

Etude Econométrique de l'effet du PIB par habitant sur le chômage en Algérie par la modélisation ARDL, test de cointération aux bornes, test de causalité au sens de Toda et Yamamoto

Tebra Mokaddem Faradji

Résumé :

L'objectif principal qu'on se fixe dans cet article est d'étudier l'impact du PIB par habitant sur le taux de chômage en Algérie. On estime les effets de court terme et de long terme des principaux déterminants du taux de chômage. Toutefois, nous allons proposer une analyse économétrique de cette relation pour le cas de l'Algérie en utilisant une modélisation en ARDL (Autoregressive Distributed Lag) et le test de causalité de Granger au sens de Toda-Yamamoto. L'analyse économétrique est menée sur la période 1980-2019/2020. Les résultats de cette étude confirment en particulier l'existence d'une relation de cointégration/long terme qui lie négativement le chômage au PIB par tête, au prix du pétrole et au taux de change.

Mots clés : Taux de chômage, PIB par Habitant, ARDL, Bound Tests, Algérie.

Abstract :

The main objective set in this article is to study the impact of per capita GDP on the unemployment rate in Aleria. The short term and long term effects of the main determinants of the unemployment rate are extrimated. However we will propose an econometric analysis of this relation for the case of Algeria by using ane Autoregressive Distributed Lag (ARDL) and the Granger causality test in the sense of Toda and Yamamoto. The econometric analysis is carried out over the period 1980-2019/2020. The results of this study confirm in particular the existence of a longg term cointegration relationship which negatively links unemployment to per capita GDP, to the price of oil and to the exchange rate.

Key words: Unemployment rate, per capita GDP, ARDL, Bound Tests, Algeria.

Introduction:

L'année 2020 se caractérise par le recul alarmant des principaux indicateurs macro économiques et annonce une année extrêmement difficile pour l'Algérie. L'apparition de la pandémie du covid 19, la chute des prix du pétrole et la croissance, ont d'avantage compliqué la situation financière des jeunes algériens qui sont les plus touchée par le mal du chômage. Ce chômage qui est en train de faire les pires ravages sociaux des nations, il en résulte le phénomène de la « haraga » qui est l'ultime désespoir de notre jeunesse. (Un harag est un migrant clandestin qui prend la mer depuis son pays en Afrique à bord de pateras pour rejoindre illégalement l'Europe).

L'objectif principal de cet article est justement d'évaluer l'impact qu'exerce le PIB par habitant sur le taux de chômage en Algérie. La méthode utilisée pour vérifier les hypothèses

de recherche est une modélisation en ARDL Bound Tests de Pesaran, Shin et Smith (2001) et le test de causalité de Granger au sens de Toda-Yamamoto (1995). L'étude économétrique est menée sur la période 1980-2019/2020 qui vise à examiner les résultats empiriques des tests et ainsi confirmer ou rejeter la théorie, pour arriver enfin, à la discussion de l'étendue de ces résultats obtenus.

C'est dans cette perspective que s'inscrit notre problématique de recherche qui s'énonce comme suit : Quels effets exercent le PIB par habitant, le taux de change et le prix du pétrole sur le taux de chômage en Algérie ?

Pour mieux répondre à notre problématique, il convient de proposer des éléments de réponse aux questions suivantes :

Quel est la nature du lien de causalité entre le chômage et le PIB par habitant pour le cas de l'Algérie ?

Présentation des données:

Les données pour la variable TCHO proviennent du site de la Banque de et les données pour les restes des variables sont puisées du site de la Banque Mondiale. Les données annuelles du PIBH sont exprimées en dollars courants, la variable TCHA, PXPET tirée du site et IPC

La spécification générale de notre modèle prend la forme suivante :

Dans notre étude la modélisation du taux de chômage en Algérie est exprimée en fonction de sa valeur retardée, du PIB par habitant, du prix du pétrole, du taux de change et de l'indice des prix à la consommation.

$TCHO_t$ = Le taux de chômage en Algérie à l'année t

$PIBH_t$ = Le produit intérieur brut par habitant en Algérie à l'année t

$TCHO_t$ = Le taux de chômage en Algérie à l'année t

$PXPET$ = Le prix du pétrole à l'année t

IPC_t = Indice des prix à la consommation en Algérie à l'année t

Toute analyse statistique des séries temporelles nécessite dans un premier temps, une analyse graphique dans le but d'interpréter le mouvement de chaque série et de dégager les tendances générales.

D'après les graphes cidessous, nous constatons que la série Log (PXPET) a marqué plusieurs pics importants. Tel que les années 1980,1990, 2000, 2001, 2008, 2012, 2015,2018 et 2020. Tandis que le graphe de la série (PXPET) possède une tendance à la baisse jusqu'à 1998, ensuite une tendance à la hausse. Donc, la série est non stationnaire.

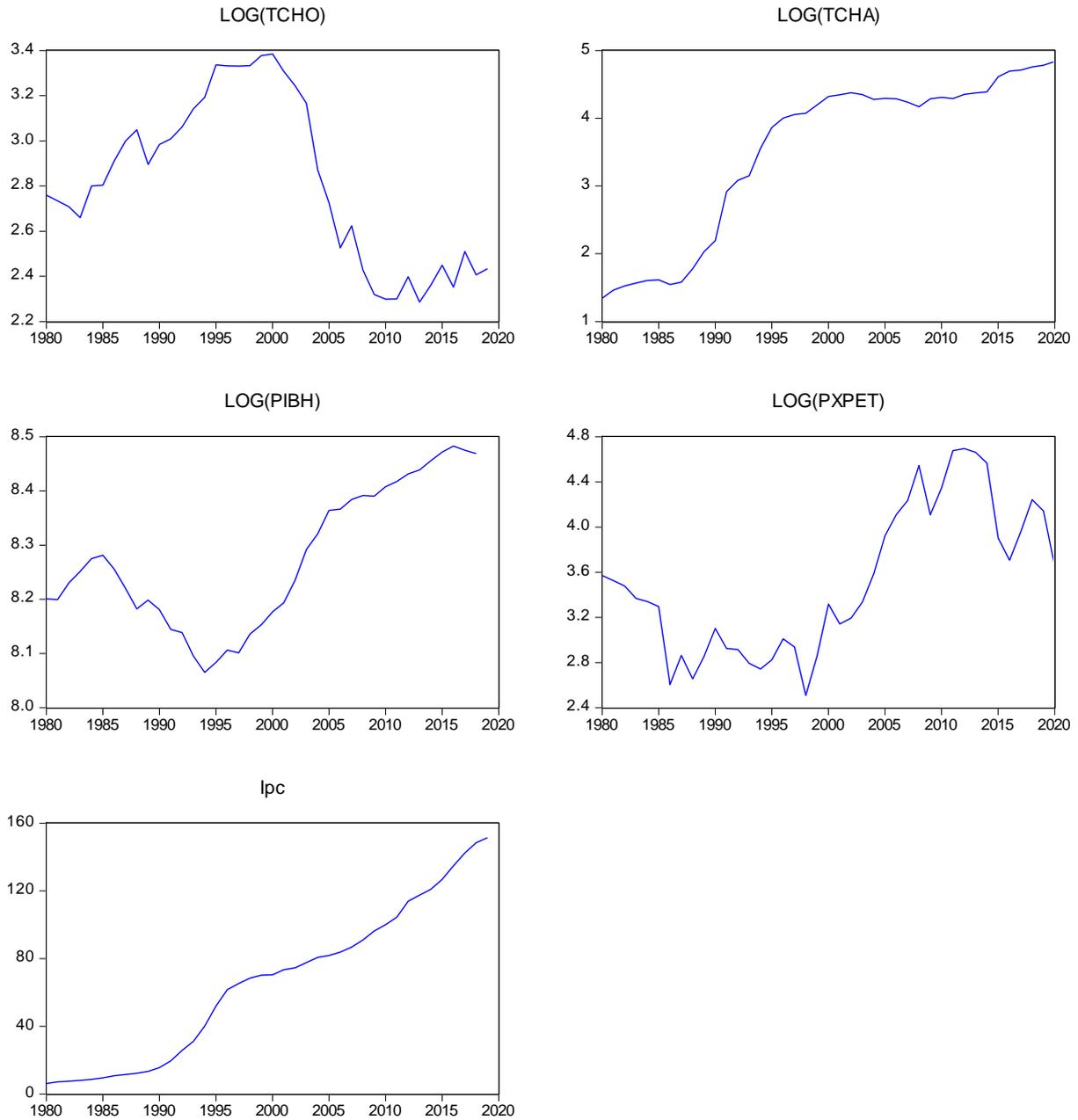
On note que le choc pétrolier négatif de 1986 (passant de 27.01 en 1985 vers 13.53 en 1986) a introduit une augmentation du taux de chômage (passant de 13,59% en 1985 vers 18.36% en 1986) jusqu'à arriver à 21,37% en 1992 pour un prix de 18.44 dollar le baril.

L'année 1998 a connu à son tour un autre choc pétrolier négatif (passant de 18.86 dollar en 1997 vers 12.28 dollar en 1998) a provoqué une forte augmentation du taux de chômage qu'on a jamais vu 28.02% en 1998 jusqu'à arriver à 29.50% en 2000 pour un prix de 27.60 dollar le baril.

Ensuite, la relance des prix du pétrole entre 2001 et 2011 fait baisser le taux de chômage pour atteindre son taux minimum de 9,8% en 2011 pour un prix du pétrole de 107.76 dollar le baril.

Nous remarquons aussi que la série Log (TCHO) a marqué plusieurs pics importants. Tel que les années 1988,1990, 2000, 2006, 2008, 2012,2018 et 2020 .Tandis que le graphe de la série (TCHO) possède une tendance à la hausse jusqu'à 1998, ensuite une tendance à la baisse. Ce qui nous laisse conclure que la série n'est pas stationnaire.

A partir de l'année 2002 le marché pétrolier a connu une remarquable augmentation, reflétant positivement les revenus des hydrocarbures en Algérie. Suite à cet accroissement continue des revenus des hydrocarbures dans cette période, l'Algérie a augmenté les dépenses publiques en élaborant plusieurs plans de développement dans le cadre d'atteindre plusieurs objectifs socio-économiques dont la lutte contre le chômage et, par l'optimisation du marché de travail, contrôler le niveau des prix de biens et de service et celui des salaires nominaux. Cette période assume, clairement, une baisse du taux de chômage, effectivement le taux de chômage en Algérie a diminué de 27.3% en 2001 à 11% en 2015, touchant 9.8% en 2013 comme le taux le plus bas.



Le graphe ci-dessus représente ainsi l'évolution du PIB par habitant et l'indice des prix à la consommation en Algérie. Effectivement l'économie algérienne a connu des phases d'expansion qui n'ont pas été suivies par une réduction du chômage. De même, les phases de récession ne se sont pas nécessairement accompagnées par une augmentation du chômage. Par exemple entre 1985 et 1990 l'économie algérienne a connu une nette croissance du PIB, pourtant le chômage n'a cessé de s'aggraver passant de 13,5% en 1985 à 15% en 1990 (le même constat peut être fait pour la période d'expansion 1995-2000). Ainsi, une conjoncture économique favorable (périodes d'expansion) n'est pas systématiquement synonyme d'un niveau de chômage plus faible. De même, une conjoncture économique défavorable (périodes de récession) peut ne pas aggraver le chômage.

Cette analyse montre bien que la relation entre le PIB par habitant et le chômage en Algérie n'est pas stable et que le marché du pétrole se déforme au cours des périodes de récession et de reprise. Le taux de chômage peut alors être maîtrisé.

Caractéristiques descriptives:

Tableau 1

	LOG(TCHO)	LOG(TCHA)	LOG(PIBH)	LOG(PXPET)	LOG(IPC)
Mean	2.830069	3.450741	8.273411	3.498101	3.749106
Median	2.803360	4.167905	8.251664	3.339322	4.251348
Maximum	3.384390	4.758664	8.482602	4.695468	5.000316
Minimum	2.285439	1.345472	8.065265	2.507972	1.818077
Std. Dev.	0.366680	1.209456	0.129604	0.660508	1.043281
Skewness	0.007540	-0.726736	0.172448	0.410964	-0.608701
Kurtosis	1.674485	1.808654	1.710499	1.937865	1.806095
Jarque-Bera	2.855478	5.739312	2.895369	2.931004	4.724649
Probability	0.239851	0.056718	0.235114	0.230962	0.094201
Sum	110.3727	134.5789	322.6630	136.4259	146.2151
Sum Sq. Dev.	5.109271	55.58575	0.638295	16.57829	41.36055
Observations	39	39	39	39	39

Source : *L'auteur en utilisant le logiciel Eviews9*

Il ressort du tableau 1 ci-haut un certain nombre d'indicateurs statistiques, à savoir : l'écart-type (*std. Dev*), le coefficient d'asymétrie (*skewness*), le coefficient d'aplatissement (*kurtosis*) et la valeur estimée de la statistique de Jarque-Bera.

Ce tableau nous indique que l'indice des prix à la consommation est plus volatile que les autres variables, avec un écart type de 1.043251, en revanche le pib par habitant est moins volatile au regard de l'écart-type (*std. Dev*). Aussi, l'on note que les variables sous-étude sont normalement distribuées (*Prob. Jarque-Bera > 5%*), sauf pour le taux de change.

Ces signes négatifs nous indiquent, par ailleurs, que le taux de change de Dinar Algérien et l'indice des prix à la consommation réagissent d'avantage à un choc négatif qu'à un choc positif.

Le modèle prend une forme logarithmique dans le but de réduire la variabilité et pour des fins d'estimation.

Test de la racine unitaire:

Bien que les tests de racine unitaire ne soient pas une exigence du test de cointégration de Pesaran et Al (2001), il convient de vérifier que les séries sont intégrées d'ordre au plus égal à un. En outre, les tests de racine unitaire permettront de déterminer le nombre de retards à ajouter aux modèles vectoriels pour le test de causalité. Les résultats du test de présence de la racine unitaire de Dickey et fuller augmenté menés sur nos variables, le taux de chômage, le

taux de change, le prix du pétrole, l'indice des prix à la consommation et le produit intérieur brut par habitant, sont résumés dans le tableau ci dessous.

Tableau 2

Test Variables	ADF En niveau			ADF En 1 ^{ere} différence		
	Intercept	intercept and trend	None	Intercept	intercept and trend	None
Log(TCHO)	-0.5558 (0.8688)	-2.0842 (0.5372)	-0.5672 (0.4651)	-2.6886 (0.0855)	-2.8538 (0.1885)	-2.7119 (0.0081)
Log(TCHA)	-1.8125 (0.3693)	-0.6391 (0.9708)	0.4164 (0.7982)	-4.0870 (0.0028)	-4.2541 (0.0090)	-1.4041 (0.1465)
TINTER	-4.0229 (0.0034)	-4.4759 (0.0052)	-4.0404 (0.0002)	----	----	----
Log(PIBH)	-1.0883 (0.7094)	-2.7242 (0.2336)	0.9294 (0.9027)	-3.2649 (0.0240)	-3.2856 (0.0844)	-3.1320 (0.0026)
Log(DEPCON)	-0.6134 (0.8558)	-1.2546 (0.8840)	1.8885 (0.9842)	-5.2405 (0.0001)	-5.1763 (0.0008)	-4.9495 (0.0000)
CRSPIB	-3.8203 (0.0059)	-3.7407 (0.0315)	-1.5157 (0.1197)	-----	----	----
Log(PXPET)	-1.3047 (0.6181)	-2.0447 (0.5597)	-0.1905 (0.6113)	-4.7662 (0.0004)	-4.6675 (0.0031)	-4.8366 (0.0000)
Log(IPC)	-1.4666 (0.5394)	-1.6873 (0.7373)	0.5378 (0.8277)	-1.7899 (0.3797)	-2.0215 (0.5712)	-1.5142 (0.1201)

Source : *L'auteur en utilisant le logiciel Eviews9*

En effet, les résultats du test issus du tableau 2 montrent que les séries PIB par habitant, taux de chômage, taux de change, prix du pétrole, et dépense de consommation sont intégrées d'ordre 1, car les probabilités associées à la statistique d'ADF sont supérieures à 0.05. Nous ne rejetons pas l'hypothèse de la racine unitaire. Donc ces séries ne sont pas stationnaires, le meilleur moyen de les rendre stationnaires est le passage aux filtres des différences premières, alors que le taux d'intérêt et la croissance du PIB restent stationnaires à niveau (sans différenciation). Elles sont intégrées d'ordre 0.

Ainsi on s'est permit d'introduire la variable du IPC (indice des prix à la consommation) dans l'estimation de notre modèle malgré sa non stationnarité par le test d'ADF ; elle est stationnaire par le test KPSS avec un modèle qui contient une constante et une tendance au seuil de 10% (une probabilité de KPSS de 0.0771 voir l'annexe).

Les séries sont ainsi intégrées à des ordres différents, ce qui rend inefficace le test de cointégration de Engle et Granger (cas multivarié) et celui de Johansen, et rend opportun le test de cointégration aux bornes (Pesaran, 2001).

Il y a lieu de souligner toutefois, que cette étude n'intègre pas le taux d'intérêt, la dépense de consommation et le taux de croissance du PIB parmi les variables explicatives puisque les modèles qui comprenaient ces variables ne sont pas significatifs.

L'approche ARDL (AutoRegressive Distributed Lag):

Dans cette étude nous optons pour le **modèle ARDL**. En effet, Le modèle Autoregressive Distributed Lag (ARDL) permet, d'une part de tester les relations de long terme sur des séries qui ne sont pas intégrées de même ordre et, d'autre part cette approche convient mieux pour des échantillons de tailles réduits. Cependant, la technique de cointégration de Johansen nécessite un grand échantillon pour obtenir un résultat valide. De plus le modèle ARDL donne la possibilité de traiter simultanément la dynamique de long terme et les ajustements de court terme. Cette technique de cointégration est devenue très populaire pour le traitement économétrique. Selon Pesaran et al. (2001) il serait statistiquement plus robuste pour traiter les séries de notre modèle qui sont intégrées d'ordres différents par un ARDL tandis que la méthode VAR exige que toutes les séries doivent être intégrées du même ordre

De ce fait, dans l'approche ARDL Bound testing, les variables dépendantes retardées et indépendantes retardées peuvent être introduites dans le modèle. Le terme « auto regressive » signifie que la variable dépendante retardée peut déterminer la variable dépendante présente alors que le terme « ditributed lag » se réfère au retard des variables indépendantes. Ainsi, cette technique peut être utilisée même si la variable indépendante n'entraîne pas une variation instantanée de la variable dépendante comme envisagé dans le modèle théorique.

L'équation de base du modèle « ARDL Bound Testing » s'écrit généralement comme suit (elle prend la forme d'un VECM) :

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \varphi_j \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^p \varphi_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j x_{j-1} + \varepsilon_t$$

A partir de cette équation, nous remarquons que la variable dépendante est expliquée par la variable explicative ainsi que par ses décalages et les retards de la variable explicative.

Le modèle se présente comme suit :

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_i \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{q-1} \varphi_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

Nous testons l'hypothèse nulle d'absence de cointégration, et le rejet ou l'acceptation de cette hypothèse repose sur la valeur de F-statistic obtenu après l'estimation.

Deux valeurs critiques sont générées avec plusieurs cas et différents seuils : la première correspondant au cas où toutes les variables du modèle sont I(1) : CV-I(1) qui représente la borne supérieure ; la seconde correspond au cas où toutes les variables du modèles sont I(0) : CVI(0) qui est la borne inférieure. Alors la règle de décision pour le test de cointégration est la suivante :

Si $F\text{-stat} > CV\text{-I}(1)$, alors l'hypothèse nulle est rejetée et donc il y'a cointégration.

Si par contre $F\text{-stat} < CV\text{-I}(0)$, alors l'hypothèse nulle de non cointégration est acceptée.

Si la F-stat est comprise entre les deux (2) valeurs critiques, rien ne peut être conclu.

Dans le cas où il existe une relation de long terme entre les variables (cointégration), le modèle de long terme s'écrit :

$$\log(TCHO)_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log(PIBH)_t + \alpha_2 \log(PXPET)_t + \alpha_3 \log(TCHA)_t + \alpha_4 (IPC)_t + \varepsilon_t$$

Une fois que la relation de long terme est mise en évidence et validée, il est possible alors d'estimer le modèle à correction d'erreur (ECM), qui indique la vitesse d'ajustement vers l'équilibre de long terme, après une perturbation de court terme.

Test de cointegration (Bounds Test):

Tableau 3

ARDL Bounds Test		
Date: 12/23/20 Time: 05:35		
Sample: 1984 2018		
Included observations: 35		
Null Hypothesis: No long-run relationships exist		
Test Statistic	Value	k
F-statistic	4.611140	4
Critical Value Bounds		
Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2.45	3.52
5%	2.86	4.01
2.5%	3.25	4.49
1%	3.74	5.06

Source : L'auteur en utilisant le logiciel Eviews9

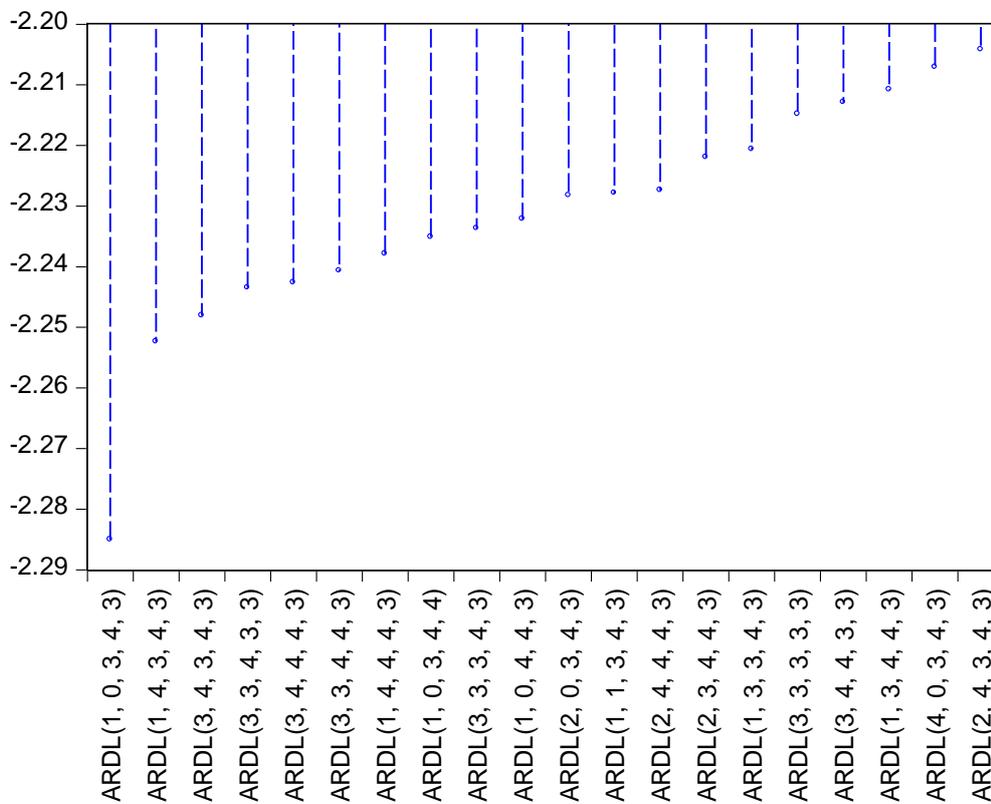
Le tableau 3 suggère que la statistique du test de cointégration associée à F-statistique est $F\text{-stat} = 4.611140$, cette valeur est plus grande que les valeurs de la borne inférieure I(0) et aux valeurs de la borne supérieure I(1), se sont les valeurs critiques simulées par Narayan et al. (2005) pour $k = 4, n = 35$: $CV\text{-I}(0) = 2.86$ et $CV\text{-I}(1) = 4.01$. On a bien : $F\text{-stat} > CV\text{-I}(1)$.

Donc, nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle d'absence de relation de cointégration entre les variables considérées. Et ceci stipule qu'il y a bien une relation de long terme entre ces séries qu'il conviendra de mettre en évidence.

Détermination du nombre de retard du modèle ARDL:

Etant données que les résultats de racine d'unité sont en faveur d'un test de cointégration, nous avons utilisé la méthode ARDL en sélectionnant la structure du retard optimal à inclure dans l'estimation du modèle ARDL à l'aide des critères d'information Akaike Information Criterion (AIC) et le Schwarz Bayesian Criterion (SBC). Le SBC permet de sélectionner le retard le plus petit possible alors que l'AIC permet de choisir le retard le plus élevé possible.

Akaike Information Criteria (top 20 models)



Parmi les 20 modèles proposés, les statistiques d'Akaike suggèrent un ARDL (1, 0,3, 4,3).

Estimation de la relation de long terme:

$$\log(TCHO)_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^P \beta_{1i} \log(TCHO)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_{2i} \log(PIBH)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \beta_{3i} \log(PXPET)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \beta_{4i} \log(TCHA)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_5} \beta_{5i} (IPC)_{t-i} + \mu_t$$



Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(TCHA)	-0.432355	0.159852	-2.704719	0.0140
LOG(PIBH)	-4.996898	1.120075	-4.461216	0.0003
LOG(PXPET)	-0.208615	0.117924	-1.769064	0.0929
IPC	0.017806	0.005324	3.344432	0.0034
C	45.333776	9.190555	4.932649	0.0001

Source : *L'auteur en utilisant le logiciel Eviews9*

A long terme, une augmentation de 1 % au niveau du taux de chômage impliquera une réduction d'environ 4.99% du PIB par habitant, encore une baisse de 0.43% du taux de change.

En d'autres termes, une hausse de 1% du chômage engendrerait à long terme en Algérie une baisse de 0.20% des prix du pétrole. L'indice des prix à la consommation n'augmenterait que très faiblement.

Estimation de la relation de court terme:

$$\Delta \log(TCHO)_t = \theta_0 + \sum_{i=1}^p \theta_{1i} \Delta \log(TCHO)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \theta_{2i} \Delta \log(PIBH)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \theta_{3i} \Delta \log(PXPET)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \theta_{4i} \Delta \log(TCHA)_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_5} \theta_{5i} (IPC)_{t-i} + \lambda(ECT)_{t-1} + \varepsilon_t$$

Les résultats de court terme montrent que le chômage dépend négativement du PIB par habitant et de sa valeur passée et qu'il y a un impact négatif du prix de pétrole sur le taux de chômage, néanmoins l'impact devient positif à l'année t-1.

Tableau 5

ARDL Cointegrating And Long Run Form				
Dependent Variable: LOG(TCHO)				
Selected Model: ARDL(1, 0, 3, 4, 3)				
Date: 12/24/20 Time: 03:20				
Sample: 1980 2020				
Included observations: 35				
Cointegrating Form				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(TCHA)	-0.309569	0.089802	-3.447252	0.0027
DLOG(PIBH)	-1.176522	0.798300	-1.473784	0.1569
DLOG(PIBH(-1))	-2.094048	1.201938	-1.742226	0.0976
DLOG(PIBH(-2))	2.451376	0.785817	3.119526	0.0056
DLOG(PXPET)	-0.045381	0.060825	-0.746087	0.4647

DLOG(PXPET(-1))	0.117094	0.068553	1.708077	0.1039
DLOG(PXPET(-2))	-0.178031	0.071129	-2.502931	0.0216
DLOG(PXPET(-3))	0.170341	0.074360	2.290755	0.0336
D(IPC)	0.022020	0.009530	2.310504	0.0323
D(IPC(-1))	0.007907	0.013278	0.595479	0.5586
D(IPC(-2))	-0.018917	0.008214	-2.303100	0.0327
CointEq(-1)	-0.716007	0.169090	-4.234480	0.0004
Cointeq = LOG(TCHO) - (-0.4324*LOG(TCHA) -4.9969*LOG(PIBH) -0.2086 *LOG(PXPET) + 0.0178*IPC + 45.3338)				

Source : *L'auteur en utilisant le logiciel Eviews9*

On désigne par D la différence première des variables considérées.

Le terme CointEq (-1) correspond au résidu retardé issu de l'équation d'équilibre de long terme.

Les résultats du modèle de court terme montrent que le coefficient à correction d'erreur ECM est négatif et significatif à 1%. Le coefficient de -0,716 indique une vitesse très élevée de convergence vers l'équilibre de long terme. Cela traduit que les déviations à court terme de l'équilibre du taux de chômage se corrigent à 71.6% par an. Le modèle de court terme donne quasiment des résultats similaires à celui de long terme.

Substituted Coefficients:

$$\begin{aligned} \log(TCHO)_t = & 0.2839 \log(TCHA)_{t-1} - 0.3095 \log(TCHA)_t \\ & - 1.1765 \log(PIBH)_t - 2.0439 \log(PIBH)_{t-1} \\ & + 2.0940 \log(PIBH)_{t-2} \\ & - 2.4513 \log(PIBH)_{t-3} - 0.0453 \log(PXPET)_t \\ & + 0.0054 \log(PXPET)_{t-1} \\ & - 0.1170 \log(PXPET)_{t-2} - 0.0202 (IPC)_{t-1} \\ & - 0.0079 (IPC)_{t-2} + 0.0189 (IPC)_{t-3} + 32.4592 \end{aligned}$$

Cointegrating Equation:

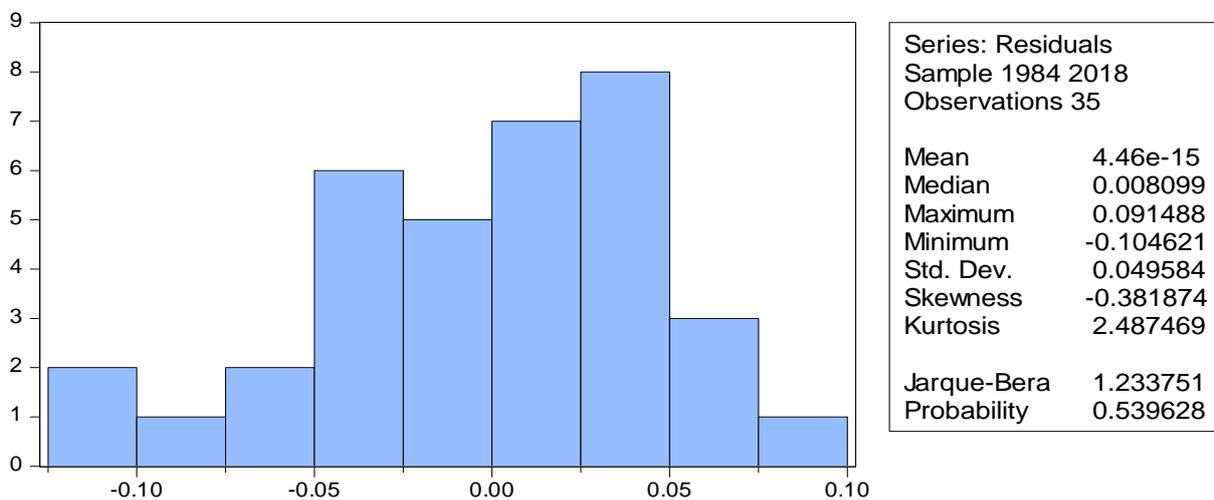
$$\begin{aligned} \Delta \log(TCHO)_t = & -0.3095 \Delta \log(TCHA)_t \\ & - 1.1765 \Delta \log(PIBH)_t \\ & - 2.0940 \Delta \log(PIBH)_{t-1} \\ & + 2.4513 \Delta \log(PIBH)_{t-2} \\ & - 0.0458 \Delta \log(PXPET)_t + 0.1170 \Delta (PXPET)_{t-1} \\ & - 0.1780 \Delta \log(PXPET)_{t-2} \\ & + 0.1703 \Delta \log(PXPET)_{t-3} + 0.0220 \Delta \log(IPC)_t \\ & + 0.0079 \Delta \log(IPC)_{t-1} - 0.0189 \Delta (IPC)_{t-2} \\ & - 0.7160 \log(TCHO)_t - (-0.4323 \log(TCHA)_{t-1}) \\ & - 4.9968 \log(PIBH)_{t-1} \\ & - 0.2086 \log(PXPET)_{t-1} + 0.01780 (IPC)_{t-1} \\ & + 45.3337) \end{aligned}$$

Tests de robustesse

Des tests de diagnostic sont effectués sur le résidu afin d'évaluer la robustesse de notre modèle: Il s'agit du test de JarqueBera pour la normalité des résidus, le test du multiplicateur de Lagrange pour l'autocorrélation des résidus, (LM-test de Breusch-Godfrey), le test d'homocédasticité de White et de ARCH (White-test) et enfin le test de la forme fonctionnelle de Ramsey (RESET), et de stabilité des coefficients (CUSUM test)

Ci-dessous, les résultats de quelques tests qui montrent que les résidus présentent toutes les propriétés recherchées. car les différents tests effectués sur la relation de long terme montre que le modèle estimé ne comporte pas de problème d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité conditionnelle. Ce qui nous laisse conclure que le modèle est bien validé.

Test de Normalité:



Le coefficient de kurtosis (2,4874) est inférieur à la valeur du kurtosis de la loi normal, qui est égale à 3. La valeur de ce coefficient indique que la courbe de la série des résidus est moins aplatie que la courbe de loi normale. Cette valeur du coefficient témoigne de la forte probabilité d'occurrence de point extrêmes ; - Le coefficient de skewness (- 0,3818) est différent de zéro (la valeur théorique du coefficient de skewness pour une la loi normale). Ce coefficient montre la présence de l'asymétrie de la courbe de la série des résidus. Le coefficient de cette asymétrie est négatif. Ce qui nous permet de dire que la distribution est étalée vers la gauche. Le test de Jarque - Bera rejette l'hypothèse nulle de normalité de la distribution des résidus (PROB de JB = 0.5396 >0.05).

Test d'Autocorrelation:

Tableau 6

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	1.811425	Prob. F(2,17)	0.1936
Obs*R-squared	6.148508	Prob. Chi-Square(2)	0.0462

Source : *L'auteur en utilisant le logiciel Eviews9*

Les résultats de ce test suggèrent fortement qu'il n'y a aucune preuve d'autocorrélation dans les résidus du modèle, ce qui est primordiale pour la poursuite de nos estimations. Car s'il y a une autocorrélation des erreurs, les estimations des paramètres ne seront pas cohérentes, en raison des valeurs décalées de la variable dépendante qui apparaissent comme des variables explicatives dans le modèle. (Prob=0.1935 qui est largement supérieure à 0.05).

Tableau 7

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	1.763418	Prob. F(15,19)	0.1213
Obs*R-squared	20.36894	Prob. Chi-Square(15)	0.1582
Scaled explained SS	4.464343	Prob. Chi-Square(15)	0.9958

Source : *L'auteur en utilisant le logiciel Eviews9*

Ainsi le test ARCH nous indique les résultats suivants

Tableau 8

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.048900	Prob. F(1,32)	0.8264
Obs*R-squared	0.051877	Prob. Chi-Square(1)	0.8198

Source : *L'auteur en utilisant le logiciel Eviews9*

Test de stabilité des coefficients:

Tableau 9

Ramsey RESET Test			
Equation: UNTITLED			
Specification: LOG(TCHO) LOG(TCHO(-1)) LOG(TCHA) LOG(PIBH)			
LOG(PIBH(-1)) LOG(PIBH(-2)) LOG(PIBH(-3)) LOG(PXPET)			
LOG(PXPET(-1)) LOG(PXPET(-2)) LOG(PXPET(-3)) LOG(PXPET(-4))			
IPC IPC(-1) IPC(-2) IPC(-3) C			
Omitted Variables: Squares of fitted values			
	Value	df	Probability
t-statistic	0.768009	18	0.4524
F-statistic	0.589839	(1, 18)	0.4524
	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.002652	1	0.002652
Restricted SSR	0.083591	19	0.004400
Unrestricted SSR	0.080939	18	0.004497

Source : *L'auteur en utilisant le logiciel Eviews9*

Les résultats des tests de validation des modèles ; à savoir le test de corrélation sérielle de Breusch–Godfrey (LM) d'ordre de 1, le test ARCH d'hétéroscédasticité d'ordre de 1, le test de Jarque-Bera (JB) pour la normalité des résidus, et le test de la forme fonctionnelle de

Ramsey (RESET) d'ordre de 1 confirment l'absence de corrélation sérielle, l'absence d'hétéroscédasticité, et la normalité des résidus. Par ailleurs, les tests de CUSUM et du carré du CUSUM montrent que les paramètres estimés sont stables sur la période d'étude (cf. Annexe).

Tests de stabilité du modèle:

Afin de déterminer le niveau de fiabilité de nos estimations, les résultats du test CUSUM montrent que tous les paramètres du modèle sont stables au fil du temps, car les résidus récurrents restent, en tout temps, à l'intérieur de l'intervalle de confiance au seuil de 5%, donc le modèle est structurellement stable.

Le modèle estimé est globalement significatif et bien spécifié. Il se caractérise par la robustesse des estimations qui est observée au niveau de l'absence de corrélation sérielle, l'absence d'hétéroscédasticité et la présence de la normalité des résidus. Les résultats du test de stabilité montrent que les paramètres estimés sont stables au fil du temps. En effet, le test CUSUM montre clairement la stabilité de la relation de long terme au cours de la période de l'estimation entre le taux de chômage et le PIB par habitant en Algérie.

Causalité au sens de Toda et Yamamoto:

L'estimation de long terme ne nous indique pas le sens de la causalité entre les variables. Cependant, tout comme les tests de cointégration classiques, le test de Granger de causalité traditionnelle est inefficace lorsque les variables sont intégrées d'ordre différent. Pour franchir cette limite et pousser l'analyse, nous avons effectué le test de causalité de Granger au sens de Toda et Yamamoto.

La variable taux de chômage

Tableau 10

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Date: 12/24/20 Time: 04:02			
Sample: 1980 2020			
Included observations: 34			
Dependent variable: LOG(TCHO)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LOG(TCHA)	6.056899	5	0.3007
LOG(PIBH)	6.924570	5	0.2263
LOG(PXPET)	7.427448	5	0.1907
IPC	10.82638	5	0.0549
All	24.65768	20	0.2148

Source : L'auteur en utilisant le logiciel Eviews9

Les résultats du test de causalité de Toda and Yamamoto qui sont présentés dans le tableau 10 prouvent l'existence d'une relation de causalité dans un seul sens allant de chômage à l'indice des prix à la consommation. En effet, la statistique du test, est significative

La variable taux de change:

Tableau 11

Dependent variable: LOG(TCHA)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LOG(TCHO)	10.04551	5	0.0740
LOG(PIBH)	12.76734	5	0.0257
LOG(PXPET)	11.25764	5	0.0465
IPC	16.58836	5	0.0054
All	64.81239	20	0.0000

Source : *L'auteur en utilisant le logiciel Eviews9*

Les résultats du test de causalité de Toda and Yamamoto qui sont présentés dans le tableau 11 confirment l'existence d'une relation de causalité dans un seul sens allant du taux de change vers le PIB par habitant, le prix de pétrole, l'indice des prix à la consommation et le taux de chômage. En effet, toutes les statistiques du test, sont significatives au seuil de 1% sauf celle du chômage qui est significative au seuil de 10%.

La variable indice des prix à la consommation:

Tableau 12

Dependent variable: IPC			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LOG(TCHO)	0.433191	5	0.9944
LOG(TCHA)	3.887892	5	0.5657
LOG(PIBH)	1.319719	5	0.9329
LOG(PXPET)	3.432289	5	0.6337
All	20.33083	20	0.4374

Source : *L'auteur en utilisant le logiciel Eviews9*

La variable PIB par habitant

Tableau 13

Dependent variable: LOG(PIBH)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LOG(TCHO)	4.971941	5	0.4193
LOG(TCHA)	5.158724	5	0.3968
LOG(PXPET)	6.396456	5	0.2695

IPC	3.752401	5	0.5856
All	28.22948	20	0.1041

Source : *L'auteur en utilisant le logiciel Eviews9*

La variable prix du pétrole

Tableau 14

Dependent variable: LOG(PXPET)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LOG(TCHO)	12.83981	5	0.0249
LOG(TCHA)	3.176832	5	0.6727
LOG(PIBH)	5.728628	5	0.3335
IPC	3.833391	5	0.5736
All	33.11471	20	0.0328

Source : *L'auteur en utilisant le logiciel Eviews9*

Les résultats du test de causalité de Toda and Yamamoto qui sont présentés dans le tableau 14 prouvent l'existence d'une relation de causalité dans un seul sens allant de prix du pétrole vers le taux de chômage, car la statistique du test est significative.

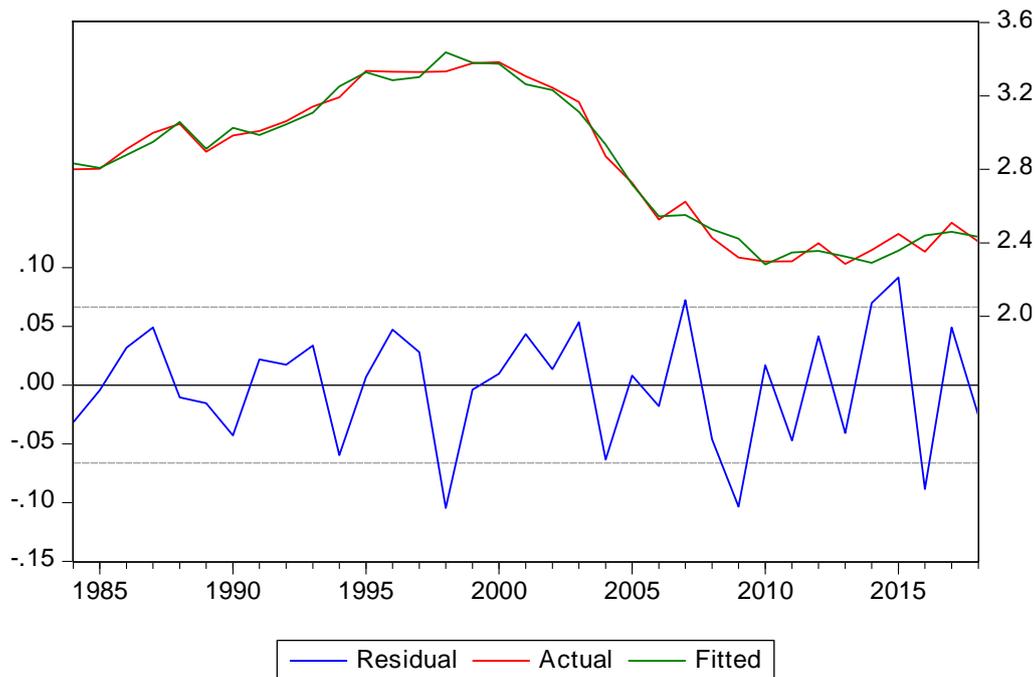
Interprétation des résultats des estimations:

Les coefficients associés à chaque variable sont significativement différents de zéro. D'un point de vue statistique, c'est-à-dire les statistiques de Student sont supérieures à la valeur critique au seuil de 5%. On remarque qu'une augmentation de 1% de la part de Log (txchomage) engendre une diminution de 49.9% de la variation du Log (prix_du_petrole). L'interprétation des résultats de notre modèle se base sur l'analyse des signes des coefficients des variables explicatives. Dans ce sens, ces résultats montrent que les signes sont conformes aux attentes théoriques. Effectivement le chômage est négativement influencé par le PIB par habitant. Un négatif effet est à noter qui lie le chômage avec le taux de change et le prix du pétrole. Ce qui nous indique que l'augmentation de prix du pétrole pourrait contribuer à la baisse du chômage.

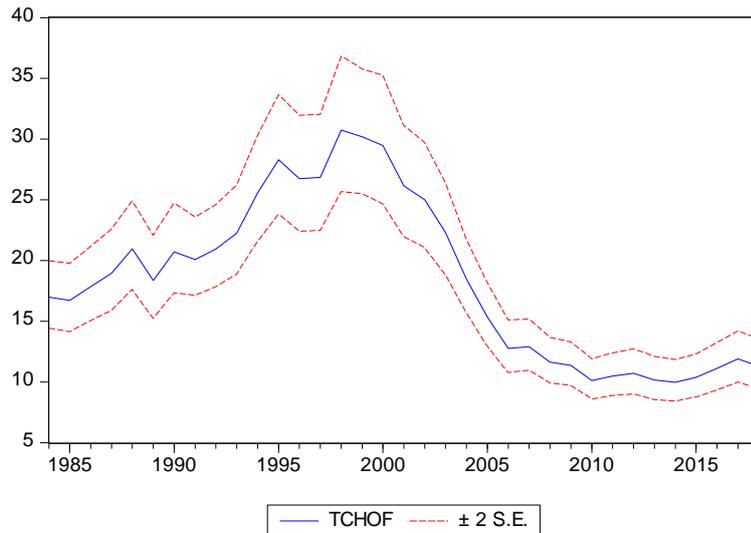
Nous pouvons observer que le pouvoir explicatif du modèle est assez bon puisque le coefficient de détermination R^2 est 68%. Donc, les variables retenues expliquent bien le taux de chômage en Algérie, et c'est conforme aussi à l'existence de la relation de cointégration entre ces variables. L'existence de la relation de cointégration implique qu'effectivement la variable taux de chômage et les variables explicatives ne s'éloignent pas les uns aux autres sur le long terme. Le coefficient du ECM est négatif et statistiquement significatif compris entre 0 et 1 et il représente la vitesse de convergence de relation de court terme vers le long terme confirmant l'équilibre de long terme entre les variables. Ainsi, le résultat de l'estimation de long terme suggère que le PIB par habitant est

نégativement lié au chômage. Une augmentation de 1 point de pourcentage du taux de chômage réduit le taux de change à 0.30 point de pourcentage. La variable PIB par habitant décalée de 2 périodes est positive alors que celle retardée d'une seule période et celle qui n'inclue pas le décalage sont négatives.

Prévision:



Après avoir réalisé cette projection dans l'échantillon (variable TCHOF), on constate que notre prévision est bonne car le coefficient d'inégalité de Theil tend vers 0. Ce qui nous démontre le graphique suivant, avec un coefficient d'inégalité de Theil qui est égale à une valeur de 0.0220. Une faible variance de proportion (dans notre cas 0.000214), présume que la valeur prédite dans l'échantillon TCHOF (fitted value) suivra la variable estimée, ainsi on peut noter que la MAPE (3.6247) est suffisamment inférieur à 10 ce qui indique que notre modèle donne des meilleurs prévisions.



Forecast: TCHOF	
Actual: TCHO	
Forecast sample: 1980 2020	
Adjusted sample: 1984 2018	
Included observations: 35	
Root Mean Squared Error	0.862839
Mean Absolute Error	0.676491
Mean Abs. Percent Error	3.824759
Theil Inequality Coefficient	0.022024
Bias Proportion	0.000690
Variance Proportion	0.000214
Covariance Proportion	0.999095

Conclusion et recommandations

Lors de notre analyse, une question importante est soulevée : les variables suivantes le PIB par habitant, le taux de change, le prix du pétrole ou encore l'indice des prix à la consommation influent-elles sur le chômage en Algérie ?

Pour atteindre l'objectif de cette étude, le modèle autorégressif à retard échelonnés (ARDL) et le test de cointégration aux bornes (bounds test) ont été employés comme cadre d'analyse sur la période allant de 1980 à 2019/2020. Le choix d'une telle approche est dû au fait qu'il y ait une sorte d'incertitude qui est soulevée - par les différents tests de stationnarité utilisés- en ce qui a trait au vrai ordre d'intégration des séries. Les résultats de l'étude montrent que les séries sont intégrées, et ceci, à court terme ainsi qu'à long terme.

Les tests de diagnostic et de stabilité effectués pour évaluer la validité de notre modèle indiquent la robustesse et la significativité des résultats.

Ainsi cette analyse économétrique visait à explorer la liaison causale entre le chômage et ses déterminants, à savoir, le prix du pétrole, le taux de change, le PIB par habitant et l'indice des prix à la consommation.

Nous avons déduits les liens de causalité entre le chômage, le prix du pétrole et le PIB par habitant en utilisant le test de causalité de Granger au sens de Toda et Yamamoto. Nos conclusions révèlent l'existence d'une relation de causalité dans un seul sens allant de prix du pétrole vers le taux de chômage, c'est une causalité unidirectionnelle. On peut citer d'autres relations de causalité dans un seul sens allant du taux de change vers le PIB par habitant, le prix de pétrole, l'indice des prix à la consommation et le taux de chômage.

Cette analyse montre qu'à à long terme il existe une relation négative entre le chômage, le PIB par habitant, le taux de change et le prix du pétrole, en revanche, cette analyse constate une relation positive entre le chômage et l'indice des pris à la consommation.

Le coefficient estimé est négatif et largement significatif, confirmant ainsi l'existence d'un mécanisme à correction d'erreur. Ce coefficient, qui exprime le degré avec lequel la variable taux de chômage sera rappelée vers la cible de long terme, est estimé de -0.716 pour notre modèle ARDL, traduisant ainsi un ajustement à la cible de long terme relativement rapide. Elle peut être également vue comme le pourcentage de déséquilibre qui est corrigé. Ainsi, on peut noter que 71.6% du déséquilibre de l'année t est corrigé (i.e., tend vers l'équilibre de long terme) au cours de l'année suivante $t+1$, affichant ainsi une grande vitesse d'ajustement.

Les résultats obtenus après les analyses conduisent à formuler les recommandations de politiques ci-après. En effet, ces résultats montrent qu'à long terme, il y a une relation négative entre les prix du pétrole et le taux de chômage. Dans un pays rentier tel que l'Algérie, l'augmentation des prix du pétrole conduit à un accroissement dans les revenus pétroliers qui va par la suite réanimer la croissance économique en diminuant le chômage en raison d'efforts soutenus d'ajustement budgétaire. Au cœur de cette pandémie de coronavirus le gouvernement algérien doit jouer un rôle primordial en mettant des politiques économiques et sociales adéquates, dans le but d'accroître la productivité du travail hors hydrocarbures par la relance du secteur privé par la création des petites et moyennes entreprises (PME).

De là, on peut suggérer qu'un des enjeux des politiques économiques en Algérie devrait porter non seulement sur une amélioration du contenu en emplois de la croissance économique mais aussi sur la promotion de suffisamment d'emplois qualifiés pour faire face à l'afflux croissant des diplômés. L'absorption de cette catégorie de demandeurs d'emploi permettrait parallèlement d'augmenter la productivité du travail qui a été toujours nettement en dessous de son potentiel. Du côté de l'offre, face à la faible capacité du secteur public à créer suffisamment d'emplois pour atténuer l'acuité du chômage, notamment des diplômés de l'université, les politiques économiques à mettre en œuvre gagneraient à privilégier le soutien du secteur privé et à promouvoir l'entrepreneuriat. Dans ce sens, il serait efficace de subventionner la création d'entreprises et d'assainir l'environnement des affaires afin de booster l'investissement privé.

Notre résultat laisse penser que les politiques actives d'emploi devront cibler plus particulièrement les jeunes diplômés dans lesquelles le taux de chômage a atteint des niveaux inquiétant.

Les recherches ultérieures peuvent rajouter d'autres variables tels que la croissance démographique, la covid_19 (une fois la base des données sera suffisante pour une analyse économétrique) et mesurer leur impact. Ceci ne remet pas en cause notre résultat, il pourrait tout simplement le compléter car ces nouvelles variables seront aussi des facteurs importants en plus de ceux que nous avons identifiés s'ils s'avèrent significatifs.

Référence:

Bouhali, H., Ziky, M., «Contribution à l'évaluation des effets de la libéralisation du compte capital sur les investissements directs étrangers au Maroc», *Revue "Repères et*

Perspectives Economiques" [En ligne], Vol. 4, N° 2 / 2ème semestre 2020, mis en ligne le 01 juillet 2020.

Abdesslem GOUIDER, Ridha NOUIRA, Faouzi SBOUI La relation croissance-chômage en Tunisie : validation de la spécification non linéaire de la loi d'Okun Région et Développement n° 47-2018

Yosri Nasr Ahmed & Huang Delin Current Situation of Egyptian Cotton: Econometrics Study Using ARDL Model Journal of Agricultural Science; Vol. 11, No. 10; 2019

Ilyes Gritli, Serge Rey : Quel impact de la libéralisation du compte capital sur le développement financier en Tunisie ? Les enseignements d'un modèle ARDL, CATT WP No. 1 September 2017

Jonas Kibala Kuma. Modélisation ARDL, Test de cointégration aux bornes et Approche de Toda Yamamoto : éléments de théorie et pratiques sur logiciels. Licence. Congo-Kinshasa. 2018. ffccl-01766

Marilyne Huchet-Bourdon. Nature et enjeux de l'intégration économique: une analyse empirique. Sciences de l'Homme et Société. Université de Rennes 1, 2010. tel-02819810

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/98294/> MPRA Paper No. 98294, posted 25 Jan 2020 23:06 UTC

Annexe:

Null Hypothesis: D(IPC) is stationary Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		
		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		
0.077150		
Asymptotic critical values*:		
	1% level	0.216000
	5% level	0.146000
	10% level	0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)		
Residual variance (no correction)		
7.081153		
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		
18.64203		
KPSS Test Equation		
Dependent Variable: D(IPC)		
Method: Least Squares		
Date: 12/27/20 Time: 13:06		
Sample (adjusted): 1981 2019		
Included observations: 39 after adjustments		

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.577571	0.892047	1.768483	0.0852
@TREND("1980")	0.107275	0.038870	2.759814	0.0089
R-squared	0.170712	Mean dependent var		3.723077
Adjusted R-squared	0.148299	S.D. dependent var		2.960327
S.E. of regression	2.732017	Akaike info criterion		4.897878
Sum squared resid	276.1650	Schwarz criterion		4.983189
Log likelihood	-93.50862	Hannan-Quinn criter.		4.928487
F-statistic	7.616573	Durbin-Watson stat		0.669119
Prob(F-statistic)	0.008942			

