le tableau suivant

Tableau 8 : test de racine unitaire sur le modèle 1 après différenciation.

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on DCHOMAGE				
ADF Test Statistic	-2.691492	1%	Critical Value*	-2.6486
		5%	Critical Value	-1.9535
		10%	Critical Value	-1.6221

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Source : sortie du logiciel EVIEWS

D'après le tableau ci-dessus, $ADF_{calculé} = -2,69 < ADF_{tabulé} = -1,9$ au seuil de 5%, on rejette donc l'hypothèse nulle d'existence d'une racine unitaire.

Nous concluons que le processus est devenu stationnaire après une seule différenciation, c'est un DS sans dérive.

La série chômage est donc intégrée d'ordre 1, elle ne comprend ni tendance ni constante.

3.2.3. Test de racine unitaire sur la série « inflation » :

Commençons par le test ADF sur le Modèle 3 : avec tendance et constante

Le résultat du test de racine unitaire est présenté dans le tableau suivant :

Tableau 9 : test de racine unitaire sur le modèle 3

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LINFLATION				
ADF Test Statistic	-2.726602	1%	Critical Value*	-4.2949
		5%	Critical Value	-3.5670
		10%	Critical Value	-3.2169

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Source : sortie du logiciel EVIEWS

On remarque que ADF calculé= -2,7 > ADF tabulé= -3,5 au seuil de 5% , on accepte donc l'hypothèse nulle d'existence d'une racine unitaire.

On passe au modèle 2 (avec constante)

Le résultat du test ADF est présenté dans le tableau suivant :

Tableau 10 : test de racine unitaire sur le modèle 2

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LINFLATION				
ADF Test Statistic	-2.835668	1%	Critical Value*	-3.6661
		5%	Critical Value	-2.9627
		10%	Critical Value	-2.6200

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Source : sortie du logiciel EVIEWS

Nous remarquons que ADF calculé=-2,8 > ADF tabulé=-2,9 au seuil de 5% , ce qui montre l'existence d'une racine unitaire, on passe au modèle 1(sans constante ni tendance)

Le résultat du test ADF est donné par le tableau suivant

Tableau 11 : test de racine unitaire sur le modèle 1

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on LINFLATION				
ADF Test Statistic	-0.909068	1%	Critical Value*	-2.6423
		5%	Critical Value	-1.9526
		10%	Critical Value	-1.6216

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Source : sortie du logiciel EVIEWS

D'après le tableau ci-dessus, ADF calculé=-0,9 > ADF tabulé=-1,9 au seuil de 5%, on accepte donc l'hypothèse nulle d'existence d'une racine unitaire.

Nous concluons d'après les trois modèles que le processus n'est pas stationnaire de type DS.

Pour stationnaires le processus on utilise a différentiation par l'équation suivante :

$$D(\text{linflation}) = \text{linflation} - \text{linflation}(-1)$$

On test du nouveau l'existence d'une racine unitaire dans la nouvelle série différenciée :

Commençons par le modèle 3 (avec constante et tendance)

Tableau 12 : test de racine unitaire sur le modèle 3 après différenciation :

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on DLINFLATION				
ADF Test Statistic	-7.755313	1% Critical Value*	-4.3082	
		5% Critical Value	-3.5731	
		10% Critical Value	-3.2203	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				

Source : sortie du logiciel EVIEWS

On remarque que ADF calculé= -7,75 < ADF tabulé= -3,57 au seuil de 5% , on rejette donc l'hypothèse nulle d'existence d'une racine unitaire.

Nous concluons que le processus est devenu stationnaire après une seule différenciation, **c'est un DS avec constante et tendance.**

La série inflation est intégrée d'ordre 1

3.3 Estimation par les moindres carrés ordinaires :

Pour assurer la stationnarité des variables , nous allons utiliser les différences :

$$\Delta inflation = B \Delta chomage + c + \varepsilon_t$$

Pour estimer les coefficients c et B du modèle, on utilise la méthode des moindres carrés ordinaires, les résultats sont présentés dans le tableau suivant :

Tableau 13 : estimation par les moindres carrés ordinaires

Dependent Variable: DLINFLATION				
Method: Least Squares				
Date: 06/05/23 Time: 06:17				
Sample(adjusted): 1992 2021				
Included observations: 30 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.041019	0.163510	-0.250864	0.8038
DCHOMAGE	0.102540	1.410776	0.072683	0.9426
R-squared	0.000189	Mean dependent var	-0.042672	
Adjusted R-squared	-0.035519	S.D. dependent var	0.871532	
S.E. of regression	0.886874	Akaike info criterion	2.662114	
Sum squared resid	22.02330	Schwarz criterion	2.755527	
Log likelihood	-37.93171	F-statistic	0.005283	
Durbin-Watson stat	2.693914	Prob(F-statistic)	0.942575	

Source : sortie du logiciel EVIEWS

3.3.1/Le coefficient de détermination (R squared) :

Le coefficient de détermination R^2 mesure le degré de liaison entre les deux variables inflation et chômage.

R-squared=0,000189 indiquant l'absence d'une relation entre les deux variables et que le modèle proposé n'est pas bon.

3.3.2/ Significativité globale des coefficients du modèle :

Nous allons tester la qualité des coefficients du modèle pris ensemble , nous posons les hypothèses :

$H_0 : a=b=0$

H_1 : il existe au moins un coefficient différent de zéro.

Nous utilisons pour cela le test de Fisher. La p-value associée à la statistique de Fisher $=0,942575 > 0,05$

Nous acceptons H_0 et nous rejetons H_1 qui stipule qu'au moins l'un des coefficients du modèle est différent de zéro.

Les coefficients du modèle pris ensemble ne sont pas significatifs. Passons à la significativité individuelle des coefficients

3.3.3/ Significativité des coefficients pris individuellement :

Nous utilisons pour cela le test de Student :

Commençons par le coefficient (B) de la variable explicative (chômage)

$H_0 : a=0$

H_1 : a est différent de zéro

Nous remarquons que la P-value associée à cette statistique $=0,9426 > 0,05$

On accepte H_0 et on rejete l'hypothèse H_1 qui dit que le coefficient de B est différent de zéro, il n'est donc pas significatif au seuil de 5%.

Passons au coefficient (C) de la constante

$H_0 : C=0$

H_1 : C est différent de zéro

Nous remarquons que la P-value associée à cette statistique $=0,8038 > 0,05$

Nous acceptons l'hypothèse nulle de la non significativité de la constante.

3.3.4 / Vérification des propriétés des résidus :

Après avoir tester les coefficients du modèle nous allons vérifier les hypothèses de :

- L'autocorrélation des erreurs ;
- L'hétéroscédasticité des erreurs ;
- La normalité des erreurs.

A/ l'autocorrélation des erreurs :

Test de Breusch Goldfrey :

H_0 : les erreurs ne sont pas auto corrélées

H_1 : les erreurs sont auto corrélées

Si p-value associée à la statistique de Breush Godfrey Serial correlation LM test $>0,05$, on accepte H_0 donc les erreurs ne sont pas autocorrélées.

Sinon on accepte H_1 .

Tableau 14 : Test d'autocorrélation des erreurs

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	2.747710	Probability	0.082687
Obs*R-squared	5.234494	Probability	0.073004

Source : sortie du logiciel EVIEWS

Nous remarquons que la probabilité associée à la statistique de Breush Godfrey Serial correlation LM test $P=0,073004>0,05$.

On accepte donc H_0 , il n'y a pas d'autocorrélation entre les erreurs.

B/ L'hétéroscédasticité des erreurs : (White Heteroskedasticity Test)

H_0 : la variance des erreurs n'est pas hétéroscédastique.

H_1 : la variance des erreurs est hétéroscédastique

Si P-value $>0,05$, on dit qu'il s'agit d'un bon modèle et que les erreurs ne sont pas hétéroscédastiques.

Tableau 15 : test l'hétéroscédasticité des erreurs

White Heteroskedasticity Test:			
F-statistic	0.620674	Probability	0.549328
Obs*R-squared	1.361026	Probability	0.506357

Source : sortie du logiciel EVIEWS

La p-value associée à ce test $p=0,506357>0,05$.

On accepte H_0 , les variances des erreurs ne sont pas hétéroscédastiques.

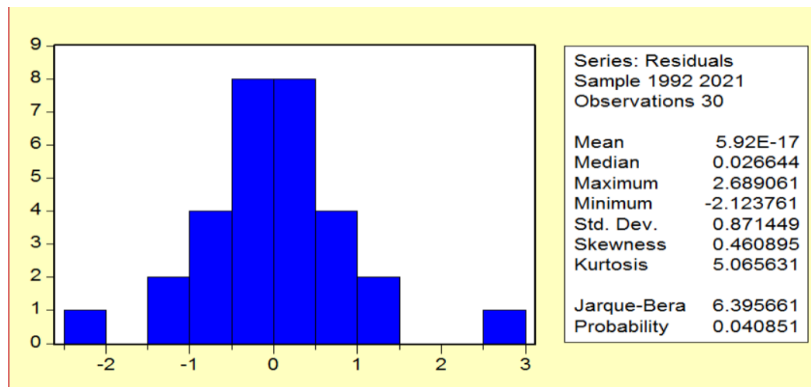
C/ test de normalité des erreurs : Test de Jaque Bera :

H_0 : les erreurs sont normalement distribués

H_1 : les erreurs ne sont pas normalement distribués

Si P-value $>0,05$, le modèle est bon. On accepte H_0 : les erreurs sont normalement distribuées.

Tableau 16 : Test de normalité des erreurs



Source : sortie du logiciel EVIEWS

Nous remarquons que la probabilité associée à la statistique de Jaque-Bera $p=0,04 < 0,05$

On rejette donc l'hypothèse nulle de normalité des erreurs. Et on conclut que les erreurs ne sont pas normalement distribuées.

3.3.5 Résultat de la régression :

Selon la régression de la série inflation sur le chômage, le coefficient de détermination est très faible $R^2=0,000189$ mentionnant que le chômage n'explique 0,189% des variations de l'inflation est que le reste, c'est-à-dire 99,8% des variations, est expliqué par d'autres variables qui n'ont pas été prises dans notre équation.

Le Test de Fisher indique également la non significativité des coefficients du modèle car la P-value associée $=0,942575 > 0,05$.

D'après notre régression, il n'existe pas de relation linéaire entre l'inflation et le chômage.

3.4. Test de causalité de Granger :

Pour confirmer le résultat trouvé par la régression linéaire, nous allons utiliser le test de causalité de Granger qui nous indique si une variable cause l'autre ou pas.

Tableau 17 : test de causalité de Granger

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 06/20/23 Time: 08:42			
Sample: 1991 2021			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DCHOMAGE does not Granger Cause DLI...	28	0.49418	0.61640
DLINFLATION does not Granger Cause DCHOMA...		1.50525	0.24303

Source : sortie du logiciel EVIEWS

- Dans le cas où la variation du chômage ne cause pas la variation de l'inflation, la probabilité qui correspond à la statistique de Fisher $p=0,61640 > 0,05$, alors on accepte l'hypothèse nulle : la variation du chômage ne cause pas la variation de l'inflation.

- Dans le cas où la variation de l'inflation ne cause pas la variation du chômage, la probabilité qui correspond à la statistique de Fisher $p=0,24303 > 0,05$, alors on accepte l'hypothèse nulle qui stipule que la variation de l'inflation ne cause pas la variation du chômage.

Le test de causalité de Granger nous indique qu'aucune variable ne cause l'autre. Donc le chômage ne cause pas l'inflation et l'inflation ne cause pas le chômage.

4. Conclusion:

Notre étude a été menée afin de connaître la nature de la relation entre l'inflation et le chômage sur la période (1991-2021) en Algérie en s'appuyant sur différentes méthodes économétriques.

L'objectif de l'étude est de savoir s'il y a une relation entre les deux phénomènes et la nature de cette relation (s'ils sont positivement ou négativement corrélés), afin de mesurer l'impact du chômage sur l'inflation.

La régression linéaire simple qui a été menée à l'aide de la technique de Moindres carrés ordinaires, a indiqué l'absence d'une relation entre l'inflation et le chômage en Algérie.

Le test de causalité de Granger a également confirmé les résultats de la régression. Il a montré que l'inflation ne cause pas le chômage et que le chômage ne cause pas l'inflation, et donc pas de relation de causalité entre les deux variables.

Nous concluons donc que la courbe de Phillips qui stipule l'existence d'une relation inverse entre l'inflation et le chômage n'est pas applicable aux données de l'Algérie, ce qui nous laisse infirmer notre hypothèse de départ.

Les explications possibles aux résultats de notre étude sont les suivantes :

- La nature du marché du travail algérien qui se caractérise par un poids prépondérant du secteur informel, ce qui pourrait biaiser le taux de chômage réel et par la suite les résultats de l'étude.
- La nature de l'appareil productif algérien qui n'est pas flexible tel que suggère la théorie économique.
- La nature de l'économie algérienne même qui est prédominée par les hydrocarbures. C'est une économie rentière qui ne respecte pas forcément les lois de l'offre et de la demande de l'économie de marché. Presque tous les agrégats macroéconomiques sont directement ou indirectement touchés par les fluctuations des prix des hydrocarbures.

Mettre en place une politique économique visant à diminuer le chômage en manipulant l'inflation ne sera pas possible dans l'économie algérienne. Il serait important d'effectuer une étude future portant sur les déterminants de chômage en Algérie, tout en précisant les variables qui peuvent influencer sur le marché du travail algérien.

Références :

1. Banque Mondiale, <https://donnees.banquemondiale.org/pays/algerie?view=chart>

2. -Belgasemi, S. (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.
3. Bendahmane, M. E. A., Dib, L., & Aouar, A. (2020). Relation Entre Chômage, Croissance, Inflation Et Ide En Algérie. *Journal des Etudes Economiques Contemporaines*. 05 / N°: 10 (2020), p 168-183
4. Dimitri .M.P.V, Ntiga .L.H.N (2023). La relation entre l'inflation et le chômage en Afrique subsaharienne. {halshs-04078028}. Centre Interdisciplinaire de Recherches Centre-Européennes
5. Gbaguidi, D. (2012). La courbe de Phillips : temps d'arbitrage et/ou arbitrage de temps. *L'Actualité économique*, 88(1), 87–119. <https://doi.org/10.7202/1014027ar>.
6. Geerolf.F (2021). “ Le Keynisanisme doit-il faire l'économie de la courbe de Phillips ? », *l'économie Mondiale 2022*, édition La Découverte, collection Repères, Paris, pp : 73-86
7. Guillaumin, C. (2020). Chapitre 10. La courbe de Phillips et le rôle des anticipations. Dans : , C. Guillaumin, *Macroéconomie* (pp. 356-391). Paris: Dunod.
8. Kitov, I. (2007). Inflation, unemployment, labor force change in European countries. *Business Fluctuations and Cycles*, 67-112.
9. Kitov, I. O., Kitov, O. I., & Dolinskaya, S. A. (2008). Relationship between inflation, unemployment and labor force change rate in France: cointegration test. *arXiv preprint arXiv:0811.0896*.
10. Phan .D.L(1971). Un aperçu de la littérature théorique sur la courbe de Phillips. In: *Revue économique*, volume 22, n°5, 1971. pp. 751-791.
11. Schwarzer.J.A (2014), « Samuelson and Solow on the Phillips Curve and the “Menu of Choice” : A Retrospective », *Œconomia* [En ligne], 3-3 | 2013, mis en ligne le 01 janvier 2014, consulté le 16 octobre 2023. URL : <http://journals.openedition.org/oeconomia/138> ; DOI : <https://doi.org/10.4000/oeconomia.138>