

L'intensité en emploi de la croissance en Côte d'Ivoire en période d'expansion et en période de contraction

Coffie Francis José N'GUESSAN*

Résumé - L'objectif de cette étude est d'estimer l'intensité en emploi de la croissance en Côte d'Ivoire à partir de données provenant de 42 branches d'activités sur la période 1996-2016. Les résultats indiquent que les branches d'activités partagent la même relation de long terme entre le niveau de l'emploi et la croissance de la production. Mais, cette relation n'est pas linéaire. Les périodes de baisse de l'activité économique ont un impact plus important sur le niveau de l'emploi que les périodes de hausse de l'activité économique. Pour mieux apprécier l'utilité des résultats pour la politique publique, les coefficients estimés à partir du modèle ARDL ont servi à projeter le taux de chômage et son évolution en fonction du cadrage macroéconomique après 2017.

Classification JEL

E24, C23, J2.

Mots-clés

Croissance économique
Emploi
Relation d'Okun
Données de Panel
Modèle NARDL
Côte d'Ivoire

Je tiens particulièrement à remercier les rapporteurs anonymes qui, par leurs observations précises, ont permis d'améliorer la qualité de cet article.

* Université Félix Houphouët-Boigny de Cocody, Abidjan, Côte d'Ivoire ; coffiejose@yahoo.fr

INTRODUCTION

La question de la mise en œuvre des politiques macroéconomiques favorables à l'emploi est d'actualité dans les pays africains. Si ces pays ont été victimes des politiques macroéconomiques restrictives mises en œuvre dans les années 1980 par les programmes d'ajustement structurel, les périodes d'expansion observées dans les années précédant la pandémie de la Covid-19 n'ont pas suffisamment créé d'emplois pour la population active (BAD, 2019).

Le taux de croissance de l'économie n'est pas indépendant des effets des politiques macroéconomiques. Dans une logique keynésienne, une politique budgétaire expansive entraîne une augmentation de la demande des biens et services et donc une production de biens supplémentaires nécessaire à la satisfaction de cette demande additionnelle. Cette croissance de la production conduit à une hausse de la demande de travail. Mais cette création d'emplois ne suffit pas à faire baisser significativement le taux de chômage si sa croissance est inférieure à celle de la main d'œuvre disponible. D'où l'intérêt de connaître l'intensité avec laquelle l'emploi augmente en période d'expansion.

Les politiques budgétaires restrictives ou des chocs exogènes peuvent également conduire à une baisse de la demande de biens et services et aboutir à des mesures de restructuration telles que des licenciements de travailleurs ou le non-renouvellement de contrats, par conséquent une baisse de la demande de travail. Ici aussi, l'intensité en emploi de la croissance en période de crise est importante à évaluer car, il est utile de savoir si cette crise détruira peu d'emplois ou beaucoup d'emplois et si le taux de chômage en sera fortement ou faiblement affecté.

En général sur le marché du travail, il existe des frictions qui occasionnent des coûts d'ajustement qui diffèrent en période d'expansion et en période de crise économique. Par exemple, si en cas de crise, les entreprises peuvent se délester d'un nombre important de travailleurs, en période d'expansion certaines entreprises pour se prémunir contre les incertitudes économiques procèdent à des recrutements progressifs et peu importants. La relation entre la croissance de la production et le niveau de l'emploi pourrait donc être asymétrique. D'où l'intérêt d'étudier l'asymétrie de la réaction de l'emploi à la croissance de l'économie. Cela est d'autant plus important que si les destructions d'emploi sont supérieures aux créations d'emplois la relance de l'emploi en cas de reprise peut être plus lente et nécessiter des interventions plus importantes.

Malgré cette relation entre le Produit intérieur brut (PIB) et le niveau de l'emploi que nous offre l'estimation de l'intensité en emploi de la croissance, les cadrages macroéconomiques en Afrique ont toujours du mal à intégrer cette dimension. Les objectifs de création d'emplois affichés dans les Plans de Développement sont fixés sans lien véritable avec les projections de croissance. Cela est peut-être dû à l'insuffisance de travaux empiriques sur la question dont les résultats, éprouvés, pourraient être utilisés par les décideurs politiques.

La plupart des travaux qui portent sur le continent africain ont estimé une relation linéaire entre l'emploi et le PIB. Pourtant comme cela été mis en évidence par des études reliant de manière générale le taux de chômage à la production (Silvapule et al., 2004 ; Harris et Silverstone, 2001 ; Lee, 2000 ; Mayes et Viren, 2000 ; Courtney, 1991 ; Palley, 1993), la réaction de l'emploi au PIB peut être différente en période d'expansion et en période de contraction.

La majorité des travaux qui se sont intéressés aux cycles de l'emploi et à l'asymétrie de la relation entre la croissance et le taux de chômage révèlent que les périodes de contraction de la production ont un impact plus important sur le taux de chômage que les périodes d'expansion. Les résultats sont-ils les mêmes lorsque le niveau de l'emploi est considéré ? En d'autres termes les effets de la contraction

de l'activité économique sur l'emploi sont-ils plus importants que les effets de l'expansion ? Ces résultats sont-ils valables pour les pays africains ?

L'objectif de cette étude est d'estimer l'intensité en emploi de la croissance d'un pays africain, la Côte d'Ivoire, en essayant autant que possible de combler les lacunes des études antérieures. Pour contourner le problème lié à la faible taille des séries de données, nous avons recours à des données de panel. En dehors du fait qu'elles permettent l'accroissement de la taille des données par la combinaison d'observations transversales et temporelles, les données de panel donnent la possibilité de tenir compte des spécificités entre les branches. Elles captent, par exemple, les différences de méthodes de recrutement des travailleurs, les différences de technologie de production..., en somme les variables qui diffèrent entre les branches d'activités mais qui varient peu dans le temps. Elles permettent en outre de limiter les problèmes liés aux variables omises (Huang et Yeh, 2013).

Par ailleurs, nous avons recours à la méthodologie Autoregressive Distributed Lag (ARDL) de Pesaran et al. (2001) pour estimer la relation entre la production et le niveau de l'emploi. Cette technique nous permet d'estimer une relation d'équilibre stable entre le niveau de l'emploi et la croissance de l'économie et d'obtenir les mécanismes d'ajustement aux déséquilibres de court terme. L'utilisation de la méthodologie ARDL rend mieux compte de la réalité sur le marché du travail car elle intègre les délais d'ajustement de l'emploi à son niveau potentiel. Cette méthodologie est rendue possible par l'ordre d'intégration des variables qui est inférieur ou égal à 1 et par la taille des observations temporelles qui, comme l'indiquent Huang et Yeh (2013), est d'au moins 15 années consécutives. Pour exemple, Martinez-Zarzoso and Bengochea-Morancho (2004) ont utilisé des données de panel de 24 années consécutives et Huang et Yeh (2013) ont utilisé un panel de pays de l'OCDE et hors OCDE de 26 années consécutives. Nous avons recours à des données couvrant 42 branches de l'économie ivoirienne sur la période 1996-2016, soit 21 années consécutives.

L'apport empirique de cette étude est la prise en compte des effets asymétriques de la production sur le niveau de l'emploi dans un pays africain. Ce qui permet de distinguer l'intensité en emploi de la croissance en période de contraction et en période d'expansion.

Les résultats indiquent que, contrairement aux travaux réalisés en Afrique, la relation entre le niveau de l'emploi et la production est asymétrique en Côte d'Ivoire. L'intensité en emploi de la croissance de la période d'expansion est différente de celle des périodes de contraction. De plus, l'intensité en emploi de la production en période d'expansion est plus faible qu'en période de contraction. Ce qui corrobore les résultats de la plupart des travaux se rapportant à l'asymétrie de la relation d'Okun.

Le reste de l'article se présente ainsi. Dans la première section nous présentons les travaux empiriques qui se sont intéressés à la relation entre la croissance et le niveau de l'emploi et nous en relevons les insuffisances. Dans la deuxième section le modèle ARDL de la relation entre le niveau de l'emploi et la production est exposé. La troisième section est dévolue à la présentation des données et les quatrième et dernière sections exposent les résultats et leur discussion.

1. REVUE DE LITTÉRATURE

Les travaux réalisés sur la relation entre l'emploi et la production ont pour fondement théorique la relation d'Okun (1962). Okun a établi aux États-Unis une relation entre le taux de chômage et la production. Il trouve qu'une hausse de la production d'un pour cent est associée à une baisse du taux de chômage de 0,33 point de pourcentage. Plusieurs travaux ont validé cette relation (Döpke, 2001 ; Freeman, 2000 ; Apergis et Rezitis, 2003 ; Dritsaki et Dritsakis, 2009 ; Tatoglu, 2011 ; Huang

et Yeh, 2013 ; Kargi, 2014), quand d'autres ont mis en relief son instabilité et lui reprochant entre autres sa variabilité en fonction des régions (Catin, 1994 ; Sogner et Stiasny, 2000 ; Adanu, 2002 ; Dajcman, 2018 ; Hamia, 2016 ; Soylyu et al., 2018), à la non prise en compte de l'asymétrie dans la relation entre les variables macroéconomiques (Mayes et Viren, 2000; Harris et Silverstone, 2001 ; Fouqueau, 2008 ; Andrei, 2014 ; Valdakhani et Smyth, 2015, Gouider et al., 2018).

Les travaux sur l'asymétrie de la relation d'Okun suggèrent en général que les effets de la contraction de la production sur le taux de chômage sont plus importants qu'en période d'expansion (Huang et Chang, 2005 ; Cuaresma, 2003 ; Gouider et al., 2018).

Si la relation d'Okun a fait l'objet d'une abondante littérature, force est de reconnaître qu'il en existe peu au niveau des pays africains au sud du Sahara. Et pour cause, il est difficile de disposer pour grand nombre de ces pays de séries longues sur l'emploi et le chômage. La plupart des rares études ont par conséquent recours en général à des données issues des estimations d'organismes internationaux et à des modèles économétriques qui utilisent le niveau de l'emploi comme variable dépendante au lieu du taux de chômage. Cette dernière démarche a pour avantage cependant d'éviter les ambiguïtés liées à la variabilité de la définition du chômage et au peu de fiabilité des taux de chômage calculés, problèmes souvent récurrents dans les pays africains.

Les études relatives à la relation d'Okun en Afrique montrent en général qu'il existe une relation positive entre le niveau de l'emploi et le PIB réel. Kamgnia (2009) trouve pour un panel de 35 pays africains, une relation positive entre le PIB réel et le niveau de l'emploi. Plus spécifiquement une hausse de 1% du PIB réel engendrerait, toutes choses égales par ailleurs, une croissance de 0,36% du niveau de l'emploi. Mais le modèle de panel dynamique qu'elle utilise suppose que tous les pays de son échantillon partagent la même élasticité de l'emploi au PIB réel. Ce qui peut paraître très restrictif vu que les marchés du travail de ces pays ne sont pas exposés aux mêmes réalités. Sodipe et Ogunrinola (2011) trouvent également au Nigeria une relation positive entre l'emploi et le PIB réel. Il en est de même pour Ezzahid et El Alaoui (2014) au Maroc. Slimane (2015) s'intéresse à 90 pays en voie de développement dont des pays africains. Ses données couvrent la période 1991-2011. Les résultats suggèrent des élasticités positives de l'emploi à la croissance dans pratiquement tous les pays africains.

Parmi les rares études qui abordent la relation d'Okun au niveau sectoriel, on peut citer celles de Kapsos (2005), Crivelli et al. (2012), Mkhize (2019), Alijore et Yinusa (2011). Mkhize s'intéresse à l'Afrique du Sud. Il utilise des données trimestrielles sur la période 2000-2012 et a recours à la méthode des moindres carrés ordinaires et à la technique de la cointégration. Les moindres carrés ordinaires suggèrent des élasticités de l'emploi à la production de 0,45 pour l'économie en général et de 0,46 dans le secteur manufacturier, de 0,90 dans le secteur de la construction, de 0,47 dans le secteur des transports. L'auteur trouve par ailleurs que la production globale non agricole et le PIB ne sont pas cointégrés. Crivelli et al. (2012) s'intéressent quant à eux à l'impact de politiques économiques sur l'intensité en emploi de la croissance. Ils ont recours à des méthodes d'estimation basées sur les moindres carrés ordinaires et un modèle de panel dynamique avec variable muette pour les secteurs d'activités. Les données concernent 167 pays venant de tous les continents et la période 1991-2009. Ils trouvent pour l'échantillon de pays de l'Afrique au sud du Sahara une élasticité en emploi de la croissance de 0,47, 0,30 et 0,34 respectivement pour le secteur agricole, l'industrie et les services.

Kapsos (2005) mobilise un modèle log-linéaire avec comme variables muettes les pays et les secteurs d'activités (agriculture, industrie et services). Les pays concernés sont aussi bien des pays développés, en transition que des pays de l'Asie du Sud-Est et du Pacifique, de l'Amérique latine et des Caraïbes, de l'Afrique et du Moyen-Orient. Il trouve sur la période 1991-2003 en Afrique subsaharienne des élasticités sectorielles de 0,82 pour le secteur agricole, 0,92 pour l'industrie et 0,79 pour les services. En Côte d'Ivoire, plus spécifiquement, les élasticités sont respectivement de 0,84, 0,22 et 0,61. L'étude d'Alijore et Yinusa qui porte sur le Botswana a recours à une analyse de cointégration et estime des relations d'Okun pour différents secteurs : agriculture, commerce, mines, construction, banque, transport, secteur public. L'étude conclut à des coefficients d'Okun inférieurs à 0,05.

Cette revue montre que les travaux relatifs à la relation entre le niveau de l'emploi et le PIB réel n'ont pas considéré l'éventualité d'une déformation du coefficient mesurant l'intensité en emploi de la croissance au moins en fonction de la conjoncture économique. Ce faisant ils ont tous considéré une homogénéité de la réaction de l'emploi en fonction de la croissance. Ce qui ne permet pas de tester l'asymétrie de la relation d'Okun, selon laquelle la vitesse d'ajustement de l'emploi peut être différente en période de récession et en période d'expansion. C'est cette lacune que notre étude essaye de combler.

2. LA MODÉLISATION DE LA RELATION CROISSANCE-EMPLOI

Le point de départ de notre méthode d'analyse est l'estimation d'une relation d'équilibre stable entre le niveau de l'emploi et la production. Cette relation d'équilibre de long terme est formulée comme suit :

$$e_{it} = \alpha_i + \beta y_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où α_i représente l'effet fixe, $i=1,2,\dots,N$ les branches et $t=1,2,\dots,T$ le temps, e_{it} le logarithme népérien du niveau de l'emploi et y_{it} le logarithme népérien de la production réelle. Le paramètre β représente l'intensité en emploi de la croissance. C'est en fait l'élasticité de l'emploi à la production. β nous donne le pourcentage d'augmentation du niveau de l'emploi suite à une croissance de la production de 1%. Nous nous attendons à ce que le signe de ce paramètre soit positif.

Pour estimer l'équation (1) nous la modifions et la rendons plus générale dans une spécification autorégressive à retards échelonnés qui permet de tenir compte des dynamiques dans le temps (Pesaran et Shin, 1999 ; Pesaran et al., 2001) :

$$e_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} e_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{ij} y_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

où les paramètres λ_{ij} mesurent l'impact des niveaux de l'emploi retardé sur le niveau courant et les paramètres δ_{ij} l'impact des niveaux de la production courante et retardée sur le niveau de l'emploi courant.

La re-paramétrisation de cette équation nous donne la forme du modèle à correction d'erreur (Huang et Yeh, 2013) :

$$\Delta e_{it} = \alpha_i + \rho_i e_{i,t-1} + \theta_i y_{i,t} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta e_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta y_{t-j} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

L'équation (3) est aussi équivalente à :

$$\Delta e_{it} = \alpha_i + \rho_i (e_{i,t-1} - \beta y_{i,t}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta e_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta y_{t-j} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

où $\rho_i = -(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij})$, $\theta_i = \sum_{j=0}^q \delta_{ij}$, $\lambda_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^p \lambda_{im}$, $j=1,2,\dots,q-1$.

Le paramètre $\beta_i = \frac{-\theta_i}{\rho_i}$, mesure la relation d'équilibre entre le niveau de l'emploi et la production, et le paramètre ρ_i est le coefficient de correction d'erreur; il mesure l'effet de rattrapage de l'emploi vers son niveau d'équilibre à la suite de variations de la production. Lorsque $\rho_i < 0$ la relation (1) est un équilibre stable ; les séries de l'emploi et de la production sont cointégrées et tout choc économique sur le niveau de l'emploi est résorbé.

Comme nous avons des données de panel on peut s'interroger si les branches sont homogènes à long terme, c'est-à-dire si elles partagent la même relation d'équilibre ou si chaque branche a son équilibre propre. Deux modèles s'offrent à nous pour répondre à cette question. On peut avoir recours à un modèle Mean Group (MG) suggéré par Pesaran et Smith (1995). Dans ce modèle on estimera les équations branche par branche. Ce qui veut dire qu'on fait l'hypothèse de l'hétérogénéité des branches. L'autre approche proposée par Pesaran et al. (1999) est le modèle Pooled Mean Group (PMG) qui fait l'hypothèse que les branches partagent les mêmes caractéristiques à l'équilibre mais ont des différences à court terme. La relation de long terme est donc homogène. Le choix de l'un des deux modèles se fait à l'aide du test d'homogénéité de Hausman proposé par Pesaran et al. (1999) avec comme hypothèse nulle $H_0 : \beta_i = \beta, i=1, 2, \dots, N$. Si l'hypothèse nulle ne peut être rejetée on a un modèle PMG, a contrario le modèle est de type MG. La statistique de Hausman suit une loi de Khi-deux sous l'hypothèse nulle.

Après avoir choisi le type de modèle ARDL, nous nous intéressons à la possibilité d'une relation asymétrique entre le niveau de l'emploi et la production.

Pour étudier la possibilité d'une relation asymétrique entre le niveau de l'emploi et la production, Shin et al. (2014) ont proposé une version non linéaire du modèle ARDL.

La relation de long terme (1) est ainsi modifiée en faisant une distinction entre les périodes de hausse de la production et les périodes de baisse de la production. On a :

$$e_{it} = \alpha_i + \beta^+ y_{i,t}^+ + \beta^- y_{i,t}^- + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

où $y_{i,t}^- = \sum_{j=1}^t \Delta y_{ij}^- = \sum_{j=1}^t \max(\Delta y_{ij}, 0)$; $y_{i,t}^+ = \sum_{j=1}^t \Delta y_{ij}^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta y_{ij}, 0)$

La version à correction d'erreur du modèle ARDL(p,q) est :

$$\Delta e_{it} = \alpha_i + \rho e_{it-1} + \theta^+ y_{i,t}^+ + \theta^- y_{i,t}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta e_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\delta_{ij}^{*+} \Delta y_{i,t-j}^+ + \delta_{ij}^{*-} \Delta y_{i,t-j}^-) + \omega_{it} \quad (6)$$

avec $\beta^+ = \frac{-\theta^+}{\rho}$ et $\beta^- = \frac{-\theta^-}{\rho}$

Le test de symétrie sur les coefficients de long terme est effectué de la manière suivante :

$$\begin{aligned} H_0 : \beta^+ &= \beta^- \\ H_1 : \beta^+ &\neq \beta^- \end{aligned}$$

Le test de symétrie sur les coefficients de court terme est effectué de la manière suivante :

$$H_0 : \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^{*+} = \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^{*-}$$

$$H_1: \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^{*+} \neq \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^{*-}$$

Ces deux hypothèses sont testées à l'aide d'un test de Wald.

Après avoir fait le test de Hausman qui permet de choisir entre le MG et le PMG, quatre situations peuvent se présenter :

(1) le test de symétrie ne peut être rejeté pour le long terme et le court terme : on a alors le modèle de type symétrique,

(2) le test de symétrie ne peut être rejeté pour le long terme mais est rejeté pour le court terme : on a un modèle avec équation de long terme symétrique et équation de court terme asymétrique,

(3) le test de symétrie est rejeté pour le long terme et n'est pas rejeté pour le court terme : on a alors un modèle avec équation de long terme asymétrique et équation de court terme symétrique,

(4) le test de symétrie est rejeté pour le long terme et pour le court terme : on a un modèle totalement asymétrique dans le long terme et dans le court terme.

3. DONNÉES

Toutes les données utilisées proviennent de l'Institut National de la Statistique et plus précisément de la comptabilité nationale ivoirienne. Elles sont tirées des différents Tableaux Ressources-Emplois (TRE) produits régulièrement dans le cadre des comptes nationaux pour les années allant de 1996 à 2016. La production est mesurée par deux variables: la production brute et la valeur ajoutée. Elle est évaluée aux prix constants de 1996. La variable emploi représente les effectifs de travailleurs tels qu'indiqués dans les TRE. Les données concernent 42 branches de l'économie ivoirienne.

Le tableau 1 présente les statistiques descriptives des données exprimées en logarithme qui sont utilisées dans le modèle économétrique. On peut observer que les variables sont faiblement dispersées.

Pour éviter de tomber dans le piège des régressions fallacieuses, nous avons étudié les propriétés stochastiques des données avant de procéder à l'estimation des paramètres du modèle ARDL. Il s'agit des tests de racine unitaire qui permettent d'apprécier la stationnarité ou non des variables. Cette démarche est d'autant plus importante que le modèle ARDL est applicable uniquement pour les séries intégrées d'ordre inférieur ou égal à 1.

Tableau 1. Statistiques descriptives

Variabes	Description	Moyenne	Ecart-type
e_{it}^{tot}	Logarithme du total de l'emploi	10,220	2,067
y_{itv}	Logarithme de la valeur ajoutée	11,563	1,749
y_{it}	Logarithme de la production brute	12,401	1,524
N=882			

Source : Nos calculs à l'aide des données de l'INS.

Deux types de tests de racine unitaire sont en général mis en œuvre. Les tests de première génération qui font l'hypothèse d'une absence de dépendance spatiale au niveau des variables et les tests de seconde génération qui relâchent l'hypothèse d'indépendance spatiale. Parmi les tests de première génération on peut citer le test de Levin, Lin et Chiu (2002) ou test LLC, le test de Im et al. (2003) ou test IPS, le test

de Maddala et Wu (1999) ou MW test. Dans la gamme des tests de seconde génération, le plus utilisé est celui de Pesaran (2007), le CIPS test qui étudie la stationnarité des variables avec différents retards.

L'arbitrage entre les méthodes de première et de seconde génération se fait à l'aide du test de dépendance inter-individuelle de Pesaran (2004). Lorsque l'hypothèse nulle d'indépendance inter-individuelle est rejetée les tests de racine unitaire se font à l'aide des modèles de seconde génération. En revanche si l'hypothèse nulle ne peut être rejetée l'utilisation des modèles de première génération est recommandée.

Le tableau 2 présente les résultats du test d'indépendance inter-individuelle de Pesaran avec les seuils de significativité et les coefficients de corrélation. Le constat est que pour toutes les variables l'hypothèse d'indépendance inter-individuelle est rejetée au seuil de 1%. Nous ne pouvons donc avoir recours aux tests de stationnarité de première génération pour étudier les propriétés stochastiques de nos variables. Nous avons donc utilisé un test de seconde génération, le test CIPS.

Tableau 2. Test de dépendance inter-individuelle sur les variables

	p-value	Corr.	Abs.(corr.)
y_{it}	0,000***	0,281	0,500
y_{itv}	0,000***	0,116	0,448
e_{it}^{tot}	0,000***	0,531	0,613

Note : Corr : corrélation ; les p-value représentent les seuils de significativité. *** indique une significativité au seuil de 1%.

Le test de CIPS de Pesaran montre que pour la variable production brute l'hypothèse de racine unitaire ne peut être rejetée quel que soit le retard. Avec le niveau de l'emploi et la valeur ajoutée, l'hypothèse n'est rejetée qu'avec un retard égal à zéro. On peut conclure que ces variables ne sont pas stationnaires. En revanche, la stationnarité des variables en différence première est confirmée pour au moins deux retards. Elles sont donc intégrées d'ordre 1 (voir tableau 3). Les conditions d'application du modèle ARDL sont ainsi réunies.

Tableau 3: Test de stationnarité des variables

Retards	Niveau			Différence première		
	0	1	2	0	1	2
y_{it}	0,570	0,995	1,000	0,000***	0,000***	0,577
y_{itv}	0,003***	0,784	0,990	0,000***	0,007***	0,950
e_{it}^{tot}	0,043**	0,617	0,997	0,000***	0,000***	0,003***

Note : L'hypothèse nulle est l'existence d'une racine unitaire. Les valeurs présentes dans le tableau sont les p-value qui indiquent les seuils de significativité. *** indique une significativité au seuil de 1% ; ** indique une significativité au seuil de 5%. Les tests de stationnarité de Pesaran ont été développés à l'ordre t (retard nul), $t-1$ (retard d'ordre 1) et $t-2$ (retard d'ordre 2).

4. RÉSULTATS DES ESTIMATIONS ÉCONOMÉTRIQUES

Les résultats des estimations des modèles ARDL sont exposés aux tableaux 4 et 5. Compte tenu de la taille limitée des séries chronologiques et pour éviter des problèmes de degré de liberté, nous avons opté pour un modèle ARDL(1,1). Les résultats sont donnés avec les tests d'homogénéité de la relation de long terme et les tests de symétrie de long terme et de court terme. Sont donnés également les

résultats de l'estimation du modèle PMG linéaire et du modèle PMG non linéaire. Les coefficients estimés sont présentés avec les statistiques t entre parenthèses; tandis que les résultats des tests d'homogénéité et de symétrie sont présentés avec les statistiques et les p-value entre parenthèses.

Le test d'homogénéité de Hausman indique que l'hypothèse nulle de l'homogénéité de la relation de long terme ne peut être rejetée. Le modèle PMG est ainsi préféré au modèle MG. Les branches partagent donc la même équation de long terme et sont différentes à court terme.

L'estimation du modèle PMG linéaire montre que la production a un impact positif sur le niveau de l'emploi. Le coefficient de la variable est significatif au seuil de 1%. Une hausse de 1% de la production entraîne toutes choses égales par ailleurs une augmentation du niveau de l'emploi de 0,33% dans l'équation avec comme variable dépendante la production brute. Cette équation de long terme représente un équilibre stable puisque le coefficient du terme de correction d'erreur est négatif et significatif au seuil de 1%. Toutefois, la production n'a pas d'impact sur le niveau de l'emploi à court terme, le coefficient de cette variable n'étant pas significatif. Les résultats similaires sont obtenus avec la valeur ajoutée comme variable dépendante. Sauf que le coefficient qui relie l'emploi à la valeur ajoutée est plus faible (0,137).

Les tests de symétrie effectués sur les coefficients de long terme et de court terme révèlent pour les deux types de spécification (avec production brute et valeur ajoutée) les résultats suivants : la relation de long terme est asymétrique car l'hypothèse de symétrie est rejetée au seuil de 1%. En revanche la relation de court terme est symétrique car l'hypothèse nulle de symétrie ne peut être rejetée.

L'estimation du modèle avec asymétrie dans l'équation de long terme et symétrie dans la dynamique de court terme a ainsi été développée. Cette estimation produit deux coefficients caractérisant l'intensité de l'emploi à la production : un lorsque la production est en expansion et un autre lorsque la production est en contraction. Avec la production brute, le coefficient de la phase d'expansion est de 0,136 et significatif au seuil de 1%. En phase de contraction il est de 0,395 et significatif au seuil de 1%. Ainsi, une hausse de la production de 1% induirait toutes choses égales par ailleurs une augmentation de 0,136% du niveau de l'emploi, tandis qu'une baisse de la production de 1% entraînerait une baisse du niveau de l'emploi de 0,395%. Avec la valeur ajoutée, les coefficients sont respectivement de 0,082 et 0,160.

La valeur du coefficient de la période d'expansion est inférieure aux valeurs obtenues dans les études portant sur la région africaine. En revanche le coefficient de la période de contraction en est proche.

La remarque fondamentale qui ressort de la comparaison des deux spécifications (production brute vs valeur ajoutée) est que les coefficients de l'intensité en emploi de la croissance avec la valeur ajoutée comme mesure de la production représentent quasiment la moitié de ceux obtenus avec la production brute. Ce qui montre que la non prise en compte des coûts des consommations intermédiaires surestime la sensibilité de l'emploi à la production.

Les résultats de notre étude rejoignent ceux des auteurs ayant examiné dans d'autres contextes la relation asymétrique selon la conjoncture entre le chômage et la production (Mayes et Viren, 2001 ; Lee, 2000 ; Courtney, 1991, Palley, 1993, Silvapulle, 2004 ; Huang et Chang, 2005 ; Cuaresma, 2003 ; Gouider et al., 2018) : les effets de la contraction de la production sont supérieurs aux effets en périodes d'expansion. Choisir un modèle linéaire surestimerait donc l'impact de l'expansion de la production et sous-estimerait les effets d'une contraction de la production, en particulier lors des phases de reprise ou de retournement de la conjoncture.

Les résultats suggèrent que la croissance de la production crée assez peu d'emploi en Côte d'Ivoire ; en revanche la contraction détruit de nombreux emplois.

Une croissance de 10% de la production brute induit toutes choses égales par ailleurs une hausse du niveau de l'emploi de 1,36% alors qu'une contraction de la production de 6% par exemple entraîne une baisse de 2,4% du niveau de l'emploi. Avec la valeur ajoutée les effets sont respectivement de 0,80% et 0,96%.

Tableau 4: Résultats de l'estimation du modèle ARDL
Variable dépendante : production brute

	Modèle symétrique	Modèle asymétrique
Coefficients de long terme		-
y_{it}	0,330 (12,76)***	
y_{it}^+		0,136 (5,20)***
y_{it}^-		0,395 (10,89)***
Coefficient de correction d'erreur		
ρ	-0,452 (-8,53)***	-0,486 (-8,86)***
Coefficients de court terme		
Δy_{it}	0,0083 (0,19)	0,025 (0,56)
Δy_{it}^+		-
Δy_{it}^-		-
Trend	0,004 (1,32)	0,013 (4,55)***
C	-5,424 (-0,89)	-17,644 (5,351)***
Test de Hausman (MG vs PMG)	1,38 (0,2409)	0,16 (0,9213)
Asymétrie de long terme		25,03 (0,000)
$y_{it}^+ = y_{it}^-$		
Asymétrie de court terme		0,80 (0,3711)
$\Delta y_{it}^+ = \Delta y_{it}^-$		

Note : Les valeurs entre parenthèses sont les p-value. *** indique que le coefficient est significatif au seuil de 1%.

Tableau 5: Résultats de l'estimation du modèle ARDL
Variable dépendante : valeur ajoutée

	Modèle symétrique	Modèle asymétrique
Coefficients de long terme		
y_{it}	0,137 (11,40)***	-
y_{it}^+		0,082 (4,03)***
y_{it}^-		0,160 (8,81)***
Coefficient de correction d'erreur		
ρ	-0,450 (-9,36)***	-0,432 (-8,48)***
Coefficients de court terme		
Δy_{it}	0,0477 (1,36)	0,054 (1,54)
Δy_{it}^+		-
Δy_{it}^-		-
Trend	0,0031 (0,82)	0,007 (2,02)**
C	-8,413 (-0,74)	-9,052 (-1,26)
Test de Hausman (MG vs PMG)	0,46 (0,499)	0,60 (0,746)
Asymétrie de long terme		38,35 (0,000)
$y_{it}^+ = y_{it}^-$		
Asymétrie de court terme		0,86 (0,3550)
$\Delta y_{it}^+ = \Delta y_{it}^-$		

Note : Les valeurs entre parenthèses sont les p-value. *** indique que le coefficient est significatif au seuil de 1% ; ** indique que le coefficient est significatif au seuil de 5% ; * indique que le coefficient est significatif au seuil de 10%.

Les modèles linéaire et non linéaire ont cependant un coefficient à correction d'erreur similaire et par conséquent des effets de rattrapage de l'emploi à son niveau d'équilibre à la suite de déséquilibres de court terme presque identiques.

5. L'INTENSITÉ EN EMPLOI DE LA PRODUCTION COMME OUTIL DE PROJECTION DES INDICATEURS DU MARCHÉ DU TRAVAIL À PARTIR DU CADRAGE MACROÉCONOMIQUE

L'avantage de l'estimation de l'intensité en emploi de la production est de pouvoir faire un lien entre les projections de croissance faites par le cadrage macroéconomique et les indicateurs du marché du travail tels que le nombre d'emplois créés et le taux de chômage. Cet exercice est d'autant plus important que les résultats des enquêtes emploi sont en retard de quatre ans. Cela pourrait permettre d'obtenir des estimations sur le taux de chômage chaque année, informations qui peuvent être utiles pour l'éclairage de la prise de décision en matière de politique économique et sociale.

Dans cette section nous donnons un exemple en utilisant les données du cadrage de la croissance de l'économie ivoirienne de 2018 à 2021. Ces données ont été extraites du site du ministère de l'Economie et des Finances. Nous présentons les démarches de projection utilisées et les résultats. Elles débutent par le calcul de la projection du niveau de l'emploi en fonction de l'intensité en emploi de la production et de la main d'oeuvre.

La formule de la projection du niveau de l'emploi est la suivante :

$$E_t = (1 + g_{et}) * E_{t-1} \quad (7)$$

où E_t représente le niveau de l'emploi de la période courante et E_{t-1} l'emploi de la période précédente. Le paramètre g_{et} est le taux de croissance de l'emploi de la période t-1 à la période t. Il se calcule comme suit :

$$g_e = g_y * \varepsilon_{E/Y} \quad (8)$$

où g_y est le taux de croissance de l'économie de la période t et $\varepsilon_{E/Y}$, l'intensité en emploi de la production.

Le nombre d'emplois créés entre t-1 et t est :

$$\Delta E_t = g_{et} * E_{t-1} \quad (9)$$

L'évolution de la main d'oeuvre est projetée ainsi :

$$MO_t = (1 + g_{mot}) * MO_{t-1} \quad (10)$$

avec MO la main d'oeuvre, g_{mot} le taux de croissance annuel de la main d'oeuvre.

Pour le taux de chômage, la démarche consiste à calculer le nombre de chômeurs au sens large puis d'y extraire la main d'oeuvre potentielle pour obtenir le taux de chômage au sens strict.

$$\begin{aligned} CHOM_L &= MO_t - E_t \\ CHOM_S &= MO_t - E_t - MOP_t \end{aligned}$$

où $CHOM_L$ est le nombre de chômeurs au sens large ; $CHOM_S$ le nombre de chômeurs au sens strict, MO la main d'oeuvre, MOP la main d'oeuvre potentielle (la population active potentiellement disponible) estimée. Le taux de chômage u se calcule ainsi :

$$u = \frac{CHOM}{MO} \times 100$$

Les indicateurs du marché du travail de 2017 ont été produits par la dernière enquête Régionale Intégrée de l'emploi et du secteur informel (ERI-ESI) 2017. Cette enquête indique que le niveau de l'emploi était de 7 704 291 travailleurs en 2017. Le nombre de chômeurs au sens strict du Bureau International du Travail (BIT) était de 289 907 personnes soit 3,3% de la main d'oeuvre. Ce niveau a été obtenu grâce à

un taux de croissance de l'économie de 7,4% selon les chiffres du ministère de l'Economie et des Finances. La croissance de l'économie est restée quasi-égale entre 2017 et 2018 (environ 7%) avec un léger fléchissement (d'un point de pourcentage) en 2019. Mais, en 2020, l'activité économique s'est fortement ralentie. Le taux de croissance a baissé de près de 4 points par rapport à 2019. Ce ralentissement s'explique en partie par les effets néfastes sur l'économie de la pandémie de la Covid-19. Pour 2021, les prévisions indiquent une reprise économique avec un taux de croissance de 6,5%.

Grâce à la méthode proposée, nous avons estimé les niveaux de l'emploi, le nombre de chômeurs et le taux de chômage de 2018 à 2021. Compte tenu du fait que c'est le PIB qui est envisagé, ce sont les coefficients estimés de l'équation avec la valeur ajoutée comme variable dépendante qui ont été utilisés pour la projection.

Les résultats révèlent qu'en 2018 le taux de croissance de l'économie de 6,9%, qui est en recul de 0,5 point de pourcentage par rapport à 2017, n'aurait pas permis une baisse du taux de chômage. Le nombre de chômeurs aurait augmenté de 22 622 pour un taux de chômage de 3,5% contre 3,3% en 2017. En 2019, le nombre de chômeurs se serait établi à 336 777 ; conséquence de la poursuite de l'affaiblissement de la croissance qui est passée à 6,2%. Le nombre de chômeurs augmenterait de 24 249 personnes par rapport à 2018 et le taux de chômage atteindrait 3,7%.

En 2020, le fort ralentissement de l'activité économique du fait de la Covid-19, aurait accentué la dépression en cours sur le marché du travail. Le taux de chômage se situerait à 4,02%. Ce qui correspondrait à une hausse du nombre de chômeurs de 32 240 par rapport à 2019. Ce taux est supérieur de 1,42 point de pourcentage par rapport à la cible prévue pour l'année 2020 (ministère de l'Economie et des Finances, 2017).

La reprise annoncée pour 2021, si elle est confirmée, ne sera pas suffisante pour inverser la tendance à la hausse du chômage. Le nombre supplémentaire de chômeurs sera certes inférieur à celui de 2020, mais il sera d'environ 24 700. Ce qui donne un nombre de chômeurs proche de 400 000 : 393 703 personnes. Le taux de chômage se situerait à 4,2%.

Tableau 6: Cadrage macroéconomique et projection des indicateurs du marché du travail

Année	2017*	2018	2019	2020	2021
Taux de croissance de l'économie (%) selon le cadrage macroéconomique	7,4	6,9	6,2	1,8	6,5
Nombre de chômeurs au sens strict du BIT	289 907	312 529	336 777	369 018	393 703
Variation du nombre de chômeurs	-	22 622	24 249	32 240	24 686
Taux de chômage (%)	3,30	3,51	3,72	4,02	4,23

* Les valeurs des indicateurs du marché du travail en 2017 sont issues de l'enquête ERI-ESI 2017. Le taux de croissance annuel de la main d'œuvre entre 2016 et 2017 est de 1,456%.

CONCLUSION

L'objectif de cette étude était d'estimer l'intensité en emploi de la croissance en Côte d'Ivoire. Les résultats indiquent que la relation entre la croissance de la production et le niveau de l'emploi en Côte d'Ivoire est asymétrique. Les périodes de baisse et de hausse de l'activité économique ont un impact différent sur le niveau de l'emploi. L'effet de la baisse de l'activité économique sur le niveau de l'emploi est plus important (plus du double) que celui de la hausse de l'activité économique.

L'implication de ces résultats est que les périodes de baisse de l'activité économique détruisent des emplois dont le relèvement requiert du temps et des actions plus fortes en période d'expansion.

A titre de simulation, la relation emploi-production mise en évidence a été utilisée pour évaluer les effets du développement de l'activité économique, tels que projeté par le cadrage macroéconomique, sur le chômage. Ces informations semblent utiles à la fois pour la politique macroéconomique et le ciblage des politiques publiques d'emploi. Elles permettent de compléter le cadrage macroéconomique en reliant avec plus de précision les projections de la croissance du PIB réel au marché du travail.

REFERENCES

- Adanu K.** (2005), "A Cross-province comparison of Okun's coefficient for Canada", *Applied Economics*, 37, 561-570.
- Alijore T., Yinusa O.** (2011), "An Analysis of employment intensity of sectoral output growth in Botswana", *Southern African Business Review*, 15(2), 25-42.
- Andrei A.M.** (2014), "Using Asymmetric Okun Law and Phillips Curve for potential Output Estimates: An Empirical Study For Romania", *Revista Administratie Si Management Public*, 23, 6-18.
- Apergis N., Rezitis A.** (2003), "An Examination of Okun's law: evidence from regional areas in Greece", *Applied Economics*, 35, 1147-1151.
- Banque Africaine de Développement** (2019), African Economic Outlook 2019, Macroeconomic performance and prospects Jobs, growth, and firm dynamism, Integration for Africa's economic prosperity, African Development Bank.
- Catin M.** (1994), "La vitesse d'ajustement de l'emploi dans les industries regionales", dans B. Bourrelle et B. Guesnier (Coord.), *Dynamique des activités et évolution des territoires, en hommage au Pr. Pierre Misfud*, ADICUEER, ASRDLF, Université de Saint-Etienne.
- Courtney H.** (1991), "The Beveridge curve and Okun's law: a re-examination of fundamental relationships in the United States", PhD Thesis, MIT.
- Crivelli E. Furceri D., Toujas-Bernaté J.** (2012), "Can Policies Affect Employment Intensity of Growth? A Cross-Country Analysis", IMF Working Paper, WP/12/218.
- Cuaresma J.C.** (2003), "Okun's Law Revisited", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65(4), 439-451.
- Dajcman S.** (2018), "A Regional Panel Approach to Testing The Validity of Okun's Law: The Case of Slovenia", *Economic Computation and Economic Cybernetics Studies and Research*, 52, 39-54.
- Direction Générale de l'Emploi** (2016), Enquête Nationale sur la Situation de l'Emploi et le Secteur Informel (ENSESI, 2016), Rapport descriptif sur la situation de l'Emploi, Tome 1.
- Döpke J.** (2001), "The «Employment Intensity» of Growth in Europe", Kiel Working paper n° 1021.
- Driscoll J.C., Kraay A.C.** (1998), "Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel", *Review of Economics and Statistics*, 80, 549-560.
- Dritsaki C., Dritsakis N.** (2009), "Okun's coefficient for four Mediterranean Members Countries of EU: An Empirical Study", *International Journal of Business and Management*, 5, 18-26.
- Ezzahid E., El Alaoui A.** (2014), "Economic Growth and Jobs creation in Morocco: Overall and Sectors Analysis", Center of development economics Working paper 2014-01.
- Fouquau J.** (2008), "Threshold effects in Okun's Law: a panel data analysis", *Economics Bulletin*, 5(33), 1-14.
- Freeman D.G.** (2000), "Panel tests of Okun's law for Ten Industrial Countries", *Economic Inquiry*, 39(4), 511-523.
- Gouider A., Nouira R., Sboui F.** (2018), "La relation Croissance-chômage en Tunisie: Validation de la spécification non linéaire de la loi d'Okun", *Région et Développement*, 47, 27-41.
- Hamia M.A.A.** (2016), "Jobless Growth: empirical evidence from the Middle East and North Africa Region", *Journal of Labour Market Research*, 49, 239-251.
- Harris R., Silverstone B.** (2001), "Testing for Asymmetry in Okun's Law: A Cross-Country Comparison", *Economics Bulletin*, 5(2), 1-13.

- Huang H.C., Chang Y.K.** (2005), "Investigating Okun's law by the structural break with threshold approach: evidence from Canada", *The Manchester School*, 73(5), 599-611.
- Huang H.C., Yeh C.C.** (2013), "Okun's Law in panels of countries and state", *Applied Economics*, 45(2), 191-199.
- Im K.S., Pesaran M.H., Shin, Y.** (2003), "Testing for unit roots in hetero-geneous panels", *Journal of Econometrics*, 115, 53-74.
- Kamgnia D.B.** (2009), "Growth Intensity of Employment in Africa: A Panel data Approach", *Applied Econometrics and International Development*, 9(2), 161-174.
- Kapsos S.** (2005), "The employment intensity of Growth: Trends and macroeconomic determinants", Employment strategy papers 2005/12, International Labour Office.
- Kargi B.** (2014), "Okun's Law and Long Term Co-integration Analysis for OECD Countries (1987-2012)", *International Research Journal of Finance and Economics*, 119, 77-85.
- Knotek E.** (2007), "How useful is Okun's law", *Economic Review*, 4, 73-103.
- Lee J.** (2000), "The robustness of Okun's law: Evidence from OECD countries", *Journal of Macroeconomics*, 22(2), 331-356.
- Levin A., Lin C., Chu C.** (2002), "Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties", *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.
- Maddala G.S., Wu S.** (1999), "A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61, 631-652.
- Martinez-Zarzoso I., Bengochea-Morancho A.** (2004), "Pooled mean group estimation of an environmental kuznets curve for CO2", *Economics Letters*, 82, 121-126.
- Mayes D., Viren M.** (2000), "Asymmetry and the problem of aggregation in the euro area", Research Discussion Papers 11/2000, Bank of Finland.
- Ministère de l'Économie et des Finances** (2017), *Revue Economique et Financière Ivoirienne, Spécial No.50*.
- Ministère du Plan et du Développement** (2019), Enquête Régionale Intégrée sur l'Emploi et le Secteur Informel (ERI-ESI) (2017), Rapport Final.
- Mkhize N.I.** (2019), "The Sectoral Employment Intensity of Growth in South Africa", *Southern African Business Review*, 23, 1-24.
- Okun A.** (1962), "Potential GNP: its measurement and significance", Proceedings of the Business and Economic Statistics Section, *American Statistical Association*, 98-103.
- Palley T.** (1993), "Okun's law and the asymmetric and changing behavior of the USA economy", *International Review of Applied Economics*, 7, 144-162.
- Pesaran M.H.** (2004), "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels", Tech.rep., Institute for the Study of Labor (IZA).
- Pesaran H., Shin Y.** (1999), An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration, chapter 11, in *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge University Press.
- Pesaran M.H., Shin Y., Smith, R.** (1999), "Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels", *Journal of the American Statistical Association*, 94, 621-634.
- Pesaran M.H., Smith R.** (1995), "Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels", *Journal of Econometrics*, 68, 79-113.
- Pesaran M.H.** (2007), "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence", *Journal of Applied Econometrics*, 22, 265-312.
- Pesaran M.H., Shin Y., Smith R.** (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Longrun Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- 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.
- Silvapulle P., Moosa I., Silvapulle A., Mervyn J.** (2004). "Asymmetry in Okun's Law" *The Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'Économie*, 37(2), 353-374.
- Slimane S.B.** (2015), "The Relationship Between Growth and Employment Intensity: Evidence for Developing Countries", *Asian Economic and Financial Review*, 5(4), 680-692.
- Sodipe O.A., Ogunrinola O.I.** (2011), "Employment and Economic Growth Nexus in Nigeria", *International Journal of Business and Social Science*, 2(11), 232-239.

- Sögner L., Stiassny A.** (2000), "Growth and Employment in Europe: Sustainability and Competitiveness", Vienna University of Economics and Business Administration Working Paper No13.
- Soylu Ö.B., Çakmak I., Okur F.** (2018), "Economic growth and unemployment issue: Panel data analysis in Eastern European Countries", *Journal of International Studies*, 11(1), 93-107.
- Tatoglu F.Y.** (2011), "The long and short run effects between unemployment and economic growth in Europe", *The Journal of Dogus University*, 12(1), 99-113.
- Valadkhani A., Smyth R.** (2015), "Switching and asymmetric behavior of Okun Coefficient in the U.S: Evidence for the 1948-2015 period", *Economic Modelling*, 50, 281-290.

The employment intensity of growth in Ivory Coast in periods of expansion and contraction

Abstract - The objective of this study is to estimate the employment intensity of growth in Ivory Coast using data from 42 industries. The results indicate that industries share the same long-term relationship between employment levels and output growth. However, this relationship is not linear. Periods of declining economic activity have a greater impact on the level of employment than periods of rising economic activity. To better appreciate the policy relevance of the results, the estimated coefficients from ARDL model were used to project the unemployment rate and his variation as a function of the macroeconomic framework.

Key-words

Economic growth
Employment
Okun law
Panel data
NARDL model
Ivory Coast
