

# CROISSANCE ET CHOMAGE AU MALI : VERIFICATION EMPIRIQUE DE LA LOI D'OKUN

## GROWTH AND UNEMPLOYMENT IN MALI: EMPIRICAL VERIFICATION OF OKUN'S LAW

DRAMANE LASSANA TRAORÉ<sup>1</sup>, SEKOU DIAKITE<sup>2</sup>, OUSMANE MARIKO<sup>3</sup>

<sup>1</sup>Chercheur associé au Centre universitaire de recherches économiques et sociales (CURES) à la Faculté des sciences économiques et de gestion (FSEG) Tel. : 00223 66 67 69 07/76 76 20 16 Email : [dramaneltraore@yahoo.fr](mailto:dramaneltraore@yahoo.fr) et [dramanellassanatraore@gmail.com](mailto:dramanellassanatraore@gmail.com)

<sup>2</sup>Enseignant-chercheur à la Faculté des sciences économiques et de gestion (FSEG), Tél. : 00223 65 73 64 62/73 56 84 79, Email : [billybattling@gmail.com](mailto:billybattling@gmail.com)

<sup>3</sup>Enseignant-chercheur à la Faculté des sciences économiques et de gestion (FSEG), Tél. : 00223 66 91 98 33/76 46 64 46, Email : [ousmariko@yahoo.fr](mailto:ousmariko@yahoo.fr)

### Résumé

Cet article propose des estimations de vérification empirique de la loi d'Okun pour le cas du Mali. Les données utilisées portent sur la période 1974-2018 pour les deux variables : « variation du taux de croissance » et « variation du taux de chômage ». La démarche économétrique de type ARDL a retenu une approche en différence, basée sur les méthodologies des séries temporelles, et une approche en gap basée sur les méthodes de décompositions et de filtres. L'existence d'une relation linéaire par le modèle ARDL est vérifiée. La relation d'Okun est non validée à long terme dans la version gap du taux de croissance économique vers le taux de chômage. Les résultats empiriques révèlent que la loi d'Okun est non vérifiée pour l'économie malienne. Nous avons conclu qu'il y a un impact positif et significatif de l'écart du PIB réel sur le taux de chômage à la fois à court et à long termes. Une augmentation du taux de chômage de 1% augmente le taux de croissance du PIB réel de 0.47%. D'autres recherches pourront concerner la désagrégation et l'estimation de la loi par secteur, par région, genre et âge. Les modèles à changement de régimes peuvent être utilisés afin de tester la stabilité de la loi dans le temps. Un seuil à partir duquel la croissance économique réduit le chômage est certainement identifiable. La conception d'un programme de recherche sur la loi d'Okun pourra favoriser un approfondissement de notre recherche, afin d'identifier les secteurs qui sont des leviers à long terme de la croissance économique et de la réduction du chômage pour le Mali.

**Mots clés:** taux, croissance, chômage, ARDL, vérification empirique, loi d'Okun, Mali

### Abstract

This article provides empirical verification estimates of Okun's law for the case of Mali. The data used relate to the period 1974-2018 for the two variables: "variation in the growth rate" and "variation in the unemployment rate". The ARDL-type econometric approach adopted a difference approach, based on time series methodologies, and a gap approach based on decomposition and filter methods. The existence of a linear relationship by the ARDL model is verified. Okun's relationship is not validated in the long run in the gap version of the economic growth rate towards the unemployment rate. The empirical results reveal that Okun's law is unverified for the Malian economy. We concluded that there is a positive and significant impact of the real GDP gap on the unemployment rate in both the short and long terms. An increase in the unemployment rate of 1% increases the growth rate of real GDP by 0.47%. Further research may concern the disaggregation and estimation of the law by sector, region, gender and age. Regime change models can be used to test the stability of the law over time. A threshold beyond which economic growth reduces unemployment is certainly identifiable. The design of a research program on Okun's law may encourage further research in order to identify sectors that are long-term levers of economic growth and reduction of unemployment for Mali.

**Keys Works:** rate, growth, unemployment, ARDL, empirical verification, Okun's law, Mali

## 1. Introduction

Le chômage a toujours constitué la menace la plus grave sur le processus de développement des sociétés. Il risque de réduire à néant les nombreux efforts entrepris par les pouvoirs publics dans les pays à économie fragile. Ainsi, pour y faire face, les gouvernants mettent en place des dispositifs visant à relancer la croissance économique, seule alternative pour une solution durable. D'ailleurs, les documents de cadre stratégique pour la croissance et la réduction de la pauvreté s'inscrivent dans cette logique. Cependant, force est de constater que toute augmentation de la croissance économique ne s'accompagne pas forcément d'une réduction du taux de chômage. Un fort accroissement de la population active pourrait biaiser les efforts de création d'emplois. Aussi, la croissance économique peut avoir un faible contenu en emploi selon la croissance de la productivité (Huang et Lin, 2008). C'est en 1962, qu'Arthur Okun a mis en évidence une corrélation négative de court terme entre l'Output (croissance économique mesurée par le PIB) et le taux de chômage aux Etats Unis. A l'origine, Okun a cherché à établir une mesure de la production qui pourrait être obtenue dans des conditions de plein-emploi. Son étude a abouti au résultat selon lequel, pour chaque point de pourcentage du chômage supérieur à 4 %, l'écart de production chutait de 3 %.

L'analyse de la relation entre la croissance et le chômage est pertinente dans le contexte malien, dans la mesure où le Mali a un taux de chômage structurel à long terme et subit régulièrement des chocs cycliques dans différents domaines. Malgré les réformes structurelles, les politiques d'emplois ne semblent pas avoir inversé la dynamique structurelle du chômage malien. Surtout du fait de la crise de cette dernière décennie qui a débuté en 2012, le chômage n'a pas enregistré une dynamique de baisse. C'est ainsi que la crise liée à la COVID 19 n'a pas épargné l'emploi et la croissance économique. Aussi, les contestations enclenchées depuis 2018, et qui ont abouti à la chute du régime démocratique du Président Ibrahim Boubacar Keita en août 2020, trouvent leurs explications dans la situation de chômage ainsi que l'incapacité des politiques publiques à apporter des solutions durables à la demande sociale. Les années de croissance économique passées ne semblent pas avoir eu des effets souhaités en termes de réduction du chômage.

Aujourd'hui, le débat sur la relation entre le taux de croissance et le taux de chômage reste donc toujours d'actualité. C'est dire que dans les conditions normales, une croissance économique favorable à l'emploi est source de stabilité socioéconomique. En effet, le rythme moyen de la croissance économique durant la période de mise en œuvre des Cadres Stratégiques de Lutte Contre la Pauvreté (CSLP I, 2002-2006; CSLP II 2007 – 2011) s'est établi autour de 5,1%. Malgré ce taux de croissance relativement élevé, cela ne s'est pas fait senti en termes de créations d'emplois, donc de baisse du taux de chômage. De 2012 à nos jours, la croissance économique a été soumise à de fortes contractions liées à plusieurs facteurs endogènes et exogènes. Nous cherchons donc dans cette recherche à mesurer le niveau de sensibilité du chômage aux variations du taux de croissance du PIB malien à long terme.

## 2. Matériel et méthodes

### 2.1 Revue de la littérature

Arthur Okun a été le premier à expliquer la relation négative entre la croissance et le chômage. Depuis, plusieurs travaux ont tenté de vérifier la validité de cette relation dans d'autres pays autres que les Etats-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. De nombreux travaux ont examiné et réexaminé différents aspects de cette corrélation, généralement connue comme le Coefficient de la Loi d'Okun.

Ces différents aspects du Coefficient concernent notamment sa valeur (Moosa, 1997; Freeman, 2001), sa variabilité entre les différents pays (Moosa, 1997; Lee, 2000; Freeman, 2001; IMF, 2010; Herwartz & Niebuhr, 2011; Ball, Leigh, & Loungani, 2012) ou entre les régions d'un pays particulier (Kaufman, 1988; Freeman, 2000 ; Villaverde & Maza, 2009), son degré de stabilité temporelle (Weber, 1995; Lee, 2000; Tavera & Perman, 2005) et ses caractéristiques en termes d'asymétrie et de non linéarité (Crespo-Cuaresma, 2003; Silvapulle, Moosa, & Silvapulle, 2004; Harris & Silverstone, 2001; Knotek, 2007, ...).

La première génération des évaluations empiriques de loi 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)]. Mais, différentes études 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.]. En effet, Gouider et al. (2018) indiquent que 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 (A. Gouider et al. (2018)). En somme, les conclusions de ces travaux sont contradictoires. Certaines valident la loi d'Okun, par contre, d'autres contestent sa validité. Sans être exhaustif, nous avons fait un parcours de la littérature relative aux deux aspects.

Les travaux empiriques sur la relation d'Okun s'inscrivent dans le même champ de recherche que les études théoriques qui s'intéressent à la relation entre la croissance et les indicateurs du marché du travail. 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 transaction. 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. La relation d'Okun est estimée à l'aide de modèles économétriques. Elle est un instrument important de politique de l'emploi. En effet, elle 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.

La littérature présente diverses méthodes de son estimation. D'abord au niveau des données, ensuite au niveau des méthodes d'analyse. S'agissant des données, les auteurs utilisent comme indicateur du marché du travail soit le taux de chômage, soit le niveau de l'emploi. Okun 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 chômage. C'est la version « gap » que nous avons retenue dans le cadre de ce travail. Avec le taux de chômage, la validation de la relation d'Okun se traduit par un lien négatif entre le taux de croissance et le taux de chômage. En revanche, avec le niveau de l'emploi, la relation attendue est positive.

La validité de la relation d'Okun consiste à savoir s'il existe une relation négative entre le taux de chômage et le PIB réel. 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.

L'étude de Noor et al. (2007) se rapporte à la Malaisie pour la période 1970-2004. Ils procèdent à un test de causalité de Granger avec les variables en écart et concluent à la validité de la relation d'Okun. Ils ajoutent que le niveau de plein-emploi pourrait être atteint avec un taux de croissance de 8,15%. Huang et Yeh (2013) ont recours à une analyse en données de Panel. Plus précisément une analyse de cointégration à l'aide d'une estimation Panel Pool Mean Group (PMG). L'échantillon d'étude concerne 53 pays et des données annuelles couvrant la période 1980-2005. Les auteurs développent leur analyse pour deux groupes de pays. Les pays de l'OCDE (21 pays) et les pays hors OCDE (32 pays). Ils montrent que le taux de chômage et le PIB réel sont cointégrés. Toutefois, alors que la relation d'Okun de long terme est vérifiée pour les pays de l'OCDE, elle ne l'est pas pour les pays hors-OCDE. Cependant la relation d'Okun est vérifiée dans le court terme pour les deux groupes de pays et le coefficient des pays de l'OCDE plus important.

Huang et Chang (2005) ont testé la validité de la loi d'Okun en adoptant une approche en changement structurel avec seuil en utilisant les données trimestrielles relatives à l'économie canadienne pour la période 1960-2002. 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.

Fouquau (2008), en utilisant un modèle en panel non dynamique de 20 pays de l'OCDE sur la période 1970-2004, 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 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.

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 (Gouider et al., 2018). Irfan et al. (2010) estiment une relation d'Okun pour cinq pays de l'Asie : le Pakistan, le Bangladesh, l'Inde, Sri-Lanka et la Chine. Ils ont recours au test de cointégration à l'aide de la méthode de Engel-Granger (1987) et estiment le modèle d'écart. Ils trouvent que la relation d'Okun est vérifiée aussi bien dans le long terme que dans le court terme.

Cevik et al. (2013) estiment la version en écart à l'aide d'un modèle Markov- Switching. Ils ont recours à des données trimestrielles de neuf (9) pays en transition s'étalant pour la période 1995-2012. Ces pays sont : la République Tchèque, l'Estonie, la Hongrie, la Lettonie, la Lituanie, la Pologne, la Russie, la Slovaquie et la République Slovaque. Ils trouvent des coefficients différents selon que l'économie est en période de haute conjoncture ou en période de basse conjoncture. L'asymétrie de la relation d'Okun est aussi mise en exergue par Geldenhus et Marinkov (2007) en Afrique du Sud. Ils ont recours à un modèle ARDL non linéaire. Ce modèle est appliqué à des données annuelles couvrant la période 1970-2005. Ils trouvent que la relation d'Okun est asymétrique et plus prononcée en phase de récession.

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.

En effet, certains travaux ne confirment pas le lien négatif entre croissance et chômage. En outre, il est reproché à cette relation, son instabilité, l'omission des effets asymétriques et des problèmes d'estimation.

Compte tenu de l'existence de coûts d'ajustement sur le marché du travail, la réaction du chômage à la croissance économique n'est pas toujours linéaire. Cette asymétrie de l'évolution des variables a fait l'objet d'études par de nombreux auteurs. Khons (2002) et Neftci (1984) ont testé la présence de l'asymétrie dans l'évolution du taux de chômage aux Etats-Unis. Ils ont montré que le taux de chômage augmente plus rapidement en période de crise qu'il ne décroît en période d'expansion. Mitchell et Muysken (2002) ont eu recours à la méthode du "Current depth of Recession" (CDR) pour tester la non linéarité du chômage dans certains pays d'Europe. Ils ont obtenu en Australie et en Hollande que le chômage augmente rapidement en période de crise et baisse plus lentement en période d'expansion.

La question de l'asymétrie dans la relation d'Okun montre que les méthodes surestiment dans certains cas les réactions du chômage à la croissance en période d'expansion et la sous-estiment en période de crise. Des recherches mettent en évidence cette non linéarité de la relation d'Okun. Harris et Silverstone (2001) utilisent un modèle de cointégration asymétrique (Enders et Granger, 1998; Enders et Siklos, 2001) appliqué à des données trimestrielles de la période 1978-1999; pour sept (7) pays de l'OCDE: l'Australie, le Canada, l'Allemagne, le Japon, la Nouvelle Zélande, le Royaume-Uni et les Etats-Unis. Ils montrent qu'en présence d'asymétrie, les techniques de cointégration symétriques (Engel-Granger et Johansen) ne peuvent rejeter l'hypothèse nulle d'absence de cointégration ; tandis que le modèle de cointégration asymétrique rejette l'hypothèse nulle d'absence de cointégration et conclut à l'existence d'une relation stable entre le chômage et le PIB réel dans la plupart des pays à l'exception du Canada. Les coefficients d'Okun de long terme varient entre -0,09 (Japon) et -0,5 (Australie). Mayes et Viren (2000) utilisent une approche de cointégration linéaire mais qui intègre une différence entre la croissance du PIB en période de crise et en période d'expansion. Les données sont relatives aux pays de l'OCDE pour des données annuelles allant de 1961 à 1997. Les auteurs trouvent que le coefficient d'Okun est plus élevé en valeur absolue en période de crise qu'en période d'expansion (Nguessan, 2019).

Furuoka (2014) a examiné si les taux de chômage dans cinq pays d'Asie-Pacifique peuvent être décrits comme un processus stationnaire. Il a utilisé une méthode non linéaire nouvellement développée Test ADF de Fourier à cet effet. Ses résultats indiquent que le taux de chômage en Corée du Sud pourrait être décrit comme un processus stationnaire. Les taux de chômage en Australie et à Hong Kong pourraient être considérés comme un processus stationnaire autour des ruptures structurelles. Pour la Chine et le Japon, il a trouvé que les taux de chômage ont affiché une faible tendance à revenir au niveau d'équilibre (Furuoka, 2014).

Gouider et al. (2018) ont testé pour la Tunisie la validité de la relation d'Okun appliquée à des données annuelles de PIB réel et de chômage couvrant la période 1980-2015. Ils ont pu vérifier 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. En effet, en analysant la relation de causalité non linéaire entre le chômage et la croissance, ils ont trouvé une causalité significative dans un seul sens allant de l'output gap au chômage.

## **2.2 Faits stylisés pour le Mali**

Dans cette partie nous mettons l'accent sur les tendances historiques de l'emploi et la situation récente des indicateurs d'emplois et de la croissance économique.

### **2.1 Tendances historiques**

Au lendemain de l'indépendance du Mali en 1960, la fonction publique constituait le débouché naturel en raison de la volonté politique des années 60 de former des cadres supérieurs ou des élites au service de la jeune fonction publique malienne. C'était l'époque de recrutement d'office dans la fonction publique une fois que les diplômés sortaient du système éducatif. Aussi, les entreprises publiques existantes arrivaient à recruter un nombre important de jeunes qui arrivaient sur le marché du travail. A cette époque, il se disait sans risque de se tromper « qu'il y avait plus d'emplois que de candidats à l'embauche », donc une situation de plein emploi. Cependant, le nombre de diplômés devenant de plus en plus important, l'Etat s'est trouvé dans l'incapacité de pouvoir absorber ce flux. C'est ainsi que le système de recrutement par voie de concours direct d'entrée à la fonction publique est entré en vigueur dans les années 83-84 en rapport avec les Programmes d'Ajustement Structurel.

Le secteur privé qui était censé prendre la relève suite à cette incapacité de l'Etat, n'a pas pu relever ce défi parce qu'il était moins structuré, moins organisé, peu productif pour faire face à des embauches massives et surtout parce qu'ils jugent les avantages fiscaux moins incitatifs pour répondre favorablement à une masse critique de demandeurs d'emplois. Face à cette situation inquiétante, le Mali a élaboré en 1998, un document de Politique Nationale de l'Emploi, premier du genre. Cela a permis de mettre en œuvre un certain nombre de dispositifs en faveur de l'emploi qui se sont avérés par la suite sans succès car sans impact significatif en termes de créations d'emplois.

Le chômage était devenu persistant au Mali. Plus encore, il est en explosion et du coup a pris un caractère structurel. Son taux est passé de 3,1% en 1997 (DNSI, 1998) à 8,8% en 2004 (DOEF, 2004 ; INSTAT, 2006) et à 9,6% en 2007 (DOEF, 2008). Cette augmentation peut sembler paradoxale dans la mesure où l'économie malienne connaît une croissance économique soutenue depuis près de quinze ans. En effet, entre 1994 et 2000, le taux de croissance moyen a été de 5,1%, marquant une période relativement prospère après la profonde crise de 1993 (taux de croissance de -4,7%). Entre 2002 et 2006, le taux de croissance a été de 5,2%. L'accélération de la croissance peut être encore plus visible à travers une modification des périodes de calcul. Le taux de croissance annuel moyen du PIB a été de 3,5% sur 1989-1999 contre 5,4% sur 1999-2009. Malgré ses fluctuations (11,9% en 2001, 7,6% en 2003, 2,2% en 2004, 6,1% en 2005, 5,1% en 2006 et 4,3% en 2007), le taux de croissance économique a été largement supérieur au taux de croissance démographique. Ce

taux a connu une moyenne de 1,97% entre 1990 et 1995, de 1,94 sur 1995-2000, de 2,35 sur 2000-2005 et de 2,37% sur 2005-2010 (DAES, 2009). Cette augmentation du chômage dans un contexte où la croissance économique est supérieure à la croissance démographique suggère un écart grandissant entre le sentier de la croissance et la dynamique de l'emploi. Elle fragilise l'interprétation de l'excédent volumineux d'offre de travail comme le reflet pur et simple de l'état de faible développement.

La faible capacité de l'appareil productif à pourvoir les individus en revenu informe certes sur ses limites à leur fournir des emplois, mais son poids explicatif baisse car l'augmentation du chômage est concomitante à une hausse du niveau de vie du pays. Le PIB par habitant est passé de 610 US\$ en 2008 à 680 US\$ en 2010. Si ce chiffre maintient le Mali parmi les pays les plus pauvres du monde (175ème pays sur le 177 classés dans l'IDH du PNUD en 2006), son augmentation participe d'un recul constant de la pauvreté. Le PIB par habitant s'accélère : son taux de croissance annuel moyen est passé de 1,6% entre 1989 et 1999 à 2,6% entre 1999 et 2009. La part des individus vivant en dessous du seuil de pauvreté est passée de 55,6% à 47,4% entre 2001 et 2006 (Bah, 2012). L'écart dont ces chiffres font état suggère que le marché du travail est un espace particulier dont l'analyse est nécessaire pour comprendre la nature du chômage au Mali et identifier les causes de son niveau élevé et de sa persistance malgré une croissance soutenue et une volonté politique bien affichée à le combattre depuis des années.

Nous ne saurons aborder la relation entre la croissance économique et le chômage au Mali sans faire référence au secteur agricole qui devrait être un atout important pour résorber le chômage massif. En effet, le pays dispose d'un important potentiel agro-sylvo-pastoral et halieutique mais n'arrive pas à couvrir entièrement ses besoins alimentaires et atteindre un niveau de sécurité alimentaire satisfaisant et durable.

Moderniser le secteur Agricole en mécanisant/motorisant son agriculture est l'une des priorités poursuivies par le Gouvernement du Mali dans le cadre de sa Loi d'Orientation Agricole pour réussir le passage d'une « agriculture africaine de subsistance » à une agriculture « moderne, commerciale et productive ». La Loi d'Orientation Agricole embrasse ainsi non seulement les activités agricoles au sens large du terme mais, également, toutes celles situées en amont et en aval. Cette loi est renforcée par d'autres réglementations comme: le Code Domanial et Foncier du 22 mars 2000, le Code de l'Eau du 31 janvier 2002, la Charte pastorale du 27 février 2001, et surtout le Code des Investissements du 26 février 1991.

Le secteur agricole devrait être un facteur inestimable de croissance économique, de création d'emplois et de lutte contre la pauvreté. En effet, la population agricole est un peu moins de 17 millions d'habitants, avec une part importante d'hommes, comparée aux femmes. Elle est passée de 53% en 2008 à 88% de la population totale. C'est dire simplement que cette franche de la population constitue le principal enjeu démographique en termes de politiques de développement. La maîtrise du taux de croissance démographique passe par celle de la population agricole. Elle devrait focaliser les attentions de façon intersectorielle à travers des actions plus inclusives et plus durables.



### 2.3 Evolutions récentes du taux de chômage et du taux de croissance du PIB

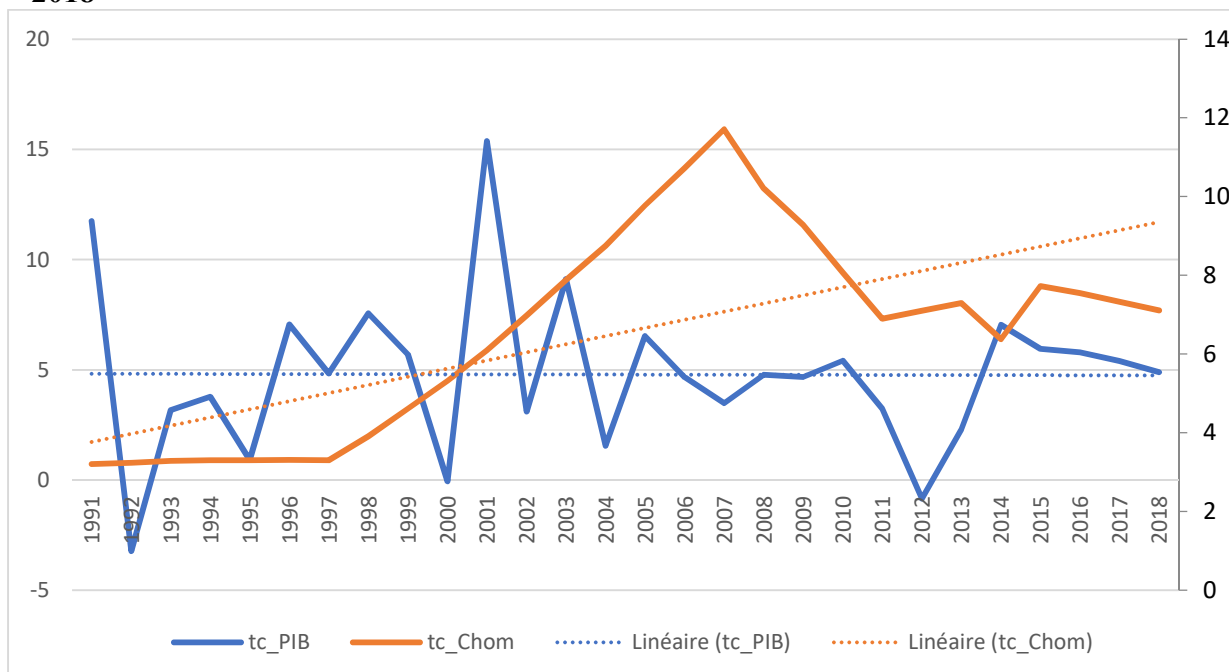
Les données de l'Enquête Modulaire et Permanente auprès des Ménages (EMOP) permettent d'avoir une vue d'ensemble sur la situation des indicateurs du marché du travail. Nous présentons ici quelques-uns. En effet, sur la période 2014 – 2019, le PIB constant a connu une évolution croissante, passant de 4173 milliards de FCFA à 5482 milliards de FCFA. La population en emploi est passée de 5730 à 6334 sur la même période, avec une baisse en 2016 et 2018. La productivité du travail rémunéré est ainsi passée de 728000 FCFA en 2014 à 866000 FCFA en 2019 (contre 874 000 FCFA en 2018), avec une hausse en 2017. En 2018, il a été enregistré chez les jeunes de 15-40 ans du Mali, un taux d'emploi de 60,1 % dont 73,1 % pour les hommes et 49,9 % de jeunes femmes (ONEF, 2019 : 101). Le taux d'emploi des jeunes âgés de 15 à 40 ans était de 60,4% en 2019, avec une proportion de 74,4% chez les hommes et 49,7% chez les femmes. Il est plus élevé en milieu rural (65,2%), comparativement au milieu urbain (48,4%).

En effet, quel que soit le milieu le taux des hommes est supérieur à celui des femmes. Dans les régions de Kayes, Sikasso et Tombouctou, le taux d'emploi des jeunes est plus élevé, avec une proportion toujours plus importante pour les hommes dans toutes les régions. Aussi, le taux d'emploi des jeunes augmente avec l'âge. La tranche des jeunes de 36 à 40 ans a le taux le plus important, avec un taux plus élevé chez les hommes, comparativement aux femmes. En termes de niveau d'éducation, les jeunes ayant un niveau supérieur ont le taux le plus élevé (72,2%), suivi de ceux sans aucun niveau d'éducation (65,2%), avec une inégalité de genre en faveur des hommes.

Selon les données de l'EMOP 2019, le taux combiné de chômage et de sous-emploi des jeunes était de 16,5%, soit 21,8% pour les femmes et 11,9% pour les hommes. Il est plus accentué en milieu urbain et chez les femmes, mais aussi dans les régions de Kidal et de Gao. La tranche des 15 – 24 ans est la plus touchée. En effet, les jeunes ayant un niveau secondaire et un niveau supérieur sont les plus touchés par le double phénomène, avec des taux combinés respectifs de 34,2% et 25,4% ; les femmes étant plus touchées que les hommes dans les deux cas. L'évolution du taux de chômage et du taux de croissance du PIB malien sur la période 1991 – 2018 montre une tendance stable au tour de 5% pour le deuxième et une tendance à la hausse pour le premier. Cela indique clairement que les deux indicateurs n'évoluent pas directement en sens inverse comme l'indique la loi d'Okun. La loi d'Okun s'observe sur des cycles courts, notamment entre 2003 et 2004 ainsi qu'entre 2013 et 2014. Cette dernière période correspond à la première relance post-crise de 2012. Elle semble avoir favorisé la baisse du chômage du fait de la relance économique.

Le taux de croissance économique est resté très instable, bien qu'évoluant autour de sa tendance qui est de 5% sur la période ici indiquée. Sans nul doute, la figure ci-dessous laisse voir des dynamiques atypiques et hétérogènes des deux variables. La dernière tendance observée entre 2014 et 2018 montre une évolution dans le même sens des deux indicateurs.

**Figure 1 : évolution comparée du taux chômage et du taux de croissance du PIB de 1991 - 2018**



Source : <https://donnees.banquemondiale.org/pays/mali>

## 2.4 Méthodologie

### 2.4.1 Modèle autorégressif de type correction d'erreurs

La relation croissance et le chômage est très instable sur une longue durée au regard des données statistiques du Mali. Pour l'analyser, nous avons choisi un modèle autorégressif de type correction. Le modèle ECM a l'avantage d'évaluer la dynamique de l'ajustement entre les variables économiques. En effet, selon Françoise Maurel (1989), la théorie économique est en général insuffisante pour modéliser complètement ces ajustements et on a recours à des spécifications économétriques connues sous le nom de mécanismes d'ajustement partiel et/ou à correction d'erreur. Ce dernier type de spécification a été popularisé par Hendry sous le terme général de ECM (error correction models) à l'issue de l'article de référence de Davidson, Hendry, Srba et Yeo (1978). Elle permet de déterminer en même temps des propriétés de court terme et de long terme des systèmes dynamiques. Le MCE permet de modéliser conjointement les dynamiques représentées par les variables en différence première (court terme) et celles représentées par les variables en niveau (long terme).

Pour vérifier la stationnarité des variables, les tests mis en œuvre sont ceux de Dickey-Fuller et de Dickey-Fuller Augmenté (DF et ADF), de Phillips-Perron (PP) et de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS). Ces tests sont ici utilisés pour vérifier la stationnarité de nos variables retenues. Le recours aux tests de cointégration s'avère nécessaire pour détecter une relation de long terme entre les variables. L'estimation d'un modèle de vecteur à correction d'erreurs (VECM), nous permettra de connaître l'existence éventuelle d'une ou des relations, leurs natures et l'ampleur de l'impact de chaque variable sur l'autre, en intégrant une relation de long terme dans leurs relations du court terme. Notre choix a porté sur le

Modèle ARDL qui un VECM avec une différentiation de l'ordre d'intégration des différentes variables.

### 2.4.2 Modèle ARDL

Les modèles « Auto Regressive Distributed Lag/ARDL », ou « modèles autorégressifs à retards échelonnés ou distribués/ARRE », sont des modèles dynamiques. Ces derniers ont la particularité de prendre en compte la dynamique temporelle (délai d'ajustement, anticipations, etc.) dans l'explication d'une variable (série chronologique), améliorant ainsi les prévisions et efficacité des politiques (décisions, actions, etc.), contrairement au modèle simple (non dynamique) dont l'explication instantanée (effet immédiat ou non étalé dans le temps) ne restitue qu'une partie de la variation de la variable à expliquer. Dans la famille des modèles dynamiques, l'on distingue trois types de modèles (Jonas K. K., 2018).

Les modèles autorégressifs (AR) : c'est des modèles dynamiques où l'on trouve, parmi les variables explicatives ( $X_t$ ), la variable dépendante décalée (ses valeurs passées). En général, ils se présentent comme suit (forme implicite) :

$$Y_t = f(X_t, Y_{t-p}), \quad (1).$$

Le terme « *autorégressif* » traduit la régression d'une variable sur elle-même, soit sur ses propres valeurs décalées. Les modèles à retards échelonnés ou distributed lag (DL): ce sont des modèles dynamiques qui ont pour variables explicatives :  $X_t$  et ses valeurs passées ou décalées. En général, leur forme est :

$$Y_t = f(X_t, X_{t-p}), \quad (2)$$

Le terme « *retards échelonnés* » montre que les effets à court terme de  $X_t$  sur  $Y_t$  sont différents de ceux à long terme. D'un point de temps à un autre, les échelles de réaction de  $Y_t$  au changement de  $X_t$  diffèrent. Les modèles autorégressifs à retards échelonnés (ARDL): ces modèles combinent les caractéristiques de deux précédents ; on y trouve, parmi les variables explicatives ( $X_t$ ), la variable dépendante décalée ( $Y_{t-p}$ ) et les valeurs passées de la variable indépendante ( $X_{t-p}$ ). Ils ont la forme générale suivante :

$$Y_t = f(X_t, Y_{t-p}, X_{t-p}), \quad (3)$$

Les modèles dynamiques AR et ARDL souffrent généralement de problèmes d'autocorrélation d'erreurs, avec la présence de la variable endogène décalée comme explicative (), et de multi-colinéarité. Ceci rend difficile l'estimation des paramètres par les Moindres Carrés Ordinaires/MCO. Aussi, l'impossibilité des tests traditionnels de cointégration (test de Engel et Granger (1987), celui de Stock et Watson (1988), ceux de Johansen (1988, 1991, 1996b) et Johansen et Juselius (1990)) à s'appliquer sur des séries intégrées à des ordres différents va obliger Pesaran et al. (1996), Pesaran et Shin (1995) et Pesaran et al. (2001) à proposer une procédure de test de cointégration adaptée à ce cas, appelé « test de cointégration aux bornes » ou « bounds test to cointegration » ou encore « test de cointégration par les retards échelonnés ». Ce test de cointégration aux bornes est appliqué sur fond d'un modèle qui lui sert de base, c'est la spécification ARDL cointégrée qui prend la forme d'un modèle à correction d'erreur (Jonas, 2018).

Un modèle ARDL fait partie donc de la famille des modèles dynamiques. Il permet d'estimer les dynamiques de court terme et les effets de long terme pour des séries cointégrées ou même

intégrées à des ordres différents comme on le verra avec l'approche de test aux bornes de Pesaran et al. (1996), Pesaran et Shin (1995), et Pesaran et al. (2001).

A côté de la modélisation ARDL, il y a les modèles à vecteurs autorégressifs (VAR). Les processus vecteurs autorégressifs (VAR) constituent une généralisation des processus autorégressifs (AR) au cas multivarié. Ils ont été introduits par Sims (1980) comme alternative aux modèles macroéconomiques d'inspiration keynésienne. La modélisation VAR repose sur l'hypothèse selon laquelle l'évolution de l'économie est bien approchée par la description du comportement dynamique d'un vecteur de  $k$  variables dépendant linéairement du passé (Maiga A. et Traoré D.L., 2021).

### 2.4.3 Equations de base de la relation d'Okun

La loi d'Okun stipule que : « chaque fois que le PIB chute d'un certain pourcentage, par rapport au produit potentiel, le taux de chômage augmente d'environ un point de pourcentage. Ainsi, lorsque le PIB réel diminue, le taux de chômage augmente » (Mankiw, 2003). Elle mesure l'élasticité du taux de chômage aux variations de la croissance du PIB réel. En effet, dans la littérature, 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 :

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

avec  $\Delta$  la différence première de la variable ;  $u$  est le taux de chômage ;  $\text{pib}$  est le logarithme du PIB réel ;  $\beta$  mesure de combien varie le taux de chômage en points de pourcentage lorsque le PIB réel varie de 1%.

La deuxième équation, 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 :

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

avec  $u^*$  et  $\text{pib}^*$  sont respectivement le taux de chômage naturel et le PIB potentiel;  $(\text{pib} - \text{pib}^*)$  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%.

Knotek (2007) indique que, 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. En effet, une large gamme de méthodes ont été retenues pour mesurer ces variables telles que le filtre de Hodrick-Prescott (1997) (Marinkov-Geldenhuis, 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).

Nous testons les deux versions de la relation d'Okun dans le cas du Mali, en utilisant différents filtres pour le calcul de la production potentielle. Nous testons aussi la sensibilité du coefficient d'Okun à l'hypothèse de linéarité de la relation chômage-croissance. Les deux versions de la loi d'Okun dans le contexte du Mali sont estimées en utilisant des données annuelles couvrant la période 1970 - 2018. Dans la « version gap », le PIB potentiel et le taux de chômage naturel sont généralement mesurés à l'aide d'un filtre. En référence à Gouider et al. (2018), 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).

## 2.5 Analyse empirique de la loi d'Okun

### 2.5.1 Test de cointégration

La cointégration entre séries suppose l'existence d'une ou plusieurs relations d'équilibre à long terme entre elles, lesquelles relations pouvant être combinées avec les dynamiques de court terme de ces séries dans un modèle (vecteur) à correction d'erreurs. Le test de cointégration aux bornes de Pesaran et al. (2001), développé au départ par Pesaran et Shin (1999), est encore appelé « test de cointégration aux bornes ou *bounds test to cointegration* ». L'approche « ARDL approach to cointegrating » permet de vérifier l'existence d'une ou plusieurs relations de cointégration entre les variables. A partir du logiciel STATA, l'estimation par la méthode ARDL a permis de choisir l'ordre d'intégration optimal de chaque variable ici considérée : la variation du taux de croissance économique (dpib) qui est I(4) et la variation du taux de chômage (dtauxchom) qui est I(0). Ce sont donc des ordres d'intégration aux bornes comme indiqué plus haut, étant donné que l'approche ARDL utilise le test de cointégration aux bornes de Pesaran et al. (2001).

## 3. Résultats du modèle ARDL estimé

A partir des données issues de la base de données World Development Indicators (WDI) de la Banque Mondiale, nous avons estimé les différences versions de la relation d'Okun. Les estimations ont concerné les équations (1) et (2) comme indiqué plus haut. Celles obtenues à partir de l'équation (2) se sont révélées meilleures. Nous avons utilisés le filtre de Hodrick-Prescott pour estimer le PIB réel potentiel et le taux de chômage naturel.

Le filtre Hodrick-Prescott, dit « filtre HP », (du nom des économistes Edward C. Prescott et Robert J. Hodrick), est utilisé, pour étudier les séries temporelles. En effet, le filtre HP est utilisé pour dissocier les cycles conjoncturels (fluctuations ou tendance de court terme) et la tendance de long terme. La méthode tolère des inflexions lentes de la tendance, en imposant que cet écart à la tendance ne dépasse pas une certaine valeur représentant les évolutions de la partie conjoncturelle. Le filtre HP a été utilisé dans plusieurs études pour évaluer la production potentielle. Il part d'une conception assez pragmatique de la décomposition d'une série (Y) en une composante tendancielle et une composante cyclique reflétant les fluctuations conjoncturelles. Cette décomposition considère qu'une tendance doit être suffisamment lisse pour ne pas suivre toutes les inflexions de la série, mais en même temps, elle ne doit pas trop s'écarter des mouvements de cette dernière. Le filtre HP est conçu pour décomposer de manière additive une série temporelle en deux composantes : une composante cyclique et une composante tendancielle. Le principe du filtre HP est un compromis entre la régularité de la composante tendancielle et la minimisation de la variance de la composante cyclique. King et Rebelo (1993) montrent que le filtre HP peut stationnariser les processus non stationnaires intégrés jusqu'à l'ordre quatre. Singleton (1988) montre que le filtre HP est une bonne approximation d'un filtre passe-haut lorsqu'il est appliqué à une série stationnaire. Pour mieux comprendre cela, rappelons que toute série temporelle stationnaire est une combinaison linéaire de composantes cycliques de périodes comprises dans l'intervalle  $[-\Pi, \Pi]$ . Les conclusions de Singleton assurent que le filtre HP,

lorsqu'il est appliqué à un processus stationnaire, permet d'obtenir la composante du cycle économique en supprimant les basses fréquences qui composent la série étudiée.

Selon l'OCDE, la méthode de lissage de l'évolution du PIB par un filtre HP adapte une tendance à l'ensemble des observations du PIB en volume, quelles que soient les ruptures structurelles qui ont pu se produire, en faisant varier dans le temps les coefficients de régression eux-mêmes. Ce résultat est obtenu en trouvant une estimation de la production tendancielle qui minimise simultanément une moyenne pondérée de l'écart entre la production effective et la production tendancielle à un moment quelconque et le taux de variation de la production tendancielle à ce moment.

Les estimations effectuées ont permis d'obtenir des résultats significatifs en termes de liens entre les variations du PIB et celles du taux de chômage sur la période 1974-2018. La variation du taux de croissance du PIB (dpib) est intégrée d'ordre 4 (I(4)) et la variation de chômage (dtauxchom) est intégrée en niveau I (0). Ainsi au regard des résultats du modèle ARDL à correction d'erreur (EC), nous pouvons présenter les coefficients estimés dans le tableau ci-après.

**Tableau 1 : coefficients de courts et de long terme du modèle ARDL estimé, version gap**

Périodes	Variables	Ordre d'intégration	Coefficients	Probabilités
<b>Court terme</b>	Variation du taux de croissance du PIB – dpib			
	LD.dpib		1.97	0.000
	L2.dpib	2	-1.60	0.000
	L3.dpib	3	0.50	0.000
<b>Ajustement -équilibre</b>	L1.dpib	1	-0.013	0.004
<b>Long terme</b>	Variation du taux de chômage - dtauxchom	0	0.46	0.000
	Constante		0.230	0.000

Source : Nos estimations

Le modèle est globalement significatif. La statistique de Fisher a une probabilité égale à zéro (Prob > F = 0.0000). Le coefficient de détermination ajusté associé au modèle ARDL à correction d'erreurs est de 99%. Ce qui signifie que les variables explicatives utilisées expliquent à 99% les dynamiques de court terme et de long terme de la variation du taux de croissance du PIB, y compris l'ajustement du taux de croissance du PIB vers sa valeur d'équilibre. En effet, le coefficient associé à la variable endogène décalée (dpib) est négatif et égal à -0.013, avec une probabilité associée égale à 0.000 ; c'est-à-dire qu'il est significatif au seuil de 1%. En effet, tout déséquilibre résultant de tout choc entre la variation du taux de croissance et la variation du taux de chômage est résorbé au bout d'environ 76 ans, 3 mois et 11 jours.

Les résultats montrent qu'à court terme, une augmentation de 1% de la variation du taux de croissance du PIB par rapport à son niveau potentiel entraîne une augmentation du taux de croissance réelle de 1.97%. Cela veut dire plus l'économie s'approche de son niveau potentiel, plus la croissance réelle du PIB augmente. Le coefficient associé à la variation du taux de croissance du PIB retardée de deux ans est négatif et significatif au seuil de 1% (-1.6).

Autrement dit, la croissance réelle baisse par rapport à son niveau des deux années précédentes. Le coefficient de la variation du taux de croissance retardée de trois ans est positif et significatif au seuil de 1% (0.50). En clair une augmentation de la variation taux de croissance réelle de 1% fait varier la croissance réelle de 0.50%.

La constante (0.230) est significative au taux de 1%. Cela signifie qu'il existe d'autres variables qui expliquent positivement et significativement la variation du taux de croissance du PIB réel.

A long terme, la relation entre la croissance et le chômage est positive et significative au seuil de 1%. Nos résultats montrent qu'une augmentation de la variation du taux de chômage de 1% fait varier le taux de croissance du PIB réel de 0.46. La croissance économique du Mali profite du chômage. Les deux variables évoluent donc dans le même sens à long terme. Le chômage génère des externalités positives pour la croissance économique. Elles peuvent venir de différents canaux : celui du taux d'inactivité et de la nature des emplois qui sont à plus de 90% informels selon les statistiques de ces dernières années (résultats de l'Enquête Modulaire et Permanente auprès des ménages (EMOP)). Le chômage est saisonnier et dépend beaucoup des cycles de la croissance agricole. Ici, nous pensons que la nature de la croissance économique doit être remise en cause ; l'économie malienne est essentiellement agropastorale et dépend des ressources naturelles. Les secteurs moteurs sont les secteurs primaire et tertiaire. Ce qui indique une faible transformation structurelle et une faible dynamique de l'investissement de création.

En l'absence d'une bonne politique d'industrialisation via des investissements structurants, il sera difficile d'observer une dynamique contraire entre le taux de chômage et le taux de croissance tel que prédit par la loi d'Okun. La croissance économique malienne n'est pas créatrice ou peu créatrice d'emplois. Elle ne profite pas nécessairement à une franche importante de la population. Il n'est pas exclu la cohabitation entre chômage et sous-emploi. Cela veut dire qu'il existe d'autres facteurs qui agissent sur le taux de chômage. Cela pose aussi la question de la qualité des données. En effet, dans certains cas, selon le FMI, le taux de chômage déclaré ne correspond pas nécessairement au taux de chômage réel. Certains pays connaissent des changements structurels rapides et le chômage y est sans doute déterminé par cette évolution de long terme plutôt que par des fluctuations à court terme. Cela n'est pas évidemment le cas du Mali, dans la mesure où les conditions du travail décent ne sont pas réunies au sens strict.

#### **4. Discussions**

L'analyse empirique de la loi d'Okun a été effectuée par plusieurs auteurs. Les résultats trouvés dans le cas des Etats-Unis confirment le lien inverse entre chômage et croissance. Dans le cas du Mali, la relation d'Okun n'est pas confirmée à long terme. L'existence d'un effet de seuil à partir duquel le chômage baisse du fait de la croissance est une intuition de la relation théorique originelle. Seules les estimations de la version output gap du PIB réel vers le chômage a donné des résultats significatifs sur un plan économétrique. Cela veut dire qu'il peut avoir croissance économique sans une réduction du chômage. Pour le BIT (2015), la croissance économique à elle seule ne peut pas se traduire en une hausse du nombre et de la qualité des emplois, en particulier pour les populations pauvres et vulnérables et celles risquant d'être laissées pour compte. La croissance économique est une condition préalable à

l'accroissement de l'emploi productif ; elle est le résultat combiné des hausses de l'emploi et de la productivité du travail.

En conséquence, le taux de croissance économique fixe le plafond absolu en dessous duquel la croissance de l'emploi et la croissance de la productivité du travail peuvent évoluer. Néanmoins, les *caractéristiques ou la nature de la croissance* sont également importantes. Les incidences de la croissance économique sur la création d'emplois productifs dépendent non seulement du taux de croissance, mais aussi de l'efficacité avec laquelle la croissance se traduit en emplois productifs. Or, ces derniers sont subordonnés à une série de facteurs, tels que la composition sectorielle de la croissance et l'intensité en capital/travail de la croissance au sein de chaque secteur. Il serait donc pertinent de s'interroger sur le contenu sectoriel de la croissance et la capacité de cette croissance sectorielle à réduire le chômage. Cela amènerait à une vérification sectorielle de la loi d'Okun.

Au regard la littérature économique, certains travaux empiriques valident la loi d'Okun. D'autres par contre ne la valident pas, comme dans notre cas. Selon le FMI (2016), la loi d'Okun vaut généralement pour les États-Unis. La relation entre le chômage et la croissance depuis 2011 aurait dévié du modèle historique, à cause de l'ampleur et la durée de la Grande Récession, du fait de la crise mondiale de 2008 au cours de laquelle beaucoup plus de travailleurs ont perdu leur emploi. Contrairement à nos résultats, Lamzihri Othmane & El Kamli Mohamed. (2021), en utilisant un modèle ARDL trouvent des résultats qui confirment la loi d'Okun pour des pays en développement et des pays développés. Ces résultats sont soutenus par Okun (1962), Ting et Ling (2011), et Abu (2017), Harris et Silverstone (2001), et ils sont incompatibles avec les résultats de Lee (2000) et Driouche (2013).

Nos résultats sont conformes dans une certaine mesure à ceux trouvés par El Aynaoui Karim & Ibourk Aomar (2016) qui ont utilisés quatre spécifications différentes. Il ressort de leurs estimations que la loi d'Okun est non valide pour une grande partie des pays Africains. En effet, à l'exception de 5 pays sur 46, où la loi est valide, le reste des pays a soit une loi valide mais faible, soit une loi non valide. Leurs résultats obtenus confirment ceux des travaux menés par Sumra (2016). Leur conclusion indique : (i) la sensibilité de la validité de la loi aux différentes approches utilisées:(la loi est valide pour toutes approches dans 9 pays sur 46 ; n'est pas valide pour toutes approches dans 19 pays sur 46); (ii) la pertinence de l'analyse de la volatilité de la croissance ; (iii) la nécessité de tenir compte de la structure de la croissance : désagrégation du PIB (agricole/non-agricole, avec et hors contribution des ressources naturelles); (iv) la nécessité de production d'indicateurs composites qui mesurent l'inadéquation ; (v) la nécessité d'ouvrir la boîte noire du secteur informel et la recherche des variables proxy appropriées; (vi) la nécessité de tester la linéarité de la relation d'Okun.

## 5. Conclusion

La relation d'Okun est ancienne mais reste toujours d'actualité pour comprendre la nature des liens entre le chômage et la croissance. En effet, l'interaction entre les taux de croissance et les taux de chômage est le facteur essentiel pour comprendre comment le chômage est affecté. Les politiques économiques sont généralement élaborées pour augmenter le taux de croissance et ne visent pas directement la réduction du taux de chômage. En effet, deux types d'approches sont utilisés pour analyser la relation d'Okun : une approche en différence, basée sur les méthodologies des séries temporelles, et une approche en gap basée sur les méthodes



de décompositions et de filtres. Nous avons utilisé les deux approches empiriques pour les données du Mali issues de la base de données World Development Indicators (WDI). Mais, la deuxième approche en gap a donné des résultats plus significatifs sur le plan économétrique. En termes de résultats, trois profils existent dans la littérature : (i) le cas des pays où la loi n'est pas valide, (ii), le cas des pays où la loi est valide, mais avec des coefficients faibles, (iii), et le cas des pays où la loi est valide. Nos résultats se trouvent dans le premier profil, dans la mesure où la loi d'Okun n'est pas valide à long terme, et même à court terme. En termes de données, il y a une difficulté de mener des comparaisons intra et inter. Il s'agit souvent d'études, et d'investigations, qui s'intéressent à des pays pris individuellement.

En l'occurrence, plusieurs facteurs peuvent expliquer la loi d'Okun dans le cas des économies africaines, spécifiquement dans le contexte du Mali. En effet, la structure de la production nationale et l'importance des secteurs reposant sur les matières premières jouent un rôle important dans la configuration de l'intensité de la croissance en emplois. Il y a aussi l'importance du secteur informel en tant que pourvoyeur d'emplois et des revenus dans les secteurs non-agricoles, mais surtout l'inadéquation entre offre et demande d'emplois, c'est-à-dire que la structure de l'offre de travail ne suit pas les changements et prolongements au niveau de la demande. Le marché du travail est peu efficient en raison de sa rigidité le chômage étant considéré comme structurel à long terme. Les situations de chômage et de sous-emplois cohabitent dans le contexte de l'économie malienne, en raison du dualisme sectoriel et des différentes vulnérabilités cumulées depuis plusieurs années.

Les prolongements possibles de notre travail pourront concerner la désagrégation et l'estimation de la loi par secteur, par région, genre et âge. Un développement méthodologique est possible en testant les modèles à changement de régimes afin de tester la stabilité de la loi dans le temps. Il existe certainement un seuil à partir duquel la croissance économique réduit le chômage. La mise en place d'un programme de recherche sur la relation d'Okun pourra favoriser un approfondissement de nos résultats, afin d'identifier les secteurs qui sont de véritables leviers de la croissance économique et de la réduction du chômage.

## Références

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

Ball et al. (2013), Does One Law Fit All? Cross-Country Evidence on Okun's Law.

BIT, (2015), Diagnostic par pays en matière de travail décent, *Orientations techniques pour rédiger le rapport de diagnostic*. Genève.

Claude Giorno, Pete Richardson, Deborah Roseveare et Paul van den Noord (1995), production potentielle, écarts de production et soldes budgétaires structurels, *Revue économique de l'OCDE*, no 24, 1995/1, pp. 179 – 224.

DIOP Papa Lamine (2000), estimation de la production potentielle de l'UEMOA, *Notes d'Information et Statistiques* N° 506 août/septembre 2000, Etudes et Recherches, Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), 29 pages.

El Aynaoui Karim & Ibourk Aomar (2016), Policy Lessons from Okun's Law for Developing Countries, Global Labor Markets Workshop, Paris, September 1-2, OCP Policy Center.

FMI (2016), <https://www.imf.org/external/french/np/blog/2016/110916f.htm>

Furuoka F. (2014), Are unemployment rates stationary in Asia-Pacific countries ? New findings from Fourier ADF test, Economic Research-Ekonomiska Istraživanja.

Hodrick, R., Prescott, E. (1997), Postwar us Business Cycles: An Empirical Investigation. Journal of Money, Credit and Banking, pp. 1-16.

Huang, H., Chang, Y. (2005). Investigating Okun's law by the structural break with threshold approach: evidence from Canada. The Manchester School, pp. 599-611.

Jolivaldt Philippe, Ahamada Ibrahim (2010), Filtres usuels et filtre fondé sur les ondelettes: étude comparative et application au cycle économique. In: Économie & prévision, n°195-196, pp. 149-161.

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

Lamzihri Othmane & El Kamli Mohamed. (2021), Estimation de la loi d'Okun avec le modèle ARDL, *International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics - IJAFAME - ISSN: 2658-8455, Volume 2, Issue 5, September.*

Maïga A., Traore D. L. (2021), Analyse de la fonction de l'investissement social dans le cas du Mali, soumis à la *Revue Etudes Maliennes*

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, pp. 373-390.

Maurel Françoise (1989), Modèles à correction d'erreur : l'apport de la théorie de la cointégration. Etudes du comportement des entreprises. pp. 105-125.

Moosa, I. (1997), A cross-country comparison of Okun's coefficient. Journal of Comparative Economics, pp. 335-356.

Moosa, I. (2008), Economic Growth and Unemployment in Arab Countries : Is Okun's law Valid ? *Journal of Development and Economic Policies*, pp. 5-24.

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., (2004), Asymmetry in Okun's law. Canadian Journal of Economics pp. 353-374.