
Région et Développement

n° 47-2018

www.regionetdeveloppement.org

La relation croissance-chômage en Tunisie : validation de la spécification non linéaire de la loi d'Okun

Abdessalem GOUIDER*, Ridha NOUIRA**, Faouzi SBOUI***

Résumé - Ce travail propose de tester pour l'économie tunisienne la validité de la relation d'Okun appliquée à des données annuelles de PIB réel et de chômage couvrant la période 1980-2015. Il est vérifié l'existence d'une relation non linéaire entre la croissance et le chômage : le chômage cyclique est plus sensible aux variations du PIB (*output gap*) en phases de récession qu'en phases d'expansion. L'analyse de la relation de causalité non linéaire entre le chômage et la croissance montre une causalité significative dans un seul sens allant de l'*output gap* au chômage.

Classification JEL

C13, C49, C52, E24

Mots-clés

Chômage
Loi d'Okun
Modèle NARDL
Tunisie

Les auteurs remercient le rapporteur anonyme et la rédaction de la revue pour leurs commentaires qui ont aidé à l'amélioration de cet article.

* College of Economics and Administrative Sciences, Al-Imam Mohammad Ibn Saud Islamic University (IMSIU), Saudi Arabia and Gabes University (Tunisia);
abdgouider2011@gmail.com.

** Unité de Recherche EAS, Université de Mahdia, FSEG de Mahdia, Université de Monastir ;
nouira.ridha75@gmail.com.

*** Unité de Recherche MOfid, Université de Sousse, FSEG de Mahdia, Université de Monastir ;
sbouif@yahoo.fr.

INTRODUCTION

Dans un contexte de chômage massif, la relance de la croissance économique est souvent avancée comme une solution adéquate. Cependant, l'augmentation du taux de croissance n'implique pas nécessairement la diminution du taux de chômage et ce pour diverses raisons. Tout d'abord, la population active peut croître à un taux plus élevé que celui de l'emploi. Ensuite, la croissance économique peut avoir un faible contenu en emploi selon la croissance de la productivité (Huang et Lin, 2008).

En 1962, Arthur Okun s'est intéressé à la relation entre la croissance économique mesurée par le taux de croissance du PIB réel et le chômage aux Etats-Unis. Cette relation dite « loi d'Okun » permet de déterminer le seuil de croissance à partir duquel le taux de chômage commence à diminuer. Okun conclut qu'une croissance de 1% du PIB réel aux Etats-Unis permet de réduire le taux de chômage de 0,4%. En outre, lorsque le taux de croissance atteint 3%, le taux de chômage tend à se stabiliser. Au-delà de 3%, les emplois créés conduisent le taux de chômage à diminuer.

Les premiers travaux testant la relation d'Okun ont adopté une modélisation linéaire de la relation croissance-chômage [Gordon (1984) ; Clark (1989); Prachowny (1993) ; Moosa (1997) ; Attfield et Silverstone (1997,1998) ; Crespo Cuaresma (2003)]. Des études plus récentes ont remis en cause l'hypothèse de linéarité de la relation d'Okun au profit de spécifications non linéaires qui supposent l'asymétrie de la relation croissance-chômage en phases d'expansion et de récession [Lee (2000), Huang et Chang (2005), Cuaresma (2003), Fouquau (2008), etc.]. Les contractions de l'économie ont des effets plus forts et rapides sur le chômage alors que les phases d'expansion ont des effets plus progressifs. Ainsi, en supposant l'absence de contraintes réglementaires sur le licenciement, dès l'entrée en récession les employeurs vont réagir rapidement en se séparant d'une partie de leur personnel. A l'inverse, quand l'économie prend le chemin de la reprise, les entreprises demeurent prudentes à recruter des employés car elles doutent de la durabilité de la reprise.

L'étude de la relation croissance-chômage est intéressante dans le contexte tunisien. La Tunisie a toujours enregistré des taux de chômage à deux chiffres malgré le fort investissement en éducation et les réformes économiques adoptées depuis la fin des années 1980. En outre, le chômage en Tunisie revêt un caractère structurel dans la mesure où la part des chômeurs de longue durée (plus d'un an) a connu une hausse considérable. Ainsi, la croissance économique réalisée pendant les dernières décennies n'a pas généré suffisamment de postes de travail pour absorber les nouveaux demandeurs d'emplois, notamment les femmes et les jeunes diplômés.

L'aggravation du taux de chômage, un des facteurs principaux ayant conduit aux événements survenus en Tunisie à partir de mi-décembre 2010, a relancé le débat sur la relation entre le taux de croissance et le taux de chômage. L'objectif principal de ce travail est justement de mesurer la sensibilité du chômage aux variations du taux de croissance du PIB en Tunisie, ce qui revient à estimer le coefficient d'Okun et vérifier sa validité.

Cet article est structuré comme suit. La première section donne un survol de la littérature sur la relation d'Okun. La deuxième section présente les caractéristiques de la relation entre la croissance économique et le chômage en Tunisie. La troisième section décrit la méthodologie adoptée. Les tests empiriques, les résultats et les interprétations correspondantes sont présentés dans la quatrième section.

1. REVUE DE LA LITTÉRATURE SUR LA RELATION D'OKUN

Arthur Okun a été le premier à expliquer la relation négative entre la croissance et le chômage. Il a proposé deux types d'approches pour modéliser la relation entre le chômage et le PIB réel : la version en « différences premières » qui relie la variation du PIB réel aux variations du taux de chômage observé et la version « gap » qui

relie les variations cycliques du PIB aux variations cycliques du chômage¹. Depuis, plusieurs travaux ont tenté de vérifier la validité de cette relation dans d'autres pays autres que les États-Unis, mais aussi de tenir compte des éléments négligés par Okun tels que la présence de changement structurel et d'asymétrie dans cette relation (non linéarité de la loi d'Okun). Bien qu'ils se distinguent au niveau du choix de la fréquence des données, de la version à tester, des filtres à utiliser pour le calcul des variables potentielles, etc., la majorité de ces travaux se sont attachés à prouver la non linéarité de la relation d'Okun.

Dans ce sens, Frank et Stengos (1989) ont indiqué l'incapacité des tests classiques de Box-Pierce et de Ljung-Box à détecter la dépendance temporelle rattachée aux séries générées par des processus non-linéaires. Également, Froot et Rogoff (1995) et Lothian et Taylor (1996) ont mis en évidence l'inadéquation des tests traditionnels (tests de racine unitaire, tests de cointégration) dans le cas de la non-linéarité. Ainsi, en supposant la non linéarité des séries économiques, les conclusions que l'on pourrait tirer concernant leur stationnarité sont erronées si l'on raisonne dans un cadre linéaire.

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

En utilisant les données trimestrielles relatives à l'économie canadienne pour la période 1960-2002, Huang et Chang (2005) testent la validité de la loi d'Okun en adoptant une approche en changement structurel avec seuil. Tenant compte de la non linéarité de la relation d'Okun, les deux auteurs ont trouvé que les coefficients d'Okun sont significativement plus élevés en valeur absolue dans les périodes de récession que dans les phases d'expansion. Ce résultat a été conforté par Knotek (2007) qui a montré que le coefficient d'Okun s'affaiblit au cours des phases d'expansion par rapport aux périodes de récession.

De même, Cuaresma (2003) considère que la relation négative entre la production et le chômage peut prendre une forme non linéaire dans la mesure où les changements du niveau de la production peuvent produire des changements asymétriques du niveau de chômage. Utilisant une spécification non linéaire de la relation entre le chômage cyclique et la production cyclique pour l'économie américaine, Cuaresma a trouvé que l'effet de la croissance du PIB sur le chômage est asymétrique et que le chômage cyclique est plus sensible à l'écart de production lorsque l'économie se situe dans des phases de récession.

En utilisant un modèle en panel non dynamique de 20 pays de l'OCDE sur la période 1970-2004, Fouquau (2008) obtient des résultats conduisant au rejet de l'hypothèse de linéarité de la relation croissance-chômage et confirme l'existence d'une asymétrie dans la relation d'Okun.

D'autres extensions du travail pionnier d'Okun (1962) se sont intéressés à vérifier la présence de changement structurel et d'asymétrie dans la relation croissance-chômage au niveau des sous-groupes de la population active répartie selon le genre, l'âge, la région, etc. Dans ce cadre, Boda et Považanová (2015) ont utilisé un modèle

¹Le PIB cyclique est mesuré par la différence entre le PIB observé et le PIB potentiel alors que le chômage cyclique est la différence entre le taux de chômage observé et le taux de chômage naturel.

VAR structurel pour vérifier dans quelle mesure la variable genre peut être à l'origine d'une asymétrie de la relation croissance-chômage pour quatre pays à savoir le Portugal, l'Italie, l'Espagne et la Grèce. En utilisant des données trimestrielles sur la période 1998-2014, ces auteurs ont conclu que la variable genre peut effectivement être à la base d'une asymétrie de la loi d'Okun, le chômage des hommes réagissant différemment que le chômage des femmes aux fluctuations cycliques de la production.

Zanin (2014) a examiné la relation d'Okun différemment pour les hommes et les femmes selon les classes d'âge pour les pays de l'OCDE. En se référant à des données qui couvrent la période 1998-2012, il trouve que les groupes d'âge les plus jeunes (et particulièrement la population masculine jeune) sont les plus sensibles aux fluctuations économiques par rapport aux cohortes les plus âgées.

Villaverde et Maza (2009) ont analysé la relation croissance-chômage pour les régions espagnoles sur la période 1980-2004 en se référant à la version « gap » de la loi d'Okun. Ils ont conclu que la relation inverse entre le chômage et la croissance est valable pour la majorité des régions mais les coefficients d'Okun sont très différents ce qui renvoie à la non linéarité de la relation d'Okun. Selon Villaverde et Maza, cette disparité par région du coefficient d'Okun est expliquée en partie par des disparités régionales de la croissance de la productivité.

2. RELATION CROISSANCE-CHÔMAGE EN TUNISIE

En Tunisie, la relation croissance-emploi a connu au moins deux évolutions historiques. Avant 1986, ce sont principalement les entreprises publiques, malgré leurs difficultés financières et leur manque de compétitivité, qui créent l'essentiel de l'emploi. Le marché du travail est alors soumis à des politiques très rigides ayant entraîné un sureffectif de main-d'œuvre particulièrement dans les entreprises publiques et les administrations. A partir de 1986, un programme de mise à niveau a été mis en place afin de restructurer les entreprises publiques en difficulté et réhabiliter le rôle du secteur privé. Le code du travail a alors connu d'importantes réformes qui ont visé plus de flexibilisation des relations de travail et une meilleure protection sociale des travailleurs. Un désengagement progressif de l'Etat au profit du secteur privé a permis de réduire l'offre d'emplois dans le secteur public mais aussi de faire apparaître de nouvelles formes de travail qui ont accentué la précarité de l'emploi (travail à temps partiel, contrats à durée déterminée, etc.).

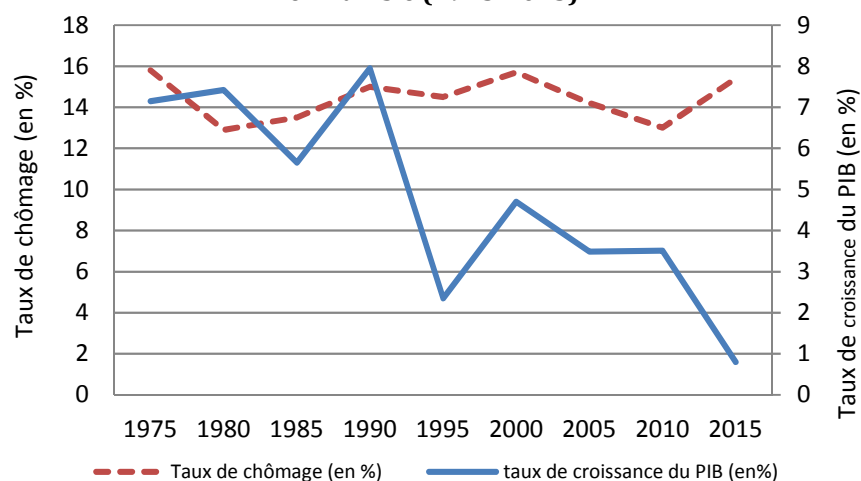
Par ailleurs, l'économie tunisienne a connu de profondes mutations depuis l'indépendance. Dominée longtemps par les activités agricoles, la production nationale s'est diversifiée, notamment via le renforcement de la part des industries manufacturières, dont la productivité relative reste faible, et des services (voir Annexe 1). Malgré la diversification progressive de l'économie tunisienne marquée par un secteur de services en expansion continue, employant plus de la moitié de la main-d'œuvre occupée et contribuant à raison de 62% du PIB en 2014, un déséquilibre chronique entre l'offre et la demande de travail s'est toujours manifesté, se traduisant par un taux de chômage à deux chiffres. Le taux de chômage est de 15,4% en 2015 (BCT, 2015). Il touche davantage les diplômés de l'enseignement supérieur. Ces derniers demeurent la catégorie la plus vulnérable avec un taux de chômage de 31,4% en 2015 (PNUD, 2016). Les femmes rencontrent plus de difficultés que les hommes pour s'insérer dans le marché du travail. Le taux de chômage des femmes est de 22,6% contre 12,5% pour les hommes (BCT, 2015).

Le chômage en Tunisie est le résultat d'un déséquilibre qui est à la fois quantitatif, provenant de l'incapacité de l'appareil productif à créer suffisamment d'emplois

en regard de l'évolution de la population active disponible², et qualitatif reflétant l'inadéquation entre la formation acquise et les besoins en qualifications des entreprises. Ce chômage revêt un caractère largement structurel. Selon l'OCDE (2015), la proportion des chômeurs de longue durée constitue 44,6% du total des chômeurs en 2014, soit un taux beaucoup plus élevé que celui par exemple observé en moyenne dans les pays de l'OCDE (22,4%). En outre, le délai d'insertion professionnelle des jeunes ayant terminé leurs études est estimé à 6 ans.

L'économie tunisienne souffre depuis 2010 d'un sérieux problème au niveau de sa capacité à créer des emplois dans la mesure où la croissance du PIB s'est ralentie. Les créations annuelles d'emplois sont passées de 72 000 postes d'emplois en moyenne par an entre 2000 et 2010 à environ 35 000 emplois par an entre 2010 et 2015.

Figure 1 : Relation entre le taux de croissance du PIB et le taux de chômage en Tunisie (1975-2015)



Source : représentation des auteurs à partir des données de l'Institut National de la Statistique et de la Banque mondiale.

La figure 1 confronte l'évolution historique du taux de croissance du PIB à celle du taux de chômage en Tunisie. L'évolution des taux de croissance et du chômage en Tunisie n'atteste pas la présence d'une relation régulière et stable entre ces deux variables. L'économie tunisienne 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 tunisienne 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. C'est le cas pour la période entre 2000 et 2005 lorsque le taux de chômage a diminué malgré le ralentissement du taux de croissance. Cette analyse montre bien que la

² Selon l'Observatoire National de l'Emploi et des Qualifications, l'économie n'a créé en moyenne que 61 000 emplois durant les six dernières années alors que près de 81 000 nouveaux demandeurs d'emploi viennent s'ajouter par an.

relation entre la croissance et le chômage en Tunisie n'est pas stable et que la relation d'Okun se déforme au cours des périodes de récession et de reprise. Le taux de chômage peut alors présenter un comportement asymétrique. Ce constat justifie notre ambition de tester la validité de la loi d'Okun et de vérifier la non-linéarité de cette relation en Tunisie.

3. MÉTHODOLOGIE

Ayant constaté l'instabilité de la relation croissance-chômage en Tunisie et les spécifications non linéaires dans la littérature pour expliquer cette relation, nous nous référons au modèle non linéaire autorégressif avec retards échelonné (NARDL) proposé par Shin, Yu et Greenwood-Nimmo (2014). Ce modèle a le mérite de tester les asymétries de court et de long terme. En outre, il a l'avantage de permettre de mélanger des variables I(0) et I(1) et de tester directement l'existence d'une relation de cointégration de long terme.

Il convient de rappeler que la relation inverse entre le chômage et la croissance du PIB a été modélisée par Okun à l'aide de deux types d'équations. La première, dite version en « différences premières », peut se présenter comme suit :

$$\Delta u = C + \beta \Delta pib + \varepsilon \quad (1)$$

avec Δ la différence première de la variable ; u est le taux de chômage ; pib est le logarithme du PIB réel. β mesure de combien varie le taux de chômage en points de pourcentage lorsque le PIB réel varie de 1%.

La seconde, dite « version gap », relie les écarts du taux de chômage et du PIB observé respectivement au taux de chômage naturel et au PIB potentiel. Cette version se présente sous la forme suivante :

$$u - u^* = c + \beta^*(pib - pib^*) + \varepsilon \quad (2)$$

avec u^* et pib^* sont respectivement le taux de chômage naturel et le PIB potentiel. La différence $(pib - pib^*)$ est appelée écart de production (*output gap*).

Le coefficient d'Okun β^* mesure de combien varie le taux de chômage cyclique lorsque l'*output gap* varie de 1%. Comme l'a indiqué Knotek (2007), la difficulté associée à la « version gap » réside essentiellement au niveau de la détermination du taux de chômage naturel et du PIB potentiel qui ne sont pas directement observables. Une large gamme de méthodes ont été retenues pour mesurer ces variables telles que le filtre de Hodrick-Prescott (1997) (Marinkov-Geldenuys, 2007 ; Moosa, 2008), le filtre de Baxter-King (Freeman, 2001 ; Chang, 2005), le filtre de Beveridge-Nelson et le filtre de Kalman (Moosa, 1997 ; Silvapulle et al., 2004).

La robustesse des résultats sera examinée en testant les deux versions de la relation d'Okun et en utilisant différents filtres pour le calcul de la production potentielle. De même, pour tester la sensibilité du coefficient d'Okun à l'hypothèse de linéarité de la relation chômage-croissance ainsi qu'au choix de la version à vérifier et au filtre adopté, les résultats issus d'une modélisation linéaire seront comparés à ceux issus d'une modélisation non linéaire.

Nous estimerons les deux versions de la loi d'Okun dans le contexte de l'économie tunisienne en utilisant des données annuelles couvrant la période 1980 -2015³.

Dans la « version gap », le PIB potentiel et le taux de chômage naturel sont généralement mesurés à l'aide d'un filtre. Dans ce travail, nous nous limitons à trois types de filtre pour calculer ces séries : le filtre de Hodrick et Prescott (HP), le filtre de Butterworth (BW) et le filtre de Christiano-Fitzgerald (CF).

³ Ces données sont obtenues auprès de l'Institut National de la Statistique.

4. VALIDATION EMPIRIQUE DE LA LOI D'OKUN

4.1. Tests de stationnarité

Avant l'estimation des équations (1) et (2), il convient de tester la stationnarité des séries. L'application d'un test de stationnarité qui ne tient pas compte de la non linéarité aux séries générées par des processus non-linéaires peut donner des résultats erronés. Pour cette raison, deux types de test de stationnarité sont appliqués : le test de racine unitaire stationnaire (DF-GLS) proposé par Elliott, Rothenberg et Stockle (1996) et le test de FADF-SB proposé par Furuoka (2017) qui envisage trois types de non-linéarité⁴. Les tableaux 1 et 2 récapitulent les résultats des tests de stationnarité. *gap_{hp}*, *gap_{bw}* et *gap_{cf}* sont les écarts de la production par rapport à son niveau potentiel calculés en utilisant respectivement les filtres de HP, BW et CF ; *varcroi* est la variation du log de PIB réel. *chom_{hp}*, *chom_{bw}* et *chom_{cf}* sont les écarts du taux de chômage par rapport à son niveau naturel calculés respectivement à l'aide des filtres de HP, BW et CF ; *varcroi* est la variation du taux de chômage.

Tableau 1. test de stationnarité pour la variable taux de croissance

		<i>gap_{hp}</i>	<i>gap_{bw}</i>	<i>gap_{cf}</i>	<i>varcr</i>	Valeurs critiques		
Statistiques						1%	5%	10%
<i>Test linéaire</i>	DF-GLS	-3.57**	-3.17	-4.14**	-3.89**	-4.17	-3.48	-3.19
<i>Test non linéaire</i>	FADF	-3.71[1]	-3.86[1]	-4.1[1]*	-3.8[1]	-5.13	-4.44	-4.1
	ADF-BS	-3.62*	-3.4*	-3.7*	-6.06**	-4.56	-3.86	-3.51
	FADF-BS	-4.3[1]	-4.6[1]*	-4.5[1]*	-4.4[1]*	-5.39	-4.7	-4.36

*, **, *** le coefficient est significatif respectivement à 10%, 5% et 1%. [] la valeur de *k*, fréquence de Fourier.

Tableau 2. test de stationnarité pour la variable taux de chômage

		<i>chom_{hp}</i>	<i>chom_{bw}</i>	<i>chom_{cf}</i>	<i>varch</i>	Valeurs critiques		
Statistiques						1%	5%	10%
<i>Test linéaire</i>	DF-GLS	-3.97**	-3.7**	-3.04	-4.06**	-4.17	-3.48	-3.19
<i>Test non linéaire</i>	FADF	-3.8[2]*	-4.1[2]*	-3.46[2]	-4.1[1]*	-4.85	-4.14	-3.75
	ADF-BS	-3.65*	-3.69*	-3.13	-4.32**	-4.48	-3.74	-3.42
	FADF-BS	-4.1[2]	-3.9[1]	-4.6[2]*	-4.6[2]*	-5.45	-4.7	-4.32

*, **, *** le coefficient est significatif respectivement à 10%, 5% et 1%. [] la valeur de *k*, fréquence de Fourier.

Les tableaux 1 et 2 montrent que les résultats des tests de stationnarité (linéaire et non linéaire) sont hétérogènes. Ceci nous contraint de trancher sur l'ordre d'intégration de ces séries bien qu'elles soient toutes stationnaires en différences premières (voir annexe 3, tableau A-2 et A-3). En effet, les résultats sont sensibles au type du filtre utilisé pour calculer la variable potentielle (HP, BW, CF) ainsi qu'au type du test adopté (linéaire ou non). Par exemple, si on applique le test linéaire sur la variable *output gap* calculée à partir de filtre HP, on a une stationnarité de la variable *output gap* à 5% ce qui revient à dire que la variable *gap_{hp}* est I(0). Par contre,

⁴ Ces trois types de non linéarité engendrent trois tests statistiques (voir annexe 2 pour plus d'explication).

en se basant sur les statistiques FDAF et FADF-BS du test de stationnarité non linéaire, cette variable est I(1). De la même manière, pour le test de stationnarité (DF-GLS) et en utilisant le même filtre (BW), il apparaît une stationnarité en niveau de la variable *output gap* et une non stationnarité pour la variable taux de chômage. D'où le risque de régresser deux variables intégrées d'ordre différent [I(0) et I(1)].

La méthode ARDL apparaît comme la meilleure technique pour estimer la relation d'Okun puisqu'elle a l'avantage de tester des relations de long terme entre des variables dont les ordres d'intégration sont différents (Acikgoz et Mert, 2010). Afin de mettre en œuvre la sensibilité du coefficient d'Okun à l'hypothèse de linéarité ou non de la relation chômage-croissance et pour tenir compte de l'asymétrie de cette relation, nous l'estimerons également par la technique NARDL.

4.2. Estimation du coefficient d'Okun : une analyse linéaire et non linéaire

Le modèle autorégressif à retard échelonné (ARDL), développé par Pesaran, Shin et Smith (2001), est une technique économétrique utilisée pour tester les relations de long terme entre des variables qui ne sont pas intégrées de même ordre [I(0) ou I(1)]. Cette technique a l'avantage d'obtenir de meilleures estimations sur des échantillons de petite taille.

Dans le but d'établir la relation de long terme entre le chômage et la croissance en Tunisie, nous reformulons les équations (1) et (2) sous le modèle ARDL comme suit :

$$\Delta chom_t = \mu + \sum_{i=1}^p \delta_{1i} \Delta chom_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{2i} \Delta gap_{t-i} + \gamma_1 chom_{t-1} + \gamma_2 gap_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Selon cette équation, on a une relation de cointégration si les coefficients γ_1 et γ_2 sont statistiquement différents de zéro. L'hypothèse nulle de ce test est $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = 0$ (pas de relation de long terme). L'hypothèse de cointégration est testée en utilisant le test de Fisher dont la valeur calculée est comparée aux valeurs critiques tabulées par Pesaran et al. (2001). L'hypothèse d'absence d'une relation de cointégration est rejetée lorsque la valeur calculée de la statistique F de Fisher est supérieure à la valeur critique. Le coefficient de long terme correspondant au coefficient d'Okun est alors $\beta = \gamma_2 / -\gamma_1$.

Le modèle NARDL est une version non linéaire du modèle ARDL. Dans ce modèle on reprend la représentation autorégressive de Pesaran et al. (2001) et en y incorporant des effets asymétriques à court et à long terme afin de tenir compte de l'asymétrie de la relation chômage-croissance. En suivant la méthodologie de Shin, Yu et Greenwood-Nimmo (2014), on décompose la variable *output gap* en ses sommes partielles positives (gap_t^+) et négatives (gap_t^-) :

$$gap_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta gap_t^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta gap_j, 0)$$

$$gap_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta gap_t^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta gap_j, 0)$$

où Δgap_t^+ traduit les augmentations dans le taux de croissance alors que Δgap_t^- traduit les diminutions.

Afin de tenir compte de l'asymétrie, l'équation (3) est modifiée comme suit :

$$\begin{aligned} \Delta chom_t = \mu + & \gamma_1 chom_{t-1} + \gamma_2^+ gap_{t-1}^+ + \gamma_2^- gap_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_{1i} \Delta chom_{t-i} \\ & + \sum_{j=0}^p \delta_{2j}^+ \Delta gap_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^p \delta_{2j}^- \Delta gap_{t-j}^- + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4)$$

La technique de NARDL nous permet de tester directement s'il existe une relation de cointégration de long terme en utilisant la méthodologie des "bounds tests". Cette technique propose deux statistiques. La première (t_{BDM}) permet de tester la

significativité du coefficient γ_1 ($\gamma_1 = 0$), alors que la seconde (F_{PSS}) permet de tester la significativité des coefficients γ_1, γ_2^+ et γ_2^- ($\gamma_1 = \gamma_2^+ = \gamma_2^- = 0$).

Le coefficient d'Okun qui mesure la sensibilité du chômage à la croissance n'est autre que le coefficient de long terme. Dans le modèle NARDL, ce coefficient est calculé de la manière suivante : $\beta^+ = \gamma_2^+ / -\gamma_1$ et $\beta^- = \gamma_2^- / -\gamma_1$.

On peut s'attendre à ce que le coefficient associé aux écarts de PIB négatifs (β^-) soit d'une plus grande ampleur en valeur absolue que celui associé aux écarts de PIB positifs (β^+).

Le tableau 3 récapitule les résultats de l'estimation des modèles ARDL linéaire et non linéaire. Ces modèles permettent à la fois de tester l'existence d'une relation de cointégration entre les variables du modèle ainsi que l'estimation de la relation de long terme. Pour le modèle linéaire, les résultats sont les mêmes quel que soit le type de filtre utilisé pour calculer la variable potentielle à savoir l'existence d'une relation de cointégration entre le taux de chômage et la croissance.

Tableau 3: Résultat des modèles ARDL et NARDL

	Analyse linéaire			Analyse non linéaire				
	Test de cointégration de Pesaran et al. (2001) (ARDL)			Test de cointégration de Shin et al. (2014) (NARDL)				
	Cointégration	Coefficient		Cointégration		Coefficient		
	F	$\hat{\beta}$	t-Stud	t_{BDM}	$\hat{\beta}^+$	P-value	$\hat{\beta}^-$	p-value
(<i>chomhp, Gaphp</i>)	8.77**	-0.84	-0.96	-3.6339**	-0.85	0.03	-1.02	0.06
(<i>chombw, Gapbw</i>)	6.81**	-0.73	-0.87	-3.2962**	-0.83	0.008	-0.99	0.02
(<i>chomcf, Gapcf</i>)	7.90**	-1.01	-1.57	-6.2737**	-0.8	0.01	-0.94	0.09
(<i>varch, varcr</i>)	17.7**	-0.04	-0.03	-4.7726**	-0.81	0.11	-0.98	0.1
Valeur critique à 5%	4.04 si I(0) 4.78 si I(1)			-3.22				

L'estimation de cette relation de long terme montre que le coefficient d'Okun est négatif mais il n'est pas significatif. Ce résultat signifie que l'économie peut par exemple croître sans réduire le chômage. Ce constat corrobore l'analyse descriptive présentée précédemment dans laquelle il apparaît qu'en Tunisie les périodes d'expansion ne sont pas nécessairement suivies par une baisse du chômage.

Mais cette hypothèse de linéarité de la relation chômage-croissance en Tunisie paraît peu pertinente pour modéliser la relation d'Okun.

En admettant la non linéarité de la relation d'Okun, et en supposant l'existence de deux régimes dans cette relation (hypothèse d'asymétrie du coefficient d'Okun), le modèle NARDL prouve qu'il existe une relation de cointégration entre le chômage et la croissance. En effet, le coefficient de long terme estimé (coefficient d'Okun) est négatif et il est significatif. La loi d'Okun est ainsi vérifiée quel que soit le filtre utilisé. Ces résultats montrent également que la valeur du coefficient d'Okun diffère selon que l'économie fonctionne en régime d'expansion (écart positif) ou en régime de récession (écart négatif). Plus précisément, ce coefficient s'affaiblit, en valeur absolue, au cours des phases d'expansion par rapport aux phases de récession. D'après les estimations du modèle asymétrique, en moyenne et quel que soit le filtre utilisé, les coefficients associés aux écarts de production négatifs et positifs varient, respectivement, entre -1,02 et -0,94 et entre 0,85 et -0,8. Le chômage cyclique est plus sensible aux écarts de PIB réel négatifs que positifs. Par exemple, en utilisant le filtre HP et en période de récession, si le taux de croissance du PIB réel diminue de 1% le chômage augmente de 1,02%. En revanche, en période d'expansion, une croissance du PIB de 1% ne réduit le chômage que de 0,85%.

Les résultats obtenus à partir des modèles ARDL et NARDL permettent de tirer trois conclusions. D'abord, le choix du filtre employé pour calculer la variable potentielle n'influence que marginalement la valeur des résultats obtenus. Ensuite, les résultats sont très sensibles à l'hypothèse de linéarité qui, selon, peut valider ou non la loi d'Okun. Cette loi n'est pas validée si on retient l'hypothèse de linéarité de la relation chômage-croissance. Enfin, les résultats obtenus sont cohérents avec les travaux de Cuaresma (2003) et de Knotek (2007) qui ont montré que le chômage cyclique est plus sensible à l'écart de production lorsque l'économie se situe dans des phases de récession.

4.3. Une analyse non linéaire de la causalité entre le chômage et la croissance

Après avoir vérifié que l'hypothèse de non linéarité de la relation chômage-croissance est la plus adaptée, nous testons l'existence d'une relation de causalité entre le chômage et la croissance économique en appliquant un test de causalité non linéaire qui tient compte de l'asymétrie de la relation d'Okun. Le test de Hristu-Varsakelis et Kyrtsov (2010) est utilisé pour pallier l'inconvénient des tests de causalité linéaire. Dans ce test, les auteurs adoptent le modèle bivarié de Mackey-Glass (MG). Celui-ci est spécifié de la façon suivante :

$$X_t = \alpha_{11} \frac{X_{t-\tau_1}}{1+X_{1-\tau_1}^{c_1}} - \gamma_{11} X_{t-1} + \alpha_{12} \frac{Y_{t-\tau_2}}{1+Y_{1-\tau_2}^{c_2}} - \gamma_{12} Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$Y_t = \alpha_{21} \frac{X_{t-\tau_1}}{1+X_{1-\tau_1}^{c_1}} - \gamma_{21} X_{t-1} + \alpha_{22} \frac{Y_{t-\tau_2}}{1+Y_{1-\tau_2}^{c_2}} - \gamma_{22} Y_{t-1} + u_t \quad (6)$$

avec τ_i le nombre de retard déterminé par le critère de Schwarz et c_i une constante. Ce test se présente sous deux versions, symétrique et asymétrique, et distingue entre les valeurs positives et négatives des variables. Le principe de ce test est le même que celui du test de causalité linéaire de Granger sauf que le modèle à estimer est celui de MG. Si on cherche à tester si la variable Y cause la variable X, on doit tester la significativité du coefficient α_{12} . S'il y a une relation de causalité non linéaire entre Y et X, il faut que α_{12} soit significativement différent de zéro. La statistique de ce test est la suivante :

$$S_F = \frac{(S_c - S_u)/n_c}{S_u/(T - n_u - 1)} \rightsquigarrow F(n_c; T - n_u - 1) \quad (7)$$

S_c est la somme des carrés des résidus du modèle contraint ($\alpha_{12} = 0$) ; u est la somme des carrés des résidus du modèle sans contrainte ; $n_c = 1$ est le nombre des coefficients à contraindre égalisant zéro ; $n_u = 4$ le nombre des paramètres dans le modèle non contraint.

Dans ce qui suit, on s'est contenté de la version symétrique du test de Hristu-Varsakelis et Kyrtsov (2010). Pour la version asymétrique, il suffit de remplacer dans les équations (5) et (6), la variable Y_t par Y_t^+ (ou Y_t^-) avec Y_t^+ les valeurs positives de Y_t (ou Y_t^- les valeurs négatives de Y_t).

Les résultats du test de causalité non linéaire sont présentés dans le tableau 4. Ils prouvent l'existence d'une relation de causalité non linéaire dans un seul sens allant de l'*output gap* au chômage. En effet, la statistique du test de Hristu-Varsakelis et Kyrtsov, pour les différents filtres employés, est significative uniquement pour la relation de causalité qui va du taux de croissance vers le taux de chômage et non pas dans le sens inverse. D'où la confirmation de l'hypothèse selon laquelle le chômage est très sensible à la modification de l'*output gap*. En période d'expansion, l'écart entre la production réelle et son niveau potentiel augmente, et le chômage cyclique diminue. Cependant cette diminution est moins importante que l'augmentation du

chômage survenue en période de récession lorsque le PIB croît moins vite que la production potentielle.

Tableau 4. Test de causalité non linéaire : modèle MG

	Relation symétrique		Relation asymétrique	
	F	P-value	F	P-value
Gaphp → Chomhp	3.59*	0.07		
Chomhp → Gaphp	0.91	0.84		
Gaphp ⁺ → Chomhp			4.56**	0.02
Gaphp ⁻ → Chomhp			7.29***	0.003
Gapbw → Chombw	3.29*	0.1		
Chombw → Gapbw	0.04	1		
Gapbw ⁺ → Chombw			3.67*	0.06
Gapbw ⁻ → Chombw			3.32*	0.07
Gapcf → Chomcf	5.95**	0.02		
Chomcf → Gapcf	1.01	0.5		
Gapcf ⁺ → Chomcf			10.5***	0
Gapcf ⁻ → Chomcf			1.68	0.2
varcr → varch	19.7***	0		
varch → varcr	0.6	0.71		
varcr ⁺ → varch			3.31*	0.08
varcr ⁻ → varch			4.14***	0

5. CONCLUSIONS

Compte tenu de l'instabilité de la relation croissance-chômage en Tunisie, une loi d'Okun peut être mise en évidence en utilisant des spécifications non linéaires. L'estimation du modèle linéaire aboutit à la non-significativité du coefficient de la loi d'Okun alors que son estimation à partir du modèle NARDL, qui tient compte de l'asymétrie de la relation chômage-croissance en phases d'expansion et de récession, donne des résultats significatifs. L'étude confirme ainsi que le chômage cyclique tunisien est plus sensible aux écarts de PIB réel négatifs que positifs. En outre, l'application des tests de causalité non linéaire montre que c'est l'*output gap* qui influence significativement le chômage et non l'inverse.

De là, on peut suggérer qu'un des enjeux des politiques économiques en Tunisie 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. De même, les institutions du marché du travail devraient évoluer pour alléger la rigidité qui sape la volonté et la capacité des entreprises à embaucher des jeunes. Du côté de la demande d'emploi, le recadrage du système éducatif s'avère indispensable en vue de mieux adapter la formation aux besoins du système productif.

D'une manière générale, les politiques actives d'emploi devront cibler plus particulièrement les jeunes diplômés, les femmes et certaines régions défavorisées dans lesquelles le taux de chômage a atteint des niveaux alarmants. En ce sens, en s'inspirant de l'approche adoptée par Dixon et al. (2017), un prolongement à cette étude serait d'estimer la relation d'Okun en utilisant les taux de chômage désagrégés selon l'âge, le genre et la région.

REFERENCES

- Acikgoz, S., Mert, M.** (2010). "The Endogeneity of the Natural Rate of Growth: An Application to Turkey," *Panoeconomicus*, SavezekonomistaVojvodine, Novi Sad, Serbia, 57(4), 447-469.
- Attfield, C., Silverstone, B.** (1997). Okun's Coefficient: A Comment. *Review of Economics and Statistics*, 79, 326-329.
- Attfield, C., Silverstone, B.** (1998). Okun's law, Cointegration and Gap Variables. *Journal of Macroeconomics*, 20, 625-637.
- Banque Africaine de Développement** (2014), Tunisie : Document de stratégie pays intérimaire 2014 -2015.
- Basu, D., Foley, D.K.** (2013), Dynamics of output and employment in the US economy. *Cambridge Journal of Economics*, 37(5), 1077-1106.
- Beaton, K.** (2010). Time variation in Okun's law: A Canada and US comparison. Bank of Canada, Working Paper, 7, 3-15.
- Boda, Považanová** (2015), Gender asymmetry in Okun's law in the four PIGS countries, *Procedia Economics and Finance*, 30, 111-123
- Christiano, L.J., Fitzgerald, T.J** (1999), "The Band Pass Filter" NBER Working Paper No. W7257.
- Clark, P.** (1989). Trend Reversion in Real Output and Unemployment. *Journal of Monetary Economics*, 40, 14-32.
- Cuaresma J. C.** (2003), Okun's Law Revisited, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65, 4 (2003) 0305-9049, 439-451.
- Dixon R., Lim G.C., Van Ours J.C.** (2017). Revisiting Okun's relationship, *Applied Economics*, 49, 28, 2749-2765.
- Fouquau J.** (2008), Threshold effects in Okun's Law: a panel data analysis, *Economics Bulletin*, Vol. 5, 33, 1-14
- Frank, M., Stengos, T.** (1989), "Measuring the Strangeness of Gold and Silver Rates of Return", *Review Of Economic Studies*, 56, 553-567.
- Freeman, D.** (2001). Panel tests of Okun's law for ten industrial countries. *Economic Inquiry*, 39, 511-523.
- Froot, K. A., Rogoff, K.,** (1995). Perspectives on PPP and long-run real exchange rates. In: Grossman, G., Rogoff, K. (Eds.), *Handbook of International Economics*, Vol. III. North-Holland, Amsterdam, 1647-1688.
- Furuoka, F.** (2017), "A New Approach to Testing Unemployment Hysteresis", *Empirical Economics*, 53,3, 1253-1280.
- Gordon, R.** (1984). Unemployment and Potential Output in the 1980s. Brookings Paper on Economic Activity, 2, 537-586.
- Harris, R., Silverstone, B.** (2001). Testing for asymmetry in okun's law: A cross country comparison. *Economics Bulletin*, 5, 1-13.
- Hodrick, R., Prescott, E.** (1997). Postwar us Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, 1-16.
- Holmes, M., Silverstone, B.** (2006). Okun's law, asymmetries and jobless recoveries in the United States : a Markov Switching approach. *Economics Letters*, 92, 293-299.
- Hristu-Varsakelis, D., Kyrtsov, C.** (2010). "Testing for Granger Causality in the presence of Chaotic Dynamics", *Brussels Economic Review*, 53 (2), 323-327.
- Huang H. C., Chang Y.K.** (2005), Investigating Okun's law by the structural break with threshold approach: evidence from Canada, *The Manchester School*, 73, 5, 599-611.
- Huang, H., Chang, Y.** (2005). Investigating Okun's law by the structural break with threshold approach: evidence from Canada. *The Manchester School*, 5, 599-611.
- Huang, H., Lin, S.** (2006). A flexible nonlinear inference to Okun's relationship. *Applied Economics Letters*, 13, 325-331.
- Huang, H., Lin, S.** (2008), Smooth-Time-Varying Okun's Coefficient, *Economic Modelling*,
- Institut National de la Statistique** (2012), Enquête nationale sur la population et l'emploi
- Institut National de la Statistique** (2014), Recensement Général de la Population et de l'Habitat 2014, Principaux indicateurs.
- Institut Tunisien des Etudes Stratégiques** (2016), La Tunisie en 2025, Rapport économique complet.

- Knotek, E.** (2007). How useful is Okun's law. *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, 4, 73-103.
- Lee J.** (2000). The Robustness of Okun's Law: Evidence from OECD Countries, *Journal of Macroeconomics*, Spring 2000, 22, 2, 331-356.
- Lothian, J. R., Taylor, M. P.** (1996) "The recent float from the perspective of the past two centuries". *Journal of Political Economy*, 104, 488-509.
- Mackey, M.C., Glass, L.,** (1977). "Oscillation and chaos in physiological control systems", *Science*, 197, 287-289.
- Marinkov, M., Geldenhuys, J.-P.** (2007). Cyclical Unemployment and Cyclical Output: an estimation of Okun's Coefficient for South Africa. *South African Journal of Economics*, 75, 373-390.
- Moosa, I.** (1997). A cross-country comparison of Okun's coefficient. *Journal of Comparative Economics*, 24, 335-356.
- Moosa, I.** (2008). Economic Growth and Unemployment in Arab Countries: Is Okun's law Valid? *Journal of Development and Economic Policies*, 10, 5-24.
- OCDE** (2015), *Investir dans la jeunesse en Tunisie : Renforcer l'employabilité des jeunes pendant la transition vers une économie verte*, Edition OCDE, Paris
- Okun, A.M.** (1962), Potential GNP: its measurement and significance. In: Proceedings of the Business and Economics Statistics Section, *American Statistical Association*, 98-104.
- Palley, T.** (1993). Okun's law and the asymmetric and changing behavior of the USA economy. *International Review of Applied Economics*, 7, 144-162.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., Smith, R.J.,** (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Long-run Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- Prachowny, M.** (1993). Okun's law: Theoretical Foundations and Revised Estimates. *Review of Economics and Statistics*, 75, 331-336.
- Shin, Y., Yu, B., Greenwood-Nimmo, M.** (2014), Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in an ARDL framework. In: Horrace, W.C., Sickles, R.C. (Eds.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt*. Springer Science & Business Media, New York (NY).
- Silvapulle, P., Moosa, I., Silvapulle, M.** (2004). Asymmetry in Okun's law. *Canadian Journal of Economics* 37, 2, 353-374.
- Sögner, L., Stiassny, Alfred** (2002), An analysis on the structural stability of Okun's law—a cross-country study, *Applied Economics*, 34, 14, 1775-1787.
- Villaverde J., Maza A.** (2009), The robustness of Okun's law in Spain, 1980–2004, Regional evidence, *Journal of Policy Modeling*, 31, 289-297.
- Zanin L.** (2014), On Okun's law in OECD countries: An analysis by age cohorts, *Economics Letters*, 125, 243-248.

ANNEXE 1

Tableau A-1 : Contribution des secteurs économiques au PIB et part dans l'emploi (en%)

	Croissance du PIB (en %)	Agriculture		Industrie		Services	
		% du PIB	% de l'emploi total	% du PIB	% de l'emploi total	% du PIB	% de l'emploi total
1980	7,4	16,3	33,4	35,9	33,4	47,7	29,1
1990	7,9	17,7	25,8	33,6	33,6	48,6	39,1
2000	4,7	11,3	**	30,2	**	58,5	**
2010	3,5	8,2	17,8	31,5	33,0	60,3	49,2
2014	2,3	8,8	14,8	29,3	33,4	61,9	51,6

Source : WDI et rapports de l'INS.

ANNEXE 2
Test de stationnarité non linéaire de Furuoka

Furuoka (2017) propose les modèles suivants :

$$\text{Modèle A : } \Delta y_t = c + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + u_t$$

$$\text{Modèle B : } \Delta y_t = c + \beta t + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + u_t$$

$$\text{Modèle C : } \Delta y_t = c + \beta t + \delta DU_t + \theta D(T_B)_t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + u_t$$

$$\text{Modèle D : } \Delta y_t = c + \beta t + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta DU_t + \theta D(T_B)_t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + u_t$$

$$\text{avec } DU_t = \begin{cases} 0 & \text{si } t < T_B \\ 1 & \text{si } t > T_B \end{cases}; \quad D(T_B)_t = \begin{cases} 0 & \text{si } t = T_B \\ 1 & \text{si } t \neq T_B \end{cases}; T_B \text{ est la date du choc.}$$

L'auteur a introduit la transformation au sens de Fourier dans les modèles B et D. k est l'approximation de fréquence de Fourier. Furuoka suppose que le paramètre k prend les valeurs 1 ou 2 au max.

Les modèles A et C sont respectivement les modèles de test d'ADF et de test de Zivot. Les statistiques de ces tests sont respectivement ADF et ADF-SB. Pour les deux autres modèles B et D, l'auteur intègre un trend non linéaire de type transformation de Fourier. Les statistiques de ces modèles sont respectivement FADF et FADF-SB.

ANNEXE 3

Résultats du test de stationnarité sur les variables en différences premières

Tableau A-2. Pour la variable variation du taux de croissance

		Δgap_{hp}	Δgap_{bw}	Δgap_{cf}	Δvar_{cr}	Valeurs critiques		
Statistiques						1%	5%	10%
<i>Test linéaire</i>								
	DF-GLS	-6.71	-6.35	-7.28	-6.14	-4.17	-3.48	-3.19
<i>Test non linéaire</i>								
	FADF	-5.92[1]	-6.63[1]	-6.86[1]	-6.35[1]	-5.13	-4.44	-4.1
	ADF-BS	-6.36	-5.98	-6.27	-8.38	-4.56	-3.86	-3.51
	FADF-BS	-6.78[1]	-6.26[1]	-6.56[1]	-6.14[1]	-5.39	-4.7	-4.36

Tableau A-3. Pour la variable variation du taux de chômage

		$\Delta chom_{hp}$	$\Delta chom_{bw}$	$\Delta chom_{cf}$	Δvar_{ch}	Valeurs critiques		
Statistiques						1%	5%	10%
<i>Test linéaire</i>								
	DF-GLS	-6.23	-6.17	-6.68	-6.38	-4.17	-3.48	-3.19
<i>Test non linéaire</i>								
	FADF	-5.97[2]	-6.47[2]	-7.23[2]	-6.59[1]	-4.85	-4.14	-3.75
	ADF-BS	-5.98	-6.35	-7.12	-6.68	-4.48	-3.74	-3.42
	FADF-BS	-6.23[2]	-6.39[1]	-6.84[2]	-6.12[2]	-5.45	-4.7	-4.32

The Unemployment- Growth Relationship in Tunisia: Validity of the non-linear specification of the Okun's law

Abstract – This work proposes to test the validity of the Okun-relation for the Tunisian economy applied to annual data of real GDP and unemployment covering the period (1980-2015). The existence of a non-linear relationship between growth and unemployment is verified: the cyclical unemployment is more sensitive to the output gap in the recession phase than in the expansion phases. The analysis of the non-linear causality relationship between unemployment and growth shows a unidirectional causality from the "output gap" to the unemployment.

Key-words

Unemployment
Okun's law
NARDL model
Tunisia
