

# Relation d'Okun de l'UEMOA, prévision de la croissance et projection des indicateurs du marché du travail en Côte d'Ivoire

Coffie Francis José N'Guessan\*

---

L'objectif de cet article est d'estimer la relation d'Okun pour les pays de l'UEMOA et de projeter le niveau de l'emploi et du chômage en Côte d'Ivoire. La relation d'Okun est estimée à partir des données de Panel des pays de l'UEMOA. L'estimation de cette relation pour la Côte d'Ivoire est ensuite extraite pour la projection du taux de chômage et du niveau de l'emploi. A l'aide de paramètres calibrés sur les données de l'enquête Emploi de 2017, les indicateurs sont projetés et décomposés selon le genre et le groupe d'âge. Les résultats montrent que le chômage se serait légèrement accru en 2020, avec une hausse de 0,3 point par rapport à 2017. Mais les prévisions de croissance affichées pour les années allant de 2021 à 2025 conduiraient à une baisse progressive du taux de chômage.

---

\* Coffie Francis José N'Guessan est enseignant-chercheur au Centre Ivoirien de Recherches Economiques et Sociales (CIRES) de l'Université Félix Houphouët-Boigny d'Abidjan et Centre Ivoirien de Recherches Economiques et Sociales et directeur du Programme de Gestion de la Politique Economique (GPE-Abidjan).

## Introduction

Dans le processus de gouvernance économique d'un pays, la prévision des principaux indicateurs macroéconomiques est une nécessité. Elle permet d'imaginer différents scénarios de politiques économiques et ainsi d'aider à formuler des politiques efficaces.

La prévision macroéconomique a pris une importance croissante en Afrique depuis les programmes d'ajustement structurel. Les cadrages macroéconomiques permettant à travers des prévisions économiques et financières d'imaginer la trajectoire économique et financière d'un pays, ils sont par conséquent des instruments incontournables de discussion avec les organisations internationales.

Si dans les pays développés les prévisions macroéconomiques intègrent les évolutions des indicateurs du marché du travail, la quasi-totalité des cadrages macroéconomiques des pays de l'UEMOA n'en tiennent pas compte. Cette omission ne permet pas de bien apprécier les effets des différents scénarios de politique économique sur le plan social et ne résout pas la question de la prise en compte de la dimension emploi dans le cadrage macro-économique. Et pour cause, dans la plupart des pays de l'UEMOA, les statistiques relatives au marché du travail sont tributaires des enquêtes Emploi qui accusent un retard important dans leur publication comparativement aux indicateurs macroéconomiques tels que le PIB réel. En Côte d'Ivoire, alors que le cadrage macroéconomique fait des prévisions de croissance du PIB réel jusqu'en 2025, la seule année pour laquelle les statistiques de l'emploi sont disponibles est celle de 2017 qui indique un taux de chômage de 3,3 %. Or, la COVID-19 a impacté l'activité économique ivoirienne qui a connu un ralentissement de la croissance passant de 6,23 % en 2019 à environ 2 % en 2020. Ce taux de chômage de 3,3 % est par conséquent caduc. En l'absence d'une prévision des indicateurs du marché du travail, il paraît difficile d'évaluer ex-ante les effets des taux de croissance projetés sur le niveau de l'emploi et le chômage en Côte d'Ivoire.

Les perspectives de croissance affichées par les prévisions indiquent un relèvement de l'économie dès 2021 et une poursuite de la croissance jusqu'en 2025 qui oscillerait autour de 7 % en moyenne. Mais, quid du taux de chômage et du niveau de l'emploi ? Les perspectives économiques n'en parlent pas.

L'objectif de cette étude empirique est ainsi de contribuer à rendre le cadrage macroéconomique des pays de l'UEMOA plus complet en

proposant une approche de prévision du niveau de l'emploi et du taux de chômage. Deux taux de chômage sont pris en compte : il s'agit du taux de chômage au sens strict et du taux de chômage au sens large.

Au sens strict, est considérée en situation de chômage, toute personne en âge de travailler qui : i) était sans emploi au cours des 7 derniers jours ou de la semaine de référence, ii) a fait des démarches pour chercher un emploi en échange d'une rémunération ou d'un profit au cours des 30 derniers jours ou d'un mois de référence et iii) se déclare disponible sur une période de deux semaines pour occuper un emploi ou mener une activité rémunératrice.

Au sens élargi, est considérée en situation de chômage, toute personne en âge de travailler qui : i) était sans emploi au cours des 7 derniers jours ou de la semaine de référence, ii) qui n'a pas fait des démarches pour chercher un emploi en échange d'une rémunération ou d'un profit au cours des 30 derniers jours ou d'un mois de référence, pour des raisons involontaires et iii) mais se déclare disponible sur une période de deux semaines pour occuper un emploi ou mener une activité rémunératrice.

Le niveau de l'emploi est également calculé. Ces indicateurs sont décomposés à l'aide de coefficients structurels selon le genre (Homme/Femme) et le groupe d'âge (Jeunes).

La méthode d'analyse procède d'abord par l'estimation d'un modèle en données de Panel, appliqué aux huit pays de l'UEMOA. Cette technique nous permet ainsi de prédire les variations de taux de chômage, le taux de chômage et le niveau de l'emploi que nous décomposons par la suite selon le groupe d'âge (Jeune) et le genre (Homme/Femme).

Le reste de l'article s'articule ainsi qu'il suit : la première section présente une brève revue de littérature sur les modèles de prévision macroéconomique et met l'accent sur la relation d'Okun une méthodologie qui fait un lien entre la production et le taux de chômage. La deuxième section est consacrée à la méthode de prévision. Cette méthode considère comme acquise la méthodologie utilisée pour le cadrage macroéconomique et se sert des résultats des prévisions de la croissance pour projeter les indicateurs du marché du travail. Cette dernière projection est réalisée à l'aide de l'estimation d'une relation d'Okun sur données de panel des pays de l'UEMOA.

La troisième section présente les données et la quatrième expose les résultats des prévisions. La cinquième section est consacrée à la conclusion de l'article.

## 1. Revue de littérature

En matière de prévision des indicateurs macro-économiques, divers modèles sont utilisés. Par exemple, le modèle d'analyse, de prévision et de simulation de la conjoncture trimestrielle (MASCOTTE) était pendant plusieurs années le modèle de prévision macro-économétrique utilisé par la Banque de France pour les projections macro-économiques à moyen terme (deux à trois ans) de l'économie française. C'est un modèle qui comporte une cinquantaine d'équations économétriques et des équations comptables (Baghli et al, 2003). Cet outil de cadrage des projections détermine les niveaux des variables de la demande globale (importation, exportation, consommation des ménages, investissement, dépenses publiques), puis aboutit à la production. Le niveau de production permet de déterminer le niveau de l'emploi. A l'aide du niveau de l'emploi et de la population active, le taux de chômage est déterminé.

Le Modèle économétrique de simulation et d'analyse générale de l'économie (MESANGE) a été développé par l'Insee et la Direction générale du Trésor français. Il comporte environ 500 équations dont des équations économétriques et des équations comptables. Les équations de comportement du modèle se composent de six branches. L'emploi apparaît dans la branche des demandes de facteurs (emploi, investissement) (Cabannes et al., 2012). Le modèle de l'OCDE projette les variables macro-économiques usuelles (les composantes de la demande globale et la production) ainsi que le niveau de l'emploi total et le taux de chômage pour chaque pays de l'OCDE (OCDE, 2004). Le modèle de l'OFCE fait une prévision des variables macro-économiques usuelles et du taux de chômage. Les prévisions pour 2022 de l'OFCE sous l'hypothèse que 20 % du surplus d'épargne COVID-19 est consommé, indiquent que la croissance de l'économie française serait de 6 % et le taux de chômage de 8,7 % (OFCE, 2021).

Dans les pays africains il existe aussi des modèles de prévision utilisés par les administrations économiques. Les prévisions macroéconomiques combinent différents outils. Dans les pays d'Afrique francophone, on distingue les modèles quasi-comptables et les modèles issus de la programmation financière. Les modèles quasi-comptables sont des modèles utilisés pour la prévision de court terme. Ils permettent de reconstituer les comptes nationaux. Quant aux modèles de programmation financière ils sont utilisés pour les prévisions à court et moyen terme (Voir Edi et Laffiteau, 2017 pour une revue sur ces modèles). Le modèle Tablo est un modèle quasi-comptable basé sur

les Tableaux-Ressources-Emplois (TRE) et des coefficients fixes. Il peut être utilisé pour évaluer l'impact d'un choc (Louis, 1989). Le modèle de la Direction générale de l'Economie de la Côte d'Ivoire, le modèle BUDGETCO, est un modèle de type Tablo.

L'une des faiblesses de tous ces modèles utilisés par les pays africains est la non prise en compte des indicateurs du marché du travail.

Notre contribution à travers ce travail est de proposer une démarche en vue d'inclure dans les résultats des perspectives économiques de la Côte d'Ivoire, les indicateurs du marché du travail. Elle se sert des prévisions obtenues du cadrage macro-économique, notamment le PIB réel, pour projeter le niveau du chômage et de l'emploi en empruntant la célèbre relation d'Okun. Selon certains auteurs, cette relation fournit les meilleures prévisions du taux de chômage agrégé (Favereau et Mouillart, 1981). Favereau et Mouillart (1981) nous proposent une bonne revue relative aux méthodes d'estimation de base de cette relation ainsi que les approfondissements (approche identité, approche fonction de production) et les fondements micro-économiques. L'estimation de la relation d'Okun basée sur trois formulations analytiques appliquées à des données trimestrielles de l'économie française couvrant la période de janvier 1963 à avril 1978, permet d'aboutir à la stabilité du coefficient d'Okun autour d'une valeur de 0,2.

La relation d'Okun a été étudiée en Afrique. Les travaux concernent généralement les pays pris individuellement. El Aynaoui et Aomar (2016) ont évalué la stabilité de la relation d'Okun pour trente-neuf pays africains en mobilisant quatre méthodes d'estimation basées d'une part sur l'approche en écart et d'autre part sur l'approche en différence. Ils trouvent une validation de la relation avec des coefficients élevés pour toutes les méthodes pour l'Egypte et la Tunisie. En revanche elle est valide avec de faibles coefficients pour sept pays et non valide pour le reste des pays de l'échantillon. Ces résultats peuvent s'expliquer par la taille des observations. En effet, pour les pays à coefficient d'Okun faible et/ou non significatif, la taille des observations est réduite (seize années) ; tandis que concernant l'Egypte et la Tunisie, les données couvrent vingt-cinq années ; ce qui du reste est inférieur à la taille minimum requise, économétriquement, qui est de trente observations. L'étude de Lee et al. (2020) porte sur des pays développés, en voie de développement et des pays émergents. Ils mettent en évidence la faible valeur et la non-significativité en général du coefficient d'Okun pour les pays en voie de développement et les pays émergents. Les résultats relatifs à ces

derniers pays s'expliqueraient par la forte présence du secteur informel. Les auteurs ont eu recours à des données temporelles couvrant la période 1992-2017 et mobilisé un modèle en différence estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO).

Plus, particulièrement en Afrique de l'Ouest, les études sont rares. Elles concernent généralement les pays pris individuellement et surtout le Nigeria. Au Nigeria la plupart des travaux ont abouti à une absence de relation d'Okun. Les coefficients sont soit positifs soit non significatifs (Adeyeye et al., 2017). Mais les études qui ont trouvé ce genre de résultats n'ont pas eu recours à l'examen des propriétés stochastiques des variables (Abu, 2017). Les rares études se rapportant au Nigeria qui ont étudié les propriétés stochastiques des variables sont celles de Oluyomi et al (2016) et Abu (2017). Oluyomi et al. (2016) ont eu recours à un modèle de cointégration de Johansen. Ils trouvent une validation de la relation d'Okun avec un coefficient de -1,75. Abu (2017) a quant à lui validé la relation d'Okun pour le Nigeria en ayant recours à un modèle ARDL. Il trouve un coefficient de -0,18.

Les études d'Abiodun et Oluwafemi (2017) et Korem (2021) sont pratiquement les rares qui s'intéressent à la relation d'Okun dans un espace sous-régional. Abiodun et Oluwafemi (2017) analysent les déterminants macroéconomiques du chômage dans les pays de la CEDEAO. Les données couvrent la période 1991-2014. Les auteurs font une distinction entre les pays de la CEDEAO, de l'UEMOA et les Pays non UEMOA. La méthodologie est basée sur une analyse en panel statique (modèle à effets spécifiques) et une analyse de cointégration entre le taux de chômage et diverses variables telles que : la productivité du travail, les investissements directs étrangers, la population, le PIB réel, le taux d'inflation. Les résultats révèlent une absence de relation d'Okun pour les pays de la CEDEAO et de l'UEMOA. En revanche pour les pays hors UEMOA il existe une relation négative et significative entre le taux de chômage et le PIB réel. Mais le coefficient est très faible. Il est de -0,037 pour le modèle à effet aléatoire et de -0,02 pour le modèle de cointégration (FMOLS).

Korem (2021) a estimé une relation d'Okun pour les pays de l'UEMOA. Il utilise des données chronologiques portant sur la période 1986-2018. Les données proviennent de la base de la Banque Mondiale pour le Produit intérieur brut et de l'Organisation internationale du travail pour le taux de chômage. Sa méthodologie est basée sur un modèle ARDL non linéaire avec une version

en écart de la relation d'Okun. Il trouve que la relation d'Okun n'est vérifiée que dans deux pays de l'Union : le Niger et le Togo.

Notre approche est différente des travaux que nous venons de citer. A la différence des premiers auteurs cités, nous nous proposons d'estimer la relation d'Okun pour l'UEMOA à l'aide de données de Panel et d'un modèle dynamique qui prend en compte les délais d'ajustement sur le marché du travail. L'avantage de cette approche est qu'elle utilise des séries qui sont soit  $I(0)$  soit  $I(1)$  alors que l'approche de Abiodun et Oluwafemi mobilise un modèle qui n'est applicable que lorsque les séries sont  $I(1)$ . De plus, la période considérée est plus longue (1991-2020). En outre, compte tenu des facteurs communs qui existent entre les pays concernés, nous appliquons des tests de dépendance inter-individuelle dans l'analyse de la stationnarité des séries. Les résultats fournis par ce modèle sont ensuite utilisés pour la projection des indicateurs du marché du travail de la Côte d'Ivoire.

Trois éléments méthodologiques au moins différent entre notre démarche et celle de Korem (op.cit) :

- D'abord les taux de chômage utilisés sont différents : nous utilisons comme donnée le taux de chômage au sens strict alors que Korem a recours au taux de chômage élargi,
- L'autre différence réside dans le choix du modèle d'Okun. Nous utilisons une approche en niveau tandis que Korem mobilise une approche en écart.
- Enfin nous avons recours à une analyse en données de Panel quand Korem utilise des séries temporelles. L'approche en données de Panel comparativement aux autres (chronologique et transversale) en combinant les séries temporelles et les données transversales offre plus de précision dans l'inférence des paramètres car, produit plus de degrés de liberté et de variabilité. Elle améliore ainsi l'efficacité des estimateurs économétriques (Hsiao et al, 1995). Par ailleurs, elle permet de contrôler les effets des variables omises et produit des prévisions plus fiables si les unités ou individus étudiés, comme c'est le cas pour les pays de l'UEMOA, qui ont des caractéristiques similaires (Hsiao et al, 1993, 1989).

Notre démarche étant de faire *in fine* la prévision du taux de chômage en Côte d'Ivoire, nous avons eu recours à une approche en données de Panel pour plus de précision, plus de degrés de liberté et de variabilité de l'échantillon (Hsiao et al., 1995). Les raisons évoquées ci-dessus peuvent expliquer la différence des résultats obtenus. L'une des raisons de la non-validité de la relation d'Okun

dans l'étude de Korem peut être le problème lié aux variables omises puisque l'auteur considère par exemple qu'au Sénégal, le taux de croissance de la population active pourrait expliquer que le taux de chômage augmente avec la croissance du PIB.

## 2. Le modèle d'analyse

### 2.1. Estimation de la relation entre le PIB réel et le taux de chômage.

Le choix du PIB réel comme variable exogène de l'analyse est intéressant en ce sens qu'il est déjà projeté par le cadrage macroéconomique. Le PIB réel est la courroie de transmission entre les politiques macro-économiques et le marché du travail. Dans une posture néo-keynésienne, nous considérons que la demande de travail est une demande dérivée de la demande des biens et services. Le niveau de l'emploi est donc influencé positivement par la croissance de l'économie. En nous basant sur la relation d'Okun, notre méthode d'analyse part de l'estimation d'une relation d'équilibre stable entre le taux de chômage et le PIB réel à l'aide de données de Panel des pays de l'UEMOA. Le choix des pays de l'UEMOA se justifie par le souci d'obtenir une série d'observations suffisantes en ayant recours à des pays qui partagent les mêmes caractéristiques. Les données de Panel permettent de plus, de limiter les problèmes liés aux variables omises (Huang et Yeh, 2013).

Si la relation d'équilibre existe, nous cherchons à étudier si elle est unique pour tous les pays ou spécifique à chaque pays. C'est la question de l'homogénéité et de l'hétérogénéité de la relation. Si elle est homogène cela signifie que globalement tous les pays ont en commun une cible de taux de chômage à long terme de laquelle ils peuvent diverger à court terme ; mais comme cette relation est stable, l'effet de rattrapage les ramènera à tendre vers la valeur cible. Nous partons de la formulation de la relation d'équilibre de long terme entre le taux de chômage et le PIB réel en nous inspirant de Harris et Silverstone (2001), Huang et Yeh (2013), Hamia (2016) et Gouider et al. (2018).

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

Où  $\alpha_i$  représente l'effet fixe pays,  $i=1, 2, \dots, N$  les pays et  $t=1, 2, \dots, T$ , le temps.  $u_{it}$ , est le taux de chômage et  $y_{it}$  le logarithme népérien du PIB réel. Le paramètre  $\beta$  représente le coefficient d'Okun. Il nous donne le point de pourcentage de variation du taux de chômage suite à une croissance de la production de 1 %. Nous nous attendons à ce que le signe de ce paramètre soit négatif. Ce qui induirait qu'une hausse de la production (la croissance de

l'économie) entraîne *ceteris paribus* une baisse du taux de chômage.

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

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

Où, les paramètres  $\gamma_{ij}$  mesurent l'impact du taux de chômage retardé sur le taux de chômage courant et les paramètres  $\delta_{ij}$  l'impact des niveaux du PIB réel courant et retardés sur le taux de chômage courant.

Comme le montrent Huang et Yeh (2013) ; la re-paramétrisation de cette équation nous donne la forme du modèle à correction d'erreur suivante :

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

L'équation (3) est aussi équivalente à :

$$\Delta u_{it} = \alpha_i + \lambda_i (u_{i,t-1} - \beta_i y_{i,t}) + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_{ij}^* \Delta u_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Où  $\lambda_i = -\left(1 - \sum_{j=1}^p \gamma_{ij}\right)$ ,  $\theta_i = \sum_{j=0}^q \delta_{ij}$ ,  $\gamma_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^p \gamma_{im}$ ,  $j=1, 2, \dots, q-1$ . Le paramètre  $\beta_i = \frac{-\theta_i}{\lambda_i}$  mesure la rela-

tion d'équilibre entre le taux de chômage et le PIB réel, et le paramètre  $\lambda_i$  mesure la vitesse d'ajustement du taux de chômage à son niveau d'équilibre (la cible) à la suite de variations du PIB réel. Lorsque  $\lambda_i < 0$  la relation (1) est un équilibre stable ; après tout choc économique le taux de chômage converge toujours vers sa valeur cible.

Les développements que nous venons de faire nous ont permis de déterminer la relation d'équilibre du taux de chômage et le processus d'ajustement dans le temps en cas de choc. Il nous reste à savoir si pour le groupe de pays membres de l'UEMOA, la relation d'équilibre est unique. Dans ce cas ces pays seront homogènes et convergeront à terme tous vers la même relation d'équilibre. Dans le cas contraire, chaque pays convergera vers sa propre relation d'équilibre. Ne pas prendre en compte cette spécificité pourrait conduire à des prévisions erronées du taux de chômage.

Pour savoir si les pays partagent la même relation d'équilibre ou si chaque pays a son équilibre propre, deux modèles s'offrent à nous. On peut avoir recours à un modèle Mean Group (MG) suggéré par Pesaran et Smith (1995). Dans ce modèle on estimera les équations pays par pays. Ce qui veut dire qu'on fait l'hypothèse de l'hétérogénéité des pays. Chaque pays convergera vers son propre taux de chômage d'équilibre. L'autre approche proposée par Pesaran et al. (1999) est le modèle Pooled Mean Group (PMG) qui fait l'hypothèse

que les pays partagent la même relation d'équilibre mais ont des différences à court terme. La relation de long terme est donc homogène et à long terme on peut considérer que ces pays ont les mêmes caractéristiques. Dans ce cas les pays convergeront vers le même équilibre à terme.

Dans le premier modèle les réponses à un choc même symétrique sur la production sont différenciées (asymétriques) et dans le second les réponses sont globalement uniformes. 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 et les pays sont homogènes à long terme ; à contrario, le modèle est de type MG, les pays sont hétérogènes. La statistique de Hausman suit une loi de Khi-deux sous l'hypothèse nulle.

## 2.2. Prévision des indicateurs du marché du travail pour la Côte d'Ivoire

Etant donné que le modèle (1 à 4) repose sur l'estimation de  $N+1$  équations on peut extraire les valeurs prédites des équations de chaque pays. Ainsi lorsque l'hypothèse d'homogénéité de l'équation de long terme ne peut être rejetée, l'équation de court terme nous donne la variation du taux de chômage estimée pour chaque pays  $i$  :

$$\Delta \hat{u}_{it} = \hat{\lambda}_i (u_{it-1} - \hat{\beta} y_{it-1}) + \delta_{it} \Delta y_{it-1} + \text{constante} \quad (5)$$

Où  $\hat{\lambda}_i$  est le coefficient du terme de correction d'erreur,  $(u_{it-1} - \hat{\beta} y_{it-1})$  est le terme de correction d'erreur,  $\delta_{it}$ , représente le coefficient d'Okun de court terme et  $\Delta y_{it-1}$  la production différenciée retardée d'une période.

A partir de cette équation nous obtenons le taux de chômage au sens strict (SU1) prédit pour le pays  $i$  :

$$\hat{u}_{sit} = \Delta \hat{u}_{sit} + u_{sit-1} \quad (6)$$

En l'absence de série pouvant faciliter l'estimation du modèle de comportement de la main d'œuvre potentielle, nous considérons que la main d'œuvre potentielle (MOP) représente une fraction de la main d'œuvre (MO) soit :

$$MOP_t = \Phi MO_t \quad (7)$$

Nous supposons de plus que la main d'œuvre croît à un taux constant  $r$  :

$$d^3 \text{ où } : MO_t = (1+r) MO_{t-1}. \quad (8)$$

Le taux de chômage au sens large  $u_{Lt}$ , l'indicateur

$$\text{SU3, est } u_{Lt} = \frac{U_{st} + MOP_t}{MO_t + MOP_t} \quad (9)$$

Avec  $u_{Lt}$  le taux de chômage au sens large,  $U_{st}$  le nombre de chômeurs au sens strict,  $MO_t + MOP_t$  la

main d'œuvre élargie à la période  $t$  et  $U_{st} + MOP_t$  le nombre de chômeurs au sens large à la période  $t$ .

Le nombre de chômeurs au sens strict est :

$$U_{st} = u_{st} MO_t \quad (10)$$

Le niveau de l'emploi est :

$$EMP_t = (1 - u_{st}) MO_t \quad (11)$$

Le nombre d'emplois jeunes :

$$EMPJ_t = \psi_0 EMP_t \quad (12)$$

Le nombre d'emplois Femmes :

$$EMPF_t = \psi_1 EMP_t \quad (13)$$

La main d'œuvre jeunes :

$$MOJ_t = \chi_0 MO_t \quad (14)$$

La main d'œuvre Femmes :

$$MOF_t = \chi_1 MO_t \quad (15)$$

La main d'œuvre Potentielle jeunes :

$$MOPJ_t = \xi_0 MOP_t \quad (16)$$

La main d'œuvre potentielle Femmes :

$$MOPF_t = \xi_1 MOP_t \quad (17)$$

Tous les paramètres  $\Phi, \psi_0, \psi_1, \chi_0, \chi_1, \xi_0, \xi_1, r$  seront calibrés et corrigés à l'occasion de chaque nouvelle enquête Emploi.

Si  $\Gamma$  est le paramètre utilisé, le paramètre anticipé  $\Gamma_t^e = \Gamma_{t-p}$  avec  $p$  le délai entre deux enquêtes. Ainsi, si  $t$  représente l'année, et que le délai entre deux enquêtes est de trois ans, on aura comme prévisions des paramètres,  $\Gamma_t^e = \Gamma_{t-3}$ .

## 3. Les données

### 3.1. Statistiques descriptives

Les données utilisées dans le cadre de cet article couvrent la période 1991-2020 et se rapportent aux huit pays de l'UEMOA. Il s'agit du taux de chômage au sens strict et du PIB réel en FCFA. Le taux de chômage a été obtenu dans la base de données de la Banque mondiale *World Development indicator* (WDI) qui est disponible sur le site de la Banque mondiale. Ces statistiques du taux de chômage sont produites par le Bureau international du travail. Le PIB réel provient de la base de données de la Banque centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO).

Le tableau 1 présente les statistiques descriptives par pays sur la période. Il s'agit des moyennes, des écart-types et des coefficients de variation du taux de chômage (au sens strict) et du logarithme du PIB réel. Le taux de chômage moyen sur la période est de 4 % et le logarithme du PIB réel moyen est de 8,08.

On peut observer que sur la période, le taux de chômage est variable par pays. Trois pays ont des taux de chômage supérieurs à la moyenne de l'UEMOA. Il s'agit du Sénégal, du Mali et de la Côte d'Ivoire. Trois autres pays ont des taux de chômage proches de la moyenne : le Burkina Faso, le Togo et la Guinée Bissau. Deux autres ont des taux de chômage faibles : le Niger et le Bénin.

Sur la période, le taux de chômage est resté quasi-stable en Guinée Bissau tout comme le logarithme du PIB réel. Le coefficient de variation des

variables est inférieur à 0,15. En revanche, dans tous les autres pays le coefficient de variation est supérieur à 0,15. Ce qui dénote d'une variabilité des indicateurs. Globalement pour l'ensemble de l'UEMOA, contrairement au PIB réel, le taux de chômage est resté instable sur la période avec un coefficient de variation de 0,6. Les pays qui ont connu la plus forte volatilité du taux de chômage sont le Niger et le Bénin. Ils sont suivis par le Mali, le Burkina Faso, et la Côte d'Ivoire, le Togo puis le Sénégal.

Tableau 1

**Statistiques descriptives du taux de chômage au sens strict et du PIB réel des pays de l'UEMOA : 1991-2020**

| Pays           | Taux de chômage (u) |          |       | Logarithme du PIB réel (y) |          |       |
|----------------|---------------------|----------|-------|----------------------------|----------|-------|
|                | M                   | $\sigma$ | CV    | M                          | $\sigma$ | CV    |
| Bénin          | 1,522               | 0,762    | 0,501 | 8,206                      | 0,459    | 0,056 |
| Burkina Faso   | 3,815               | 1,334    | 0,35  | 8,199                      | 0,494    | 0,060 |
| Côte d'Ivoire  | 4,878               | 1,301    | 0,267 | 9,667                      | 0,277    | 0,029 |
| Guinée-Bissau  | 3,061               | 0,111    | 0,036 | 6,011                      | 0,263    | 0,044 |
| Mali           | 6,577               | 2,47     | 0,376 | 8,235                      | 0,403    | 0,049 |
| Niger          | 1,338               | 0,71     | 0,531 | 8,019                      | 0,416    | 0,052 |
| Sénégal        | 7,24                | 1,799    | 0,248 | 8,855                      | 0,35     | 0,040 |
| Togo           | 3,701               | 0,923    | 0,249 | 7,446                      | 0,397    | 0,053 |
| Ensemble UEMOA | 4,016               | 2,414    | 0,601 | 8,08                       | 1,065    | 0,132 |

Note : m : moyenne ;  $\sigma$  écart type, CV : coefficient de variation.

Source : calculs à l'aide des données de la Banque Mondiale et de la BCEAO

### 3.2. Propriétés stochastiques des données

La première démarche avant de procéder à l'estimation du modèle est d'étudier les propriétés stochastiques des données. Mais avant, il convient de s'interroger sur la présence de dépendance inter-individuelle dans les variables. Le test d'indépendance inter-individuelle de Pesaran (2004) a été effectué pour les variables en niveau et en différence première. Les résultats sont exposés dans le tableau 2. L'hypothèse nulle

d'indépendance inter-individuelle est rejetée pour le logarithme du PIB réel au seuil de 1 %, mais ne l'est pas pour le taux de chômage. Il en est de même pour le PIB réel en différence première. S'agissant du taux de chômage en différence première, l'hypothèse nulle est rejetée au seuil de 10 %. Ce qui permet de conclure que pour cette dernière variable un test de stationnarité de première génération est adéquat. En revanche pour les autres, il est indiqué d'avoir recours à un test de stationnarité de seconde génération.

Tableau 2

**Test de dépendance inter-individuelle**

| Variabes   | CD-stat. | P-value | Corr.  |
|------------|----------|---------|--------|
| U          | -0,94    | 0,347   | -0,032 |
| Y          | 27,64    | 0,000   | 0,954  |
| $\Delta u$ | 1,84     | 0,066   | 0,064  |
| $\Delta y$ | 3,28     | 0,000   | 0,115  |

Note :  $\Delta$  signifie la différence première, u le taux de chômage au sens strict

Source : calculs de l'auteur

Le tableau 3 fournit les résultats du test de stationnarité effectué sur chacune des variables. Pour le taux de chômage en niveau, le test de Maddala et Wu (1999) a été utilisé. Pour les autres variables le test CIPS de Pesaran (2007) a été mobilisé. Les valeurs affichées dans le tableau sont les seuils de significativité ou *p-value*. Elles correspondent à quatre (4) ordres de corrélation inter-individuelle.

Un pour le niveau courant, un pour un retard, un autre pour deux retards et un dernier pour trois retards. Elles montrent que le taux de chômage et le PIB réel différenciés d'ordre 1 sont stationnaires. Ces deux variables sont donc I(1). Les conditions de l'utilisation d'un modèle ARDL (modèle autorégressif à retards échelonnés) sont ainsi réunies.

**Tableau 3**  
**Tests de stationnarité des variables (p-value)**

| Variables     | Sans tendance |       |       |       | Avec tendance |       |       |       | Conclusion       |
|---------------|---------------|-------|-------|-------|---------------|-------|-------|-------|------------------|
|               | 0             | 1     | 2     | 3     | 0             | 1     | 2     | 3     |                  |
| <i>Retard</i> |               |       |       |       |               |       |       |       |                  |
| <i>u</i>      | 0,899         | 0,218 | 0,436 | 0,257 | 0,983         | 0,320 | 0,690 | 0,113 | Non stationnaire |
| <i>y</i>      | 0,242         | 0,396 | 0,855 | 0,784 | 0,046         | 0,195 | 0,301 | 0,246 | Non Stationnaire |
| $\Delta u$    | 0,000         | 0,001 | 0,01  | 0,02  | 0,003         | 0,109 | 0,352 | 0,135 | Stationnaire     |
| $\Delta y$    | 0,000         | 0,000 | 0,000 | 0,001 | 0,000         | 0,000 | 0,008 | 0,019 | Stationnaire     |

Note :  $\Delta$  signifie la différence première. *u* taux de chômage au sens strict  
Source : calculs de l'auteur

## 4. Les résultats de l'estimation de la relation entre le taux de chômage et le PIB réel

### 4.1. La relation d'Okun dans les pays de l'UEMOA

Les résultats de l'estimation du modèle ARDL sont présentés au tableau 4. L'ordre des retards de ce modèle est de type ARDL (1,1) compte tenu de la taille moyenne de l'horizon temporel.

Pour étudier l'homogénéité de la relation d'Okun des pays de l'UEMOA dans le long terme, le test de Hausman a été utilisé. Une comparaison est faite entre le modèle PMG et le modèle MG. Le tableau 4 présente les résultats des deux estimations ainsi que celui du test de Hausman. La valeur de la statistique de khi-deux est de 1,34 et n'est pas significative. Ce qui induit que l'hypothèse nulle de l'homogénéité ne peut être rejetée. Les pays de l'UEMOA partagent ainsi une relation d'équilibre commune à long terme. Cette relation d'équilibre est-elle stable ? Le tableau 4 révèle que le coefficient de correction d'erreur moyen est de -0,156. Il est négatif et significatif au seuil de 1 %. La relation d'Okun est donc stable. Les coefficients d'Okun locaux convergent tous à long terme, vers un coefficient d'Okun unique et stable. La valeur de la force de rappel est en revanche faible. Car, seulement 15,6 % des déséquilibres sont corrigés chaque année. En cas de choc commun, il faudra six ans et demi pour que toutes les économies de l'UEMOA retournent vers le niveau d'équilibre commun.

Les coefficients de la relation de court terme représentent la moyenne des coefficients estimés de chaque pays ; chaque pays ayant son coefficient de correction et ses coefficients à court terme. L'interprétation de la valeur moyenne des coefficients d'Okun indique qu'à court terme, globalement la production n'a pas d'effet sur le taux de chômage. Ce qui rejoint les travaux relatifs aux pays en voie de développement qui concluent à la non validité de la relation d'Okun dans le court terme (El Aynaoui et Aomar (op.cit) ; Lee et al. (op.cit)). En revanche, le coefficient d'Okun de long terme (de la relation d'équilibre) est de -0,258 et significatif au seuil de 1 %. Une hausse du PIB réel de 1 % entraîne *ceteris paribus* une baisse du taux de chômage de 0,258 point de pourcentage. Nos résultats sont proches de ceux obtenus par Okun et pour certains pays européens par Harris et Silverstone (2001) tels que le Canada, l'Allemagne et le Royaume-Uni. Il existe donc bel et bien une relation d'Okun valide et stable de long terme pour les pays de l'UEMOA. Toutefois, après un choc, seulement 15,6 % du déséquilibre est résorbé. Ce qui induit que le délai de convergence de l'ensemble des pays vers l'équilibre est lent. Il existe par conséquent des coûts d'ajustement sur les marchés du travail des pays de l'UEMOA

Nous avons, pour nous assurer de la conformité de nos estimations, procédé au test du coefficient d'Okun de long terme. Il s'agit de tester si ce coefficient est significativement différent de la valeur obtenue par la théorie à savoir -0,33. C'est un test de Khi-deux qui a pour hypothèse nulle  $H_0 : \beta = -0,33$  et pour hypothèse alternative  $\beta \neq -0,33$ . Les données de Panel offrant une grande taille



d'observations, au lieu de la statistique *t* de *student*, les statistiques *z* sont utilisées pour la significativité des coefficients (voir Blackburn et Frank, 2007). Pour le test ci-dessus par conséquent un test de Khi-deux est utilisé. Les résultats indiquent que l'hypothèse nulle ne peut être rejetée. La p-value du test étant largement supérieure à 10 %, ce résultat confirme la validité de l'existence d'une relation d'Okun de long terme pour l'UEMOA.

**Tableau 4**  
**Résultats de l'estimation de la relation d'Okun pour les pays de l'UEMOA**

|  | Valeur du Coefficient | z-statistique |
|--|-----------------------|---------------|
| <b>Coefficient de long terme</b>           |                       |               |
| $y_{it}$                                   | -0,258                | -2,33**       |
| <b>Coefficient de correction d'erreur</b>  |                       |               |
| $\lambda_i$                                | -0,156                | -2,6***       |
| <b>Coefficients de court terme</b>         |                       |               |
| $\Delta y_{i,t-1}$                         | -0,695                | 1,549         |
| <b>Constante</b>                           | 0,900                 | 3,13***       |
| Test d'homogénéité de Hausman <sup>1</sup> | 1,34(0,246)           |               |
| $\chi(1) (\beta = -0,33)$                  | 0,42 (0,516)          |               |
| Nombre de pays                             | 8                     |               |
| Nombre d'observations                      | 208                   |               |

Note : \*\*\* coefficient significatif au seuil de 1% ; \*\* coefficient significatif au seuil de 5% ; 1. P-value entre parenthèses.

Source : Calculs de l'auteur

L'existence d'une relation d'équilibre stable entre le PIB réel et le taux de chômage nous donne la possibilité de projeter les taux de chômage de chaque pays de l'UEMOA y compris ceux de la Côte d'Ivoire.

La dernière enquête Emploi de l'UEMOA (ERI-ESI) remonte à 2017. Ainsi donc, les seuls taux de chômage officiels disponibles pour l'espace économique sont ceux de 2017. Notre méthodologie servira à projeter ces taux de chômage pour la période allant de 2018 à 2025 pour la Côte d'Ivoire à partir des prévisions de croissance de l'économie réalisée par le cadrage macroéconomique.

#### 4.2. La relation d'Okun et la prévision de la variation du taux de chômage pour la Côte d'Ivoire

Le tableau 5 présente les résultats du modèle d'Okun de court terme pour la Côte d'Ivoire. On

observe que le coefficient d'Okun de court terme est négatif et significativement différent de zéro. Le coefficient de court terme est par ailleurs, très élevé. La force de rappel est de -0,235 légèrement plus faible que celle de l'équation de l'UEMOA. Le coefficient de court terme ainsi que celui de la force de rappel sont tous significativement différents de zéro au seuil de 1 %. Ce résultat n'est pas contradictoire à celui concernant la relation de court terme présentée au tableau 4. En effet, le coefficient de court terme du tableau 4 représente la moyenne des coefficients des pays. Parmi ces pays certains, comme la Côte d'Ivoire, ont un coefficient de court terme significatif. Cette significativité du coefficient d'Okun de court terme pour la Côte d'Ivoire ne rejoint pas les résultats de El Aynaoui et Ibouk (2016) qui concluent à la non validité de cette relation pour la Côte d'Ivoire. Ici, la différence réside dans l'approche Panel et le modèle utilisé (ARDL en Panel) qui se sert de la relation de long terme commune des pays de l'UEMOA pour estimer le modèle à correction d'erreur de la Côte d'Ivoire.

**Tableau 5**  
**Résultats de l'estimation de la relation d'Okun pour la Côte d'Ivoire**

|   | Valeur du Coefficient | z-statistique |
|---|-----------------------|---------------|
| <b>Coefficient de correction d'erreur</b> |                       |               |
| $\lambda_i$                               | -0,235                | -2,72***      |
| <b>Coefficients de court terme</b>        |                       |               |
| $\Delta y_{i,t-1}$                        | -9,317                | -3,20***      |
| <b>Constante</b>                          | 1,942                 | 2,65***       |

Note : \*\*\* coefficient significatif au seuil de 1%, u taux de chômage au sens strict

La valeur prédite de la variation du taux de chômage est donc estimée à partir de l'équation :

$$\hat{\Delta u}_{it} = \widehat{-0,235} \left( u_{it-1} - \widehat{-0,258} y_{it-1} \right) - 9,317 \Delta y_{it-1} + 1,942$$

Avec  $u_{it-1}$  la valeur du taux de chômage de la Côte d'Ivoire à l'année t-1. Cette valeur prédite de la variation du taux de chômage a servi à la prévision du taux de chômage selon l'équation 6.

Le tableau 6 compare les niveaux observés du taux de chômage au sens strict et les niveaux prédits. Il montre que les écarts de prévision sont inférieurs en valeur absolue à un (1) point de pourcentage ; sauf en 2012 et 2013 où ces écarts sont supérieurs à 1 point de pourcentage mais restent inférieurs à 2 points de pourcentage.

**Tableau 6**  
**Ecart entre le taux de chômage prédit et le taux de chômage observé**

| Année | $u_{BIT}$ (%) | $u_{BITPrédit}$ (%) | $u_{BITPrédit} - u_{BIT}$ |
|-------|---------------|---------------------|---------------------------|
| 1992  | 6,7           | 6,45                | -0,25                     |
| 1993  | 5,84          | 6,54                | 0,70                      |
| 1994  | 4,95          | 5,65                | 0,70                      |
| 1995  | 4,1           | 4,52                | 0,42                      |
| 1996  | 4,1           | 3,97                | -0,13                     |
| 1997  | 4,1           | 3,98                | -0,12                     |
| 1998  | 4,1           | 4,05                | -0,05                     |
| 1999  | 4,33          | 4,35                | 0,02                      |
| 2000  | 4,52          | 4,87                | 0,35                      |
| 2001  | 4,71          | 4,81                | 0,10                      |
| 2002  | 4,96          | 5,12                | 0,16                      |
| 2003  | 5,18          | 5,29                | 0,11                      |
| 2004  | 5,36          | 5,21                | -0,15                     |
| 2005  | 5,51          | 5,30                | -0,21                     |
| 2006  | 5,61          | 5,44                | -0,17                     |
| 2007  | 5,71          | 5,49                | -0,22                     |
| 2008  | 5,88          | 5,49                | -0,39                     |
| 2009  | 6,41          | 5,56                | -0,85                     |
| 2010  | 6,71          | 6,07                | -0,64                     |
| 2011  | 6,96          | 6,89                | -0,07                     |
| 2012  | 7,22          | 5,78                | -1,44                     |
| 2013  | 4,25          | 6,04                | 1,79                      |
| 2014  | 3,65          | 3,81                | 0,16                      |
| 2015  | 3,1           | 3,34                | 0,24                      |
| 2016  | 2,6           | 3,06                | 0,46                      |
| 2017  | 3,3           | 2,65                | -0,65                     |
| 2018  | 3,21          | 3,21                | 0,00                      |
| 2019  | 3,17          | 3,22                | 0,05                      |
| 2020  | 3,5           | 3,60                | 0,10                      |

Source : Nos calculs à partir des données de la Banque Mondiale

Pour challenger notre méthodologie de prévision du taux de chômage, nous avons procédé à une autre méthode qui consiste à prévoir le taux de chômage à l'aide des estimations de la période t-1. Nous sommes partis d'abord de l'estimation

du modèle à partir d'un échantillon de la période 1991-2015. Ce choix se justifie par la nécessité d'avoir une dimension temporelle pas trop faible étant donné que le modèle ARDL est un modèle de cointégration. A partir des estimations du premier modèle, le taux de chômage au sens strict de 2016 a été prédit. Puis nous avons re-estimé le modèle avec une dimension temporelle allant de 1991 à 2016 et prédit le taux de chômage de 2017 ainsi de suite jusqu'à la prévision du taux de chômage de 2020. Les résultats sont présentés dans le tableau 7. Les écarts avec le taux de chômage observé sont plus faibles avec la deuxième méthode lorsque l'horizon est court mais cet écart s'agrandit plus on avance dans le temps. L'approche que nous avons utilisée semble plus stable dans le temps.

**Tableau 7**  
**Prévision du taux de chômage au sens strict : Méthode alternative**

| Année | $u_{BITPrédit}$ (%) | $u_{BIT}$ (%) | $u_{BITPrédit} - u_{BIT}$ |
|-------|---------------------|---------------|---------------------------|
| 2016  | 2,78                | 2,6           | 0,18                      |
| 2017  | 2,82                | 3,3           | -0,48                     |
| 2018  | 3,30                | 3,21          | 0,09                      |
| 2019  | 3,28                | 3,17          | 0,11                      |
| 2020  | 3,18                | 3,5           | -0,32                     |

Source : Nos calculs

### 4.3. Prévision détaillée des indicateurs du marché du travail

Nous utilisons les valeurs des paramètres des équations (7) à (17) présentées dans le tableau 8 ainsi que les informations relatives à la main d'œuvre en 2017 pour projeter la main d'œuvre et les autres indicateurs. Remarquons que différents scénarii pourraient être construits en faisant des hypothèses sur le taux de croissance de la main d'œuvre et les valeurs des coefficients structurels.

**Tableau 8**  
**Données de base et valeurs des paramètres en 2017**

| Paramètres ou variables         | Valeurs   | Source   |
|---------------------------------|-----------|--|
| Niveau de l'emploi              | 7 646 169 | Enquête ERI-ESI 2017                                   |
| Main d'œuvre                    | 7 905 105 | Enquête ERI-ESI 2017                                   |
| Main d'œuvre Potentielle        | 819 905   | Enquête ERI-ESI 2017                                   |
| <b>Coefficients structurels</b> |           |  |
| $\Phi$                          | 0,1037    | Calculé à partir des données de l'Enquête ERI-ESI 2017 |
| $r$                             | 2,57%     | Calculé à partir des données de la Banque Mondiale     |
| $\Psi_0$                        | 0,485     | Calculé à partir des données de l'Enquête ERI-ESI 2017 |
| $\Psi_1$                        | 0,4034    | Calculé à partir des données de l'Enquête ERI-ESI 2017 |
| $\chi_0$                        | 0,4235    | Calculé à partir des données de l'Enquête ERI-ESI 2017 |
| $\chi_1$                        | 0,406     | Calculé à partir des données de l'Enquête ERI-ESI 2017 |
| $\zeta_0$                       | 0,798     | Calculé à partir des données de l'Enquête ERI-ESI 2017 |
| $\zeta_1$                       | 0,69      | Calculé à partir des données de l'Enquête ERI-ESI 2017 |

Source : Enquête-ERI-ESI et Banque Mondiale

### 4.3.1. Le niveau de l'emploi

Le tableau 9 présente les différents taux de croissance de l'économie tels que projetés par le cadrage macroéconomique et les prévisions des indicateurs du marché du travail. On observe que de 2017 à 2018, les taux de croissance de l'économie se situant autour de 7 %, le niveau de l'emploi serait resté quasi-stable. En 2019, la croissance de l'économie s'est affaiblie très légèrement (moins de 1 point de pourcentage). Le niveau de l'emploi a progressé pour se situer à 8 millions d'emplois.

La capacité de création de l'économie oscille autour de 200 000 emplois avec des taux de croissance variant entre 7 % et 8 %. La seule année où l'économie est restée en dessous de 200 000 emplois créés est l'année 2020 où la création d'emploi a été de 174 000. Cela s'explique par le ralentissement de la dynamique économique avec un taux de croissance qui est passé de 6,23 % en 2019 à 1,95 % en 2020. La croissance de l'emploi devrait se situer au-delà de 2,6 % sur la période sauf en 2020 où elle aurait été de 2,17 %.

Tableau 9

#### Prévision du niveau de l'emploi par groupe d'âge et selon le genre

| Année             | Taux de croissance du PIB réel (%) | Emploi Total | Création d'emplois | Emplois Jeunes | Emplois Femmes | Emplois Hommes | Croissance emploi (%) |
|-------------------|------------------------------------|--------------|--------------------|----------------|----------------|----------------|-----------------------|
| 2017              | 7,36                               | 7 646 169    | -                  | 3 708 392      | 3 084 449      | 4 561 720      |                       |
| 2018              | 6,89                               | 7 846 193    | 200 024            | 3 805 404      | 3 165 138      | 4 681 055      | 2,62                  |
| 2019              | 6,23                               | 8 047 703    | 201 509            | 3 903 136      | 3 246 427      | 4 801 276      | 2,57                  |
| 2020              | 1,95                               | 8 222 041    | 174 339            | 3 987 690      | 3 316 755      | 4 905 286      | 2,17                  |
| 2021              | 6,55                               | 8 443 901    | 221 859            | 4 095 292      | 3 406 253      | 5 037 647      | 2,70                  |
| 2022              | 7,1                                | 8 673 869    | 229 969            | 4 206 827      | 3 499 022      | 5 174 847      | 2,72                  |
| 2023 <sup>p</sup> | 8,2                                | 8 916 104    | 242 235            | 4 324 310      | 3 596 738      | 5 319 366      | 2,79                  |
| 2024 <sup>p</sup> | 8,2                                | 9 160 855    | 244 752            | 4 443 015      | 3 695 471      | 5 465 384      | 2,75                  |
| 2025 <sup>p</sup> | 8,2                                | 9 408 999    | 248 143            | 4 563 364      | 3 795 572      | 5 613 427      | 2,71                  |

Note : p : prévision

### 4.3.2. Le chômage au sens strict et au sens large

Le tableau 10 montre que le nombre de chômeurs au sens strict progresserait en passant de 258 936 en 2017 à 275 351 en 2025. Entre 2017 et 2020, le nombre de chômeurs aurait augmenté de 19,08 % ; entre 2018 et 2020 le taux d'augmentation serait de 17,66 % et de 14,65 % entre 2019 et 2020. Le nombre de jeunes au chômage au sens strict passerait de 192 777 en 2017 à 215 862 en 2025.

Le nombre de chômeurs au sens large devrait passer de 1 078 842 en 2017 à 1 279 620 en 2025. Le nombre de jeunes au chômage évoluerait de 847 308 en 2017 à 1 017 569 en 2025.

Le taux de chômage au sens strict passerait de 3,3 % en 2017 à 3,6 % en 2020 et baisserait régulièrement pour se situer à 2,84 % en 2025. Quant au taux de chômage au sens large, il pourrait passer de 12,36 % en 2017 à 12,67 % en 2020 et baisserait pour se situer à 11,97 % en 2025 (Voir tableau 11).

Tableau 10

#### Prévision du nombre de chômeurs au sens strict et au sens large de 2018 à 2025

| Année | Taux de croissance du PIB réel (%) | Chômeurs au sens strict |         |         |         | Chômeurs au sens large |           |         |         |
|-------|------------------------------------|-------------------------|---------|---------|---------|------------------------|-----------|---------|---------|
|       |                                    | Total                   | Jeunes  | Femmes  | Hommes  | Total                  | Jeunes    | Femmes  | Hommes  |
| 2017  | 7,36                               | 258 936                 | 192 777 | 125 024 | 133 912 | 1 078 842              | 847 308   | 690 758 | 388 084 |
| 2018  | 6,89                               | 262 073                 | 196 026 | 126 818 | 135 255 | 1 102 902              | 867 258   | 706 988 | 395 913 |
| 2019  | 6,23                               | 268 946                 | 201 130 | 130 133 | 138 814 | 1 131 384              | 889 613   | 725 214 | 406 170 |
| 2020  | 1,95                               | 308 345                 | 222 056 | 146 582 | 161 763 | 1 192 947              | 928 233   | 756 957 | 435 990 |
| 2021  | 6,55                               | 305 716                 | 222 644 | 146 092 | 159 624 | 1 213 053              | 946 970   | 772 154 | 440 900 |
| 2022  | 7,1                                | 300 613                 | 222 081 | 144 619 | 155 995 | 1 231 268              | 965 022   | 786 770 | 444 498 |
| 2023  | 8,2                                | 289 023                 | 218 420 | 140 543 | 148 480 | 1 243 596              | 980 454   | 799 198 | 444 398 |
| 2024  | 8,2                                | 280 843                 | 216 463 | 137 859 | 142 984 | 1 259 949              | 998 082   | 813 441 | 446 507 |
| 2025  | 8,2                                | 275 351                 | 215 862 | 136 275 | 139 076 | 1 279 620              | 1 017 569 | 829 220 | 450 400 |

Tableau 11

**Prévision des taux de chômage au sens strict et au sens large de 2018 à 2025**

| Année | Taux de croissance du PIB réel (%) | <i>Chômage au sens strict (%)</i> |               |               |               | <i>Chômage au sens large (%)</i> |               |               |               |
|-------|------------------------------------|-----------------------------------|---------------|---------------|---------------|----------------------------------|---------------|---------------|---------------|
|       |                                    | <i>Total</i>                      | <i>Jeunes</i> | <i>Femmes</i> | <i>Hommes</i> | <i>Total</i>                     | <i>Jeunes</i> | <i>Femmes</i> | <i>Hommes</i> |
| 2017  | 7,36                               | 3,3                               | 4,94          | 3,90          | 2,85          | 12,36                            | 18,6          | 18,30         | 7,84          |
| 2018  | 6,89                               | 3,23                              | 4,9           | 3,85          | 2,81          | 12,32                            | 18,56         | 18,26         | 7,80          |
| 2019  | 6,23                               | 3,23                              | 4,9           | 3,85          | 2,81          | 12,33                            | 18,56         | 18,26         | 7,80          |
| 2020  | 1,95                               | 3,61                              | 5,27          | 4,23          | 3,19          | 12,67                            | 18,88         | 18,58         | 8,16          |
| 2021  | 6,55                               | 3,49                              | 5,16          | 4,11          | 3,07          | 12,56                            | 18,78         | 18,48         | 8,05          |
| 2022  | 7,1                                | 3,35                              | 5,01          | 3,97          | 2,93          | 12,43                            | 18,66         | 18,36         | 7,91          |
| 2023  | 8,2                                | 3,14                              | 4,81          | 3,76          | 2,72          | 12,24                            | 18,48         | 18,18         | 7,71          |
| 2024  | 8,2                                | 2,97                              | 4,65          | 3,60          | 2,55          | 12,09                            | 18,34         | 18,04         | 7,55          |
| 2025  | 8,2                                | 2,84                              | 4,52          | 3,47          | 2,42          | 11,97                            | 18,23         | 17,93         | 7,43          |

## 5. Conclusion

L'objectif de cet article est d'estimer la relation d'Okun pour les pays de l'UEMOA et de projeter les indicateurs du marché du travail en fonction des prévisions du cadrage macroéconomiques. La démarche se base ensuite sur les données de l'année 2017 et des coefficients structurels pour projeter le niveau de l'emploi et les taux de chômage au sens strict et au sens large. Ces indicateurs sont également décomposés selon le genre et le groupe d'âge.

L'estimation de la relation d'Okun par le modèle ARDL montre que les pays de l'UEMOA partagent une relation d'Okun qui est homogène à long terme. Ce coefficient est négatif et similaire à celui trouvé par Okun. Une augmentation du PIB réel induit à long terme une baisse du taux de chômage dans les pays de l'UEMOA. A partir de cette estimation, la relation d'Okun issue du modèle à correction d'erreur de la Côte d'Ivoire a été extraite. Elle a servi à projeter le taux de chômage et le niveau de l'emploi de 2018 à 2025.

Les résultats indiquent que le taux de chômage était en baisse de 2018 à 2019. Mais en 2020, compte tenu du ralentissement de l'activité économique liée au choc de la COVID-19, le taux de chômage aurait connu une hausse de 0,3 point de pourcentage par rapport à 2017 année de la dernière enquête emploi. Les perspectives économiques envisagées de 2021 à 2025 si elles sont confirmées induiront une baisse du taux de chômage qui se situerait à 2,84 % en 2025 pour le taux de chômage au sens strict et 11,97 % pour le taux de chômage au sens large.

Cette démarche, qui permet d'inclure dans le cadrage macroéconomique la dimension emploi, contient cependant des limites ; notamment au niveau des coefficients structurels qui font l'hypothèse qu'ils resteront constants. Elle pourrait par conséquent être améliorée lorsque les données seront disponibles et permettront de modéliser certains comportements notamment celui de la main d'œuvre potentielle.

## Références Bibliographiques

- Abiodun O. F. and Oluwafemi, M., A. (2017)**, Macroeconomic Determinants of Unemployment : Empirical Evidence From Economic Community Of West African States, *African Development Review*, 29(2), 197-210
- Abu, N. (2017)**, “Does Okun’s law exist in Nigeria? Evidence from the ARDL bounds testing approach”, *Contemporary Economics*, 11(2), pp. 131-144, <http://dx.doi.org/10.5709/ce.1897-9254.232>.
- Adeyeye, P. O., Odeleye, A., Aluko, O., A. (2019)**, “Investigating Okun’s law in Nigeria Through the Dynamic Model”, *Journal Of Economics and Behavioral Studies*, 9(6), 39-46.
- Baghli, M., Bruhnes-Lesage V., De Bandt, O., Fraise, H., Villetelle, J-P. (2003)**, “Le modèle MASCOTTE pour l’économie Française: principales propriétés et résultats de variants”, *Bulletin de la Banque de France* No. 118- Octobre.
- Blackburn III, E., F., and Frank, M., W. (2007)**, “Estimation of nonstationary heterogeneous Panel”, *The Stata Journal*, 7(2), 197-208.
- Cabannes, P-Y., Erkel-Rousse, H., Klein, C., Lalanne, G., Monso, O., Pouliquen, E., Simon, O. (2012)**, “Survol de MESANGE: un modèle macroéconomique à l’usage du praticien”, *Economie et Statistique*, No. 451-453.
- Edi, J., S., et Laffiteau, E. (2017)**, “Les modèles macroéconomiques en usage dans les systèmes statistiques des pays membres d’Afristat: un état des lieux”, *Statéco* No.111, P.31-42.
- El Aynaoui, Ibourk, A. (2016)**, “Policy Lessons from Okun’s Law for developing countries”, Global Labor Markets workshop, Paris september 1-2.
- Faverau, O., Mouillart, M. (1981)**, “la stabilité du lien Emploi-croissance et la loi d’Okun”, *Consommation-Revue de socio-économie* 1, 85-117.
- Gouider, A, Nouria, 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 evidences 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.
- Hsiao, C., Luke Chan, M. W., Mountain, D. C., and Tsui, K. Y., (1989)**, “Modeling Ontario regional electricity system demand using mixed fixed and random coefficients approach”, *Regional Science and Urban Economics*, 19, 567-587.
- Hsiao, C., Appelbe, T. and Dineen, C. R., (1993)**, “A general framework for panel data analysis with an application to Canadian customer dialed long distance service”, *Journal of Econometrics*, 59, 63-86.
- Hsiao, C., Mountain, D., C., and Ho-Ilman, K. (1995)**, Bayesian integration of end-use metering and conditional demand analysis, *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 315-326.
- Huang H. C., Yeh C. C. (2013)**, “ Okun’s Law in panels of countries and state”, *Applied Economics*, 45(2), 191-199.
- Korem, A., (2021)**, “Croissance économique et chômage: Evidence empirique de la loi d’Okun dans les pays de l’UEMOA”, *Revue Economique et Sociale Africaine*, 72(2), 128-162.
- Lee, S., Schmidt-Klau, D., Weiss, J., And Chacaltan, J. (2002)**, Does Economic growth deliver Jobs?, Revisiting Okun’s Law, *ILO working paper*, No. 17, Geneva.
- Louis, J. (2017)**, “La famille des modèles TABLO, une histoire qui compte”, *Statéco* No. 111, P.43-55.
- 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.
- OCDE (2004)**, “Evolutions, Perspectives et enjeux macroéconomiques”, *Etudes économiques de l’OCDE*, No. 3, P. 27-49.
- OFCE (2021)**, “Perspectives économiques 2021-2022”, *Policy Brief* 89, 14 avril 2021.

**Okun A. (1962)**, “ Potential GNP: its measurement and significance”, *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section, American Statistical Association*, 98-103.

**Oluyomi, O., D., Oluwatobi, S. and Ogundipe, A. (2009)**, “Output and Unemployment Relationship : How applicable is Okun’s law to Nigeria ?”, *Social Sciences*, 11(8), 1422-1427.

**Pesaran M. H. (2004)**, “General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels”, *Tech.rep., Institute for the Study of Labor (IZA)*.

**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 Long run Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.

**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.