

## UNIVERSITE THOMAS SANKARA

Centre d'Etudes, de Documentation  
et de Recherche Economiques et Sociales (CEDRES)

# REVUE ECONOMIQUE ET SOCIALE AFRICAINE

## SÉRIES ÉCONOMIE

Interdépendance entre politique monétaire et politique budgétaire  
au sein de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA)

Thierno THIOUNE

Sources de crédit, investissements productifs et revenus  
agricoles des ménages ruraux au Burkina Faso

Salimata TRAORE

Impacts de la microfinance verte sur le niveau de conservation  
des forêts et réduction de la pauvreté rurale : une évidence au Bénin

Honorat SATOQUINA

Les déterminants non monétaires des taux d'intérêt débiteurs  
dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine

Jean SANON & Noël THIOMBIANO

Croissance économique et chômage :  
évidence empirique de la loi d'Okun dans les pays de l'UEMOA

Ayira KOREM

Influence du pouvoir de marché sur l'efficience des banques dans l'UEMOA  
Influence of market power on the efficiency of banks in WAEMU

C. Toussaint CLABESSI & Magloire LANHA

La REVUE CEDRES-ETUDES « séries économiques » publie, semestriellement, en français et en anglais après évaluation, les résultats de différents travaux de recherche sous forme d'articles en économie appliquée proposés par des auteurs appartenant ou non au CEDRES.

Avant toute soumission d'articles à la REVUE CEDRES-ETUDES, les auteurs sont invités à prendre connaissance des « recommandations aux auteurs » (téléchargeable sur [www.cedres.bf](http://www.cedres.bf)).

Les articles de cette revue sont publiés sous la responsabilité de la direction du CEDRES. Toutefois, les opinions qui y sont exprimées sont celles des auteurs.

En règle générale, le choix définitif des articles publiables dans la REVUE CEDRES-ETUDES est approuvé par le CEDRES après des commentaires favorables d'au moins deux (sur trois en générale) instructeurs et approbation du Comité Scientifique.

La plupart des numéros précédents (71 numéros) sont disponibles en version électronique sur le site web du CEDRES [www.cedres.bf](http://www.cedres.bf)

La REVUE CEDRES-ETUDES est disponible au siège du CEDRES à l'Université Thomas SANKARA et dans toutes les grandes librairies du Burkina Faso et aussi à travers le site web : [www.cedres.bf](http://www.cedres.bf)

## **DIRECTEUR DE PUBLICATION**

Pr Pam ZAHONOGO, Université Thomas SANKARA (UTS)

## **COMITE EDITORIAL**

Pr Pam ZAHONOGO, UTS Editeur en Chef

Pr Noel THIOMBIANO, UTS

Pr Denis ACCLASATO, Université d'Abomey Calavi

Pr Akoété AGBODJI, Université de Lomé

Pr Chérif Sidy KANE, Université Cheikh Anta Diop

Pr Eugénie MAIGA, Université Norbert ZONGO Burkina Faso

Pr Mathias Marie Adrien NDINGA, Université Marien N'Gouabi

Pr Omer COMBARY, UTS

Pr Abdoulaye SECK, Université Cheikh Anta DIOP

Pr Charlemagne IGUE, Université d'Abomey Calavi

## **SECRETARIAT D'EDITION**

Dr Samuel Tambi KABORE, UTS

Dr Théodore Jean Oscar KABORE, UTS

Dr Jean Pierre SAWADOGO, UTS

Dr Kassoum ZERBO, UTS

## **COMITE SCIENTIFIQUE DE LA REVUE**

Pr Abdoulaye DIAGNE, UCAD (Sénégal)

Pr Adama DIAW, Université Gaston Berger de Saint Louis

Pr Gilbert Marie Aké N'GBO, Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire)

Pr Albert ONDO OSSA, Université Omar Bongo (Gabon)

Pr Mama OUATTARA, Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire)

Pr Youmanli OUOBA, UTS

Pr Kimséyinga SAVADOGO, UTS

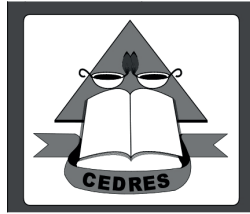
Pr Nasser Ary TANIMOUNE, Université d'Ottawa (Canada)

Pr Noel THIOMBIANO, UTS

Pr Gervasio SEMEDO, Université de Tours

Pr Pam ZAHONOGO, UTS

Centre d'Etudes, de Documentation et de Recherche Economiques et Sociales (CEDRES)



[www.cedres.bf](http://www.cedres.bf)

# **REVUE CEDRES-ETUDES**

Revue Economique et Sociale Africaine

**REVUE CEDRES-ETUDES N°72**

**Séries économie**

**2<sup>ie</sup> Semestre 2021**

# SOMMAIRE

<b>Interdépendance entre politique monétaire et politique budgétaire au sein de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA).....</b>	<b>07</b>
Thierno THIOUNE	
<b>Sources de crédit, investissements productifs et revenus agricoles des ménages ruraux au Burkina Faso.....</b>	<b>41</b>
Salimata TRAORE	
<b>Impacts de la microfinance verte sur le niveau de conservation des forêts et réduction de la pauvreté rurale : une évidence au Bénin .....</b>	<b>69</b>
Honorat SATOGUINA	
<b>Les déterminants non monétaires des taux d'intérêt débiteurs dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine.....</b>	<b>97</b>
Jean SANON & Noël THIOMBIANO	
<b>Croissance économique et chômage : évidence empirique de la loi d'Okun dans les pays de l'UEMOA .....</b>	<b>126</b>
Ayira KOREM	
<b>Influence du pouvoir de marché sur l'efficacité des banques dans l'UEMOA.....</b>	<b>163</b>
<b>Influence of market power on the efficiency of banks in WAEMU</b>	
C. Toussaint CLABESSI & Magloire LANHA	

**CROISSANCE ECONOMIQUE ET CHOMAGE :  
EVIDENCE EMPIRIQUE DE LA LOI D'OKUN DANS  
LES PAYS DE L'UEMOA**

**Ayira KOREM**  
Université de Lomé,  
Faculté des Sciences Economiques et de Gestion,  
Département d'Economie  
E-mail : korem\_son@yahoo.fr

## Résumé

L'objectif de cet article est de tester la validité de la relation d'Okun dans les pays de l'UEMOA sur la période 1986-2018. Pour ce faire un modèle non-linéaire autorégressif avec retards échelonnés est utilisé. Des résultats, il ressort que la loi d'Okun qui prédit une relation négative entre le chômage et la croissance est vérifiée aussi bien pour le modèle symétrique qu'asymétrique au Niger et au Togo mais n'est pas vérifiée dans les six autres pays (Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Guinée Bissau, Mali et Sénégal). Toutefois, ces résultats confirment l'hypothèse selon laquelle le chômage cyclique est plus sensible aux écarts de PIB réels négatifs que positifs dans les pays de l'UEMOA. Les tests de causalité montrent que globalement c'est l'output gap qui influence significativement le chômage. A partir de ces résultats, il ressort que l'un des enjeux des politiques économiques dans les pays de l'UEMOA devrait porter non seulement sur l'amélioration de la qualité de la main d'œuvre mais aussi sur la création d'emploi.

**Mots clés** : Chômage, Croissance, loi d'Okun, Modèle NARDL, UEMOA

## **Abstract**

This paper aims to test the validity of Okun's Law in WAEMU countries over the period 1986-2018. To do so, this paper uses a nonlinear autoregressive distributed lags model. The results show that Okun's law predicting a negative relationship between unemployment and growth is verified for both the symmetric and asymmetric model in Niger and Togo but not in Benin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Guinea Bissau, Mali and Senegal. However, these results confirm the hypothesis that cyclical unemployment is more sensitive to negative than positive real GDP gaps in WAEMU countries. The causality tests show that overall, it is the output gap that significantly influences unemployment. On the basis of these results, it emerges that one of the challenges of economic policies in WAEMU countries should focus not only on improving the quality of the workforce but also on job creation.

**Keywords:** Unemployment, Economic Growth, Okun's Law, NARDL Model, WAEMU

**JEL Classification :** E24, F43, J64

## 1. Introduction

La réduction du chômage et la réalisation d'un taux de croissance économique élevé sont des priorités des économies développées et en développement. La santé d'une économie peut être appréciée à travers sa croissance économique et son niveau d'emploi qui sont les deux variables macroéconomiques importantes et indispensables pour la mise en œuvre des politiques économiques dans de nombreux pays (Banque Mondiale, 2013). En effet, la relance de la croissance économique est souvent avancée comme une solution adéquate à la baisse du niveau de chômage (Noor et al., 2007 ; Makun et Azu, 2015). Une croissance soutenue, accompagnée de politiques génératrices d'emplois, finit par réduire le chômage. La croissance est donc un élément essentiel pour améliorer le bien-être des personnes vivants dans un pays. Cependant, l'augmentation du taux de croissance n'implique pas nécessairement la diminution du taux de chômage et ce pour diverses raisons. Premièrement, la population active peut croître à un taux plus élevé que celui de l'emploi. Deuxièmement, la croissance économique peut être peu ou non créatrice d'emploi (Huang et Lin, 2008). En 1962, Okun s'est intéressé à l'analyse de la relation entre la croissance économique et le niveau du chômage aux Etats-Unis. Cette relation connue sous le nom de la « 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. La loi d'Okun établit que le taux de chômage est d'autant plus élevé que le gap d'Okun est important. Ce dernier désigne l'écart entre le taux de croissance effectif (constaté dans l'économie) et son taux de croissance potentiel (qui résulterait du plein-emploi des ressources productives).

Okun (1962) souligne qu'à court terme, il existe une relation négative étroite entre la production économique et l'évolution du chômage. La loi d'Okun, qui décrit comment le chômage peut diminuer dans une proportion fixe lorsque la production dépasse un certain taux, contient deux



implications fondamentales. Premièrement, une politique économique favorable à la croissance est immédiatement justifiée par l'hypothèse qu'un faible taux de chômage est un résultat souhaitable pour les décideurs politiques. Deuxièmement, si cette condition est effectivement remplie, la croissance économique est nécessaire, toutes choses égales par ailleurs, pour maintenir, voire réduire, le niveau de chômage nominal. La nécessité d'une croissance perpétuelle est intégrée dans travail de Okun pour comprendre la relation à court terme entre la croissance et le chômage.

Cette relation, qui semble être une solide régularité empirique, a fait l'objet d'une grande attention dans la littérature économique (Gordon, 1984 ; Moosa, 1997 et Crespo Cuaresma 2003, Huang et Chang, 2005 ; Fouquau, 2008). De nombreux chercheurs ont réexaminé cette relation et obtenu des résultats mitigés. En général, la plupart des chercheurs ont obtenu un coefficient négatif et significatif sur la production cyclique. L'ampleur de ce coefficient a été très sensible à un certain nombre de facteurs, notamment la spécification du modèle, la méthode d'estimation et la période d'échantillonnage utilisée. Ainsi, en supposant l'absence de contraintes réglementaires sur le licenciement dans une économie, 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 (Gouider et al, 2018). Cependant, il est de plus en plus admis à la suite des travaux de Pissarides (1990), qu'à court terme, la croissance économique peut favoriser une destruction des emplois, créant ainsi un chômage frictionnel. Les études se sont multipliées pour tenter d'en comprendre les fondements et surtout de déterminer si les reprises sans-emplois constituent désormais un aspect structurel des cycles d'affaires. Pour certains auteurs, la faible création d'emploi s'explique tout simplement par la faiblesse de l'activité économique (Gouider et al, 2018). Ils mettent notamment en avant la persistance d'un important écart de production (*output gap*) : puisque l'économie fonctionne encore loin de son potentiel, sa capacité à créer des emplois s'avère forcément réduite. Pour d'autres, le maintien du chômage à des niveaux élevés trouve sa source dans des facteurs plus structurels, notamment sur une inadéquation entre les travailleurs et les emplois

disponibles sur le marché du travail (Pissarides,1990). Ce débat sur les causes de la faible création d'emploi s'avère déterminant pour concevoir la réponse la plus appropriée des autorités publiques. Les deux thèses n'impliquent pas les mêmes remèdes. Pour les partisans du premier point de vue, l'assouplissement de la politique monétaire et la relance budgétaire sont nécessaires pour stimuler la production et ainsi réduire le chômage. Les tenants de la seconde thèse estiment au contraire qu'une stimulation de la demande globale se révélerait peu efficace et plaident pour la mise en œuvre de politiques de l'emploi plus spécifiques telles que la formation à l'emploi.

L'intérêt de cet article se situe à trois niveaux. Premièrement, il permet d'enrichir la littérature sur la nature de la relation entre la production et l'évolution du chômage qui est encore peu explorée dans les pays en développement. Cet article vise à combler ce déficit en mesurant la sensibilité du taux de chômage aux variations du taux de croissance dans les pays de l'UEMOA. Selon la littérature il peut avoir une relation négative entre le chômage et la croissance économique (validation de la loi d'Okun), ou l'absence d'une relation négative entre les deux agrégats (invalidation de la loi d'Okun) ou même une relation positive entre le chômage et la croissance économique. Cette divergence des résultats milite en faveur de l'intérêt de cet article qui veut tester l'existence de la relation d'Okun et vérifier sa stabilité dans les pays de l'UEMOA. Deuxièmement, la relation d'Okun permet de prévoir l'impact du développement de l'activité économique sur le marché du travail, d'estimer l'intensité en emploi de la croissance et de déterminer le taux de croissance au-delà duquel la croissance génère des emplois. Troisièmement, la connaissance de la nature de cette relation entre les deux agrégats dans les pays de l'UEMOA permet de proposer des politiques économiques éclairées pour orienter les investissements des pays membres vers les secteurs porteurs afin de réduire de manière significative le chômage surtout des jeunes. La connaissance de la nature de cette relation dans chaque pays pourra permettre aux décideurs de mieux organiser la production en l'orientant vers les secteurs à fort potentiels d'emploi.

L'objectif de cet article est de mesurer la sensibilité du taux de chômage aux variations du taux de croissance économique dans les pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest-Africaine (UEMOA), ce qui revient à tester l'existence de la relation d'Okun et vérifier sa stabilité. Outre l'introduction, cet article présente la revue de littérature dans la deuxième section et l'approche méthodologique dans la troisième section. Les résultats sont présentés et discutés dans la quatrième section et enfin la conclusion est faite dans la dernière section.

## 2. Revue de littérature

En 1962, Okun a été le premier à essayer d'expliquer la relation négative entre la croissance et le chômage aux Etats Unis. Pour le faire, l'auteur a utilisé deux types d'approches pour modéliser la relation entre le chômage et la croissance économique : d'abord il a analysé la relation entre la variation du PIB réel et du taux de chômage observé. Ensuite il a mis en relation les variations cycliques du PIB et les variations cycliques du chômage. Pissarides (1990) est l'un des précurseurs des travaux théoriques reliant la croissance et les indicateurs du marché du travail. Il étudie l'impact d'une augmentation du taux de croissance de la productivité sur le taux de chômage d'équilibre en utilisant un modèle d'appariement avec présence de coûts de transactions. Pissarides étend en fait le modèle de Solow en y introduisant une fonction d'appariement. Il trouve que l'accélération de la croissance aboutit à une hausse des emplois vacants. Pour Aghion et Howitt (1992), le moteur de la croissance est l'innovation. Or, l'innovation en créant de nouveaux emplois, en détruit d'autres. Il existe donc, en cas de croissance tirée par l'innovation, un effet de capitalisation et un effet de réallocation. L'effet de réallocation domine lorsque les taux de croissance sont faibles et conduit à un phénomène de création destructrice. Il y a donc croissance avec destruction des emplois. Tandis qu'en cas de croissance forte, l'effet de capitalisation est prédominant (Bean et Pissarides, 1993). Ce qui induit un phénomène de croissance avec création d'emploi. Les conclusions de ces travaux sur la loi d'Okun sont contradictoires. Certaines valident la loi d'Okun quand d'autres contestent sa validité.

## 2.1. Synthèse des travaux qui valident la loi d'Okun

Après Okun (1962), plusieurs travaux ont tenté de vérifier la validité de cette relation dans d'autres pays. Henin et Jobert (1993) ont trouvé une corrélation négative entre le chômage et l'activité économique en France, en Grande Bretagne, en Allemagne, aux Etats-Unis et au Canada sur la période 1961-1989. Dans le même sens, Erber (1994) dans ses travaux sur un certain nombre de pays de l'OCDE a trouvé qu'il existe une corrélation négative entre le chômage et la croissance. Dopke (2001) à partir d'un panel de pays de l'OCDE de 1971 à 1999 valide la relation d'Okun et montre en plus que le lien entre la croissance et le chômage est stable. Dans leurs travaux, Noor et al. (2007) ont testé à l'aide de la causalité de Granger avec les variables en écart et concluent à la validité de la relation d'Okun en Malaisie sur la période 1970 - 2004. Ils trouvent que le niveau de plein-emploi pourrait être atteint avec un taux de croissance de 8,15%. Portant sur cinq pays d'Asie (Pakistan, Bangladesh, Inde, Sri-Lanka et Chine) Irfan et al, (2010) trouvent que la relation d'Okun est vérifiée aussi bien dans le long terme que dans le court terme.

Erber (1994) a trouvé, à partir d'une étude sur un certain nombre de pays de l'OCDE qu'il existe une corrélation significative et négative entre le chômage et la croissance. Henin et Jobert (1993) ont trouvé une corrélation négative entre le chômage et l'activité économique en France, en Grande Bretagne, en Allemagne fédérale, aux Etats-Unis et au Canada sur la période 1961-1989. Döpke (2001) a étudié cette relation à partir d'un panel de pays de l'OCDE de 1971 à 1999. Il valide la relation d'Okun et montre en plus que le lien entre la croissance et le chômage est stable. Freeman (2000), Apergis et Rezitis (2003), Dritsaki et Dritsakis (2009) ont aussi validé la relation d'Okun. Makun et Azu (2015) étudient la relation d'Okun pour FIJI à l'aide du modèle de cointégration de Johansen appliqué à des données couvrant la période 1982-2012. Leurs résultats suggèrent qu'il existe une relation de long terme entre le chômage et la croissance. Une hausse de 1% du chômage entraîne une baisse du PIB de 0,5% dans le long terme. Dans ses travaux, Tatoglu (2011) s'intéresse à un Panel de 19 pays Européens sur la période 1977-2008. Il mobilise les tests de cointégration pour données de Panel : le test de Pedroni (1999) et le test de Kao (1993).

Ses résultats confirment la relation négative entre le taux de chômage et le PIB à long terme comme à court terme.

El Andar et Bouaziz (2015), utilisent des modèles en écart estimés avec trois méthodes de filtrage : le filtre de Hodrick-Prescott (HP), le filtre de Baxter et King (BK) et le filtre de Christiano Fitzgerald (CF) et valident aussi la relation d'Okun pour la Tunisie. Saungweme et al. (2014) dans leurs travaux trouvent aussi une relation négative entre le taux de chômage et le PIB pour le Zimbabwe sur la période 1985-2013. Pour N'Guessan (2019), la relation d'Okun est confirmée pour l'économie ivoirienne. Une croissance de la valeur ajoutée induit une croissance de l'emploi global, de l'emploi formel et de l'emploi informel. Par contre, la relation d'Okun a néanmoins fait l'objet de critiques. En effet, certains travaux ne confirment pas le lien négatif entre croissance et chômage.

## **2.2. Synthèse des travaux qui ne valident pas la loi d'Okun**

Il est reproché à la loi d'Okun, son instabilité, l'omission des effets asymétriques et des problèmes d'estimation. Après les travaux d'Okun (1962), des auteurs vont démontrer que la relation entre la croissance et le chômage n'est pas linéaire comme le prétendait Okun en 1962. Des travaux vont ressortir des insuffisances de cette relation linéaire d'Okun telles que la présence de changement structurel et d'asymétrie dans cette relation (non-linéarité de la loi d'Okun). La majorité de ces travaux se sont attachés à prouver la non linéarité de la relation d'Okun. La prise en compte de l'asymétrie dans les séries macroéconomiques est un phénomène récent qui s'inscrit en parallèle du raffinement des techniques économétriques et statistiques. Les premiers travaux ont porté sur la nature potentiellement asymétrique de séries telles que le PIB réel ou le chômage. Neftçi (1984) a montré, à l'aide de tests non paramétriques, que le taux de chômage présente un comportement asymétrique. Sur des données américaines de 1959 à 1978, il prouve de manière formelle l'intuition d'un taux de chômage qui se caractérise par des hausses soudaines et brutales tandis que les baisses sont plus graduelles. Plus tard, Rothman (1991) reprend les tests utilisés par Neftçi (1984) et les applique sur des séries sectorielles du taux de chômage (secteur agricole, secteur manufacturier et

construction). Rothman (1991) montre que la présence de l'asymétrie varie fortement selon le taux de chômage considéré. Le taux de chômage du secteur manufacturier ressort comme la seule série à présenter une dynamique asymétrique. Pour cet auteur, le comportement asymétrique du taux de chômage du secteur manufacturier serait en lien évident avec la dynamique de la production industrielle elle-même asymétrique compte tenu de la volatilité du taux de change. Cette mise en relation du chômage avec la production pour expliquer l'asymétrie a amené les économistes à s'interroger sur la nature potentiellement asymétrique du coefficient d'Okun. A l'aide de données trimestrielles sur l'économie américaine, Palley (1993) propose un modèle dynamique en version différences premières où les variations du chômage sont régressées sur le taux de croissance du PIB réel. L'introduction de l'asymétrie dans le modèle de Palley (1993) est relativement simple et prend la forme d'une séparation des variations du PIB réel entre variations positives et variations négatives. Palley (1993) trouve qu'une variation négative du PIB réel exerce un effet plus fort sur le chômage en comparaison à une variation positive de même ampleur. Il souligne que l'asymétrie du coefficient d'Okun au cours de cette dernière période aurait pour explication la progression de l'emploi féminin.

Lee (2000) examine l'asymétrie de la loi d'Okun pour seize pays de l'OCDE avec des données annuelles sous un format statique. A l'aide d'une version différences premières, il choisit comme variable endogène le PIB réel et comme exogène le taux de chômage, ce dernier étant séparé entre variations positives et variations négatives. Lee (2000) utilise également la version gap de la loi d'Okun où le chômage cyclique est séparé entre écarts positifs et négatifs par rapport aux taux de chômage naturel. Les résultats qu'il obtient sont globalement contrastés et la significativité de l'asymétrie dépend essentiellement du pays considéré. Avec la version différences premières, la Finlande, le Japon et les Etats-Unis présentent un coefficient qui est significativement plus élevé en valeur absolue pour des baisses du chômage que pour des hausses. L'inverse est observé au Canada, en France et aux Pays-Bas. Néanmoins, en moyenne, le coefficient est plus haut en valeur absolue pour les hausses du chômage que pour les baisses. Lee (2000) conclut que l'asymétrie du coefficient d'Okun dépend

essentiellement des caractéristiques institutionnelles propres à chaque pays. Les travaux de Silvapulle et al. (2004) viennent prolonger l'examen de l'asymétrie dans le cadre d'une séparation entre variations positives et variations négatives de la production de l'économie américaine. Ces auteurs trouvent que pour le modèle asymétrique, le coefficient associé aux écarts de production négatifs vaut -0,61 et celui associé aux écarts de production positifs vaut -0,25. Huang et Chang (2005) examine la relation entre le chômage cyclique et l'écart de production dans le cadre d'un modèle à changement de régime markovien dans l'économie canadienne. Les auteurs incluent en plus de l'asymétrie, la présence d'un changement structurel dans la relation d'Okun et remarquent que le coefficient de court terme de l'activité sur le chômage est plus élevé en valeur absolue lorsque l'économie se situe dans le régime récessif que dans le régime d'expansion. Dans leurs travaux sur le Tunisie, Gouider et al (2018) trouvent une relation non linéaire entre la croissance et le chômage et précisent que le chômage cyclique est plus sensible aux variations du PIB (*output gap*) en phases de récession qu'en phases d'expansion. Dans leurs travaux, Marinkov et Geldenhuys (2007) trouvent un résultat similaire en Afrique du Sud.

Abu (2016), teste au Nigeria l'existence d'une relation entre le PIB et le taux de chômage sur la période 1970 – 2014 et conclut qu'il n'existe pas de relation entre les deux variables dans le court terme. Bon nombre d'auteurs ont également démontré l'absence de la relation d'Okun notamment Sadiku et al. (2015) en Macédoine. Certains auteurs ont même abouti à des résultats contraires de la loi d'Okun notamment Moroke et al. (2014) qui ont vérifié la validité de la loi d'Okun en Afrique du Sud à partir de données mensuelles sur la période 1990-2013 en utilisant le test de cointégration de Johansen et obtiennent une relation positive entre le taux de chômage et le PIB réel infirmant ainsi la validité de la relation d'Okun. Cette invalidation de la loi d'Okun est constatée par Babalola et al. (2013) puis Nnachi et Udude (2017) au Nigeria.

Au-delà de ces résultats qui infirment la loi d'Okun, certains travaux soulignent que la relation d'Okun n'est pas stable et le coefficient varie en fonction des méthodes, des périodes et des zones d'études. Lee (2000) a mis en relief la variabilité du coefficient d'Okun par région et selon les méthodes utilisées. Freeman (2003) utilise un modèle d'écart avec deux méthodes de filtrage et montrent que le coefficient d'Okun diffère selon les méthodes et les régions. El Andar et Bouaziz (2015) confirment ce constat. Le coefficient d'Okun varie souvent en fonction des zones d'études. Cette variabilité est mise en exergue dans la plupart des travaux qui s'intéressent à des panels de pays ou de régions. On peut citer les études d'Adanu (2002) et Aspergis et Rezitis (2003). Adanu révèle une différence des coefficients entre les régions du Canada. L'étude d'Aspergis et Rezitis (2003) s'applique à des régions de la Grèce pour la période allant de 1960 à 1997.

En résumé, il ressort de la littérature qu'il peut avoir une relation négative entre le chômage et la croissance économique (validation de la loi d'Okun), ou l'absence d'une relation négative entre les deux agrégats (invalidation de la loi d'Okun) ou même une relation positive entre le chômage et la croissance économique. Cette divergence des résultats justifie l'intérêt de cet article qui veut tester l'existence de la relation d'Okun et vérifier sa stabilité dans les pays de l'UEMOA.



### 3. Approches méthodologiques

Pour mesurer la sensibilité du taux de chômage aux variations du taux de croissance économique dans les pays de l'UEMOA, un modèle non-linéaire autorégressif avec retards échelonné (NARDL) proposé par Shin et al (2014) est utilisé. Ce modèle a le mérite de tester les asymétries de court et de long terme et a l'avantage d'utiliser simultanément des variables intégrées d'ordre différents permettant de tester directement l'existence d'une relation de cointégration de long terme. Ce modèle est basé sur la relation inverse entre le chômage et la croissance du PIB modélisée par Okun (1962) 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  $\Delta$  la différence première de la variable ;  $u$  est le taux de chômage ;  $pib$  est le logarithme du PIB réel. Le coefficient  $\beta$  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  $pib^*$  désignant 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  $\beta^*$  mesure de combien varie le taux de chômage cyclique lorsque l'*output gap* varie de 1%. La difficulté associée à la « version gap » réside au niveau de la détermination du taux de chômage naturel et du PIB potentiel qui ne sont pas directement observables (Knotek, 2007). Pour résoudre ce problème, plusieurs méthodes ont été développées pour mesurer ces variables telles que le filtre de Hodrick-Prescott (1997), le filtre de Baxter-King (1999), le filtre de

Beveridge-Nelson (1981), le filtre de Kalman (1960), le filtre de Butterworth (1930) et le filtre de Christiano-Fitzgerald (1999).

Pour garantir la robustesse des résultats, deux versions de la relation d'Okun sont testées en utilisant différents filtres pour le calcul de la production potentielle et du chômage naturel. 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 sont comparés à ceux issus d'une modélisation non linéaire. Pour tester l'existence de la relation d'Okun et vérifier sa stabilité dans les pays de l'UEMOA les deux versions de la relation d'Okun sont estimées et les données annuelles couvrant la période 1986 à 2018 sont utilisées. Trois types de filtre sont utilisés pour le calcul de la production potentielle et du chômage naturel:(i) le filtre de Hodrick et Prescott (HP), (ii) le filtre de Butterworth (BW) et (iii) le filtre de Christiano-Fitzgerald (CF). Dans cet article pour tenir compte de la spécificité de chaque pays, les estimations sont faites pays par pays.

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. Cette technique a l'avantage d'obtenir de meilleures estimations sur des échantillons de petite taille. Acikgoz et Mert, (2010) relèvent que 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. Pour mesurer la sensibilité du coefficient d'Okun à l'hypothèse de linéarité ou non de la relation chômage-croissance dans les pays de l'UEMOA et pour tenir compte de l'asymétrie de cette relation, une estimation par la technique NARDL est aussi faite. Dans le but d'établir la relation de long terme entre le chômage et la croissance dans les pays de l'UEMOA, les équations (1) et (2) sont reformulées 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  $\gamma_1$  et  $\gamma_2$  sont statistiquement différents de zéro. L'hypothèse nulle de ce test est  $H_0 = \gamma_1 = \gamma_2 = 0$  (absence 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  $\beta = \gamma_2 / -\gamma_1$ <sup>1</sup>

Le modèle NARDL est une version non linéaire du modèle ARDL. Dans ce modèle on reprend la représentation autorégressive de Pesaran et al. (2001) 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 partielles positives ( $gap_t^+$ ) et négatives ( $gap_t^-$ ) :

$$gap_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta gap_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta gap_j, 0) \quad (4)$$

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

Où  $gap_t^+$  traduit les augmentations dans le taux de croissance alors que  $gap_t^-$  traduit les diminutions. Afin de tenir compte de l'asymétrie, l'équation (3) est modifiée comme suit :

$$\Delta chom_t = \mu + \gamma_1 chom_{t-1} + \gamma_2^+ gap_{t-1}^+ + \gamma_2^- gap_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_{1i} chom_{t-i} + \sum_{j=0}^p \delta_{2j}^+ \Delta gap_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^p \delta_{2j}^- \Delta gap_{t-j}^- + \varepsilon_t \quad (5)$$

<sup>1</sup> C'est le rapport entre le coefficient du gap et la force de rappel du chômage

La technique de NARDL permet de tester directement l'existence d'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  $\gamma_1$  ( $\gamma_1 = 0$ ) alors que la seconde ( $F_{PSS}$ ) permet de tester la significativité des coefficients  $\gamma_1, \gamma_2^+$  et  $\gamma_2^-$  ( $\gamma_1 = \gamma_2^+ = \gamma_2^- = 0$ ).

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 comme le souligne la littérature à ce que le coefficient associé aux écarts de PIB négatifs ( $\beta^-$ ) soit d'une plus grande ampleur en valeur absolue que celui associé aux écarts du PIB positifs ( $\beta^+$ ).

Les données utilisées dans cet article proviennent de la base de données de la Banque Mondiale (2019) et de l'Organisation Internationale du Travail (OIT, 2019) et couvrent tous les huit pays de l'UEMOA sur la période 1986 – 2018 pour raison de disponibilité.

## 4. Résultats et discussions

Avant de présenter les estimations du coefficient d'Okun, les statistiques descriptives et les tests de stationnarité sont présentés et analysés.

### 4.1 Statistiques descriptives

Des statistiques descriptives (tableau 1 en annexes), il ressort que dans tous les pays de l'UEMOA, le taux de croissance du PIB a connu une variation très irrégulière. Tous les pays ont connu des phases d'expansion avec des pics au Mali (11,75% en 1991 et 15,38% en 2001), au Togo (14,98% en 1994 et 14,38% en 1997), au Niger (10,42% en 1998 et 11,85% en 2012), en Guinée Bissau (11,6% en 1996), au Burkina Faso (11% en 1996), en Côte d'Ivoire (7,73% en 1996 et 10,71% en 2012), au Bénin (8,98% en 1990) et au Sénégal (6,35% en 1999 et 6,68% en 2003). Le boom des exportations des matières premières peut expliquer cette expansion dans

les années 90 dans ces pays. On constate malheureusement que dans tous les pays, ces phases d'expansion n'ont pas été suivies de baisse de chômage témoignant ainsi de la difficulté qu'ont ces pays à créer des emplois. Par ailleurs, ces pays ont connu également des phases de récession avec des pics en Guinée Bissau (-28%) en 1998 et au Togo (-15%) en 1993. En moyenne sur la période 1986-2018, le Sénégal est le pays qui affiche un taux de chômage élevé (35,12%) suivi de la Côte d'Ivoire (26,45%), du Mali (23,59%), de la Guinée Bissau (22,89%), du Bénin (20,68%), du Togo (20,51%), du Burkina Faso (16,86%). Seul le Niger affiche un taux de chômage moyen de moins de 15%. Ces données prouvent que le chômage ne touche pas tous les pays de la zone de la même manière.

#### **4.2 Tests de stationnarité**

Avant l'estimation des équations (1) et (2), il convient de tester la stationnarité des séries. A cet effet, trois tests sont utilisés notamment le test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF), le test de Phillips-Perron (PP) et le test de Elliott-Rothenberg et Stock (ERS). En cas de résultats contradictoires, la décision de deux tests ayant le même résultat est considérée. Les résultats de ces tests récapitulés dans les tableaux de l'annexe B (B1 à B4) montrent que la variation du PIB est stationnaire en niveau dans les pays de l'UEMOA. Les résultats prouvent que la variation du taux de chômage est stationnaire en différence première au Bénin, au Burkina Faso, au Niger et au Sénégal mais stationnaire en niveau en Côte d'Ivoire, en Guinée Bissau, au Mali et au Togo. Les écarts du chômage sont majoritairement stationnaires en différence première alors que les écarts de production sont majoritairement stationnaires en niveau.

### **4.3 Estimation du coefficient d'Okun : une analyse linéaire et non-linéaire**

Les tableaux de l'annexe C (C1 à C8) récapitulent les résultats de l'estimation des modèles ARDL linéaire et non-linéaire pays par pays. Ces modèles permettent à la fois de tester l'existence d'une relation de cointégration entre les variables du modèle et d'estimer la relation de long terme. Pour le modèle linéaire, les résultats varient selon le pays et selon le type de filtre utilisé pour calculer la variable potentielle permettant de tester l'existence d'une relation de cointégration entre le taux de chômage et la croissance. L'estimation de cette relation de long terme montre que le coefficient d'Okun est négatif et significatif seulement au Niger et au Togo quel que soit le filtre utilisé. Ce résultat valide ainsi la loi d'Okun dans les deux pays. En effet, les coefficients varient entre -0,383 et -0,190 et entre -0,109 et -0,085 respectivement pour le Niger et le Togo. Ce résultat signifie que toute hausse du PIB de 1% conduit à la réduction du chômage au Niger et au Togo respectivement entre 0,38% et 0,19% et entre 0,11% et 0,09%. D'après ce résultat, au Niger et au Togo, la croissance économique est portée par des secteurs créateurs d'emplois notamment les secteurs agricoles et des services. Ce résultat confirme les conclusions de Makun et Azu (2015) au Fiji.

En admettant la non-linéarité de la relation d'Okun, et en supposant l'existence de deux régimes (hypothèse d'asymétrie du coefficient d'Okun), les résultats du modèle NARDL confirment l'existence d'une relation de cointégration entre le chômage et la croissance économique dans les pays de l'UEMOA. Les 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, le coefficient d'Okun 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 entre -1,306 et -0,136 et entre -1,107 et -0,125 au Niger respectivement en régime de récession et en régime d'expansion. Dans le même sens, au Togo ces coefficients varient entre -0,085 et -0,077 et entre

-0,073 et -0,064 respectivement en régime de récession et en régime d'expansion. Ainsi, le chômage cyclique est plus sensible aux écarts de PIB réel négatifs que positifs. Ce résultat est similaire à ceux de Saungweme et al. (2014) au Zimbabwe et de Gouider et al (2018) en Tunisie et confirme la stabilité de la relation d'Okun au Niger et au Togo.

En revanche ce coefficient d'Okun est positif et significatif quel que soit le filtre utilisé et quel que soit le modèle (linéaire et non linéaire) en Côte d'Ivoire et au Sénégal traduisant ainsi la non vérification de la loi d'Okun dans les deux pays. Cette invalidation de la loi d'Okun va dans le même sens les résultats de Moroke et al. (2014) en Afrique du Sud et de Nnachi et Udude (2017) au Nigeria. Selon ces résultats, quel que soit le filtre utilisé, toute hausse du PIB de 1% conduit à une hausse du taux de chômage respectivement entre 0,307% et 0,130% et entre 0,138% et 0,094% en Côte d'Ivoire et au Sénégal. De ce résultat, on peut tirer comme enseignement majeur que dans les deux pays, toute hausse de la richesse est associée à un niveau plus élevé du chômage traduisant ainsi que la croissance est portée dans ces deux pays par des secteurs peu ou non créateurs d'emploi et couplé par une croissance de la population active. Également, ce résultat peut se justifier par l'inadéquation entre la formation et les emplois disponibles surtout dans le secteur agricole qui sont peu appréciés par les jeunes qui préfèrent souvent les emplois salariés publics ou privés qui sont moins pénibles et procurent plus d'assurance en termes de couverture sociale et de pension de retraite.

Les principaux moteurs de la croissance dans ces pays, notamment l'investissement public rapide au Sénégal et la consommation privée en Côte d'Ivoire (FMI, 2020), peuvent expliquer ce fait. Les résultats du modèle asymétrique confirment ceux de la relation linéaire. Dans les deux pays, en moyenne et quel que soit le filtre utilisé, les coefficients associés aux écarts de production négatifs et positifs varient entre 0,294 et 0,225 et entre 0,269 et 0,211 en Côte d'Ivoire respectivement en régime de récession et en régime d'expansion. Au Sénégal, ces coefficients varient entre 0,282 et 0,123 et entre 0,279 et 0,125. Ces résultats corroborent l'analyse descriptive présentée plus haut où il apparaît qu'en Côte d'Ivoire

et au Sénégal les périodes d'expansion ne sont pas nécessairement suivies par une baisse du niveau de chômage. Ce résultat est similaire aux conclusions de Babalola et al. (2013) et de Nnachi et Udude (2017) au Nigeria. Ce résultat peut s'expliquer par la crise ivoirienne de ces dernières années ayant ralenti les recrutements. Mais au Sénégal, le taux de croissance de la population active serait un facteur explicatif de l'augmentation du niveau du chômage malgré la croissance.

Au Burkina Faso ce coefficient est significativement positif pour le filtre HP et significativement négatif pour le filtre CF. Cette contradiction des résultats qui varient selon le filtre laisse penser que dans ce pays la loi d'Okun n'est pas vérifiée. En Guinée Bissau et au Mali seul le filtre CF est significatif et négatif corroborant ainsi l'hypothèse de non validation de la loi d'Okun en Guinée Bissau et au Mali. Enfin au Bénin l'estimation de la relation de long terme montre que le coefficient d'Okun n'est pas significatif aussi bien pour le modèle linéaire que pour le modèle non linéaire traduisant que la croissance de l'économie béninoise n'est pas réductrice du chômage. En somme, on peut conclure qu'au Burkina Faso, en Guinée Bissau, au Mali et au Bénin, la loi d'Okun n'est pas vérifiée et donc toute hausse de la croissance n'est pas nécessairement accompagnée par une baisse du niveau de chômage dans ces quatre pays. Ce résultat peut se justifier par le fait que dans ces pays, les secteurs porteurs de croissance sont peu créateurs d'emplois ou les emplois disponibles ne correspondent pas aux profils des demandeurs. Ce résultat confirme ceux de Sadiku et al. (2015) en Macédoine et de Bhattarai (2016) dans 22 pays de l'OCDE.



## 5. Conclusion

L'objectif de cet article est de mesurer la sensibilité du taux de chômage aux variations du taux de croissance économique dans les pays de l'UEMOA, ce qui revient à tester l'existence de la relation d'Okun et vérifier sa stabilité. Pour atteindre cet objectif, cet article fait recours à un modèle non-linéaire autorégressif avec retards échelonnés. En utilisant les données sur la période 1986-2018, les principaux résultats permettent de tirer deux enseignements majeurs. Le premier est que la loi d'Okun est vérifiée aussi bien pour le modèle symétrique qu'asymétrique au Niger et au Togo mais n'est pas vérifiée dans les six autres pays (Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Guinée Bissau, Mali et Sénégal). Le second enseignement indique que le chômage cyclique est plus sensible aux écarts de PIB réels négatifs que positifs au Niger et au Togo. Dans ces deux pays, les stratégies d'amélioration de la main d'œuvre et de création d'emploi permettraient parallèlement d'augmenter la productivité du travail qui a été toujours nettement en dessous de son potentiel. Dans les six autres pays, l'un des enjeux des politiques économiques devrait porter non seulement sur l'amélioration de la qualité de la main d'œuvre mais aussi sur la création d'emploi. Le renforcement de la formation professionnelle devrait être une priorité dans ces pays pour réduire le chômage et le sous-emploi surtout des jeunes. Du côté de l'offre, face à la faible capacité du secteur public à créer suffisamment d'emploi pour réduire le chômage, les politiques économiques à mettre en œuvre gagneraient à privilégier la croissance du secteur privé et la promotion de l'entrepreneuriat surtout des jeunes. Dans ce sens, il serait impérieux d'assainir l'environnement des affaires afin de croître l'investissement privé dans les pays de l'UEMOA. Du côté de la demande, le recadrage du système éducatif reste un défi majeur des pays de l'Union pour atténuer l'acuité du chômage dans la zone.

## REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Abu N., 2016, « Does Okun's Law exist in Nigeria? Evidence from the ARDL Bounds Testing Approach », *Contemporary Economics*, 11(2), p. 131-144.
- Acikgoz, S., Mert, M., 2010, « The Endogeneity of the Natural Rate of Growth: An Application to Turkey », *Panaeconomicus*, vol 57(4), p. 447-469.
- Babalola S. J. and Saka J. O. Adenuga I. A., 2013, « The Validity of Oun's Law in Nigeria: A difference Model Approach », *Asian Economic and Financial Review*, 3(12):p. 1598-1608.
- Banque Mondiale, 2019, « World Development Indicator »
- Banque Mondiale, 2013, World Development report, 2013. Washington, DC.
- Bhattarai K., 2016, « Unemployment-inflation trade-offs in OECD countries », *Economic Modelling*, 58, p. 93-103.
- Cuaresma J. C., 2003, « Okun's Law Revisited » ; *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol 65 p. 439-451.
- Döpke. J., 2001, « The «Employment Intensity of Growth in Europe », *Kiel Institute of World Economics. Kiel Working paper n° 1021*.
- Erber, G., 1994, «Verdoon's or Okun's Law ?» *German Institute for Economic Research Discussion Paper n° 98*. Berlin.
- Fouquau J., 2008, « Threshold effects in Okun's Law: a panel data analysis », *Economics Bulletin*, Vol. 5, No. 33, p. 1-14.
- Gordon, R., 1984, « Unemployment and Potential Output in the 1980s ». *Brookings Paper on Economic Activity*, 2, p. 537-586.
- Gouider A., R. Nourira et Sboui F., 2018, « La relation croissance-chômage en Tunisie :validation de la spécification no linéaire de la loi d'Okun », *Région et Développement*, No 47, pp 27 – 41.
- Hodrick, R., Prescott, E., 1997, « Postwar us Business Cycles: An Empirical Investigation », *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, p. 1-16.
- Hristu-Varsakelis, D., Kyrtsoy, C., 2010, « Testing for Granger Causality in the presence of Chaotic Dynamics », *Brussels Economic Review*, 53 (2), p. 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), p. 599-611.
- Huang, H., Lin, S., 2008, « Smooth-Time-Varying Okun's Coefficient », *Economic Modelling*, 25(2), p. 363-375.
- Huang, H.C and Yeh, C.C., 2013, « Okun's Law in panels of countries and state », *Applied Economics*, 45(2), p. 191-199.
- Irfan L., Muhammad, S. Jalil M. A., Hussain A., 2010, « Test of Okun's Law in Some Asian Countries », *European Journal of Scientific Research*, 40(1), p. 73-80.
- Knotek, E., 2007, « How useful is Okun's law ». *Economic Review*, vol4, p. 73-103.
- Lee J., 2000, « The Robustness of Okun's Law: Evidence from OECD Countries », *Journal of Macroeconomics*, 22 (2), p. 331-356.
- Makun K. and Azu, N. P., 2015, « Economic Growth and Unemployment in Fiji: A Cointegration Analysis », *International Journal of development and Economic Sustainability*, 3(4), p. 49-60.
- 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, p. 373-390.
- Moosa, I., 1997, « A cross-country comparison of Okun's coefficient », *Journal of Comparative Economics*, 24, p. 335-356.
- Moroke N. and Leballo G. P. and Mello D. M., 2014, « An Empirical Robustness of Okun's Law in South Africa: An Error Correction Modelling approach », *Mediterranean Journal of Social Sciences*, 5(23), p. 435-444.
- Neftçi, S.A., 1984, « Are Economic Time Series Asymmetric over the Business Cycle ? » ; *Journal of Political Economy*, 92(2), p. 307-328.
- Nnachi D. N. and Udude C. C., 2017, « Testing the Validity of Okun's Law in Nigeria: An Autoregressive Distributed Lag Approach (1980-2013) », *World Applied Sciences Journal*, 35 (5), p. 754-766.
- Noor Z., Nor N. and Ghani J., 2007, « The relationship between output and unemployment in Malaysia: does Okun's law exist », *International Journal of Economics and Management*, 1(3), p. 337-344.

- Okun, A.M., 1962, « Potential GNP: its measurement and significance. In: Proceedings of the Business and Economics Statistics Section », *American Statistical Association*, p. 98-104.
- Palley, T., 1993, « Okun's law and the asymmetric and changing behavior of the USA economy ». *International Review of Applied Economics*, 7, p. 144-162.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., Smith, R.J., (2001), « Bounds Testing Approaches to the Analysis of Longrun Relationships ». *Journal of Applied Econometrics*, 16, p. 289-326.
- Rothman P., 1991, « Further Evidence on the Asymmetric Behavior of Unemployment Rates on the Business Cycle », *Journal of Macroeconomics*, Vol 13, pp 291-298.
- Sadiku, M., Ibraim A. Sadiku L., 2015, « Econometric Estimation of the Relationship between Unemployment Rate and Economic Growth of FYR of Macedonia », *Procedia Economics and Finance*, 19, p. 69-81.
- Saungwene T., Matsvai S. and Sakuhuni R. C., 2014, « Econometric Analysis of Unemployment, Output and Growth of the Informal Sector in Zimbabwe (1985-2013) », *Int.J.Eco.Res.*, 5(2), p.1-9
- 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), p. 353-374.

## ANNEXES

### ANNEXE A : Statistiques descriptives

Variable	Pays	Moyenne	Std Dev	Min	Max
Chômage	Bénin	20,68	6,60	10,33	28,26
	Burkina Faso	16,86	6,17	9,76	27,77
	Cote d'Ivoire	26,45	5,72	19,90	35,35
	Guinée Bissau	22,89	1,52	19,93	24,62
	Mali	23,59	1,59	21,72	27,21
	Niger	10,56	0,82	9,25	12,08
	Sénégal	35,12	6,05	27,69	45,13
	Togo	20,51	1,35	17,95	22,24
TCPIB	Bénin	4 ;05	2,31	-2,81	8,98
	Burkina Faso	5,26	2,71	-0,60	11,01
	Cote d'Ivoire	2,91	3,85	-4,39	10,71
	Guinée Bissau	2,78	6,19	-28,10	11,6
	Mali	4,42	3,75	-3,22	15,38
	Niger	3,76	3,81	-6,52	11,85
	Sénégal	3,84	2,35	-0,68	7,37
	Togo	3,36	5,35	-15,09	14,98

### Annexes B : Tests de stationnarité des variables

Tableau B1 : Tests de stationnarité des variables Chomhp et Pibhp

Pays	En niveau			En différence première			Conclusion
	Chomhp						
	ADF	PP	ERS	ADF	PP	ERS	
Bénin	-0,30	-0,60	7,43***	-3,24**	-3,37**	2,09	I (1)
Burkina Faso	-2,94	-1,78	8,70**	-2,06	-2,15*	3,64**	I (1)
Côte d'Ivoire	-2,00	-1,63	2,93	-3,21**	-3,21**	2,12	I (1)
Guinée Bissau	-1,21	-1,33	6,23***	-5,92***	-5,94***	1,53	I (1)
Mali	-2,79	-2,10	1,39	-3,57**	-3,58**	1,77	I (1)
Niger	-3,35**	-1,99	9,33***	-2,54	-2,67	2,54**	I (0)
Sénégal	-2,07	-1,50	13,45***	-2,43**	-1,95**	3,56**	I (1)
Togo	-2,85	-1,83	7,23***	-3,41**	-3,41**	1,89**	I (1)
<b>Pibhp</b>							
Bénin	-3,144**	-3,254**	2,118	-8,778***	-8,778***	2,32	I (0)
Burkina Faso	-1,912	-2,019	2,118	-5,605***	-5,607**	2,32	I (1)
Côte d'Ivoire	-2,861	-2,874	2,536	-6,057***	-6,962***	2,11	I (1)
Guinée Bissau	-2,905	-2,995**	3,040**	-5,062***	-7,719***	3,16**	I (0)
Mali	-4,08***	-2,202	3,353**	-7,059***	-7,026***	1,88	I (0)
Niger	-1,812	-1,812	4,267***	-5,231***	-5,259***	2,63	I (1)
Sénégal	-2,076	-2,173	3,305**	-6,012***	-6,015***	2,71	I (1)
Togo	-2,594	-2,678	2,676	-5,096***	-8,555***	1,15	I (1)

Tableau B2 : Tests de stationnarité des variables Chombw et Pibbw

Pays	En niveau			En différence première			Conclusion
	Chombw						
	ADF	PP	ERS	ADF	PP	ERS	
Bénin	-0,59	-0,99	15,91***	-4,05**	-4,256*	4,43***	I (1)
Burkina Faso	-3,09**	-1,84	7,59***	-2,08	-2,10	3,74***	I (0)
Côte d'Ivoire	-2,06	-1,69	2,32**	-3,40**	-3,41**	2,12**	I (1)
Guinée Bissau	-2,11	-2,15	3,53**	-6,34***	-6,73***	1,53	I (1)
Mali	-2,85	-2,15	2,74*	-3,62**	-3,64**	1,99*	I (1)
Niger	-3,59**	-2,03	7,07***	-2,60	-2,62	2,45**	I (0)
Sénégal	-2,07	-1,42	10,15***	-2,69*	-1,98	3,54***	I (1)
Togo	-3,13**	-1,94	5,77***	-3,54**	-3,54**	1,89**	I (0)
<b>Pibbw</b>							
Bénin	-3,56**	-3,69**	1,87*	-8,97***	-9,31***	2,41*	I (0)
Burkina Faso	-2,21	-2,33	3,17**	-5,77***	-5,79***	2,22*	I (1)
Côte d'Ivoire	-3,23**	-3,19**	2,19*	-6,12***	-7,45***	2,19*	I (0)
Guinée Bissau	-3,15**	-3,24**	3,31**	-5,14***	-9,67***	3,23*	I (0)
Mali	-4,07**	-2,51	2,74*	-7,29***	-7,44***	1,99*	I (0)
Niger	-2,13	-2,13	3,26**	-5,42***	-5,59***	2,88*	I (1)
Sénégal	-2,38	-2,49	3,11**	-6,18***	-6,18***	2,88*	I (1)
Togo	-2,93	-2,92	2,89*	-5,19***	-9,43***	2,39*	I (1)

**Tableau B3 : Tests de stationnarité des variables Chomcf et Pibcf**

Pays	En niveau			En différence première			Conclusion
	Chomcf						
	ADF	PP	ERS	ADF	PP	ERS	
Bénin	-1,63	-0,99	44,51***	-4,05***	-4,26***	115,29***	I (1)
Burkina Faso	-4,11**	-1,77	14,96***	-4,11**	-1,71	19,02***	I (0)
Côte d'Ivoire	-2,06	-1,68	18,42***	-3,40**	-3,41**	45,05***	I (1)
Guinée Bissau	-2,11	-2,15	103,83***	-6,34***	-6,73***	186,04**	I (1)
Mali	-8,36***	-2,07	80,38***	-8,24***	-1,61	39,99***	I (0)
Niger	-3,59**	-2,03	38,65***	-2,60	-2,62**	66,51***	I (0)
Sénégal	-4,73***	-1,62	57,25***	-5,69***	-1,31	62,75***	I (0)
Togo	4,89	-1,74	33,20***	-17,48***	-2,19	38,76***	I (1)
	<b>Pibcf</b>						
Bénin	3,32	-192	35,96***	-8,54***	-2,11	21,29***	I (1)
Burkina Faso	-3,72***	-1,70	35,96***	-13,93***	-1,89	21,29***	I (0)
Côte d'Ivoire	-14,28**	-1,81	6,37**	-19,71***	-1,25	4,83***	I (0)
Guinée Bissau	3,55	-2,29	50,74***	-8,96***	-2,42	48,89***	I (1)
Mali	-9,27***	-1,83	64,41***	-4,31***	-1,99	30,57***	I (0)
Niger	-4,12***	-1,69	18,72***	-10,74***	-1,99	55,69***	I (0)
Sénégal	-16,0***	-1,80	48,52***	-6,89***	-2,20	28,02***	I (0)
Togo	-6,21***	-2,09	43,22***	-37,07***	-1,69	292,75***	I (0)



Tableau B4 : Tests de stationnarité des variables VarChom et VarPib

Pays	En niveau			En différence première			Conclusion
	ADF	PP	ERS	ADF	PP	ERS	
	<b>Varchom</b>						
Bénin	-1,49	-1,28	5,079***	-8,46***	-8,26***	1,921*	I (1)
Burkina Faso	-1,78	-1,94	4,568***	-4,25***	-4,42***	1,665	I (1)
Côte d'Ivoire	-3,33**	-3,32**	1,921*	-7,27***	-9,95***	1,691	I (0)
Guinée Bissau	-4,46***	-4,44**	1,747	-5,43***	-23,68***	2,352*	I (0)
Mali	-3,55**	-3,57**	1,762	-6,94***	-9,73***	1,652	I (0)
Niger	-2,51	-2,52	2,752*	-5,05***	-5,99***	1,551	I (1)
Sénégal	-1,99	-1,89	3,163**	-1,31	-6,62***	2,397*	I (1)
Togo	-3,11**	-3,03**	2,044*	-7,82***	-8,21***	2,153	I (0)
	<b>VarPib</b>						
Bénin	-8,55***	-8,89***	2,189*	-9,58***	-13,93***	2,927*	I (0)
Burkina Faso	-5,26***	-5,26***	1,799	-6,59***	-15,10***	2,094*	I (0)
Côte d'Ivoire	-5,82***	-5,96***	1,848	-6,99***	-26,10***	2,165*	I (0)
Guinée Bissau	-4,97***	-6,49***	2,985**	-7,46***	-23,82***	3,951***	I (0)
Mali	-6,66***	-6,58***	1,686	-8,86***	-15,53***	2,512*	I (0)
Niger	-4,69***	-4,71***	2,073*	-6,44***	-17,71***	2,273*	I (0)
Sénégal	-5,66***	-5,67***	2,301*	-8,31***	-13,72***	2,801*	I (0)
Togo	-4,87***	-5,02***	2,065*	-7,82***	-15,41***	9,449***	I (0)

**ANNEXE C : RESULTATS DES MODELES ARDL ET NARDL**

**Tableau C1 : Résultat des modèles ARDL et NARDL au Bénin**

	Analyse linéaire			Analyse non linéaire			
	Cointégration F	Coefficient $\hat{\beta}$	Coefficient t- Student	Cointégration $t_{BDM}$	$\hat{\beta}^+$	$\hat{\beta}^-$	p-value
	Test de cointégration de Pesaran et al (2001) (ARDL)						Test de cointégration de Shin et al (2014) (NARDL)
(Chomhp, pibhp)	2,162	0,128	1,065	-2,048	0,155	0,161	0,318
(Chomef, pibcf)	4,799	-2,206	-1,122	-1,352	<b>-1,72***</b>	<b>-2,016***</b>	0,001
(Chombw, pibbw)	2,625	0,115	1,316	-2,285	0,124	0,114	0,178
(Varchom, Varpib)	3,629	3,872	-1,533		3,508	3,846	0,188
Valeur critique à 5%	4,94 si I(0)						
	5,73 si I(1)			-3,22			

Tableau C2 : Résultat des modèles ARDL et NARDL au Burkina Faso

	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		Coefficient			
	F	$\hat{\beta}$	t-Student	$\hat{\beta}^+$	p-value	$\hat{\beta}^-$	p-value
(Chomhp, pibhp)	8,234***	0,216*	1,895	0,205*	0,087	0,225*	0,070
(Chomcf, pibcf)	141,635***	-0,209***	-7,101	-0,202***	0,007	-0,132***	0,008
(Chombw, pibbw)	8,028***	0,202	1,618	0,194	0,139	0,215	0,121
(Varchom, Varpib)	5,298	3,896	1,511	3,508	0,192	3,387	0,236
Valeur critique à 5%	4,94 si I(0)						
	5,73 si I(1)			-3,22			

**Tableau C3 : Résultat des modèles ARDL et NARDL en Côte d'Ivoire**

	Analyse linéaire		Analyse non linéaire					
	Test de cointégration de Pesaran et al (2001) (ARDL)		Test de cointégration de Shin et al (2014) (NARDL)					
	Cointégration		Cointégration		Coefficient			
	F	t-Student	$\hat{\beta}$	$t_{BDM}$	$\hat{\beta}^+$	$\hat{\beta}^-$	p-value	p-value
(Chomhp, pibhp)	7,957***	4,163	<b>0,307***</b>	-3,989***	<b>0,211**</b>	0,211	0,046	0,055
(Chomcf, pibcf)	45,891***	2,355	<b>0,130**</b>	-8,550***	<b>0,269***</b>	<b>0,294***</b>	0,000	0,000
(Chombw, pibbw)	7,671***	3,606	<b>0,296***</b>	-3,883***	<b>0,224**</b>	<b>0,225**</b>	0,022	0,024
(Varchom, Varpib)	6,254***	1,077	2,950	-3,307**	1,448	1,216	0,439	0,537
Valeur critique à 5%	4,94 si I(0)							
	5,73 si I(1)			-3,22				

Tableau C4 : Résultat des modèles ARDL et NARDL en Guinée Bissau

	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		Coefficient			
	F	$\beta$	t-Student	$t_{BDM}$	$\beta^+$	p-value	$\beta^-$	p-value
(Chomhp, pibhp)	0,856	0,030	0,487	-1,189	0,047	0,727	0,114	0,556
(Chomcf, pibcf)	58,181***	-0,039***	-8,544	-9,513***	-0,051***	0,000	-0,054***	0,000
(Chombw, pibbw)	2,517	0,019	0,752	-2,130	0,017	0,547	0,023	0,439
(Varchom, Varpib)	5,586	0,109	0,096	-3,342**	0,531	0,352	0,723	0,218
Valeur critique à 5%	4,94 si I(0)							
	5,73 si I(1)			-3,22				

**Tableau C5 : Résultat des modèles ARDL et NARDL au Mali**

	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	$\beta$	t-Student	$t_{BDM}$	$\beta^+$	p-value	$\beta^-$	p-value
(Chomhp, pibhp)	4,918	-0,165	-1,108	-2,524	-0,159	0,303	-0,174	0,279
(Chomcf, pibcf)	2268,141 ***	<b>-0,259***</b>	-36,117	<b>-67,197***</b>	<b>-0,309***</b>	0,000	<b>-0,324***</b>	0,000
(Chombw, pibbw)	4,985	-0,166	-1,055	-2,531	-0,161	0,327	-0,174	0,304
(Varchom, Varpib)	6,690***	-1,631	-0,877	-3,453	-1,664	0,384	-1,798	0,362
Valeur critique à 5%	4,94 si I(0)							
	5,73 si I(1)			-3,22				

Tableau C6 : Résultat des modèles ARDL et NARDL au Niger

	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					
	F	$\beta$	t-Student	$t_{BDM}$	$\beta^+$	p-value	$\beta^-$	p-value
(Chomhp, pibhp)	12,336**	-0,190***	-3,923	-4,952***	-0,131***	0,001	-0,140***	0,001
(Chomef, pibcf)	428,385***	-0,383***	-22,265	-27,604***	-1,107**	0,049	-1,306*	0,069
(Chombw, pibbw)	12,194**	-0,196***	-3,219	-4,874***	-0,125***	0,009	-0,136***	0,007
(Varchom, Varpib)	5,766**	-1,805	-1,693	-3,283**	-3,351**	0,023	-3,248**	0,026
Valeur critique à 5%	4,94 si I(0)							
	5,73 si I(1)			-3,22				

**Tableau C7 : Résultat des modèles ARDL et NARDL au Sénégal**

	Analyse linéaire		Cointégration		Analyse non linéaire			
	Test de cointégration de Pesaran et al (2001) (ARDL)		Coefficent		Test de cointégration de Shin et al (2014) (NARDL)			
	cointégration	$\beta$	t-Student	$t_{BDM}$	$\hat{\beta}^+$	p-value	$\hat{\beta}^-$	p-value
(Chomhp, pibhp)	6,147***	<b>0,099**</b>	2,382	-3,067	<b>0,125**</b>	0,024	<b>0,123**</b>	0,024
(Chomcf, pibcf)	13,42***	<b>0,138*</b>	1,938	-2,605	<b>0,279*</b>	0,097	<b>0,282*</b>	0,088
(Chombw, pibbw)	5,565	<b>0,094*</b>	1,906	-2,659	<b>0,125*</b>	0,064	<b>0,125*</b>	0,065
(Varchom, Varpib)	1,222	2,519	0,855	-1,162	53,068	0,847	56,854	0,848
Valeur critique à 5%	4,94 si I(0)							
	5,73 si I(1)			-3,22				



Tableau C8 : Résultat des modèles ARDL et NARDL au Togo

	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-Student	$t_{BDM}$	$\hat{\beta}^+$	p-value	$\hat{\beta}^-$	p-value
(Chomhp, pibhp)	9,894***	<b>-0,107***</b>	-4,410	-4,448***	<b>-0,073**</b>	0,034	<b>-0,085**</b>	0,022
(Chomcf, pibcf)	70,339***	<b>-0,109***</b>	-10,931	-10,307***	-0,004	0,891	0,059	0,114
(Chombw, pibbw)	9,717***	<b>-0,085***</b>	-3,003	-4,332***	<b>-0,064*</b>	0,082	<b>-0,077*</b>	0,055
(Varchom, Varpib)	4,709	-0,111	-0,234	-3,067	-0,761	0,142	-0,799	0,170
Valeur critique à 5%	4,94 si I(0)							
	5,73 si I(1)							