

LES CAHIERS DE L'ONEF

Tome 1

**Croissance économique
et accès à l'emploi formel
en Côte d'Ivoire :
Déterminants et Leviers**

1^{ère} édition | N° 01

REPUBLIQUE DE CÔTE D'IVOIRE

UNION-DISCIPLINE-TRAVAIL

MINISTÈRE DE L'EMPLOI ET DE PROTECTION
SOCIALE

LES CAHIERS DE L'ONEF

N°01_2024

DECEMBRE 2024

Numéro spécial

Tome 1 :

Croissance économique et accès à l'emploi formel en Côte d'Ivoire :
déterminants et leviers

1^{ère} édition



PREFACE

Le décret n° 2021-354 du 07 juillet 2021 portant création, attributions, organisation et fonctionnement d'un Etablissement Public National (EPN) à caractère administratif dénommé Observatoire National de l'Emploi et de la Formation (ONEF) traduit la ferme volonté du Président de la République, Son Excellence Monsieur Alassane OUATTARA et l'engagement du Gouvernement ivoirien de doter la Côte d'Ivoire d'un Système d'Information sur le Marché du Travail (SIMT) performant.

Selon l'article 3 du décret, l'ONEF a pour mission d'initier et de conduire, en liaison avec les ministères et les acteurs institutionnels, notamment le secteur privé, agissant dans le domaine de l'emploi, toutes activités relatives au fonctionnement du SIMT. Il assure particulièrement la mission de production, d'analyse et de diffusion des informations statistiques sur le marché du travail.

Dans son rôle d'assurer plus globalement l'animation et la coordination du SIMT, l'ONEF avec la contribution des acteurs du SIMT, a initié en 2024 un appel à contribution dénommé « Les Cahiers de l'ONEF » dont le but est de réaliser des études sectorielles et thématiques **en vue de fournir des éclairages, la transparence sur le marché du travail, sur l'efficacité externe et interne du système de formation.**

L'appel à contribution s'est déroulé sur deux thématiques :

i) Croissance économique et accès à l'emploi formel en Côte d'Ivoire : déterminants et leviers ;

ii) Formation et emploi des jeunes de la Côte d'Ivoire face aux défis nouveaux du marché du travail : anticipation et adéquation.

Chacune de ces thématiques constitue un volume de cette première édition de « Les cahiers de l'ONEF ».

*Directeur de l'Observatoire National
de l'Emploi et de la Formation*

Pénatien Emile KONE

SOMMAIRE

Effet de la croissance économique sur les Indicateurs Clés du Marché du Travail (ICMT) en Côte d'Ivoire : Une analyse sur données de panel de 2016 à 2019	5
Flexibilité et qualité de l'emploi agricole : quels effets sur la croissance économique en Côte d'Ivoire ? Une analyse empirique	27
Les déterminants de l'accès à l'Emploi Formel en Côte d'Ivoire	63
Les IDE et la réduction du chômage : le cas de la Côte d'Ivoire	90
Croissance, informalité, emploi et sous-utilisation de la main d'œuvre en Côte d'Ivoire : une analyse comparative par la loi d'Okun	116

Effet de la croissance économique sur les Indicateurs Clés du Marché du Travail (ICMT) en Côte d'Ivoire : Une analyse sur données de panel de 2016 à 2019

*Akrassi Kouakou Evrard KOUAME¹ & Antoine
N'GRATIER²*

Résumé

Depuis pratiquement une décennie, la Côte d'Ivoire a renoué avec le niveau de croissance économique qu'on lui connaissait avant les années de fortes crises. En s'appuyant sur diverses sources statistiques (enquêtes emploi, banque de données financières), cette étude vise à analyser l'effet de la croissance observée sur certains indicateurs que sont les taux de sous-emploi lié au temps de travail, de couverture santé des travailleurs et de travailleurs pauvres. L'approche par les données de panel appliquée aux données stratifiées par branches d'activités permet d'avoir les résultats majeurs suivants. L'accroissement de la production des branches d'activités conduit à la réduction du taux de sous-emploi lié au temps de travail d'une part. D'autre part, il a contribué à améliorer le taux de couverture santé des travailleurs. Cette recherche ouvre des perspectives d'analyses sectorielles approfondies sur les bénéfices des prestations de santé et les caractéristiques des activités qu'occupent les travailleurs.

Mots clés : PIB, emploi, salaires, Côte d'Ivoire.

¹ Enseignant à l'UFR-SEG (Université Félix Houphouët-Boigny) ; Chercheur Associé au CREMIDE et à la CAPEC ; evrarakrassi@gmail.com.

² Enseignant à l'UFR-SEG (Université Félix Houphouët-Boigny) ; Chercheur Associé au CREMIDE et à la CAPEC ; napositif2005@yahoo.fr.

1. Introduction

Entre 2002 et 2011, la Côte d'Ivoire a connu une crise qui a freiné la croissance économique du pays pourtant bien amorcée les années précédentes. Pis, cette crise a contribué à détériorer les acquis enregistrés dans le domaine économique et social. Les ressources de l'Etat ont servi à soutenir les ménages dans leurs dépenses d'éducation et de santé (Sylla et al., 2018).

De plus, la crise a entraîné une aggravation du taux de chômage combiné à la détérioration des conditions de vie des ménages (Yabile, 2013).

A partir de 2011, les initiatives entreprises par le Gouvernement ont permis d'améliorer et de renforcer les indicateurs macroéconomiques.

En effet, le Produit Intérieur Brut (PIB) a quasiment doublé passant de 18346,9 milliards de Francs CFA en 2011 à 34882,4 milliards en 2021 (Banque mondiale, 2023). En 2020, la croissance a ralenti à +2% puis a marqué un fort rebond à +7% en 2021. Depuis cette date, le taux de croissance reste soutenu et stable de 8% indiquant ainsi que le pays s'engage dans l'élan de développement traduit dans certains documents de stratégies tels que le Plan National de Développement (PND) 2021-2025, le Plan stratégique « Côte d'Ivoire 2023 » et l'Etude Nationale Prospective (ENP) 2040.

Sur la même période, les sources statistiques révèlent que la proportion des emplois s'est accrue faisant passer la population en emploi de 65% en 2012 à 97% en 2019. Cependant, les taux d'emploi des jeunes et ceux des

femmes ont baissé. Pour la première catégorie, il passe de 59,2% à 38,1% pendant qu'il a chuté de 59,2% à 51,3% pour les femmes de 2012 à 2019. Le taux de pauvreté connaît également une baisse. Il a chuté de 48,9% en 2008 à 46,3% à 2015 (ENV, 2015). Paradoxalement, la pauvreté semble persister au sein de la population en emploi au sein de laquelle plus du tiers, soit 35,5% des travailleurs est pauvre. Selon l'OIT, ce taux est estimé à 30% en 2022. Aussi, en dépit des bons niveaux de croissance sur ces dernières années, les inégalités d'accès à la protection sociale entre catégories socioprofessionnelles persistent (N'Gratier, 2023). En outre, le revenu moyen tout secteur d'activité confondu connaît une hausse et s'établit à 107 748 Francs CFA en 2019. Le secteur informel reste le secteur le plus pourvoyeur d'emplois avec une part de 89,4% (EEMCI, 2012) contre 89,2% (ENE, 2019).

Cependant, la théorie économique ne permet pas d'avoir une position tranchée sur le lien établit entre la croissance économique et les variables présentées ci-dessus. En effet, les travaux ayant pour support la théorie de la croissance endogène soutiennent que le progrès technique peut être destructeur d'emploi si celui-ci n'est pas intensif en main d'œuvre (Okun, 1962 ; Howitt, 1992, 1998 ; Pissarides, 1990 ; Mortensen et Pissarides, 1994). Sur la question des salaires, les analyses s'inscrivent dans la dynamique de la redistribution des fruits de la croissance. Suivant la théorie néoclassique, cette redistribution s'appuie sur la rémunération à la productivité marginale. La conception néokeynésienne de Harrod-Domar accorde une prépondérance à la productivité relative et à la rareté des facteurs de production. De ce fait, la croissance exerce un effet positif sur les salaires si le facteur travail est rare.

Cependant, la croissance semble avoir des effets directs faibles sur les salaires nominaux et les salaires réels (Kaldor, 1956, 1957 ; Sattinger, 2004). De plus, faisant référence à la théorie du capital humain, la croissance améliore à la fois les conditions d'offre et de demande de travail et inversement (Becker et Schultz, 1964, 1961 ; Romer, 1986 ; Acemoglu et Johnson, 2006).

Cette situation amène à s'interroger sur la contribution de la croissance économique observée à l'amélioration ou la détérioration des indicateurs du marché du travail. Dans ce sens, la question à laquelle cette étude tente de répondre est formulée comme suit : quels sont les effets de l'accroissement du PIB sur les indicateurs clés du marché du travail en Côte d'Ivoire ? Ainsi, l'étude se fixe pour objectif d'analyser l'effet de l'accroissement du Produit Intérieur Brut (PIB) par sous-secteurs d'activités sur certains Indicateurs Clés du Marché du Travail (ICMT) en Côte d'Ivoire. Les indicateurs retenus sont : le taux de sous-emploi lié au temps de travail, le taux de couverture santé des travailleurs et le taux de travailleurs pauvres.

Dans les points qui suivent sont successivement présentés la revue de la littérature, la stratégie de recherche avant la présentation et la discussion des résultats statistiques et économétriques obtenus.

2. Revue de la littérature

La littérature existante fait état de ce que les effets de la croissance économique sur les indicateurs du marché du travail sont multiformes et ne semblent pas s'aligner sur les conclusions théoriques.

En Chine, la comparaison entre le taux d'embauche des jeunes diplômés et la croissance du PIB révèle l'absence de corrélation entre ces données. En effet, le taux d'emploi des jeunes diplômés n'a absolument pas suivi la hausse de la croissance. En 1999, la croissance économique affiche un petit 7,1 %, alors que le taux d'embauche des jeunes diplômés, de 79,3 %, dépasse les 76,8 % de 1998 pour une croissance de 7,8 %. La richesse créée n'est pas consommée par la majorité de la population, ce qui constitue un frein à la croissance du secteur tertiaire. Une autre conséquence est qu'une grande partie de la main-d'œuvre est dans l'impossibilité de passer dans les nouveaux secteurs de production, créant un effet d'engorgement sur le marché du travail. A Shanghai, la ville la plus dynamique de Chine, le secteur tertiaire croît en moyenne de deux points par an, ce qui est considérablement inférieur au rythme de la croissance économique.

C'est dans la structure de la croissance économique chinoise qu'il faut chercher les explications pertinentes de cet écart problématique entre l'emploi et la forte croissance économique chinoise. Il apparaît qu'en dépit d'un taux de croissance annuelle de 30 % des investissements en capital fixe et des exportations, qui ont efficacement entraîné le PIB, la croissance de la

consommation annuelle des ménages s'est difficilement maintenue autour de 10 % environ. Non seulement la croissance chinoise manifeste un déséquilibre structurel (envolée des prix immobiliers à Shanghai), mais le développement du secteur tertiaire s'en trouve ralenti, alors que des études montrent que le coefficient d'élasticité de l'emploi par rapport à la croissance est plus élevé dans le secteur tertiaire (0,57) que dans le secteur secondaire (0,34) (Nanping, 2003).

En Algérie, la formation d'un secteur informel est le fait de l'existence d'un taux de chômage ; lequel accroît la permissivité des règles et réduit l'élasticité de l'emploi par rapport au degré de flexibilité des institutions. Ce chômage actuel est davantage une manifestation de la récession qui frappe l'économie depuis deux décennies (1993 – 2002), la croissance du PIB a été de 2,3%, alors qu'à la même période la population active croissait de 3,4 %. Une politique de croissance est dès lors utile pour générer le nombre d'emplois nécessaires à une réduction sensible du chômage (Bouklia-Hassane et Talahite, 2008). Pour eux un effort de productivité et d'accumulation serait nécessaire à une réduction du chômage à moyen terme tout en faisant la distinction entre les emplois formels et informels créés. Toutefois, deux groupes de contraintes, qui en limitant parfois sévèrement la création d'emplois, sont à l'origine du déséquilibre persistant que l'on constate désormais sur le marché du travail en Algérie. Le premier groupe a trait à la nature du schéma institutionnel qui régule le fonctionnement du marché du travail. Le deuxième groupe de contraintes est lié à la faiblesse des performances de l'économie en termes de productivité et d'investissement dans le secteur privé, où prédominent les

petites entreprises qui, certes, absorbent une grande partie de la force de travail dans le secteur formel ou informel, mais dont les capacités financières et les gains de productivité sont limités.

Une étude menée sur les Départements d'outre-mer montre que le marché du travail dans les Dom est caractérisé par un chômage encore élevé malgré une forte croissance économique (Hecquet et Parain, 2006). En effet, dans les années 1990, les quatre départements d'outre-mer ont enregistré une expansion économique plus rapide que la métropole.

Grâce à de fortes transformations de leur tissu économique, ils se sont rapprochés de la moyenne nationale en termes de PIB et de revenu par habitant, même si les écarts restent encore importants. Ces départements ont connu, à partir de 1998, une réduction sensible de leur taux de chômage. Mais, en dépit de ces progrès, celui-ci demeure très élevé. En 2004, il s'élevait à 28,2 % pour les quatre Dom, contre 9,9 % en métropole. Cela tient en partie à la formation moindre de la main-d'œuvre : 45,8 % des actifs des Dom n'ont aucun diplôme, contre 15,9 % de ceux de métropole. Toutefois, à niveau de formation équivalent, le chômage est bien plus élevé dans les Dom. Dans un contexte de forte croissance démographique, les jeunes, les femmes et les non-diplômés sont particulièrement pénalisés. Les principaux résultats auxquels aboutissent ces auteurs sont les suivants : des taux d'activité féminins plus élevés aux Antilles qu'à la Réunion, un chômage dans les Dom deux à trois fois plus élevé qu'en métropole, des taux de chômage particulièrement élevés pour les jeunes et les femmes. A ceux-ci on ajoute la présence d'actifs moins

diplômés qu'en métropole, un chômage de longue durée plus fréquent qu'en métropole et le fait que sans les Dom, un ménage actif sur trois est touché par le chômage.

3. Stratégie de recherche

La stratégie de recherche adoptée a consisté à collecter des données secondaires et à mobiliser des méthodes à la fois statistique et économétrique pour l'analyse.

3.1. Données de l'étude

Les données mobilisées pour l'étude sont des enquêtes emploi conduites soit par l'Agence Emploi Jeunes (AEJ) ou la Direction Générale de l'Emploi (DGE) avec l'appui technique de l'ex-Institut National de la Statistique (INS) et/ou de AFRISTAT. Il s'agit notamment de l'Enquête Nationale sur la Situation de l'Emploi et le Secteur Informel (ENSESI) de 2016, l'Enquête Régionale Intégrée sur l'Emploi et le Secteur Informel (ERI-ESI) de 2017 et l'Enquête Nationale sur l'Emploi (ENE) de 2019. Toutes ces bases fournissent les informations nécessaires pour adresser les questions traitées dans cette étude. En effet, outre les caractéristiques sociodémographiques, les aspects liés à l'emploi, la situation dans l'emploi, le type d'emploi occupé, les rémunérations salariales sont traitées.

Par ailleurs, les données de la banque des données financières (BDF) ont permis de capter les contributions de chaque branche d'activités au PIB sur les années sur mentionnées.

3.2. Variables retenues

Les variables à expliquer et les variables explicatives sont décrites dans le tableau 1. Les variables à expliquer (indicateurs du marché du travail retenus) sont le taux de sous-emploi lié au temps de travail, le taux de couverture santé des travailleurs et le taux des travailleurs pauvres. Les variables explicatives sont le logarithme du PIB, le logarithme du salaire moyen, l'âge moyen, l'expérience moyenne, le nombre de diplômés et de cadres, la répartition par sexe, la taille du ménage et la durée moyenne du temps de chômage.

Le PIB moyen en milliards de francs est de l'ordre de 1 662, 12, tandis que le salaire moyen en milliers de francs toutes branches d'activités confondues est de 109 846,8. On constate que l'âge moyen des travailleurs est de 34,73 ans ; leur expérience professionnelle moyenne dans la profession se situant autour de 7 ans. Les travailleurs connaissent une durée moyenne de chômage avant emploi d'environ 1,15 ans comptent en moyenne dans leur ménage 4,29 personnes.

Tableau 1 : Description des variables

Variables	Description
Variables à expliquer	
Taux de sous-emploi lié au temps de travail	Pourcentage de personnes travaillant insuffisamment par rapport à des situations alternatives d'emploi qu'elles souhaitent occuper et sont disponibles pour le faire
Taux de couverture santé des travailleurs	Pourcentage des travailleurs ayant une couverture santé par rapport à l'ensemble des travailleurs.
Taux de travailleurs pauvres	Pourcentage de travailleurs dont les revenus mensuels sont insuffisants pour couvrir leurs besoins.
Variables explicatives	
Log (PIB)	Logarithme du PIB par branche d'activité
Log (Salaire moyen)	Logarithme du salaire mensuel moyen par branche d'activité
Âge moyen	Âge moyen des travailleurs dans une branche donnée.
Expérience moyenne	Nombre moyen d'années d'expérience dans l'emploi des travailleurs dans une branche.
Diplômés	Proportion de travailleurs ayant un niveau d'éducation secondaire et plus dans une branche.
Cadres	Proportion de cadres dans une branche.
Femme	Proportion des travailleurs de sexe féminin dans une branche.
Taille du ménage	Nombre moyen des membres dans le ménage d'un travailleur dans une branche.
Durée moyenne du temps de chômage avant obtention d'un emploi	Nombre moyen d'années subi par le travailleur avant l'obtention de son emploi.

Source : Auteurs

Les tableaux 2 et 3 résument les statistiques descriptives respectivement des variables à expliquer et des variables explicatives.

Tableau 2 : Statistiques descriptives des variables à expliquer

Variables à expliquer	N	Moyenne
Sous-emploi lié au temps de travail	48	0,1286
Couverture santé	48	0,1574
Travailleurs pauvres	48	0,1446

Source : Auteurs

Tableau 3 : Statistiques descriptives des variables explicatives

Variables explicatives	N	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
PIB moyen	48	1662,12	1685,536	106,405	6620,091
Salaire moyen	48	109846,8	51208,07	31677,91	227054,5
Âge moyen	48	34,73	4,25	25,18	48,66
Expérience moyenne dans la profession	48	6,65	2,92	2	20,66
Taille moyenne du ménage	48	4,29	0,81	2,25	6,25
Durée moyenne du temps de chômage avant obtention d'un emploi	48	1,15	0,92	0	5,5
Femmes	48	0,1489			
Cadres	48	0,1120			
Diplômés	48	0,4897			

Source : Auteurs

3.3. Méthode d'analyse

La méthode d'analyse retenue est celle des données de panel afin de mesurer l'effet de l'accroissement du PIB sur les ICMT retenus. Le test de spécification de Hausman (1978) permet de retenir un modèle à effets fixes ou un

modèle à effets aléatoires pour les estimations sur la base combinant les informations sur l'emploi et celles du PIB construites en panel. Les données n'étant pas appariées, les seize branches d'activités (Activités financières et assurance, Agriculture d'exportation, Agriculture vivrière, Autres industries, Bâtiments et Travaux Publics (BTP), Commerce et réparation, Eau, électricité et assainissement, Egrenage et services annexes à l'agriculture et à l'élevage, Hôtels, restaurants, éducation, services aux ménages et autre services, Industries agroalimentaires, Industries extractives, Pêche, Sylviculture, Télécommunication, information et communication, Transports et entreposage) représentent les individus.

Ainsi, quatorze (16) sous-branches d'activités sont répertoriées sur 3 ans soit un total de $N = 16 \times 3 = 48$ observations. L'un des avantages des données de panel réside dans la double dimension (individuelle et temporelle) qui permet de tenir compte simultanément de la dynamique des comportements et de leur éventuelle hétérogénéité. Suivant le résultat du test de spécification de Hausman un modèle à effets fixes (équation 1) ou un modèle à effets aléatoires (équation 2) est estimé. Les spécifications théoriques des modèles sont les suivantes :

$$Y_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

avec ε_{it} , le terme d'erreur

Où

$$Y_{it} = X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

avec $\varepsilon_{it} = \alpha_i + \mu_{it}$

Où Y_{it} est le taux de sous-emploi lié au temps de travail³ ; X_{it} est le vecteur des variables exogènes ; α_i (équation 1) est l'effet individuel (constant dans le temps mais propre à chaque individu) appelé également « effets spécifiques » de l'individu i permettant de capter l'hétérogénéité individuelle ; β représente le vecteur des coefficients des variables exogènes ; α_i et μ_{it} (équation 2) sont des perturbations aléatoires non corrélées : α_i exprime un effet individuel et μ_{it} , un effet résiduel. Dans cette équation, α_i est considéré comme aléatoire. Ce qui signifie qu'il ne dépend pas d'une constante propre à chaque individu mais d'une perturbation propre à chaque individu. En outre, la procédure du test consiste à voir si les coefficients des deux estimations (fixes et aléatoires) sont statistiquement différents ou pas. Le test est le suivant :

$$H_0: \hat{\beta}_{LSDV} - \hat{\beta}_{MCG} = 0 \quad vs \quad H_a: \hat{\beta}_{LSDV} - \hat{\beta}_{MCG} \neq 0$$

On calcule la statistique suivante :

$$H = (\hat{\beta}_{LSDV} - \hat{\beta}_{MCG})' [Var(\hat{\beta}_{LSDV}) - Var(\hat{\beta}_{MCG})]^{-1} \quad (3)$$

où $(\hat{\beta}_{LSDV} - \hat{\beta}_{MCG})$ est la matrice de la différence des coefficients estimés dans le modèle à effets fixes et dans le modèle à effets aléatoires ; $(\hat{\beta}_{LSDV} - \hat{\beta}_{MCG})'$ est sa transposée ; $[Var(\hat{\beta}_{LSDV}) - Var(\hat{\beta}_{MCG})]^{-1}$ est l'inverse de la matrice de la différence des variances des coefficients estimés dans les modèles à effets fixes et aléatoires.

³ Ou le taux de couverture santé des travailleurs ou encore, le taux de travailleurs pauvres.

La statistique H est distribuée selon une loi de Chi-Deux à 10 degrés de liberté dans notre cas. Si $H > \chi^2(10)$ pour un seuil $a \alpha \%$ fixé, nous rejetons l'hypothèse nulle et l'estimateur *LSDV4 (Within)* défini sur le modèle à effets fixes individuels est non biaisé. Dans ce cas, nous choisissons le modèle à effets fixes individuels. L'estimateur $\hat{\beta}_{MCG}$ des Moindres Généralisés (MCG) est défini sur le modèle à effets aléatoires.

4. Résultats et interprétations

A ce niveau, sont présentés les faits stylisés du lien entre la croissance économique et les ICMT retenus d'une part ; et d'autre part, les résultats économétriques des effets de cette croissance mesurée sur les indicateurs.

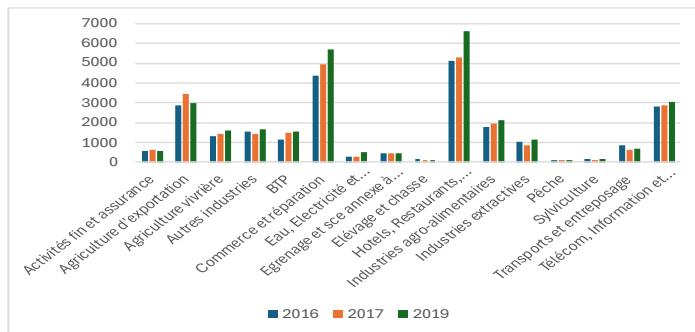
4.1. Faits stylisés du lien entre croissance économique et ICMT

Cette section se propose de présenter suivant une analyse statistique les effets du regain de croissance économique en Côte d'Ivoire sur certains indicateurs du marché du travail. Mais avant, le graphique 1 précise la contribution de chacune des branches d'activités au PIB sur la période. Il ressort que quatre (4) branches ont fortement contribué à l'accroissement du PIB⁵. Ce sont : l'agriculture d'exportation ; le commerce et la réparation ; l'hôtellerie et la restauration ainsi que la branche télécommunication, information et communication.

⁴ Least Square Dummy Variable (LSDV).

⁵ PIB au prix constant en milliard (année de base 2008).

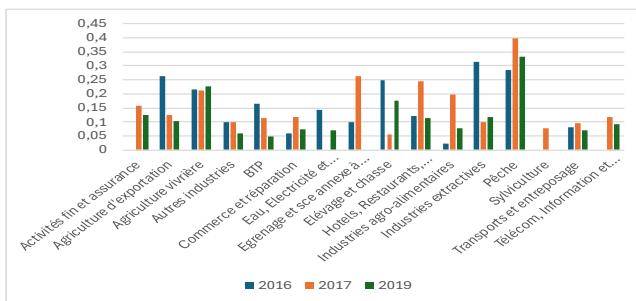
Graphique 1 : Contribution des branches d'activités au PIB en 2016, 2017 et 2019



Source : Auteurs, à partir des données BDF et enquêtes emplois

Le graphique 2 met en évidence le lien entre croissance du PIB et le taux de sous-emploi lié au temps de travail.

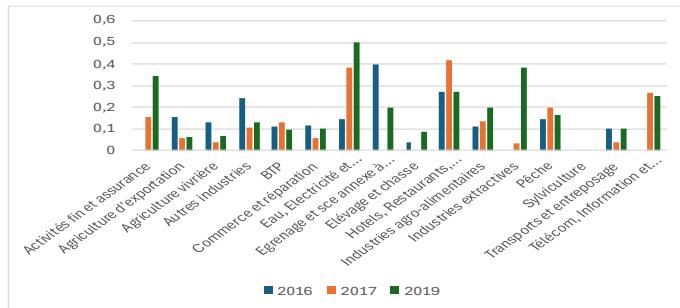
Graphique 2 : Evolution du sous-emploi lié au temps de travail par branches en 2016, 2017 et 2019



Source : Auteurs, à partir des données BDF et enquêtes emplois

Le graphique 3 traduit le rôle du PIB dans l'accès à la couverture santé des travailleurs en Côte d'Ivoire sur les années indiquées.

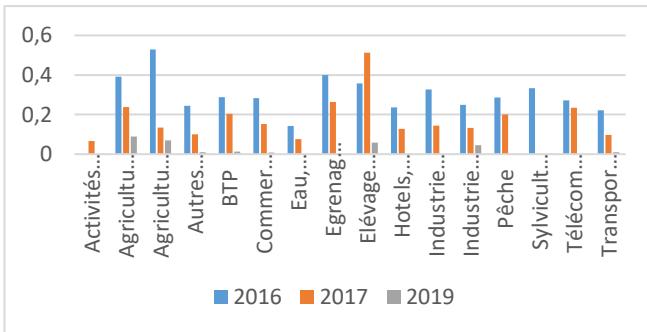
Graphique 3 : Taux de couverture santé des travailleurs par branches en 2016, 2017 et 2019



Source : Auteurs, à partir des données BDF et enquêtes emplois

Le graphique 4 fait référence au lien entre le PIB et taux de travailleurs pauvres en Côte d'Ivoire sur les années indiquées.

Graphique 4 : Taux de travailleurs pauvres par branches en 2016, 2017 et 2019



Source : Auteurs, à partir des données BDF et enquêtes emplois

4.2. Résultats économétriques

Les tests et diagnostics sont très importants dans l'explication des phénomènes économiques surtout lorsque cette explication s'appuie sur des techniques économétriques. Dans les données de panel, il est important pour les chercheurs d'effectuer plusieurs tests à l'effet de s'assurer de la production de coefficients pertinents pouvant permettre de faire des recommandations de politiques économiques. Dans le cas présent, nous recourrons aux tests de Hausman pour le choix du modèle et les tests d'hétéroscléasticité et d'autocorrélation. Omettre de faire ces deux derniers tests en de mener des corrections éventuelles peut conduire à la production de résultats peu robustes. En effet, en présence d'hétéroscléasticité, les variances des erreurs ne sont pas constantes et l'hypothèse d'homoscléasticité des erreurs est prise à défaut. De plus, si les erreurs sont corrélées, l'hypothèse de non-corrélation des erreurs est aussi prise à défaut.

Ainsi, pour avoir des estimateurs pertinents, il est nécessaire de procéder en plus de tests à des corrections. Le test de Breusch-Pagan est un excellent test utilisé dans les modèles à effets individuels pour détecter ces deux situations. Si nous sommes en présence d'hétéroscléasticité des erreurs et d'autocorrélation, l'estimateur des Moindres Carrées Ordinaires n'est plus préférable, il est nécessaire d'utiliser celui des Moindres carrées Généralisés prenant en compte les deux biais et produisant des estimateurs meilleurs.

Les tableaux 4, 5 et 6 en annexes résument les résultats des tests de Hausman du choix du modèle, le test

d'hétéroscédasticité des erreurs et le test d'autocorrélation des erreurs respectivement. Le tableau 7 quant à lui présente les résultats des estimations des effets du PIB sur les indicateurs du marché du travail retenus.

Tableau 7 : Résultats des estimations (moindres carrés généralisés)

Variables	Taux de sous-emploi lié au temps de travail	Taux de couverture santé des travailleurs	Taux de travailleurs pauvres
	MCG	MCG	MCG
Log du PIB	-0,0216** (0,0109)	0,0195* (0,0117)	0,0019 (0,0134)
Log du salaire moyen	0,0465 (0,102)	-	-0,2535*** (0,0375)
Âge moyen	-0,0032 (0,0038)	0,0102** (0,0045)	0,0164*** (0,0056)
Expérience moyenne	-0,0098** (0,0048)	-0,0189*** (0,0054)	-0,0178*** (0,0062)
Diplômé (secondaire/supérieur)	-0,2177*** (0,0151)	-	-0,0261 (0,0828)
Cadres	- -	0,5541*** (0,1035)	0,0668 (0,1607)
Femme	0,0886 (0,1151)	-0,0586 (0,1110)	-0,0226 (0,1274)
Durée moyenne de chômage	- -	-0,0369*** (0,0138)	-0,0246 (0,0183)
Wald Chi2	31,77	70,24	75,21
Prob	0,0000	0,0000	0,0000
Nombre d'observations	48	48	48

Source : Auteurs

Ces résultats révèlent des effets différenciés sur le taux de sous-emploi lié au temps de travail, le taux de couverture santé des travailleurs et le taux de travailleurs pauvres. La production des branches d'activités conduit à la réduction

du taux de sous-emploi lié au temps de travail au seuil de signification de 5%, tandis qu'elle contribue à améliorer le taux de couverture santé des travailleurs. Un autre résultat est que cette richesse créée par les entreprises est sans effet dans la réduction du taux de travailleurs pauvres.

Faisons remarquer que ce travail de recherche n'a pas pour vocation d'aller au-delà de ces constatations. En effet, l'on pourrait s'interroger plus en profondeur sur l'effectivité de la couverture santé. Puisqu'avoir une couverture santé, n'est pas synonyme de bénéfice effectif de soins de santé. Pour s'en rendre compte, il faudrait en faire une vérification. Fonteneau (2007) montre par exemple que quand bien même la couverture maladie offre des prestations intéressantes, celles-ci peuvent ne pas être toujours de qualité. N'Gratier, Kouamé et Aka (2024) eux-aussi dans une étude sur les effets de la revalorisation du salaire minimum sur quelques indicateurs du marché du travail, conseillent la prudence dans lesdits effets. Ainsi, s'il est heureux de constater que la revalorisation du salaire minimum impacte le taux d'emploi des jeunes, l'on devrait ne devrait pas s'en contenter. Il faut chercher à savoir si ces jeunes occupent des emplois décents !

Au-delà de notre variable d'intérêt, les résultats font remarquer que l'expérience moyenne dans l'emploi de même que le niveau d'étude ont une influence significative sur la réduction du taux de sous-emploi lié au temps de travail. Une longue durée passée dans le chômage avant l'obtention de l'emploi n'est pas de nature à favoriser le bénéfice d'une assurance maladie. Les résultats de cette recherche montrent l'importance de la richesse dégagée par les différentes branches d'activités,

notamment en ce qui concerne la diminution du taux de sous-emploi et l'augmentation du taux de couverture santé. Ces deux résultats sont importants. Toutefois, une étude qualitative pourrait compléter la présente recherche à l'effet de s'assurer que les travailleurs bénéficient réellement des prestations de leur couverture santé et que la baisse du taux de sous-emploi n'est pas liée à une augmentation d'occupation d'emplois précaires.

5. Conclusion

La sortie de la crise post-électorale en Côte d'Ivoire s'est accompagnée d'une embellie économique caractérisée par une augmentation du PIB dans les différentes branches d'activités. Les grands travaux sont engagés et nous assistons à une transformation structurelle de l'économie ivoirienne. Pourtant, la pauvreté semble ne pas reculer parmi les travailleurs où plus du tiers, soit 35,5% est pauvre. Ce taux est estimé à 30% en 2022 selon l'OIT. De plus, la croissance économique semble inégalement répartie dans la population, mais cette tendance n'est pas propre à un pays donné comme la Côte d'Ivoire et semble mondiale comme le rappelle l'ONG Oxfam (2019). Cet article a cherché à comprendre les effets de la croissance économique mesurée par le PIB dans 16 branches d'activités sur quelques indicateurs du marché du travail. Il y ressort que la croissance a eu un effet réducteur sur le taux de sous-emploi lié au temps de travail et un effet d'accroissement du taux de couverture santé des travailleurs. Ces résultats sont assez intéressants et confirment donc cet impact de la croissance sur l'améliorateur des indicateurs. Toutefois, un approfondissement de l'analyse sur l'effectivité du

bénéfice des prestations de santé et de la caractéristique des activités qu'occupent les travailleurs ayant vu leur niveau de sous-emploi baissé s'avère indispensable.

Références bibliographiques

- Aghion P. et Howitt P. (1992). Growth and unemployment. *Mimeo, University of West Ontario.*
- Aghion P. et Howitt P. (1998). *Endogenous Growth Theory*, MA: MIT Press.
- Baldacci E. et al. (2004). Social Spending, Human Capital, and Growth in Developing Countries: Implications for Achieving the MDGs. *IMF Working Papers* N°04/217.
- Becker G. (1964). *Human capital*. Columbia university press.
- Bouklia-Hassane et Talahite F. (2008). Régulation et croissance économique en Algérie. *Revue tiers-monde*, n°194 ; pp. 413-437.
- Bureau International du Travail (2015). Indicateurs clés du marché du travail. 9^e éditions. Genève.
- Fonteneau, B. (2007). Protection sociale en Afrique : contribution de l'économie sociale et enjeux politiques, 7^e rencontre du RIUESS, Rennes, 24 et 25 mai.
- Hecquet V. et Parain C. (2006). Le marché du travail dans les Dom : un chômage encore élevé malgré une forte croissance économique. *Les travaux de l'observatoire*.
- Kaldor N. (1956). Alternative theory of distribution. *Review of Economic Studies*, Vol 23, pp 83-100

- Mankiw D., Romer et Weil (1992). A contribution to the empiric of economic growth. *Quarterly journal of economic*, vol 107 p. 407-437.
- Nanping Y. (2003). Les jeunes diplômés chinois en butte au chômage. *Perspectives chinoises*, <http://journals.openedition.org/perspectiveschinoises/201>.
- N'Gratier, A. (2023). Inégalités d'accès à la protection sociale en Côte d'Ivoire. In Lautier, M., Charles, L., Diaw D., Gerardin, H., Quenault, B. (dir.) *Dynamique des inégalités et développement*. Karthala, pp. 269-292.
- N'Gratier, A. (2023). Inégalités d'accès à la protection sociale en Côte d'Ivoire. In Lautier, M., Charles, L., Diaw D., Gerardin, H., Quenault, B. (dir.) *Dynamique des inégalités et développement*. Karthala, pp. 269-292.
- Oxfam. (2019). Services publics ou fortunes privés ? www.oxfam.org.
- Sylla, K., Kablan, C., Traore, K., & Dagniogo, Y. A. (2018). Incidence socio-économique du conflit politico-militaire de 2002 en Côte d'Ivoire. *European Journal of Business and Social Sciences*, 6(11), 169-189.
- Yabile, K. R. (2013). Impact du conflit armé sur l'accentuation de la pauvreté en Côte d'Ivoire. *European Scientific Journal*, 9(8).
- Yogo, U. T. (2007). Croissance Economique et Marché du Travail au Cameroun.

Flexibilité et qualité de l'emploi agricole : quels effets sur la croissance économique en Côte d'Ivoire ? Une analyse empirique

Edouard Pokou ABOU,

Laboratoire de Recherche en Economie et Gestion (LAREG), Université

Jean Lorougnon GUÉDÉ, abou-pokou@ujlg.edu.ci

Nibontenin SORO,

Laboratoire de Recherche en Economie et Gestion (LAREG,
Université Jean Lorougnon GUÉDÉ, soroniibontenin@gmail.com

Sylvain Kouassi ASSIENIN,

Laboratoire de Recherche en Economie et Gestion (LAREG,
Université Jean Lorougnon GUÉDÉ, assieninksylvain@gmail.com

Stephane Koffi KOUAME,

Laboratoire de Recherche en Economie et Gestion (LAREG,
Université Jean Lorougnon GUÉDÉ, koffistephane1989@gmail.com

Résumé

Cette étude analyse l'incidence de la qualité et de la flexibilité de l'emploi agricole sur la croissance économique en Côte d'Ivoire entre 1991 et 2023. À l'aide d'un modèle ARDL (Autoregressive Distributed Lag Model), les effets à court et à long termes de ces deux dimensions ont été analysés. Les résultats révèlent que la qualité de l'emploi agricole exerce une influence positive et significative sur la croissance à long terme. L'amélioration des conditions de travail et l'augmentation des revenus agricoles renforcent la productivité. Toutefois, à court terme, cet effet est négatif en raison des coûts d'ajustement engendrés par la formation, la mécanisation et la réorganisation structurelle. En ce qui concerne la flexibilité de l'emploi, des conditions de travail instables nuisent à la croissance économique à long terme. Cependant, à court terme, une flexibilité encadrée par des investissements éducatifs produit des effets positifs. En outre, la pluviométrie a des effets ambivalents.

À court terme, elle soutient la croissance en réduisant les coûts d’irrigation ; mais à long terme, son instabilité affecte la productivité, notamment à cause de l’érosion des sols et des perturbations des récoltes. L’étude recommande d’améliorer la qualité de l’emploi agricole par la formation et la mécanisation, tout en introduisant des mécanismes de protection sociale pour encadrer la flexibilité. Enfin, des investissements dans les infrastructures d’irrigation et les stratégies de résilience climatique sont essentiels pour transformer durablement le secteur agricole et en faire un moteur de croissance économique.

Mots-clés : Croissance économique, flexibilité de l’emploi, qualité de l’emploi, résilience climatique.

1. Introduction

La question des effets de l'emploi agricole sur la croissance économique demeure une préoccupation pour les décideurs et les chercheurs. Depuis les indépendances, la Côte d'Ivoire a été la vitrine du continent grâce à son agriculture, avant de connaître des crises économiques en raison de la chute des prix des matières premières (Jarret & Mahieu, 1991). Durant la période 1960-1980, l'économie ivoirienne a en effet été considérée comme l'une des plus dynamiques du continent avec un taux de croissance annuel de 7 %. L'accroissement de la productivité agricole de cette période était accompagné d'une augmentation de la main-d'œuvre agricole pour augmenter les revenus agricoles. Cependant, dans les années 80, la chute des prix des matières premières sur le marché international a entraîné une baisse de l'emploi agricole, qui avait crû de 4,1 % par an entre 1975 et 1980.

En 1980, grâce à une production accrue, les exportations agricoles ont permis à la Côte d'Ivoire de réaliser le plein emploi et de soutenir sa dynamique de croissance. Comparativement au secteur moderne, le taux de croissance de l'emploi agricole est passé de 9,3 % entre 1975 et 1980 à 8,9 % entre 1981 et 1985. Dans le secteur agricole, le taux d'emploi est resté élevé par rapport aux autres secteurs de l'économie. Néanmoins, les emplois de ce secteur sont en moyenne les moins productifs. Le revenu moyen mensuel par travailleur n'est que de 63 944 FCFA (Banque Mondiale, 2015). En outre, moins de 20 % des travailleurs du secteur agricole ont un emploi salarié et moins de 10 % ont un emploi salarié formel. Le revenu moyen mensuel dans le secteur agricole formel est

largement supérieur à celui du secteur informel (Christiaensen & Premand, 2017). Cette situation traduit la précarité des emplois agricoles.

Face à la précarité de l'emploi agricole et pour pallier l'écart salarial, la Côte d'Ivoire a décidé d'investir dans le secteur agricole en mettant en place un capital-risque pour les agriculteurs (Banque Mondiale, 2012). Ce financement a pour objectifs de favoriser les innovations agricoles, dont les effets sur la productivité et l'emploi constituent un moyen efficace pour atteindre les Objectifs de Développement Durable (ODD). C'est dans cette optique que l'Etat a créé le Fonds Interprofessionnel pour la Recherche et le Conseil Agricole (FIRCA) dont le rôle est de favoriser l'innovation dans les techniques de production agricole en encourageant la mécanisation. Cette innovation peut favoriser la création d'emplois agricoles formels et impulser une croissance soutenue (Baffour et al, 2022 ; Simbarashe & Raynold, 2023 ; Mihasina & Yongjian, 2021). Par exemple, les dépenses de R&D génèrent de l'emploi dans les régions qui présentent des niveaux d'innovation élevés (Destefanis & Rehman, 2023).

En Côte d'Ivoire, le marché agricole est principalement dominé par de petits exploitants qui travaillent seuls ou avec leur famille avec des pratiques traditionnelles rudimentaires (machette, daba, etc). Cette agriculture traditionnelle nécessite parfois des heures de travail extrême. En d'autres termes, ces agriculteurs n'ont pas la capacité d'adaptation avec l'évolution économique technologique. Or, ce secteur reste l'un de ceux qui proposent le plus d'emplois en Côte d'Ivoire. L'un des

défis auxquels la Côte d'Ivoire est confrontée serait de faire basculer les emplois agricoles informels vers des emplois agricoles de qualité avec des heures de travail adaptées (Banque Mondiale, 2015). Ainsi, l'usage rudimentaire des pratiques rudimentaires agricoles par les petits agriculteurs serait à l'origine de la baisse des productions et d'une perte de revenus, favorisant l'emploi informel dans ce secteur (Christiaensen et al., 2021).

Étant donné que de plus en plus d'agriculteurs sont concernés, basculer leurs emplois vers l'emploi formel nécessiterait les mêmes garanties qu'offre le secteur formel (Ameriks et al., 2020). Pour y parvenir et assurer des millions d'emplois formels en Côte d'Ivoire sur le long terme, il devient urgent de mettre en évidence l'effet de la qualité et de la flexibilité de l'emploi agricole sur la croissance en Côte d'Ivoire. En effet, la flexibilité de l'emploi ou la capacité des agriculteurs à s'adapter aux évolutions économiques, à l'innovation technologique et sa relation avec la croissance économique est peu abordée dans la littérature. Par ailleurs, la qualité de l'emploi agricole, considérée comme l'ensemble des caractéristiques liées à la stabilité, les conditions de travail, la rémunération, etc, pourrait jouer un rôle important dans l'explication de la croissance économique mais peu exploitée dans la littérature.

Certes, des travaux sur la relation entre la qualité de l'emploi et la croissance économique existent, mais la particularité de notre contribution est la prise en compte de la flexibilité et de la qualité de l'emploi agricole sur la croissance économique en Côte d'Ivoire. Par ailleurs, comme l'a montré Schultz (1961), il est important de

considérer les petits exploitants agricoles et l'efficacité de leurs méthodes de production, qui nécessitent une innovation grâce à la formation.

Face à ces constats, il devient urgent de s'interroger sur l'interaction entre la qualité, la flexibilité de l'emploi agricole et la croissance économique dans un contexte de pays à forte potentialité agricole comme la Côte d'Ivoire. Dans quelle mesure la qualité et la flexibilité de l'emploi agricole influencent-elles la croissance économique en Côte d'Ivoire, et comment peut-on optimiser leur interaction pour transformer le secteur agricole en un moteur de croissance économique durable ? L'objectif de cette étude est donc de mettre en évidence l'incidence de la flexibilité et la qualité de l'emploi sur la croissance économique en Côte d'Ivoire. Cette analyse, qui s'appuie sur des résultats axés sur une méthodologie appropriée, permet d'orienter les décideurs vers des politiques adaptées pour répondre aux défis spécifiques du secteur agricole ivoirien. La suite de cette étude est articulée de la façon suivante. Après une brève revue de littérature, s'ensuivra une note méthodologique, puis une description et discussion des résultats. Enfin, une conclusion exposera les implications de politiques économiques ainsi que les perspectives de recherches futures.

2. Flexibilité, qualité de l'emploi agricole et croissance économique : un aperçu des études antérieures

La littérature explore deux approches pour mettre en évidence la qualité, la flexibilité de l'emploi agricole et la croissance économique. L'une est axée sur la transformation agricole faisant appel à la théorie du capital

humain et la croissance endogène et l'autre sur la flexibilité de l'emploi agricole et l'innovation (Lewis, 1954 ; Schultz, 1961 ; Mihasina & Yongjian, 2021 ; Baffour et al, 2022 ; Simbarashe & Raynold, 2023, etc).

2 .1 De la transformation agricole à la création d'emplois de qualité : une relation avec la croissance économique

La transformation agricole d'un pays est nécessaire pour générer des emplois agricoles de qualité. C'est dans cette optique que pour Schultz (1961), cette transformation agricole suppose le passage d'une économie agricole traditionnelle à une agriculture moderne avec l'introduction de la technologie. Celle-ci nécessite la formation des agriculteurs qui peuvent générer des gains substantiels et booster leur consommation afin d'agir sur la croissance économique. En d'autres termes, la transformation agricole va favoriser la qualité de l'emploi et impulser la croissance économique. Le capital humain à travers la formation joue alors un rôle important dans cette quête de croissance économique, via la qualité de l'emploi agricole (Lewis, 1954).

La relation entre la qualité de l'emploi agricole et la croissance économique est complexe. Elle implique des interactions entre productivité agricole, développement du capital humain et transformation structurelle (Getahun et al., 2018 ; Briones, 2013 ; Huffman & Orazem, 2004). Des emplois de qualité dans l'agriculture stimulent la productivité, réduisent la pauvreté et facilitent la transition vers des secteurs plus productifs. Ils constituent ainsi un levier essentiel pour la transformation économique.

L'amélioration de la productivité agricole favorise en effet la croissance dans les secteurs non agricoles en augmentant l'efficacité et la rentabilité des activités agricoles (Rakotondrazaka & Xu, 2024). Par ailleurs, l'efficacité accrue de l'agriculture permet une migration de la main-d'œuvre excédentaire vers les zones urbaines, en favorisant le développement des industries et des services (Huffman & Orazem, 2004).

2.2. Innovation, flexibilité de l'emploi et croissance économique

L'importance de l'innovation pour la flexibilité de l'emploi agricole demeure une préoccupation scientifique (Baffour et al, 2022 ; Simbarashe & Raynold, 2023 ; Mihasina & Yongjian, 2021). En effet, seule la recherche et l'innovation dans le secteur agricole peuvent améliorer la qualité des emplois et permettre sa flexibilité (Clark, 2015). Cette flexibilité de l'emploi agricole perçue comme un moyen d'adapter l'organisation du travail aux besoins fluctuants du marché devient incontournable. La formation continue des employés agricole est alors essentielle pour accroître cette flexibilité, en permettant aux entreprises de réorganiser le temps de travail selon les exigences du marché (Davidescu et al., 2020).

Les entreprises doivent non seulement moduler leur force de travail en fonction de leurs besoins, mais aussi intégrer la polyvalence comme une stratégie centrale pour maintenir l'efficacité et la productivité (Farné & Vergara, 2015). Cependant, la littérature souligne également les limites de cette flexibilité lorsqu'elle est mal utilisée. Par exemple, les entreprises qui ont recours à la sous-traitance,

aux contrats de travail temporaires, à l'exception du secteur agricole, ne contribuent pas nécessairement à la croissance économique (Rong et al., 2020). Ces pratiques peuvent, au contraire, fragiliser la sécurité de l'emploi et réduire l'engagement des travailleurs, ce qui nuit à la productivité globale.

3. Approche méthodologique

Notre approche méthodologique considère un modèle théorique et une spécification empirique.

3.1. Spécification théorique

Notre analyse met l'accent sur la relation entre la flexibilité, la qualité de l'emploi et la croissance économique en Côte d'Ivoire. Nous nous inspirons du modèle de croissance endogène incorporant le capital humain (Mankiw et al., 1992). Ce modèle repose sur une fonction de production augmentée. Soit :

$$Y = AK^\alpha H^\beta l^{1-\alpha-\beta} \quad (1)$$

Avec Y , la production, K , le capital, H , le capital humain et l la main d'œuvre. Dans notre approche, nous faisons l'hypothèse qu'une main d'œuvre qualifiée et une pluviométrie augmentent la qualité de l'emploi par une meilleure productivité du travail. Nous supposons donc QE la qualité de l'emploi agricole comme une fonction explicite de H et l . Soit :

$$QE = \theta_1 H + \theta_2 l \quad (2)$$

Où : θ_1 et θ_2 mesure respectivement l'impact des compétences et l'effet de la taille de la main-d'œuvre sur les aspects collectifs de la qualité de l'emploi agricole. Pour simplifier, nous considérons la proportion de la main d'œuvre qualifiée (Hl) comme la combinaison de l'impact des compétences et l'effet de la taille de la main d'œuvre. Notons aussi que la qualité de l'emploi agricole peut dépendre de la pluviométrie (P). En effet, une distribution régulière des pluies réduit les risques liés aux aléas climatiques tels que la sécheresse, les inondations. Elle peut stabiliser les revenus agricoles et améliorer la durabilité des emplois. Cependant, une variation plus importante de la pluviométrie peut entraîner des interruptions saisonnières, le chômage, réduisant ainsi la qualité de l'emploi agricole. Finalement,

$$QE = \delta_1 Hl + \delta_2 P \quad (3)$$

Avec, $\delta_1, \delta_2 > 0$, représentent la contribution relative de la main d'œuvre qualifiée et de la pluviométrie.

Considérons la flexibilité de l'emploi agricole mesurée par le nombre d'heures de travail agricole. Soit :

$$FE = \gamma_1 f + \gamma_2 s \quad (4)$$

Avec, FE : la flexibilité de l'emploi, f , la proportion d'agriculteurs et s , la variation saisonnière des heures travaillées.

Globalement, notre spécification prend la forme suivante :

$$Y_t = AK_t^\alpha (\delta_1 Hl_t + \delta_2 p_t)^\beta (\gamma_1 f_t + \gamma_2 S_t)^{1-\alpha-\beta} \quad (5)$$

La croissance économique dépend donc de la qualité de l'emploi agricole et de la flexibilité de l'emploi. Soit :

$$Y_t = AK_t^\alpha Q{E_t}^\beta {F{E_t}^{1-\alpha-\beta}} \quad (8)$$

Il faut noter qu'il y a une interaction entre la qualité de l'emploi agricole et la flexibilité de l'emploi. En effet, une charge modérée augmente la productivité de l'emploi agricole et améliore les conditions de travail. Cependant des heures excessives nuisent à la qualité de l'emploi et détériorent les conditions de travail.

Cette approche théorique offre un cadre empirique assez intéressant et permet de spécifier deux équations compte tenu de cette interaction.

Soit :

$$Y_t = f(Q{E_t}, ED_t, p_t) + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$Y_t = f(F{E_t}, ED_t, p_t) + \varepsilon_t \quad (10)$$

3.2. Spécification empirique

Cette présente étude utilise une approche ARDL (Autoregressive Distributed Lag Model) de Pesaran et al. (2001) de la technique de cointégration pour étudier l'incidence de la qualité de l'emploi et la flexibilité de l'emploi agricole en Côte d'Ivoire comme moteur de la croissance économique. Ce choix se justifie par le fait qu'il a une particularité de prendre en compte la dynamique temporelle (délai d'ajustement, anticipations, etc.) dans l'explication d'une variable (série chronologique), améliorant ainsi les prévisions et efficacité des politiques (décisions, actions, etc.), contrairement à un modèle statique qui ne tient pas compte de ces dynamiques. C'est dans ce sens que Jordan & Philips, (2018) proposent une

simulation dynamique des modèles à retard échelonné intégrant la méthode de correction d'erreur. Cette nouvelle simulation stochastique dynamique ARDL nous permet de contrôler le biais des variables omises et l'endogénéité (Ahmed & Sarkodie, 2021 ; Jordan & Philips, 2018). Elle permet également d'estimer les relations de long terme sur des séries qui ne sont pas intégrées d'un même ordre (I(0) ou I(1)) et d'obtenir de meilleures estimations sur des échantillons de petite taille. Soit :

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_1^{(i)} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_2^{(j)} \Delta QE_{t-j} + \lambda_1 Y_{t-1} + \lambda_2 QE_{t-1} + \epsilon_t \quad (11)$$

Avec, $QE_t = \delta_0 + \delta_1 Hl + \delta_2 P + \epsilon_t$ et

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_1^{(i)} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \alpha_2^{(j)} \Delta FE_{t-j} + \lambda_1 Y_{t-1} + \lambda_2 FE_{t-1} + \epsilon_t \quad (12)$$

Avec : $FE_t = \eta_0 + \eta_1 Hl + \eta_2 p + \epsilon_t$

Ou Δ l'opérateur de différences premières ; $\beta_1, \beta_2, \alpha_1, \alpha_2$: la représentation du modèle à correction d'erreurs (les paramètres de relation à court terme) ; λ_1, λ_2 : les paramètres de relation de long terme ; p est le nombre de retards de la variable expliquée Y , q_i est le nombre de retards des variables explicatives pour tout $i=1, 2$; et ϵ_t est un terme d'erreur (terme aléatoire). Les retards (P, q) seront identifiés en se basant sur les valeurs minimales des deux critères Akaike et Schwarz. Afin d'estimer la relation de long terme et la dynamique de court terme des modèles ARDL, l'estimateur par les MCO est privilégié.

3.3. Données et variables

Tableau 1 : Synthèse des variables et source de données

Variables	Description	Auteurs	Sources	Signe attendu
Produit intérieur brut (PIB)	Pib représente la richesse créée au cours de l'année, mesurant la performance économique d'un pays.	(Tudor et al., 2022)	WDI (2024)	+
Qualité de l'emploi (QE)	Proportion des travailleurs salariés dans l'agriculture, indiquant la formalisation et la stabilité de l'emploi.	(Amin, 2022)	Auteurs (2024)	+
Taux brut de scolarisation supérieur (HS)	Pourcentage de la population en âge d'être scolarisée inscrite dans l'enseignement supérieur, mesurant l'accès à l'éducation.		WDI (2024)	+
Flexibilité de l'emploi (FE)	Volume horaire du travail mesurant la flexibilité et l'adaptabilité du marché de l'emploi.	(Abid & Barech, 2017; Nye, 2018)	BIT (2024)	+/-
Pluviométrie (P)	Niveau des précipitations, notamment l'exposition des terres cultivées aux précipitations extrêmes.	(Maino & Emrullah, 2022)	OCDE (2024)	+/-

Source : auteurs à partir de la revue de littérature

4. Résultats et discussions

Cette section rend compte des interprétations et discussions des résultats de l'étude. Dans un premier temps, les résultats des tests pré-estimation sont donnés. Dans un second temps, seront présentés les principaux résultats des estimations effectuées dans le cadre de la validation empirique de nos objectifs.

4.1.Résultats des tests pré-estimation

Dans ce sous-titre, nous présentons les statistiques descriptives, puis les problèmes de multicolinéarité, de non-stationnarité et de la cointégration seront vérifiés.

4.1.1. Statistiques descriptives des variables

Les statistiques descriptives relatives aux variables utilisées, ainsi que les corrélations entre ces variables sont présentées dans les tableaux 2 et 3 respectivement.

D'après les statistiques récapitulatives de l'échantillon, les écarts-types sont plus faibles que les moyennes pour l'ensemble des variables, ce qui signifie que les valeurs sont peu dispersées autour de la moyenne.

Tableau 2 : Statistiques descriptives des variables

Variable	Observations	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
PIB	33	1,031549	4,251645	-7,314005	8,499803
HI	33	7,827965	2,420668	2,84567	11,33498
QE	33	1040,955	95,15534	956,4633	1335,619
FE	33	39,41742	11,53939	23,002	48
P	33	31,76697	17,94263	4,43	75,32

Source : auteurs à partir des données du BIT (2024), OCDE (2024) et WDI (2024)

L’analyse des résultats de la multicolinéarité montre que les coefficients de corrélations des différentes variables explicatives ne laissent pas une présomption de risque de colinéarité. En effet, la plupart des variables explicatives ont un coefficient inférieur à 0,5 sauf la corrélation entre la variable pluviométrie et qualité d’emploi qui présente un coefficient de 0,5057. De plus, la flexibilité et la qualité ont un coefficient de -0,8297 pouvant causer des problèmes d’endogénéité. Pour pallier ce problème, nous allons utiliser deux équations distinctes en prenant en compte séparément la flexibilité et la qualité de l’emploi.

Tableau 3 : Matrice de corrélation

	PIB	TBSS	QLTE_EMP L	HPARS
PIB	1,000			
HI	0,2397 (0,1863)	1,000	1,000	
QE	0,4778 (0,0049)	0,3948 (0,0254)	1,000	1,000
FE	-0,6358 (0,0001)	-0,3647 (0,0402)	-0,8297 (0,0000)	1,000
P	0,2749 (0,1215)	0,2576 (0,1547)	0,5057 (0,0027)	-0,3280 (0,0624)

Source : auteurs à partir des données du BIT (2024), OCDE (2024) et WDI (2024)

Après ces tests, la stationnarité des variables est réalisée.

4.1.2 Tests de racine unitaire

Avant de procéder à l'estimation inférentielle entre les variables retenues, il est nécessaire de vérifier les propriétés des séries chronologiques afin d'éviter des régressions fallacieuses (Newbold, 1974). Pour déterminer l'ordre d'intégration des séries temporelles, cette étude utilise les tests de stationnarité de Dickey Fuller augmenté (Dickey & Fuller, 1979) et de Phillips Perron (Phillips & Perron, 1988). Le test de Phillips Perron (PP) présente plusieurs avantages par rapport au test de Dickey et Fuller et il est surtout plus puissant dans le cas d'un nombre d'observations relativement faible (Hallam & Zanoli,

1993). Ces tests présentent l'hypothèse nulle selon laquelle la variable considérée a une racine unitaire (non stationnaire) par rapport à l'hypothèse alternative selon laquelle la variable est stationnaire.

Il ressort du tableau 4 que toutes les variables sont stationnaires dans leur première différence pour les deux tests, à l'exception de la variable pluviométrie qui est stationnaire en niveau. Aussi la variable de la croissance du PIB est stationnaire en niveau pour le test ADF. Ces résultats impliquent que les variables sont des processus mixtes stationnaires, c'est-à-dire $I(0)$ et $I(1)$, qui correspondent au modèle ARDL.

Tableau 4 : Test de racine unitaire

Tests	Variable	Niveau		Différence première		Ordre d'intégration
		Statistique	P-value	Statistique	P-value	
ADF	PIB	-2,362	0,1526	-4,606	0,0001	I(1)
	Hl	-2,360	0,1533	-4,788	0,0001	I(1)
	QE	-1,143	0,6975	-4,407	0,0003	I(1)
	FE	-0,585	0,8743	-3,947	0,0017	I(1)
	P	-3,858	0,0024			I(0)
PP	PIB	-3,057	0,0299			I(0)
	Hl	-2,203	0,2052	-4,701	0,0001	I(1)
	QE	-1,128	0,7038	-5,177	0,0000	I(1)
	FE	-0,623	0,8656	-5,766	0,0000	I(1)
	P	-4,425	0,0003			I(0)

Source : auteurs à partir des données du BIT (2024), OCDE (2024) et WDI (2024)

Une fois que l'ordre d'intégration des variables ait été déterminé, l'approche ARDL est utilisée pour vérifier la relation de long terme entre les variables. Pour tester

l'existence ou non d'une relation de long terme on utilise le « Bounds test ou test de cointégration aux bornes » de (Pesaran et al., 2001).

4.1.3. Tests de cointégration

Le test de cointégration dans le cadre de la procédure de test aux bornes de l'ARDL consiste à comparer les statistiques F avec les valeurs critiques, qui sont générées pour des tailles d'échantillon spécifiques. Les résultats présentés dans les tableaux 5 et 6 montrent que la statistique de Fisher est supérieure à la borne supérieure pour les différents seuils de significativité. Ainsi, nous rejetons l'hypothèse H_0 d'absence de relation de long terme et nous concluons par l'existence de relation de long terme entre les différentes variables des deux modèles.

Tableau 5: Résultats du test de cointégration aux bornes du modèle 1 (qualité de l'emploi)

F-statistique	K	Seuil de significativité	Borne inférieure	Borne Supérieure
			I(0)	I(1)
10.41961** *	4	10%	2,72	3,77
		5%	3,23	4,35
		1%	4,29	5,61

Source : auteurs à partir des données du BIT (2024), OCDE (2024) et WDI (2024)

Tableau 6: Résultats du test de cointégration aux bornes du modèle 2 (Flexibilité)

F-statistique	K	Seuil de significativité	Borne inférieure	Borne Supérieure
			I(0)	I(1)
4.833837*	3	10%	2,72	3,77
		5%	3,23	4,35
		1%	4,29	5,61

Source : auteurs à partir des données du BIT (2024), OCDE (2024) et WDI (2024)

Par la suite, les variables étant stationnaires en I(0) et en I(1) et l'existence de relation de long terme étant également vérifiée, le modèle ARDL sera appliqué dans cette étude.

4.2. Résultats et discussions du modèle 1

Les résultats des estimations du modèle ARDL de nos deux modèles sont présentés respectivement dans les tableaux 7 et 8 ci-dessous. Ces résultats sont analysés respectivement en considérant le modèle 1 qui comprend la variable de la qualité de travail agricole et le modèle 2 qui comprend la flexibilité de l'emploi agricole. Avant l'estimation des modèles, les critères d'information d'Akaike (AIC) ont permis d'identifier les modèles ARDL les plus appropriés.

- Dynamique à long terme

Les résultats montrent une dynamique d'ajustement rapide vers l'équilibre, avec un coefficient significatif d'ajustement de -0,743 au seuil de 1 %, indiquant que 74,3 % des écarts sont corrigés chaque année. Autrement dit, lorsque le taux de croissance est supérieur ou inférieur à

sa valeur d'équilibre, il s'ajuste à un rythme de 74,3% par an.

Les résultats indiquent que la qualité de l'emploi agricole a un effet positif et significatif (0,088, valeur P = 0,002) sur la croissance économique en Côte d'Ivoire. En effet, l'amélioration de la qualité de l'emploi permet d'accroître la productivité en réduisant la précarité et en augmentant les revenus agricoles disponibles. Les travaux de German et al. (2020) et de Kpognon et al. (2022) appuient cette perspective en montrant que des investissements dans la formation et les pratiques agricoles modernes améliorent les rendements et la résilience des agriculteurs.

Cependant, le taux brut de scolarisation supérieur n'est pas statistiquement significatif. En revanche, la pluviométrie utilisée comme proxy de la variable climatique, (mesurée par les jours de fortes précipitations) exerce un effet négatif significatif de -0,7952 au seuil de 1%. Lorsque la pluviométrie augmente de 1%, le taux de croissance diminue de 0,79%, toute chose égale par ailleurs. En effet, la Côte d'Ivoire connaît des périodes de hausses et de baisses de précipitations avec une tendance baissière se traduisant par une variabilité non maîtrisée de la pluviométrie, ce qui pourrait affecter la production agricole et par ricochet impacte sa croissance économique. Des précipitations excessives peuvent détruire les cultures, entraîner l'érosion des sols, diminuant ainsi la productivité agricole à moyen et long terme. Ce résultat diffère de celui de (Khawar, 2014) qui n'a pas trouvé d'effet significatif de la pluviométrie sur la croissance par habitant.

- Dynamique à court terme

À court terme, la qualité de l'emploi agricole a un effet négatif significatif sur la croissance économique. Cette situation est imputable aux coûts d'ajustement nécessaires pour améliorer les conditions de travail (formation, réorganisation structurelle, mécanisation partielle). Ces améliorations vont influencer temporairement la productivité. En effet, en Côte d'Ivoire, l'économie agricole est dominée par de petits exploitants qui utilisent des techniques traditionnelles. Cela limite la productivité et maintient un grand nombre d'emplois dans l'informel. Les efforts visant à transformer ces emplois en emplois formels pourraient, à court terme, peser sur les coûts. Comme le postule la théorie du capital humain de Schultz (1961), ces changements permettent de passer d'une agriculture de subsistance à une agriculture productive, en renforçant le rôle de la qualité de l'emploi agricole dans la croissance économique.

Nous remarquons que les valeurs passées de la croissance (PIB (-2) et PIB (-3)) agissent positivement et significativement sur la croissance économique au seuil de 1%. Cela montre que la croissance passée permet d'accumuler davantage de capital humain et physique, augmentant la capacité productive de l'économie. Ces résultats soutiennent la théorie de la croissance endogène de (Lucas, 1988) et de (Barro, 1991).

En outre, l'on constate que les valeurs retardées du taux de scolarisation supérieur agissent négativement sur le taux de croissance économique. Cela traduit un effet de substitution. En effet, à court terme, les individus ayant un niveau d'éducation élevé ne s'orientent pas vers les secteurs à forte intensité de main-d'œuvre, comme

l'agriculture qui contribuent directement au PIB ivoirien. Une autre explication serait dû à une inadéquation formation-emploi, du fait que ces individus n'ont pas les compétences répondant aux besoins du marché qui peut conduire au chômage ou au sous-emploi, diluant ainsi l'effet positif attendu sur la croissance. L'inadéquation des compétences affecterait la motivation et la productivité de l'individu. Ces résultats s'alignent avec ceux de (Quintini, 2011) et diffèrent de ceux de (Suwandaru et al., 2021) qui concluent que les dépenses publiques consacrées à l'éducation ont une relation non significative à long et à court terme.

Par ailleurs, la valeur présente de la pluviométrie influence positivement la croissance économique à court terme au seuil de 5%. Cette incidence s'expliquerait par le fait qu'un apport immédiat en eau, réduit le coût d'irrigation pour les agriculteurs et stimule les cultures pluviales comme l'aubergine et le cacao, qui représentent une part essentielle de l'économie ivoirienne.

De même, les précipitations passées influencent la croissance économique. Cet effet peut être dû à l'accumulation d'eau dans les sols et nappes phréatiques, ce qui permet de maintenir un bon niveau d'humidité dans les sols, améliorant la croissance des cultures pérennes comme le cacao et l'anacarde.

Tableau 7: Résultat du modèle avec la qualité de l'emploi

Variable dépendante PIB				
Regresseurs	Coefficient de long terme			
	Coefficient	Ecart-type	t-statistique	P-value
HI	-0,442	0,303	-1,460	0,183
QE	0,088	0,019	4,630	0,002
P	-0,795	0,233	-3,410	0,009
Coefficient de court terme				
ECT	-0,743	0,199	-3,740	0,006
PIB (-1)	-0,211	0,155	-1,360	0,210
PIB (-2)	0,400	0,147	2,720	0,026
PIB (-3)	0,253	0,135	1,880	0,097
HI	0,288	0,369	0,780	0,458
HI (-1)	-1,332	0,396	-3,360	0,010
HI (-2)	-1,614	0,429	-3,760	0,006
HI (-3)	-1,351	0,344	-3,930	0,004
QE	-0,057	0,015	-3,950	0,004
QE (-1)	-0,080	0,014	-5,790	0,000
QE (-2)	-0,063	0,013	-4,790	0,001
QE (-3)	-0,013	0,009	-1,540	0,162
P	0,579	0,102	5,650	0,000
P (-1)	0,485	0,092	5,300	0,001
P (-2)	0,392	0,068	5,810	0,000
P (-3)	0,199	0,042	4,750	0,001
Cons	-43,951	8,511	-5,160	0,001

Source : auteurs à partir des données du BIT (2024), OCDE (2024) et WDI (2024)

4.3.Résultats et discussions du modèle 2

- Dynamique à long terme

Pour la flexibilité de l'emploi, les résultats montrent également un ajustement rapide vers l'équilibre (ECT), avec un coefficient d'ajustement de -0,929 au seuil de 1%, indiquant que 92,9 % des écarts sont corrigés chaque année.

À long terme, la flexibilité de l'emploi, mesurée par le nombre d'heures de travail, a un effet négatif significatif sur la croissance économique (Coefficient = -0,258 ; p-value = 0,009). Ce résultat suggère que des conditions de travail instables et des variations excessives du temps de travail dans le secteur agricole peuvent réduire la productivité et limiter la contribution du secteur à la croissance économique. Il montre également l'absence de mécanismes de protection adéquats. Plusieurs études dans des pays comme la Colombie et la Chine vont dans ce sens (Farné & Vergara, 2015; Rong et al., 2020). En effet, elles montrent que des conditions de travail précaires, avec des heures excessives et un soutien institutionnel réduit, entraînent une sécurité de l'emploi réduite, un découragement des investissements et une atteinte à la croissance économique.

Quant aux variables de l'éducation au niveau supérieur et de la pluviométrie, elles n'influencent pas statistiquement la croissance économique.

- Dynamique à court terme

À court terme, les retards des valeurs passées de la croissance économique sont positifs et statistiquement significatifs au seuil de 5%, traduisant une inertie dans la

dynamique de croissance. Le taux brut de scolarisation montre un effet positif et significatif au seuil de 10%. En effet, une hausse de 1% du niveau de scolarisation supérieur augmente le taux de croissance économique de 1,36%, toute chose égale par ailleurs. Ce qui suggère que des investissements éducatifs dans le secteur agricole peuvent avoir des retombées immédiates positives sur la croissance. Toutefois, ces gains peuvent être partiellement annulés par les coûts d'ajustement structurels. Ces résultats posent un défi majeur aux décideurs politiques en termes de réformes visant à assurer le succès de la politique de l'emploi dans le pays. Ces résultats s'inscrivent dans la même veine que ceux de Michaelowa (2000) qui a estimé que l'éducation non seulement augmente le potentiel d'utilité des individus, mais déclenche également un effet domino dans l'ensemble de l'économie grâce à une série d'externalités positives.

Tableau 8: Résultat du modèle avec la flexibilité de l’emploi

Regresseurs	Variable dépendante PIB			
	Coefficient	Ecart-type	t-statistique	P-value
H1	-0,576	0,370	-1,560	0,144
FE	-0,258	0,084	-3,070	0,009
P	-0,068	0,101	-0,680	0,511
Coefficient de court terme				
ECT	-0,929	0,273	-3,410	0,005
PIB (-1)	0,233	0,242	0,960	0,353
PIB (-2)	0,583	0,219	2,660	0,019
H1	1,359	0,698	1,950	0,074
H1 (-1)	-1,535	1,178	-1,300	0,215
H1 (-2)	-0,618	0,735	-0,840	0,416
FE	0,394	0,358	1,100	0,292
FE (-1)	0,065	0,310	0,210	0,836
FE (-2)	0,070	0,279	0,250	0,805
P	0,103	0,073	1,400	0,184
P (-1)	0,049	0,053	0,920	0,375
P (-2)	0,067	0,039	1,740	0,105
Cons	17,487	8,524	2,050	0,061

Source : auteurs à partir des données du BIT (2024), OCDE (2024) et WDI (2024)

4.4. Tests de robustesse des modèles

Pour confirmer la validité des deux modèles de régression ARDL retenus dans cette étude, des tests de diagnostic ont été effectués sur les résidus (tableau 8 et 9). D’après les résultats d’autocorrélation et d’autocorrélation partielle des résidus, l’on constate l’absence d’autocorrélation des

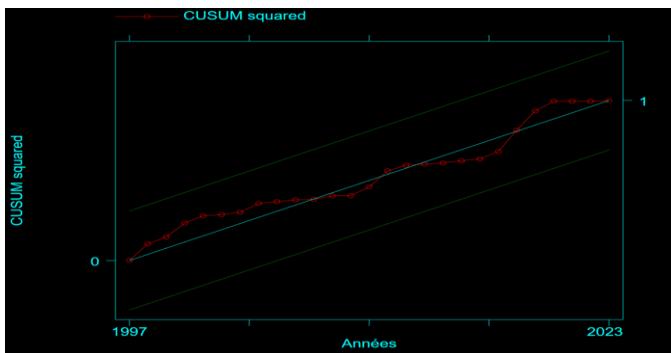
résidus. En effet la probabilité de la Q-Stat est fortement supérieure au seuil de 5% et par conséquent on accepte l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des résidus. Pour les deux équations (équation sur la flexibilité et équation sur la qualité), le test de White a également confirmé l'absence d'hétéroscléasticité des résidus. Ensuite, le test de Jarque-Bera montrent que les erreurs suivent une distribution normale. Enfin, les résultats montrent que le tracé des statistiques CUSUMQ des deux modèles reste dans l'intervalle des valeurs critiques au seuil de 5%, ce qui implique que les coefficients du modèle sont stables.

Tableau 9: Tests de robustesse du modèle ARDL de l'équation 1

Test	Hypothèse nulle			Décision
Ljung-Box	H_0 : Pas d'autocorrélation des erreurs	Q-Stat 1,9559	Prob. 0,376	On accepte H_0
White	H_0 : Homoscédasticité des erreurs	Chi (2) 28,00	Prob. 0,4110	On accepte H_0
Jarque-Bera test	H_0 : Normalité des erreurs	Chi (2) 1,478	Prob. 0,4776	On accepte H_0

Source : auteurs à partir des données du BIT (2024), OCDE (2024) et WDI (2024)

Test de stabilité de l'équation 1



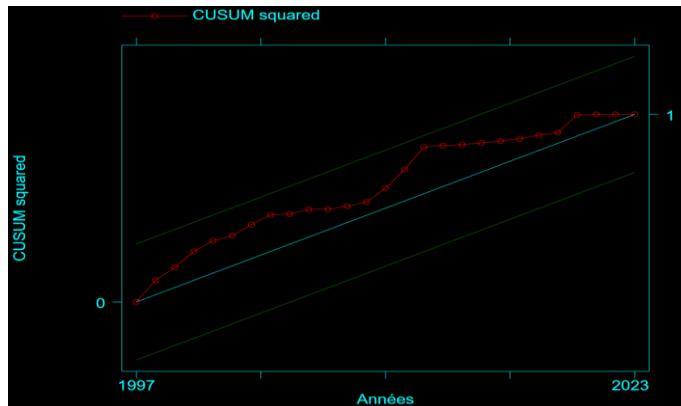
Source : auteurs à partir des données du BIT (2024), OCDE (2024) et WDI (2024)

Tableau 10 : Analyse des diagnostic de robustesse de l'équation 2

Test	Hypothèse nulle			Décision
Ljung-Box	H_0 : Pas d'autocorrélation des erreurs	Q-Stat 4,0745	Prob. 0,130	On accepte H_0
White	H_0 : Homoscédasticité des erreurs	Chi (2) 29,00	Prob. 0,4125	On accepte H_0
Jarque-Bera test	H_0 : Normalité des erreurs	Chi (2) 0,5573	Prob. 0,7568	On accepte H_0

Source : auteurs à partir des données du BIT (2024), OCDE (2024) et WDI (2024)

Test de stabilité équation 2



Source : auteurs à partir des données du BIT (2024), OCDE (2024) et WDI (2024)

5. Conclusion et implications politiques

En Côte d'Ivoire, où les exportations agricoles constituent un moteur clé de l'économie, la création d'emplois agricoles de meilleure qualité et flexible permet de renforcer les chaînes de valeur. L'objectif de cette étude a été d'évaluer l'incidence de la qualité et de la flexibilité de l'emploi agricole sur la croissance économique ivoirienne. Les tests méthodologiques ont confirmé une stationnarité mixte entre les variables ($I(0)$ et $I(1)$) et l'existence d'une relation de cointégration, ce qui a permis l'utilisation du modèle ARDL.

Les résultats montrent des effets contrastés entre la qualité et la flexibilité de l'emploi agricole sur la croissance économique. L'effet positif de la qualité de l'emploi agricole à long terme met en évidence l'importance d'améliorer les conditions de travail pour assurer une croissance durable. Cependant, les effets négatifs à court

terme soulignent la nécessité de politiques publiques mieux planifiées pour minimiser les coûts d'ajustement. L'impact négatif de la flexibilité de l'emploi agricole à long terme suggère que des réformes structurelles sont essentielles pour garantir une meilleure sécurité de l'emploi et encourager les investissements agricoles. Une flexibilité excessive, sans mécanismes de soutien adéquats, peut nuire aux efforts de développement. Pourtant, une plus grande flexibilité permet aux travailleurs d'exploiter des opportunités économiques alternatives en cas de conditions climatiques défavorables, réduisant ainsi les impacts des chocs sur le secteur agricole.

Bien que la pluviométrie soutienne la croissance à court terme, les fortes précipitations ont des effets négatifs significatifs à long terme. Les politiques doivent donc se concentrer sur l'adaptation aux changements climatiques, notamment à travers des infrastructures d'irrigation et des stratégies de résilience.

Pour renforcer la contribution de l'agriculture à la croissance économique en Côte d'Ivoire, il est essentiel d'améliorer la qualité de l'emploi agricole. Cela implique de mettre l'accent sur le renforcement de la formation qualifiante, la promotion de contrats de travail stables et le revenu agricole minimum pour les agriculteurs. Parallèlement, la flexibilité de l'emploi requiert l'introduction de mesures de protection sociale pour sécuriser les travailleurs, tout en encourageant la mécanisation du secteur et en réduisant la dépendance aux emplois précaires.

L'éducation joue également un rôle prépondérant dans cette transformation. Il est nécessaire de promouvoir des programmes éducatifs ciblés qui permettent d'aligner les

compétences agricoles sur les besoins réels du marché, tout en stimulant la productivité du secteur. Enfin, pour faire face aux défis climatiques, le renforcement de la résilience climatique est incontournable. Cela passe par le développement d'infrastructures adaptées, telles que des systèmes de gestion de l'eau et de stockage, qui atténuent les impacts négatifs des variations climatiques sur l'agriculture et soutiennent durablement la croissance économique.

Reference

- Abid, S., & Barech, D. K. (2017). The impact of flexible working hours on the employees' performance. *International Journal of Economics, Commerce and Management*, 5(7), 450-466.
- Ahmed, M. Y., & Sarkodie, S. A. (2021). Counterfactual shock in energy commodities affects stock market dynamics: Evidence from the United States. *Resources Policy*, 72, 102083.
- Ameriks, J., Briggs, J., Caplin, A., Lee, M., Shapiro, M. D., & Tonetti, C. (2020). Older Americans would work longer if jobs were flexible. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 12(1), 174-209.
- Amin, S. (2022). Impact of quality and flexibility of work life balance and turnover intention in service sector of Pakistan. *Journal of Entrepreneurship*, 2(1). <http://jebv.pk/index.php/JEBV/article/view/7>
- Banque Mondiale. (2012). *The World Bank annual report 2012: Rapport principal* [Text/HTML]. World Bank. <https://documents.banquemondiale.org/fr/publicat>

- ion/documents-reports/documentdetail/107211468152094355/Rapport-principal
- Banque Mondiale. (2015). *La force de l'Éléphant : Pour que la croissance ivoirienne génère plus d'emplois de qualité* [Text/HTML]. World Bank. <https://www.banquemondiale.org/fr/country/cotedivoire/publication/the-might-of-the-elephant-using-its-growth-to-create-better-jobs>
- Barro, R. J. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *The quarterly journal of economics*, 106(2), 407-443.
- Bellou, A., & Kaymak, B. (2021). The cyclical behavior of job quality and real wage growth. *American Economic Review: Insights*, 3(1), 83-96.
- Boeri, T., Giupponi, G., Krueger, A. B., & Machin, S. (2020). Solo self-employment and alternative work arrangements: A cross-country perspective on the changing composition of jobs. *Journal of Economic Perspectives*, 34(1), 170-195.
- Christiaensen, L., & Premand, P. (2017). *Emploi, productivité et inclusion pour réduire la pauvreté : Un diagnostic de la situation de l'emploi en Côte d'Ivoire*. The World Bank.
- Christiaensen, L., Rutledge, Z., & Taylor, J. E. (2021). The future of work in agri-food. *Food Policy*, 99, 101963.
- Clark, A. E. (2015). What makes a good job? Job quality and job satisfaction. *IZA World of Labor*. <https://wol.iza.org/articles/what-makes-good-job-job-quality-and-job-satisfaction/long>
- Davidescu, A. A., Apostu, S.-A., Paul, A., & Casuneanu, I. (2020). Work flexibility, job satisfaction, and job

- performance among Romanian employees—Implications for sustainable human resource management. *Sustainability*, 12(15), 6086.
- Destefanis, S., & Rehman, N. U. (2023). Investment, innovation activities and employment across European regions. *Structural Change and Economic Dynamics*, 65, 474-490.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427-431. <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
- Farné, S., & Vergara, C. A. (2015). Croissance économique, flexibilité du travail et qualité de l'emploi en Colombie de 2002 à 2011. *Revue internationale du Travail*, 154(2), 279-297. <https://doi.org/10.1111/j.1564-9121.2015.00252.x>
- German, L. A., Bonanno, A. M., Foster, L. C., & Cotula, L. (2020). “Inclusive business” in agriculture: Evidence from the evolution of agricultural value chains. *World Development*, 134, 105018.
- Hallam, D., & Zanoli, R. (1993). Error correction models and agricultural supply response. *European Review of Agricultural Economics*, 20(2), 151-166.
- Jarret, M.-F., & Mahieu, F. R. (1991). Ajustement structurel, croissance et répartition : L'exemple de la Côte-d'Ivoire. *Revue tiers monde*, 39-62.
- Jordan, S., & Philips, A. Q. (2018). *DYNARDL : Stata module to dynamically simulate autoregressive distributed lag (ARDL) models*. <https://econpapers.repec.org/software/bocbocode/s458572.htm>

- Khawar, M. (2014). Climate and Economic Development : Further Evidence in Support of “The Tropical Effect”. *Journal of Economics and Development Studies*, 2(4). <https://doi.org/10.15640/jeds.v2n4a6>
- Kpognon, K. D., Atangana Ondo, H., Bah, M., & Asare-Nuamah, P. (2022). Fostering Labour Productivity Growth for Productive and Decent Job Creation in Sub-Saharan African Countries : The Role of Institutional Quality. *Journal of the Knowledge Economy*, 13(3), 1962-1992. <https://doi.org/10.1007/s13132-021-00794-x>
- Lewis, W. A. (1954). *Economic development with unlimited supplies of labour*. <http://la.utexas.edu/users/hcleaver/368/368lewistable.pdf>
- Lucas, J. R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of monetary economics*, 22(1), 3-42.
- Maino, M. R., & Emrullahu, D. (2022). *Climate Change in Sub-Saharan Africa Fragile States : Evidence from Panel Estimations*. International Monetary Fund.
- Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The quarterly journal of economics*, 107(2), 407-437.
- Michaelowa, K. (2000). *Returns to education in low income countries : Evidence for Africa*. <https://doi.org/10.5167/UZH-172439>
- Newbold, G. (1974). Newbold P., Granger CW. *Experience with forecasting univariate time series*

- and the combination of forecasts, JR Stat. Soc,* 137(2), 131-146.
- Nye, C. (2018). The ‘blind spot’ of agricultural research : Labour flexibility, composition and worker availability in the South West of England. *Cahiers Agricultures*, 27(3), 35002.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *biometrika*, 75(2), 335-346.
- Quintini, G. (2011). *Right for the Job : Over-Qualified or Under-Skilled?* (OECD Social, Employment and Migration Working Papers No. 120; OECD Social, Employment and Migration Working Papers, Vol. 120). <https://doi.org/10.1787/5kg59fcz3tkd-en>
- Rong, S., Liu, K., Huang, S., & Zhang, Q. (2020). FDI, labor market flexibility and employment in China. *China Economic Review*, 61, 101449.
- Rosenthal, N. H. (1989). More than wages at issue in job quality debate. *Monthly Lab. Rev.*, 112, 4.
- Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *The American economic review*, 51(1), 1-17.
- Suwandaru, A., Alghamdi, T., & Nurwanto, N. (2021). Empirical Analysis on Public Expenditure for Education and Economic Growth : Evidence from Indonesia. *Economies*, 9(4), Article 4. <https://doi.org/10.3390/economies9040146>
- Tudor, V. C., Dinu, T. A., Vladu, M., Smedescu, D., Vlad, I. M., Dumitru, E. A., Sterie, C. M., & Costuleanu, C. L. (2022). Labour implications on agricultural

production in Romania. *Sustainability*, 14(14), 8549.

Les déterminants de l'accès à l'Emploi Formel en Côte d'Ivoire

**N'Guessan Anotchi N'Douba Arnaud Romuald,
Dja Assanda Richard,
N'Guessan Yavo Basil**

Résumé

Cette contribution s'inscrit dans une perspective de détermination des facteurs influençant l'emploi formel. Pour ce faire une régression logistique a été utilisée sur un ensemble de variables provenant de l'Enquête Nationale sur l'Emploi commanditée par la Direction Générale de l'Emploi et réalisée par l'Institut National de la Statistique (INS) en Côte d'Ivoire au cours de l'année 2019 en trois passages sur un échantillon de 33 267 ménages. De cette régression il ressort que 40,41% des fluctuations de la variable dépendante (emploi formel) sont expliquées par le modèle. De plus, on peut dégager plusieurs conclusions, à savoir que l'emploi en Côte d'Ivoire dépend positivement des variables telles que l'âge, le niveau d'instruction, la branche d'activités et négativement des variables genre, secteur, formation professionnelle, milieu de résidence. Enfin, pour améliorer l'emploi formel en Côte d'Ivoire, des recommandations de politiques économiques ont été faites concernant la mise en place et l'accentuation de certaines mesures.

Mots-clés : Déterminants, Emploi formel, Emploi informel, Marché du travail, Modèle logit.

1. Introduction

Selon (ONU-Habitat, 2023), la population de la Côte d'Ivoire est de 29 389 150 habitants en 2021 avec un taux d'accroissement annuel de 2,9% entre 2014 et 2021. Cette démographie galopante est à la base de plusieurs réflexions du Gouvernement Ivoirien concernant les questions d'éducation, de santé, d'urbanisation et surtout d'emploi.

En effet cet accroissement rapide de la population en général et plus particulièrement de la population active (de 15-64 ans représentant 59,2% de la population totale Selon (ONU-Habitat, 2023)), met une grande pression sur le marché du travail. Selon (N'Gratier, 2019), les entreprises du secteur privé ont dû s'ajuster pour gérer l'excédent d'offre de travail sur le marché. Cela a conduit à une augmentation des contrats précaires et non permanents, tels que les contrats à durée déterminée, les contrats à durée déterminée avec terme imprécis, les contrats d'intérim, ainsi que les contrats temporaires ou occasionnels.

Cette situation d'instabilité des emplois salariés a pour conséquence d'entraîner les jeunes vers le secteur informel, qui génère une part importante des emplois dans certains pays africains. Cependant, ces emplois sont souvent moins stables et offrent un potentiel de gains plus limité. En termes de salaire, d'avantages sociaux et de sécurité d'emploi, un poste dans le secteur formel reste généralement préférable à la majorité des opportunités offertes dans le secteur informel.

Selon l'Enquête Nationale sur l'Emploi (ENE, 2019), seulement 10,8 % de la population en Côte d'Ivoire occupe un emploi formel. Le secteur informel reste le principal pourvoyeur d'emplois, représentant près de neuf emplois sur dix (89,2%). Les travailleurs en emploi formel se concentrent majoritairement à Abidjan (21,4 %), suivis des autres villes (8,9 %).

De plus, la part des emplois informels diminue à mesure que le niveau d'instruction augmente. En effet, 96,3 % des personnes sans instruction et 92,9 % de celles ayant un niveau primaire occupent un emploi informel. Pour ceux ayant atteint le niveau secondaire, environ 81,6 % sont dans l'informel, et cette proportion baisse à 45,4 % chez les individus ayant un niveau d'études supérieur. Indépendamment de la tranche d'âge, au moins 85 % des personnes sont employées dans l'informel. Les femmes sont particulièrement touchées, avec 94,3 % d'entre elles en emploi informel, contre 85,5 % des hommes.

Les secteurs agricole et commercial concentrent une grande partie des emplois informels, avec respectivement 97,5% et 92,5% des travailleurs. De plus, 83 % des employés dans les industries et 72,3% dans les services sont en emploi informel.

Cette tendance est encore plus marquée au sein des secteurs institutionnels. En effet, 100 % des employés des structures privées informelles sont en emploi informel. Dans l'administration et les entreprises publiques ou parapubliques, 6,4 % du personnel travaille dans l'informel, tandis que le secteur privé formel enregistre un taux de 8,9 % d'emplois informels.

Depuis 2012, d'importantes mesures ont été prises pour la création massive, l'amélioration et la formalisation des emplois en Côte d'Ivoire. En effet, un nouveau code des investissements a été adopté en 2018, des projets comme le Programme d'Appui à la Formalisation des Entreprises, la mise en place du statut de l'entrepreneur, les projets Clonix et Amorçage, des réformes fiscales (exonérations fiscales), le relèvement du SMING, les augmentations de salaire au niveau de la Fonction Publique et des actions de promotion de l'emploi décent etc. Cependant, malgré toutes ces mesures, notre pays a encore un taux élevé d'informalité de l'ordre de 90%. Cette situation commande que nous puissions identifier les facteurs qui ont un lien étroit avec l'emploi formel en Côte d'Ivoire. A cet effet, une analyse approfondie de ces facteurs est convoquée dans cet article qui adresse la problématique de l'accès à l'emploi formel sur le marché du travail en Côte d'Ivoire.

De cette problématique de recherche découle un objectif majeur qui consiste à identifier et analyser les déterminants de l'accès à l'emploi formel en Côte d'Ivoire. Dans la suite de notre exposé, il s'agira de présenter : un cadre théorique qui étalera les différentes théories ou études empiriques qui sous-tendent notre article, ensuite on donnera la méthodologie de travail et les sources de données utilisées. Enfin, on terminera avec la présentation des résultats et leur discussion sans omettre les recommandations de politique économique et la conclusion.

2. Cadre théorique

Plusieurs auteurs ont fait des études sur la problématique des déterminants de l'emploi en général et de l'emploi formel en particulier. Ces auteurs, pour la plupart, ont utilisé dans leurs études, des données secondaires issues des enquêtes réalisées par les instituts chargés des statistiques dans leurs pays respectifs, qu'ils ont traitées avec des variantes des modèles probit ou logistiques. Il ressort de façon générale que le genre, la situation matrimoniale, l'âge, le secteur institutionnel, la branche d'activités le lieu de résidence et le niveau d'instruction sont les principaux déterminants de l'emploi formel.

C'est ainsi que, (Njikam et al, 2005), dans leur étude sur les déterminants de l'emploi des jeunes s'appuient sur deux modèles économétriques. Ces modèles économétriques sont estimés pour les jeunes et les adultes. Les données utilisées sont issues de la deuxième enquête camerounaise auprès des ménages (ECAM II) réalisée en 2001 au Cameroun sur toute l'étendue du territoire national. L'échantillon comprend 24080 individus dont 11814 femmes (soit 49%) et 12266 hommes (soit 51 %). Cependant, contrairement aux autres, cette étude montre globalement qu'en particulier, chez les jeunes, ce sont les variables relatives au chef du ménage dans lequel ils vivent qui sont fortement significatives dans l'explication de leur accès au marché du travail. En effet, le modèle montre clairement que les caractéristiques du chef de ménage (parent, tuteur, etc.) du jeune sont parmi les principaux éléments déterminant l'accès à l'emploi. Les variables retenues sont : l'alphabétisation, la pauvreté, le secteur institutionnel où il exerce (public, privé formel,

informel), les statuts dans l'emploi (statut vulnérable : indépendant et aide familial), et enfin la religion (musulman et animiste).

(Bellache et al, 2014), identifient dans une étude empirique, les déterminants de l'accès des individus au secteur informel de même que ceux des gains des salariés de ce secteur et teste l'hypothèse de la segmentation du marché du travail (formel/informel). Pour ce faire, ils ont exploité des échantillons représentatifs d'une analyse transversale (deux échantillons de 52 et 1016 ménages de la région de Bejaia) répétée grâce à un modèle logit multinomial, puis à travers l'estimation d'une fonction de gains. Les résultats mettent en évidence le rôle discriminant des caractéristiques sociodémographiques et du capital humain des actifs pour l'accès à l'emploi dans le secteur formel ou informel. Le genre (le fait d'être une femme), le jeune âge des actifs, leur situation matrimoniale (célibataires) et leur faible niveau d'instruction réduisent la probabilité d'accès à un emploi dans le secteur formel (notamment comme indépendant) et, a contrario, favorisent l'accès au secteur informel.

En outre, (ONEF, 2015), dans une étude sur l'insertion des jeunes sur le marché du travail au Mali, à l'aide du modèle logistique multinomial nominal ou non ordonné, avec des données provenant de l'enquête modulaire permanente auprès des ménages, réalisée en 2014 par l'Institut National de la statistique (INSTAT), a révélé que , l'âge, le genre , le lieu d'habitation, le niveau d'instruction et le statut matrimonial étaient une fois de plus les principaux déterminants du chômage ou de l'emploi.

Ces conclusions ne sont pas très différentes de celles de N'Gratier (2019), qui a analysé les déterminants des emplois stables en Côte d'Ivoire. Il s'était donné comme objectif de comprendre les raisons de l'obtention d'emplois stables. Pour y parvenir il s'est servi des données de l'ENSESI 2016 en Côte d'Ivoire qu'il a traité à l'aide d'un modèle probit binaire avec sélection. Il a conclu qu'un niveau d'études de type supérieur, la connaissance d'une autre langue autre que la langue officielle, le maniement des NTIC désormais des critères dans les curricula sont les facteurs explicatifs significatifs de l'obtention des emplois stables après une période de deux ans.

(Faustine et al, 2021), dans leur article sur les déterminants de l'informalité des emplois et ses effets sur la distribution des revenus au Cameroun, ont entrepris de trouver les déterminants du choix du type d'emploi. Cette étude a bénéficié du concours de l'enquête auprès des Ménages (ECAM 4), menée au Cameroun, en 2015 par l'INS, avec l'estimation d'un modèle d'auto-sélection pour l'identification des déterminants et un modèle de différenciation salariale pour la mesure des différents effets. Elle montre d'une part que, l'emploi informel est un choix volontaire lorsqu'il est basé sur les caractéristiques du travailleur (âge, niveau d'éducation, sexe, expérience et du statut matrimonial) et d'autre part, il est considéré comme involontaire lorsqu'il est contraint par l'existence de barrières à l'entrée sur le marché du travail (affiliation à la CNPS, l'obligation syndicale, et de contrat).

(Jaouhar, 2022), dans une étude sur les déterminants du choix de l'emploi informel dans le marché marocain, à

partir d'une enquête auprès des ménages (410 ménages) a fait une modélisation économétrique grâce à la méthode de la Régression Logistique. Ces résultats ont confirmé que l'évolution dans l'âge, le faible niveau de qualification, le statut du chef de ménage, le faible niveau social et les conditions de travail sont les principaux déterminants du choix d'un emploi informel dans le marché du travail marocain.

Enfin, Traoré (2022), a réalisé une analyse empirique sur les déterminants de l'emploi formel dans le contexte malien. Une régression logistique binaire a été réalisée et a permis d'identifier plusieurs facteurs déterminants dans l'accès dans l'emploi formel. Ces facteurs sont : le secteur d'activité, le niveau d'instruction, le milieu de résidence, l'âge, le genre et le statut matrimonial. Le genre (le fait d'être une femme), le jeune âge des actifs (15- 24 ans), le statut matrimonial (célibataire), la branche d'activité (le fait de travailler dans le secteur primaire) et le faible niveau d'instruction (ou aucun niveau d'étude) réduisent la probabilité d'accéder à un emploi formel et, au contraire, favorisent l'accès à l'emploi informel.

3. Méthodologie

Cette méthodologie sera présentée en deux parties, une statistique descriptive et l'utilisation d'un modèle logistique pour confirmer les résultats.

3.1. Statistique descriptive

L'analyse statistique descriptive, consistera à présenter certains ratios pertinents en vue de mettre en lumière les différentes catégorisations des emplois (formels ou informels) selon le sexe, la branche d'activité, le statut matrimonial et les niveaux d'instructions.

3.2. Présentation du modèle

Le modèle logistique est un modèle de régression statistique qui permet de modéliser la relation entre une variable dépendante binaire (dichotomique) et une ou plusieurs variables indépendantes. Ce modèle est particulièrement utilisé lorsque la variable cible prend deux valeurs, souvent codées sous forme de 0 et 1 (par exemple, succès/échec, oui/non, etc.).

Ce modèle est basé sur la **fonction logistique**, qui transforme une combinaison linéaire de variables explicatives en une probabilité située entre 0 et 1. La fonction logistique s'écrit comme suit :

$$P(Y=1/X) = \frac{1}{1+e^{-(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n)}}$$

Où :

$P(Y=1/X)$ est la probabilité que l'événement Y se produise (que la variable dépendante soit égale à 1). X_1, X_2, \dots, X_n sont les variables explicatives. $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_n$ sont les coefficients à estimer. Le choix de ce type de modèle se justifie par le fait que notre variable dépendante est binaire. De plus ce modèle permet de calculer la probabilité qu'un événement binaire

(codé 1) se produise en fonction des valeurs des variables explicatives. Il permet de mesurer l'impact des variables explicatives sur la probabilité de l'événement. Les coefficients du modèle sont interprétés comme l'effet sur les log-odds de la variable dépendante pour une variation d'une unité des variables explicatives.

3.3. Sources de données

Pour cet article, nous avons utilisé des données issues de l'Enquête Modulaire et Permanente auprès des ménages. En effet, cette enquête nationale sur l'emploi a été commanditée par la Direction Générale de l'Emploi et réalisée par l'Institut National de la Statistique (INS) en Côte d'Ivoire au cours de l'année 2019. C'est une enquête qui a été réalisée en trois passages sur un échantillon de 33 267 ménages. Ces enquêtes représentent des sources adaptées pour l'analyse en raison de la richesse et de la diversité des informations qu'elles fournissent. Elles couvrent des aspects essentiels tels que la situation des jeunes sur le marché du travail, les types d'emploi exercés, et les disparités selon les régions et le sexe. En outre, elles fournissent des données détaillées sur la composition des ménages, les caractéristiques sociodémographiques de leurs membres, le niveau d'instruction et les principales sources de revenus. Ces éléments sont cruciaux pour examiner les facteurs influençant l'emploi formel.

4. Définition des variables

La revue de la littérature sur les questions d'emplois, nous a permis de faire le choix de nos variables. Selon elle, certaines catégories de variables peuvent expliquer l'accès

à l'emploi formel à savoir : le niveau d'instruction, la tranche d'âge, le sexe, le milieu de résidence, la situation matrimoniale, la formation professionnelle, la branche d'activité, le secteur d'activités, l'adéquation emploi-formation et la disponibilité des emplois.

4.1. Type d'emploi

Cette variable est la **variable dépendante** du modèle. L'objectif est de prédire les conditions d'obtention par une personne d'un emploi formel en fonction des autres caractéristiques (variables explicatives).

4.2. Niveau d'instruction

Le niveau d'éducation est important en ce qui concerne l'accès à l'emploi formel. Plus le niveau d'éducation est élevé, plus les chances d'obtenir un emploi formel augmentent, en raison des compétences plus spécialisées et de la demande du marché du travail formel pour une main-d'œuvre qualifiée. Chaque augmentation d'un niveau d'éducation peut accroître les chances d'emploi formel, et cela devrait se refléter dans un coefficient positif pour cette variable.

4.3. Sexe

Le genre peut influencer l'accès à l'emploi formel, en fonction des normes culturelles et des inégalités structurelles dans le marché du travail. Dans certains contextes (emploi très physiques), les hommes peuvent avoir un avantage plus marqué pour accéder à l'emploi formel. Le coefficient associé à la variable "Masculin" pourrait être positif si les hommes ont une probabilité plus

élevée d'emploi formel, tandis que le coefficient de "Féminin" pourrait être négatif si les femmes sont désavantagées dans ce domaine.

4.4. Groupe d'âge

L'âge est un facteur lié à l'expérience et au temps passé sur le marché du travail. Les individus plus jeunes (15-24 ans) sont souvent en emploi informel, alors que les individus dans les groupes d'âge plus avancés (35-44 ans, 45-64 ans) peuvent avoir acquis une stabilité professionnelle et, par conséquent, avoir plus de chances d'être dans l'emploi formel. On s'attend à ce que les coefficients pour les catégories d'âge plus élevées soient positifs, car elles peuvent indiquer une probabilité accrue d'emploi formel.

4.5. Milieu de résidence

Le lieu de résidence est un déterminant clé dans l'accès à l'emploi formel. Par exemple, Abidjan, étant un centre économique majeur, offre probablement plus d'opportunités d'emploi formel que les zones rurales ou d'autres villes urbaines moins développées. Le coefficient pour "Abidjan" pourrait être fortement positif, tandis que ceux pour "autres villes urbaines" et "rural" pourraient être négatifs, reflétant des opportunités plus limitées dans ces zones.

4.6. Statut matrimonial

Le statut matrimonial peut influencer la stabilité économique et la motivation à rechercher un emploi formel, surtout dans des sociétés où les responsabilités familiales jouent un rôle important. Par exemple, les

individus mariés peuvent chercher plus de stabilité financière à travers des emplois formels. Il est possible que "marié" soit associé à une probabilité plus élevée d'emploi formel (coefficient positif), tandis que les autres catégories (célibataire, divorcé, veuf) pourraient avoir des coefficients neutres ou négatifs selon le contexte socioéconomique.

4.7. Branche d'activité

Le secteur d'activité est crucial car certains secteurs sont historiquement plus formels que d'autres. Par exemple, le secteur primaire (agriculture) est souvent associé à un emploi informel, tandis que les secteurs comme l'industrie ou les services ont une proportion plus élevée d'emplois formels. Le secteur primaire pourrait avoir un coefficient négatif (réduisant les chances d'emploi formel), tandis que les secteurs comme l'industrie, le commerce et les services devraient avoir des coefficients positifs.

4.8. Formation professionnelle

Cette variable est importante dans notre modèle car l'enseignement professionnel a connu des réformes afin de le rendre plus productif et porteur d'emplois stables. Il est question de vérifier ses effets sur l'employabilité en Côte d'Ivoire.

4.9. Secteur

La variable secteur, découle de la littérature et permet de comprendre et de situer l'informalité, dans secteur Privé ou le secteur Public et dans lequel de ces deux secteurs intensifier les actions. De façon habituelle, c'est dans les

entreprises privées qu'on rencontre la plupart de cas d'emploi informel car la Fonction Publique est régie par un statut particulier.

5. Emplois disponibles

Les choix opérés entre emplois formels et informels sont tributaires de la disponibilité des emplois en général dans le pays. Dans la mesure où il existe une rareté d'emploi et un chômage, les actifs feront le choix des emplois informels pour assurer leur subsistance. Cette variable est donc importante pour la compréhension de cette problématique.

6. Adéquation emploi-formation

Ce phénomène a toujours été l'objet de débats et de publications. Pour une grande partie de chercheurs l'inadéquation entre emploi et formation est une cause de chômage des jeunes. Il est important qu'on examine son effet sur l'emploi formel.

Tableau1 : récapitulatif des variables

Code de la variable	Variables	Description
type_emp	Type d'emploi	Variable dichotomique égale à 1 si l'individu est en situation d'emploi formel, 0 sinon
Niveau_instrR	Niveau d'instruction	Niveau d'instruction : 0 "aucun niveau", 1 "primaire", 2 "secondaire", 3 "supérieur"
Sexe	Sexe	Sexe : 0 "Masculin" 1 "Féminin"
Gr_age3	Groupe d'âge	Catégorie d'âge : 1 "16-24ans" 2 "25-35ans" 3 "36-64ans" 4 "65ans et plus"
Milieu new	Milieu de résidence	Zone de résidence : 1 "Abidjan" 2 "Autres villes urbaines" 3 "rural"
M25	Statut matrimonial	Situation matrimoniale : 1 "Célibataire" 2 "marié monogame" 3 "marié polygame" 4 "divorcé" 5 "veuf"
BRANCH4	Branche d'activité	Branche d'activité : 1 "agriculture" 2 "industrie" 3 "commerce" 4 "service"
P7AA	Inadéquation emploi-formation	Inadéquation emploi-formation : 1 "oui" 2 "non"
PE10C	Emplois disponibles	Pas assez d'emplois disponibles : 1 "oui" 2 "non"
Secteur	Secteur	1 "secteur public" 2 "secteur privé"

Source : Auteur

5. Résultats de la statistique descriptive

5.1. Selon le sexe

Le secteur informel, concentre 50,54% de femmes contre 49,46 % d'hommes. Ces chiffres tendent à montrer une plus grande représentativité des femmes dans le secteur informel. De plus, les emplois informels représentent 90% des emplois, ce qui démontre le poids prépondérant de l'informalité dans notre pays. La plus grande partie des emplois est informelle.

5.2. Selon le niveau d'instruction

Les pourcentages d'emplois informels se répartissent respectivement comme suit 43,77%, 34,93%, 18,73% et 2,57% pour les niveaux sans études, primaire, secondaire et supérieur. Cela montre qu'avec l'acquisition de formation, l'informalité diminue. Cela se caractérise par la baisse observée depuis les personnes n'ayant aucun niveau scolaire jusqu'à celles ayant les plus hauts niveaux intellectuels. Les personnes actives ayant des niveaux supérieurs, occupent moins les emplois informels tandis que celles n'ayant aucun niveau scolaire occupent plus les emplois informels. Cela s'explique par le fait que les emplois formels requièrent des compétences souvent spécifiques qui s'acquièrent avec des formations de pointe. Ce qui réduit les chances des personnes sans compétence scolaire ou universitaire.

5.3. Selon le groupe d'âge

Les taux d'informalité évoluent selon les groupes d'âge respectivement 31,77%, 29,97% et 33,30% pour les 16-24 ans, 25-35 ans et 36-64 ans. Cependant, on a un taux

faible de 4,96% pour les 65 ans et plus, cela pourrait s'expliquer par le fait qu'à cet âge, les personnes sont de moins en moins en activité. Les emplois formels évoluent de façon contraire selon les intervalles d'âge les plus élevés. On a donc respectivement 4,51%, 33,43% et 61,10% pour les 16-24 ans, 25-35 ans et 36-64 ans. On a un niveau très faible dans les emplois formels pour les plus de 65 ans le taux est très faible (0,96%) car ils sont en situation de retraite et ont en grande partie une pension qui leur permet de ne pas travailler dans leurs vieux jours. De plus, avec l'âge, ils sont victimes de maladies invalidantes ou décédés pour la plupart.

5.4. Selon le lieu de résidence

On constate que l'informalité touche en grande partie le monde rural, avec respectivement 16,30%, 34,70% et 49,00% pour les habitants d'Abidjan, les autres villes urbaines et des zones rurales. Ceci pourrait s'expliquer par le manque d'entreprises formelles dans ces lieux du fait de disparités régionales. Cependant, 40,25% sont formels à Abidjan contre 29,30% dans les autres villes urbaines et 30,45% en zones rurales.

5.5. Selon le statut matrimonial

Nous avons respectivement 43,70% , 10,44%, 32,56%, 8,11 %, 0,99% et 4,20% pour les statuts suivants : célibataire, union libre, marié(e) monogame, marié(e) polygame, divorcé et veuf. Dans les emplois informels, la plus grosse part est détenue par les célibataires et le plus petit taux est au niveau-

5.6. Selon la branche d'activités

Nous avons respectivement 53,06%, 8,74 %, 22,42% et 15,78% pour l'agriculture, l'industrie, le commerce et les services. Le secteur de l'agriculture a le plus grand taux d'informalité par rapport aux autres secteurs. Cela s'explique par le fait d'une agriculture non mécanisée, encore traditionnelle et dont la plupart des acteurs ne sont pas professionnels. Le secteur industrie a le plus faible taux d'informalité.

6. Résultats de la régression Logistique

Cette régression logistique a été réalisée avec le logiciel statistique STAT version 17. De nos résultats, il nous est donné de constater que 40,41% des fluctuations de la variable dépendante sont expliquées par le modèle. De plus, on peut dégager plusieurs tendances à savoir que les variables telles que le sexe, le milieu de résidence, les branches d'activités, le niveau d'instruction, le groupe d'âge, la formation professionnelle, la disponibilité de l'emploi et le secteur sont significatives au seuil de 1%. En outre la variable inadéquation emploi-formation est significative au seuil de 5%. Par contre, la variable statut matrimoniale, n'est pas significative. En résumé, l'accès à l'emploi en Côte d'Ivoire dépend :

- positivement des variables groupe d'âge, niveau d'instruction et branche d'activités ;
- négativement des variables sexe, secteur, formation professionnelle, milieu de résidence et disponibilité des emplois.

Il s'avère important d'interpréter les variables explicatives retenues par notre modèle dans le détail selon les informations du tableau 2, leurs coefficients de régression

et l'ODD ratio. Ainsi, la situation pour chaque variable se résume comme suit :

- **Selon le milieu de résidence** : les résultats révèlent qu'un actif habitant dans une zone urbaine autre qu'Abidjan a 0,65 fois moins de chance qu'un actif d'Abidjan d'être en situation d'emploi formel plutôt que d'être en situation d'emploi informel. Cette chance est de 0,58 fois de chance de moins pour les résidents des zones rurales. Donc, les actifs résidant hors d'Abidjan ont moins de chances d'accéder à un emploi formel ;
- **Selon le sexe⁶** : par rapport aux hommes, les femmes ont un désavantage. En effet les résultats révèlent qu'un actif de sexe féminin a 0,4 fois moins de chance qu'être en situation d'emploi formel.
- **Selon le secteur** : les résultats révèlent qu'un actif exerçant dans le secteur privé a 0,023 fois de chance en moins d'être en emploi formel par rapport à un actif du secteur public.
- **Selon la formation professionnelle** : un actif n'ayant pas suivi une formation professionnelle a 0,710 fois de chance en moins d'être en emploi formel qu'un autre actif ayant suivi une formation professionnelle.
- **Selon le niveau d'instruction** : un actif ayant fait des études primaires a 1,39 fois plus de chance d'être en emploi formel par rapport à un actif qui

⁶ Dans cet article nous utiliserons la notion de sexe au lieu de celle de genre car notre analyse se limite au fait d'être homme ou femme

n'a aucune instruction. Cette chance est de 2,62 fois pour les actifs du secondaire et de 5,5 fois pour les actifs du supérieur par rapport aux actifs sans aucune instruction. Donc, les actifs non scolarisés ont moins de chance d'accès à l'emploi formel.

- **Selon la branche d'activités** : un actif ayant fait exerçant dans l'industrie a 4,62 fois plus de chance d'être en emploi formel par rapport à un actif exerçant dans l'agriculture. Cette chance est de 3,37 fois pour les actifs exerçant dans le commerce et de 5,05 fois pour les actifs exerçant dans les services par rapport aux actifs exerçant dans l'agriculture. Donc, l'agriculture est grand pourvoyeur d'emplois informels.
- **Selon le groupe d'âge** : un actif du groupe d'âge 25-35ans a 2,54 fois plus de chance d'être en emploi formel qu'un actif du groupe d'âge 16-24ans. Cette chance est 4,75 pour les tranches d'âge de 36-64ans. En conclusion les actifs en emploi formel sont entre 25 et 64 ans.
- **Selon la situation matrimoniale** : seuls les actifs mariés ont plus de possibilités d'emplois formels. En effet, un actif marié et monogame a 1,35 fois plus de chance d'obtenir un emploi formel par rapport à un célibataire.

Tableau 2 : Résultats de la régression du modèle logistique⁷

⁷ Note : ***, **, * désignent respectivement la significativité aux seuils de 1%, 5%, 10% Odds Ratio (le rapport de cote) : indique combien de fois (« chances »), on a de

Variables	Coefficients	Odds ratio	P-value (P > Z)
Niveau d'instruction			
Aucun niveau (réf.)			
Primaire	0,3342851 **		
Secondaire	0,9651529 ***	1,396941	0,007
Supérieur	1,713744 ***	2,625189	0,000
		5,549701	0,000
Sexe			
MASCULIN (réf.)			
FÉMININ	-0,9147462***	0,4006183	0,000
Groupe d'âge			
16-24ans (réf.)			
25-35ans	0,9311314 ***		
36-64ans	1,55927 ***	2,537378	0,000
65ans et plus	0,8092574*	4,755348	0,000
		2,246239	0,074
Milieu de résidence			
Abidjan (réf.)			
Autres villes	-0,4222606 ***		
Zones rurales	-0,6200472 ***	0,6555632	0,000
		0,537919	0,000
Situation matrimoniale			
Célibataire (réf.)	0,159857		
Union libre	0,3037575 **	1,173343	0,258
Marié(e) monogame	0,0722277	1,35494	0,011
Marié(e) polygame	0,1106394	1,0749	0,741
Divorcé(e)/ séparé(e)	-0,6168217	1,116992	0,767
Veuf (veuve)		0,5396569	0,120
Branche d'activités			
Agriculture (réf.)			
Industrie	1,531 ***		
Commerce	1,215442 ***	4,622799	0,000
Service	1,619841 ***	3,371785	0,000
		5,052286	0,000
Inadéquation emploi-formation			
Oui	0,2067763	1,229707	0,115
Non (réf.)			
Pas assez d'emplois disponibles			
Oui	-0,2275173 ***	0,7965086	0,007

connaître l'événement (la valeur 1 de la variable dépendante) quand on possède telle caractéristique de la variable indépendante plutôt que celle de référence.

Non (réf.)			
Secteur			
Secteur privé	-3,723302 ***	0,0234788	0,000
Formation			
professionnelle			
Oui (réf.)	-0,3412988 ***	0,7108465	0,000
Non			
Constante	-0,9154229*	0,4003473	0,051
Nombre d'observation	11,067		
Log likelihood	-2055.3162		
Pseudo R2	0,4041		
LR chi2 (21)	1234.76		

Source : Auteur

7. Discussions des résultats

Certains auteurs ont fait des études similaires dans certains pays et ont obtenu des résultats qui se rapprochent de ceux que nous avons obtenus. Cependant pour d'autres il y'a des divergences. Pour (Njikam et al, 2005), les variables déterminant l'emploi chez certains jeunes sont relatives au chef du ménage qui les héberge. Pour la plupart des autres chercheurs, le genre, le niveau d'études, l'âge et le lieu de résidence et la branche d'activités sont des facteurs déterminants majeurs de l'accès à l'emploi formel. Parmi ces chercheurs on peut citer (Bellache et al, 2014), (ONEF, 2015), (Faustine et al, 2021), N'Gratier (2019), (Jaouhar, 2022) et Traoré (2022).

Par rapport au **sexé**, plusieurs études abondent dans le même sens que nous à savoir, Traoré, (2022), qui stipule que les femmes ont moins de chance d'obtenir un emploi formel par rapport aux hommes au Mali. Cette idée est aussi défendue par les résultats de l'enquête de l'ONEF du mali. De plus, selon (Faustine et al, 2021), les femmes ont moins de chance (-0,149) que les hommes de travailler dans le secteur formel parce qu'elles préfèrent souvent des emplois informels où elles ont

plus de liberté par rapport aux emplois formels plus contraignants.

Pour le **statut matrimonial**, nos résultats ne sont pas significatifs de façon globale. Mais de façon spécifique les mariés monogames ont 1,35 fois de chance d'être en emplois formels par rapport aux célibataires. Ce résultat est corroboré par les résultats de Traoré (2022). De plus, selon (Faustine et al, 2021), les personnes mariées ont plus de chance (19,2%) de choisir un emploi dans le secteur formel par rapport aux personnes célibataires, qui eux préfèrent des emplois informels par rapport aux célibataires.

Pour l'**âge**, les résultats stipulent que plus les actifs sont plus disposés pour les emplois formels quand ils prennent de l'âge. Cette position est conforme à celles de (Traoré 2022), de (Faustine et al, 2021), et (ONEF, 2015). Cependant, ces résultats ne trouvent pas l'assentiment de (Jaouhar, 2022), car selon ces travaux, plus les individus avancent dans l'âge plus la probabilité d'exercer un emploi informel augmente. Donc, l'augmentation de 1% dans l'âge d'un individu augmente d'environ 0,6% ses chances de choisir un emploi informel tout en diminuant celles de choisir un emploi formel. Selon, cet auteur, plus les individus évoluent en expérience et bien sûr en âge, plus ils ont des préférences pour des emplois en urgence pour garantir leurs survies.

Concernant le **niveau d'instruction**, nos résultats démontrent que plus les actifs ont un niveau d'éducation élevé, ils sont tournés vers des emplois plus stables. Selon Traoré (2022), les actifs non scolarisés ont moins de chances d'accéder à un emploi formel, ce qui corrobore nos résultats. La préférence pour les emplois formels augmente avec le niveau d'instruction. Selon (Faustine et al, 2021), les individus qui ont un niveau d'instruction très bas sont plus susceptibles de travailler dans le

secteur informel par rapport à ceux qui ont un niveau d'instruction élevé. Autrement dit, la préférence pour les emplois formels augmente avec le niveau d'éducation tandis que la préférence pour le secteur informel augmente au fur et à mesure que le niveau d'éducation diminue.

Concernant la **branche d'activités**, nos résultats sont corroborés par les résultats de Traoré (2022). Ces résultats montrent une grande concentration d'emplois informels dans les secteurs de l'agriculture comparativement aux autres secteurs.

Au niveau du **milieu de résidence**, les résultats de notre étude sont similaires aux résultats des études de la plupart des auteurs à savoir Traoré (2022), (ONEF, 2015). les actifs des zones rurales et des villes autres que les capitales telles Abidjan, Bamako etc.., renferment la plus grande partie des emplois formels.

8. Conclusion

Nous avons entrepris d'analyser les facteurs qui influencent l'accès à l'emploi formel en Côte d'Ivoire. Pour ce faire, l'Enquête Nationale sur l'Emploi commanditée par la Direction Générale de l'Emploi réalisée par l'Institut National de la Statistique (INS) en Côte d'Ivoire au cours de l'année 2019, avec un échantillon de 33 267 ménages a été utilisée pour nos analyses. Ensuite, vu la spécificité de la variable dépendante, nous avons effectué une régression logistique, précédée d'une étude statistique descriptive.

Cette régression logistique a permis de déterminer certaines variables agissant sur la variable dépendante de façon significative. Ces variables sont entre autres, celles

qui agissent de façon positive à savoir les variables groupe d'âge (25 et 64 ans), le niveau d'instruction (primaire, secondaire et supérieur), la branche d'activités (industrie, commerce et services) et celles qui agissent négativement, le sexe (être une femme), le secteur (secteur privé), formation professionnelle (ne pas avoir fait une formation professionnelle), le milieu de résidence(autres zones urbaines et zones rurales) et de la disponibilité des emplois.

Cette situation appelle des recommandations de politiques économiques qui sont :

- accentuer les politiques en faveur de la promotion du genre pour réduire le désavantage dont sont victimes les femmes ;
- continuer les initiatives qui promeuvent le retour des jeunes aux centres de formation telle que l'école de la deuxième chance ;
- réduire les disparités régionales par l'aide à la création ou à l'installation d'un grand nombre d'entreprises dans les régions autres qu'Abidjan par des mécanismes fiscaux ;
- formaliser les acteurs du secteur de l'agriculture afin de réduire le taux d'informalité.

Références

Banque Africaine de Développement. (2011). *Rapport sur le développement en Afrique 2011 : Vers une industrialisation durable*. Tunis, Tunisie : BAD.

Bellache, Y., Adair, P., & Bouznit, M. (2014). Secteur informel et segmentation de l'emploi à Béjaïa (Algérie) :

Déterminants et fonctions de gains. *Mondes en développement*, (166), 31-44.
<https://www.cairn.info/revue-mondes-en-developpement-2014-2-page-31.htm>

Boutillier, J. L. (1971). Croissance démographique et croissance économique en Côte d'Ivoire. *Cahiers ORSTOM. Série Sciences humaines*, 8(1), 45-68.

Favereau, O., & Mouillart, M. (1981). La stabilité du lien emploi-croissance et la loi d'Okun : Une application à l'économie française. *Consommation-Revue de Socio-Économie*, (1), 1-20.

Gherbi, H. (2014). Caractéristiques et déterminants de l'emploi informel féminin en Algérie : Le cas de la wilaya de Bejaia. *Revue Médium*, 166(4), 45-68.
<https://doi.org/10.3917/med.166.0045>

Jaouhar, J. (2022). Déterminants du choix de l'emploi informel dans le marché du travail marocain : Cas de la région Marrakech-Safi. Laboratoire d'Etudes et de Recherches Appliquées en Sciences Economiques, Faculté des Sciences Juridiques Economiques et Sociales d'Agadir, Université IBN ZOHR, Agadir, Maroc.

Kede Ndouna, F., Tsafack Nanfosso, R., & Biloa Essimi, J. A. (2021). Les déterminants du choix de l'emploi informel dans un marché du travail segmenté dans les pays en développement : cas du Cameroun. Dschang School of Economics, Microeconomic Center of Applied Economy (REMA).

Ministère de l'Emploi et de la Protection Sociale. (2020). Enquête nationale sur l'emploi en Côte d'Ivoire (ENE) 2019: Rapport final (Draft 0, Novembre 2020). Abidjan, Côte d'Ivoire.

N'Gratier, A. (2019). Analyse des Déterminants des Emplois Stables en Côte d'Ivoire. *European Scientific Journal*, 15(25), 262-279.
<https://doi.org/10.19044/esj.2019.v15n25p262>

Njike Njikam, G. B., Lontchi Tchoffo, R. M., & Fotzeu Mwaffo, V. (2005). Caractéristiques et déterminants de l'emploi des jeunes au Cameroun. Cahiers de la stratégie de l'emploi, Unité politiques de l'emploi, Département de la stratégie en matière d'emploi.

ONEF « L'insertion des jeunes sur le marché du travail au Mali », 2015a

ONU-Habitat. (2023). *ONU-Habitat Côte d'Ivoire : Rapport pays 2023 - "Une meilleure qualité de vie pour tous dans un monde en urbanisation"*. Côte d'Ivoire : ONU-Habitat.

Traoré, S. S. L. (2022). Les déterminants de l'emploi formel : une analyse empirique dans le contexte malien. *International Journal of Economic Studies and Management (IJESM)*, 2(4), 920-940.
<http://www.woasjournals.com/index.php/ijesm>

Les IDE et la réduction du chômage : le cas de la Côte d'Ivoire

Dr Alassane CISSOKO^{a, b}

^a Assistant, Enseignant-chercheur, école supérieure de gestion d'informatique et de comptabilité (ESGIC), Mali.

^b Consultant Junior, DEECAF-CI (Destination Économique Afrique, Mali),

Bamako-Mali

Résumé

L'objectif de cette étude est de déterminer l'impact des IDE sur le taux de chômage en Côte d'Ivoire. Pour cela, nous avons utilisé la méthode ARDL (Auto Regressive Distributed Lag) pour tester la cointégration entre nos variables. Les variables d'intérêt sont le taux de chômage et les entrées annuelles nettes d'IDE. L'analyse couvre la période 1990-2023. Nous avons trouvé que les entrées annuelles nettes d'IDE impactent négativement et significativement le taux de chômage en Côte d'Ivoire sur la période d'étude. Les variables secondaires montrent que la formation brute de capital et la masse monétaire contribuent à réduire le chômage pendant que l'ouverture commerciale aggrave le chômage à long terme.

Mots clés : Le taux de chômage, les entrées annuelles nettes d'IDE, la formation brute de capital, la masse monétaire, l'ouverture commerciale.

1. Introduction

La création d'emploi reste une problématique fondamentale inhérente à chaque pays. En Afrique de l'Ouest, si le problème est déjà présent aujourd'hui, il sera aggravé d'ici deux décennies lorsque la population des jeunes dans la région aura explosé du fait de la croissance démographique (Mediaterre Afrique de l'ouest, 2019). Face à cette situation plusieurs stratégies politiques ont été mis en place par les pays de l'Afrique de l'ouest afin de stimuler la croissance économique et de créer plus d'emplois. La politique d'attractivité des investissements directs étrangers (IDE) constitue l'une des politiques prometteuses pour booster la croissance. Selon Mucchielli (1998), l'analyse de l'effet net des IDE sur l'emploi dépend d'un ensemble de facteurs tels que, la distinction entre l'effet direct et l'effet indirect sur l'emploi, le mode d'implantation (IDE de création, d'acquisition ou de partenariat), la stratégie (stratégie de marché ou stratégie d'exportation) suivie par les firme multinationale (FMN), le secteur d'activité (production intensive en capital ou en travail), les relations de concurrence ou de complémentarité entre les firmes étrangères et les entreprises domestiques. Pour Ibi Ajayi (2006), les IDE crée des opportunités d'emplois dans les pays hôtes, et ce de trois façons possibles. La première consiste à employer directement la population pour des opérations situées au sein de l'économie nationale. La deuxième s'effectue par les liaisons en amont et en aval : les emplois sont créés dans les entreprises servant de fournisseurs, de sous-traitants ou de prestataires de services. Le troisième mode de création d'emplois passe par la croissance économique qui entraîne de nouveaux emplois à l'échelle nationale.

C'est ainsi que, la Côte d'Ivoire, à l'instar de nombreux pays de l'Afrique de l'ouest, cherche activement à attirer les IDE sur son territoire. Elle a enregistré une croissance moyenne soutenue de flux entrants d'IDE de 26% entre 2015 et 2021. Ainsi, le flux entrant des IDE a plus que doublé sur la période pour atteindre 772,1 milliards de FCFA en 2021. Avec près de 30% du stock d'IDE total de l'UEMOA, le pays est le premier de la zone franc ouest-africaine, et le 3e de la CEDEAO après le Nigeria et le Ghana (Portail d'Informations et de Promotion de l'Economie de Côte d'Ivoire, 2022).

Cependant, même si la Côte d'Ivoire enregistre une croissance moyenne soutenue de flux entrants d'IDE, la réduction du taux de chômage reste un défi majeur à relevé et une volonté politique. En effet, le conseil des ministres du mercredi 17 décembre 2023 a été marqué par la publication officielle de l'enquête-emploi en Côte d'Ivoire. Selon les chiffres, le taux de chômage en Côte d'Ivoire est officiellement estimé à 5,3%, selon les critères du Bureau international du travail (BIT). Cependant en tenant compte des travailleurs rémunérés en dessous du Smig, ce chiffre atteint 9,4% puis 25% en incluant les sous-emplois. Selon le Rapport de la CNUCED (2023) sur l'investissement dans le monde, la Côte d'Ivoire a attiré 1,58 milliard USD d'IDE en 2022, soit une hausse de 15 % en glissement annuel et un niveau supérieur à celui enregistré avant la pandémie. Le stock total d'IDE a été estimé à 13,67 milliards USD, soit environ 19,5 % du PIB du pays.

Au regard de ces statistiques, il convient de se poser la question suivante : quel est l'impact de l'entrée des IDE sur le taux de chômage en Côte d'Ivoire ? L'objectif

principal est d'étudier la relation entre les flux d'IDE entrants en Côte d'Ivoire et le taux de chômage. Le papier contribuera à enrichir les débats déjà existants sur la relation investissement direct étranger et réduction du chômage, en visant surtout les relations de court et long terme afin de permettre aux autorités IvoirIennes de formuler des politiques adaptées sur ces horizons temporels.

1. Cadre théorique

1.1 IDE et croissance économique

La théorie de la croissance endogène suffit comme point de départ pour expliquer le lien entre les IDE et la croissance économique. Selon cette théorie, les IDE stimulent la croissance économique par la création d'avantages comparatifs dynamiques notamment les transferts de technologie, l'accumulation du capital humain et l'intensification du commerce international. (Bende Nabende, Ford, et Slater, 2000). Dans le modèle néoclassique standard, les investissements directs étrangers sont considérés comme un intrant supplémentaire pour la production donc un investissement supplémentaire qui augmente les stocks des capitaux existants. Les avantages dynamiques, souvent connus sous le nom des spillovers, sont indispensables pour que les IDE agissent positivement sur la croissance économique. L'ensemble de ces avantages des IDE favorisent la croissance économique et la création d'emplois (Borensztein et al., 1998 ; De Gregorio, 1992 ; Hansen et Rand, 2006 ; Ram et Zhang, 2002).

Les études empiriques de Ram & Zhang (2002) et de Hansen & Rand (2006) confirment une corrélation positive des IDE avec la croissance économique dans les pays d'accueil. De même, Berthélemy & Démurger (2000) et Madariaga & Poncet (2007) constatent que l'arrivée des IDE dans les provinces et les villes chinoises a positivement impacté la croissance économique locale. L'étude de Ben Abdallah & Meddeb (2000) prouve que les IDE exercent une influence positive sur la croissance économique lorsque le pays hôte dispose d'un seuil minimum du capital humain. Dans la même perspective, Bengoa & Robles (2003) constatent que les IDE peuvent générer des externalités positives sur la croissance économique si le pays hôte est doté du capital humain adéquat, de la stabilité économique et des marchés libéralisés. Li & Lui (2005) ont trouvé, dans une étude sur un échantillon de 84 pays sur la période 1970- 1999, que les IDE sont positivement et significativement associés à la croissance économique à partir des années 1980. Ces chercheurs constatent également que, à la présence d'un niveau important du capital humain dans le pays hôte, les IDE exercent un impact positif important sur la croissance économique. Pour Zhang (2001), l'impact des IDE sur la croissance dépend de la présence d'un niveau important du capital humain et des politiques commerciales libéralisées.

1.2 IDE et création d'emplois

Les investissements directs étrangers ont toujours été considéré comme un élément essentiel du développement économique. Ils sont associés au transfert de technologies, aux compétences, à l'augmentation des salaires et aux liens avec les entreprises locales. Toutefois, on ne sait pas

clairement si les IDE créent plus d'emplois qu'ils n'en détruisent. En réalité, les entreprises étrangères pourraient générer moins d'emplois que les entreprises locales, étant donné qu'elles ont tendance à être plus productives et plus exigeantes en termes de compétences. Des études précédentes ont conclu à peu ou pas d'effets des IDE sur l'emploi. Ainsi, Chudnovsky et López (1999) avancent que l'importance de l'effet direct des firmes étrangères sur l'emploi dépend des secteurs d'activité mais, globalement, c'est l'emploi indirect associé aux effets d'entrainement qui est déterminant. Les IDE industriels semblent être privilégiés puisqu'ils ont l'avantage de créer des emplois directs et indirects significatifs grâce aux effets d'entrainement tandis que les IDE de services sont souvent peu créateur d'emplois indirects. La CNUCED (1994) estime qu'au moins un emploi ou deux sont créés indirectement pour chaque travailleur employé par les FMN. Cet « effet multiplicateur » sur l'emploi domestique a été confirmé dans plusieurs études empiriques sur les pays en développement (PED). Dans ce cadre, Aaron (1999) souligne que, en 1997, les IDE dans les PED ont créé environ 26 millions emplois directs et 41,6 millions emplois indirects. De même, Lyanda (1999) prouve que, en Namibie, chaque emploi créé dans une filiale étrangère génère indirectement environ 2 à 4 emplois supplémentaires dans l'économie de ce pays. L'étude de Nunnenkamp et al. (2007) sur 200 entreprises manufacturières au Mexique, entre 1994 et 2006, révèle que les IDE ont un impact significativement positif, bien que quantitativement modeste, sur l'emploi dans le secteur manufacturier mexicain. De même, Abor et Harvey (2008) affirment que les IDE exercent un effet positif sur l'emploi au Ghana. Un résultat similaire est confirmé par l'étude de

Jayaraman et Singh (2007), sur les Fidji, entre 1970 et 2003 et par l'étude de Habib et Sarwar (2013), sur le Pakistan, entre 1970 et 2011.

Par ailleurs, l'étude de Rizvi et Nishat (2009), sur trois pays asiatiques (Pakistan, Inde, Chine) entre 1985 et 2008, a montré qu'il n'y a pas d'incidences des IDE sur la création d'emploi. Seule la variable PIB a un impact significatif sur le niveau d'emploi, ce qui signifie que les IDE peuvent exercer un effet positif sur l'emploi par le biais de la croissance économique. Ces chercheurs constatent également que cet effet peut varier d'un secteur à l'autre. Jenkins (2006) montre que les effets indirects des IDE sur l'emploi au Viêt Nam, durant les années 1990, étaient mitigés, voire négatifs. L'auteur justifie ce constat par les liens limités créés par les investisseurs étrangers avec les opérateurs locaux ainsi que la possibilité de l'existence d'un effet d'éviction de l'investissement national. Dans le contexte turc, Bayar (2014) constate que, durant la période 2000-2013, les entrées d'IDE de privatisation et d'acquisition n'ont pas généré d'emplois significatifs. L'Overseas Development Institute (ODI 2002) avait signalé qu'il existe peu de preuves systématiques des effets des IDE sur l'emploi dans les pays bénéficiaires.

En somme, il ressort de ce qui précède que les IDE par le biais de la croissance économique peuvent avoir de l'effet positif sur le chômage d'une part, l'effet direct des IDE sur l'emploi dépend des secteurs d'activité d'autre part (Chudnovsky et López, 1999).

2. Méthodologie

2.1 Présentation et source des données

Pour la présente étude, nous avons choisi le taux de chômage annuel par sexe et par âge comme la variable expliquée. Les entrées annuelles nettes d'IDE en pourcentage du PIB est la principale variable explicative retenue. Nous intégrons des variables explicatives additionnelles qui sont reconnues dans la littérature comme pouvant impacter le niveau de l'emploi (tableau 1). Les données, en dehors de la variable taux de chômage qui provient de la base des données du BIT, proviennent toutes de la base des données de la Banque mondiale (World Développement Indicators (WDI, 2023). Nous avons transformé ces variables en logarithme pour faciliter l'interprétation des coefficients estimés et pour éviter le problème d'hétéroscédasticité. Les données utilisées sont des données annuelles de 2005 à 2023.

Tableau 1: Présentation des variables du modèle

Variables	Abréviations	Mesure
Le taux de chômage	S1	Taux de chômage par sexe et par âge (Estimations modélisées du BIT) en %
<i>Les entrées annuelles nettes d'IDE</i>	<i>IDE</i>	<i>Les entrées annuelles nettes d'IDE en pourcentage du PIB</i>
<i>La formation brute de capital</i>	<i>FBC</i>	La formation de capital brut consiste en des dépenses pour des ajouts aux immobilisations corporelles de l'économie plus les variations nettes des inventaires en % du PIB
<i>Degré d'ouverture commerciale</i>	<i>OUV</i>	<i>Le poids des importations et des exportations dans le PIB</i>
<i>La masse monétaire</i>	<i>MM</i>	<i>La somme des circulations fiduciaires hors banque, des dépôts à vue autres que ceux du gouvernement central, des dépôts d'épargne à terme et des dépôts en devise étrangère des secteurs résidents autres que le gouvernement central, les chèques de banque et de voyage, ainsi que d'autres titres comme les certificats de dépôt et les billets de trésorerie. En % du PIB</i>

Source : Auteur

Nous avons ajouté la variable formation brute de capital parce que dans l'approche keynésienne, une augmentation des dépenses publiques, notamment les dépenses d'investissement public et le soutien de la consommation,

permet de relancer la demande globale dans la période de récession et de chômage. Donc une politique budgétaire soutenue d'investissement public devrait contribuer à rapprocher l'économie nationale d'une situation de plein-emploi.

Dans le même cadre de la théorie keynésienne, une politique monétaire active expansionniste (accroissement de l'offre de monnaie) peut entraîner une baisse du taux d'intérêt qui, à son tour, peut conduire à la stimulation de l'investissement privé et partant la croissance économique et la création d'emplois. L'approche keynésienne de la politique monétaire est fondée sur l'hypothèse que la monnaie à court terme n'est pas neutre. Pour les Keynésiens, la politique monétaire est un instrument de politique conjoncturelle ; elle se fixe comme objectif final l'arbitrage entre inflation et chômage et retient comme objectif intermédiaire le taux d'intérêt. En période de chômage élevé, une politique monétaire expansionniste avec une baisse du taux d'intérêt devrait permettre de relancer l'activité économique et l'investissement. Dans ce cadre, il paraît pertinent de retenir dans notre étude les deux variables : dépenses publiques et masse monétaire.

La variable ouverture commerciale se justifie par les théories classique et néoclassique qui suggèrent que le commerce international est un facteur qui peut augmenter les richesses du pays et partant stimuler la croissance économique et la création d'emplois dans l'économie.

2.2 Spécification du modèle et méthodologie d'estimation

Dans le cadre de notre étude, nous nous inspirons du modèle utilisé par (Moujahid, M., Khariss, M., Assabane, I., 2022). Ainsi, nous nous proposons d'estimer le modèle suivant :

$$\log (TC)_t = \alpha + \beta_1 \log (IDE)_t + \beta_2 \log (OUV)_t + \beta_3 \log (FBC)_t + \beta_4 \log (MM)_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Où $\log (TC)$, $\log (IDE)$, $\log (OUV)$, $\log (FBC)$ et $\log (MM)$ désignent respectivement le logarithme du taux de chômage annuel, des entrées annuelles nettes d'IDE, de l'ouverture commerciale, de la formation brute de capital et de la masse monétaire. Et, β_1 , β_2 , β_3 , et β_4 les différents paramètres à estimer et ε_t le terme d'erreur.

Pour estimer l'équation (1), nous avons opté pour les modèles autorégressifs à retards échelonnés (Auto Regressive Distributed Lags ou ARDL) développée par Pesaran et al. (2001). Le choix de cette méthode se justifie par le fait que l'ARDL est applicable lorsque les variables sont I (0), I (1), ou mutuellement intégrées. Il faut noter que l'ARDL offre un éventail de choix relatifs au nombre de variables endogènes et exogènes et au retard optimal à introduire dans le modèle. *De plus, cette méthode ne pose pas de problème d'endogénéité* (Qamar DOUKKALI, 2023). Pour terminer, cette méthode *est plus adaptée aux échantillons de taille réduite*. Ainsi, pour l'estimation nous allons d'abord tester la stationnarité des variables ensuite, effectuer le Bound-test puis estimer les coefficients de court et de long terme. En fin, effectuer les

tests de normalité, d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation des erreurs.

3. Résultats

3.1 Etude de la stationnarité des variables

Pour tester la stationnarité de nos séries, nous avons utilisé le test de Dickey et Fuller augmenté (ADF) et le test de Philips et Perron (PP). Les résultats des tests sont donnés dans le tableau 2 ci-dessous.

Tableau 2 : les résultats de l'analyse de la stationnarité

Variables	Augmenté (ADF)		(pp)		Décision
	Avec constant	Avec constant et trend	Avec constant	Avec constant et trend	
Niveau					
Ln (S1)	-0.946	-1.985	-0.948	-1.985	
log(IDE)	-2.318	-2.559	-2.275	-2.559	
log(OUV)	-1.079	-1.782	-1.079	-1.782	
Ln (FBC)	-1.431	-1.689	-1.792	-3.872**	
log(MM)	-2.252	-2.440	-2.361	-2.440	
En différence première					
log(TC)	-4.090***	-3.945**	-4.090***	-3.944**	I(1)
log(IDE)	-5.523***	-5.517***	-5.532***	-6.584***	I(1)
log(OUV)	-4.080***	-3.959***	-4.080***	-3.959**	I(1)
Ln (FBC)	-10.199***	-10.058***	-10.735***	-10.058***	I(1)
log(MM)	-3.704**	-4.108**	-3.685**	-4.112**	I(1)

Notes : (***) , (**) et (*) désignent les niveaux de significativité aux seuils statistiques de 1 %, 5 % et 10% respectivement.

Les résultats indiquent qu'en différence première, toutes les séries sont stationnaires. Elles sont donc intégrées d'ordre 1.

3.2. Étude de la cointégration

Le test de cointégration de Pesaran et al. (2001) appelé « test de cointégration aux bornes » est utilisé pour tester la cointégration entre nos séries. Cette méthode est plus appropriée pour les échantillons de petite taille, comme c'est le cas pour cette étude. De plus, cette méthode ne pose pas de problème d'endogénéité (Qamar DOUKKALI, 2023).

Pour appliquer le test de cointégration aux bornes de Pesaran et al. (2001) il y a deux étapes à suivre. Tout d'abord, déterminer le décalage optimal ensuite, estimé le modèle ARDL et recourir au test de Fisher pour tester la cointégration entre séries. Ainsi, pour le test de cointégration, l'équation (1) prendra la forme suivante :

$$\begin{aligned}
 \Delta \log(TC)_t = & a_0 + \sum_{i=1}^p a_1 \Delta \log(TC)_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_2 \Delta \log(IDE)_{t-1} \\
 & + \sum_{i=1}^p a_3 \Delta \log(OUV)_{t-1} \\
 & + \sum_{i=1}^p a_4 \Delta \log(FBC)_{t-1} \\
 & + \sum_{i=1}^p a_5 \Delta \log(MM)_{t-1} + b_1 \log(IDE)_{t-1} \\
 & + b_2 \log(OUV)_{t-1} + b_3 \log(FBC)_{t-1} \\
 & + b_4 \log(MM)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)
 \end{aligned}$$

Avec Δ : opérateur de différence première ; a_0 la constante ; les a_i , avec ($i = 1, \dots, 5$) désignent les effets à court terme ; les b_i ($i = 1, \dots, 4$) sont les dynamiques de long terme du modèle et ε_t est le terme d'erreur (bruit blanc).

Les résultats du décalage optimal et ceux des tests de cointégration sont donnés respectivement dans les tableaux 3 et 4.

Tableau 3 : Résultat de la détermination du nombre de retard

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	35.58225	NA	1.89e-08	-3.597912	-3.352849	-3.573552
1	93.30681	74.70237*	4.70e-10	-7.447860	-5.977484	-7.301702
2	137.9735	31.52942	1.36e-10*	-9.761587*	-7.065897*	-9.493630*

* indique l'ordre de décalage sélectionné par le critère

Les critères FPE, AIC, SC et HQ indiquent un retard d'ordre 2 alors que le critère LR indique un retard d'ordre 1. C'est le critère AIC qui est retenu pour cette étude.

Tableau 4 : Résultat du test de cointégration de Pesaran et al. (2001)

Valeurs critiques de Pesaran			
F-statistique calculée	Seuil	I(0)	I(1)
	10%	3.03	4.06
10.3229	5%	3.47	4.57

Source : Auteur

Les résultats du test de cointégration aux bornes confirment l'existence de relation de cointégration au seuil de 5% (la valeur de F-stat est supérieure à celle de la borne supérieure), ce qui donne la possibilité d'estimer les dynamiques de court et long terme.

3.3. Résultats des coefficients à court et à longue terme :

Le tableau 4 confirme l'existence de relation de cointégration, alors nous estimons l'équation (3) ci-dessous, qui représentent la dynamique de long terme par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires. Le terme d'erreur ECT dans l'équation constraint les variables à converger vers les relations de cointégration tout en permettant les ajustements dynamiques de court terme, Kareem et al. (2012). Le modèle à correction d'erreur se présente de la manière suivante :

$$\begin{aligned}\Delta \log(TC)_t = & \beta_0 + \sum_{k=1}^q \beta_1 \Delta \log(TC)_{t-1} + \\ & \sum_{k=1}^q \beta_2 \Delta \log(IDE)_{t-1} + \sum_{k=1}^q \beta_3 \Delta \log(IDE)_{t-1}^2 + \\ & \sum_{k=1}^q \beta_4 \Delta \log(FBC)_{t-1} + \sum_{k=1}^q \beta_5 \Delta \log(MM)_{t-1} + \lambda ECT_{t-1} + \\ & \text{et} \quad (3)\end{aligned}$$

où Δ est l'opérateur de différence première, k ($k=1, \dots, q$) est le nombre de retard optimal. Le terme ECT_{t-1} est le terme de correction d'erreur décalé d'une période et λ son coefficient.

Les résultats de l'estimation de l'équation (3) sont donnés dans les tableaux 5 (résultats de court terme) et 6 (résultats de long terme).

Tableau 5 : Résultats de la dynamique de court terme
(variable dépendante logTC)

Variables	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	31.44761	0.801097	39.25568	0.0006
@TREND	0.264274	0.006781	38.97009	0.0007
D(S1(-1))	1.452024	0.052068	27.88687	0.0013
D(LNIDE)	-0.900485***	0.024368	-36.95428	0.0007
D(LNFBCF)	0.320888	0.063092	5.086060	0.0366
D(LNFBCF(-1))	4.043986***	0.133995	30.18004	0.0011
D(LNOUV)	4.973939	0.109120	45.58222	0.0005
D(LNOUV(-1))	-5.224761***	0.161863	-32.27897	0.0010
D(LNMM)	0.808401	0.059686	13.54425	0.0054
D(LNMM(-1))	-1.165693***	0.100635	-11.58341	0.0074
ECT	-4.019628***	0.102150	-39.35032	0.0006
R-squared	0.998676	Mean dependent var		-0.047958
Adjusted R-squared	0.996470	S.D. dependent var		0.228979
S.E. of regression	0.013605	Akaike info criterion		-5.504067
Sum squared resid	0.001111	Schwarz criterion		-4.964929
Log likelihood	57.78457	Hannan-Quinn criter.		-5.450475
F-statistic	452.6139	Durbin-Watson stat		2.382165
Prob(F-statistic)	0.000000			

Source : auteur

A court terme (Tableau 5), les coefficients de détermination ajustés indiquent que le taux de chômage est expliqué à 99% par les variables introduites dans le modèle. Le mécanisme de correction d'erreur (ECT) indique l'existence de relations de causalité de long terme à travers le terme de correction d'erreurs ECT qui est significatif et négatif. Ainsi, il indique qu'il y a un mécanisme de correction d'erreur et que la variable endogène joue un important rôle de facteur d'ajustement quand le système s'écarte de l'équilibre (Farhani & Ben Rejeb, 2012).

Les coefficients de court terme de la principale variable explicative, de l'ouverture commerciale et de la masse

monétaire sont négatifs et statiquement significatifs. Ces variables à court terme entraînent une diminution du taux de chômage.

Tableau 6 : Résultats de la dynamique de long terme (variable dépendante logTC)

Variables	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNIDE	-0.373632***	0.023610	-15.82498	0.0040
LNFBCF	-1.829630***	0.039179	-46.69878	0.0005
LNOUV	2.655526***	0.071513	37.13334	0.0007
LNMM	0.013841	0.102572	0.134944	0.9050

Source : auteur

Le tableau 6 présente les résultats de l'estimation des coefficients de long terme. Comme à court terme, les résultats indiquent que les IDE ont un effet négatif et significatif sur le taux de chômage. De plus, à long terme, la formation brute de capital a un effet négatif et significatif sur le taux de chômage. Les estimations indiquent également que l'ouverture commerciale a un impact positif et significatif à long terme sur le taux de chômage.

Il ressort globalement que :

Les IDE impactent négativement et significativement le taux de chômage en Côte d'Ivoire sur la période de l'étude à court et à long terme. Donc l'arrivée des IDE en Côte d'Ivoire réduit le taux de chômage. Ce qui est cohérent avec beaucoup d'études empiriques (Nunnenkamp et al., 2007 ; Jayaraman et Singh, 2007 ; Abor et Harvey, 2008 ; Habib et Sarwar, 2013 ; Moujahid, M., Khariss, M., Assabane, I., 2022). Ce résultat est certainement le fruit de la politique ivoirienne d'investissement visant à attirer d'avantage d'investissement. En effet, selon le rapport sur l'investissement dans le monde 2023 de la CNUCED, le pays a attiré 1,58 milliard USD d'IDE en 2022, soit une

hausse de 15% en glissement annuel et un niveau supérieur à celui enregistré avant la pandémie. Cependant, le taux de chômage demeure élevé, l'explication possible est l'inadéquation entre la demande de compétences par les entreprises et l'offre de compétences par les jeunes sur le marché du travail (Kouakou, 2019).

La formation brute de capital a un effet négatif et significatif à long terme, ce qui veut dire que l'augmentation des dépenses d'investissement public joue un rôle important dans la réduction du chômage. Ce résultat se voit conforme avec l'approche keynésienne où l'augmentation des dépenses budgétaires d'investissement est un moyen de stimuler la croissance économique et la création d'emplois.

Pour la variable ouverture commerciale, nos résultats empiriques montrent que son effet sur le taux de chômage diffère entre le court et le long terme. Cette différence des résultats est conforme aux déductions du coefficient de correction d'erreurs du tableau 5. Le coefficient de correction d'erreur de long terme a indiqué une aggravation des déséquilibres de court terme du fait qu'il est significatif et supérieur à l'unité en valeur absolue. Cependant, elle a un effet positif et significatif sur le taux de chômage à long terme, ce qui indique que l'ouverture commerciale est un facteur qui favorise le chômage en Côte d'Ivoire. Ce résultat à long terme s'aligne avec de nombreuses études empiriques qui soutiennent que l'ouverture commerciale peut avoir un effet positif sur le chômage (Nwaka, Uma, & Tuna, 2015 ; Hossain, Tahrim, Hossain, & Rahman, 2018 ; Famode, Makalamba, & Ngolua, 2020).

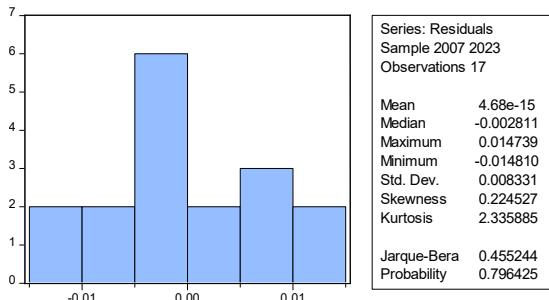
Quant à la variable la masse monétaire, les résultats indiquent qu'elle a un effet négatif et significatif sur le taux de chômage à court terme. Ce qui veut dire que la politique monétaire en Côte d'Ivoire constitue un facteur important de création d'emplois. Ce résultat est conforme avec le cadre de la théorie keynésienne, selon laquelle, une politique monétaire active expansionniste (accroissement de l'offre de monnaie) peut entraîner une baisse du taux d'intérêt qui, à son tour, peut conduire à la stimulation de l'investissement privé et partant la croissance économique et la création d'emplois. En Côte d'Ivoire, suite à la pandémie de Covid-19, le comité de politique monétaire (CPM) a décidé de baisser de 50 points de base les taux directeurs de la BCEAO, depuis le 24 juin 2020. En conséquence, le taux de soumission minimal des appels d'offres d'injection de liquidités s'est établi à 2,0% au lieu de 2,5% et le taux de prêt marginal à 4,0% au lieu de 4,5%.

4. Test de diagnostic

Des tests de diagnostic sur les résidus de la régression ARDL ont été réalisés afin de valider le modèle tels que le test Jarque-Bera de normalité, le test LM d'autocorrélation, le test de White d'hétéroscédasticité et le test de stabilité de CUSUM.

La figure 2 ci-dessous présente le résultat du test de normalité. La probabilité associée à la statistique de Jarque-Bera 0.46 est largement supérieure à 0,05. Ainsi, L'hypothèse de normalité des résidus est donc vérifiée.

Figure 1 : Résultat du test de normalité



Le test LM d'autocorrélation et le test de White confirment respectivement l'absence d'hétérosécédasticité et d'autocorrélation des résidus. En effet, la p-value (0,26) est supérieur au seuil de 5%. Par conséquent, l'hypothèse d'absence d'autocorrélation (hypothèse nulle) est acceptée. Les résidus sont homosécédastiques la p-value (0,63) est supérieure à 1%. Ci-dessous les résultats (tableau 7).

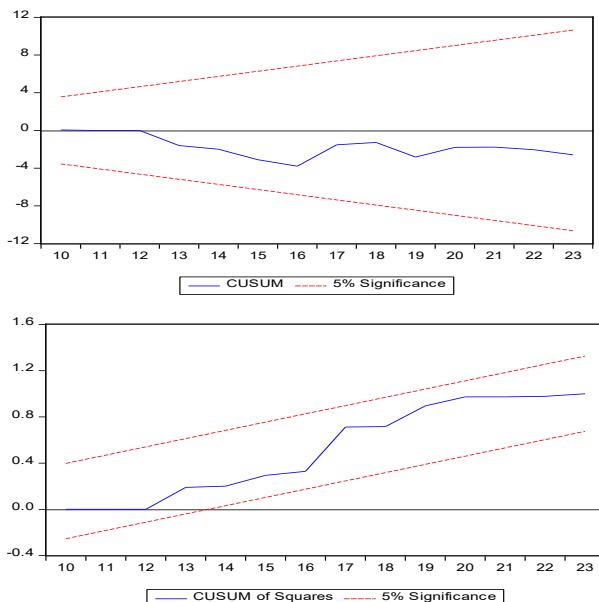
Tableau 7 : Résultats du test d'hétérosécédasticité et d'autocorrélation

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	3.229493	Prob. F(14,2)	0.2614
Obs*R-squared	16.27986	Prob. Chi-Square(14)	0.2966
Scaled explained SS	0.150505	Prob. Chi-Square(14)	1.0000
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.420491	Prob. F(1,1)	0.6338
Obs*R-squared	5.032307	Prob. Chi-Square(1)	0.0249

Source : auteur

Enfin, Pour vérifier la stabilité de notre modèle, nous avons effectué le test de stabilité de CUSUM et CUSUMQ (figure 3 et 4). Il ressort de ces tests que les paramètres estimés sont stables à long et à court termes au seuil de 5%.

Figure 2 : Résultat du test de Cusum



5. Conclusion et recommandations

L'objectif de cette étude est d'analyser l'effet des IDE sur le taux de chômage en Côte d'Ivoire sur la période 2005-2023. Le taux de chômage et les entrées annuelles nettes d'IDE ont été choisis comme variables principales, comme variables de contrôle la formation brute de capital, la masse monétaire et le degré d'ouverture commerciale. Les résultats indiquent que les entrées annuelles nettes d'IDE

impactent négativement et significativement le taux de chômage en Côte d'Ivoire sur la période d'étude. Les variables secondaires montrent que la formation brute de capital et la masse monétaire contribuent à réduire le chômage pendant que l'ouverture commerciale aggrave le chômage à long terme.

Vue les résultats, la Côte d'Ivoire pour réduire le chômage doit continuer avec les politiques d'attractivité des IDE en mettant un accent particulier sur les IDE dans les secteurs économiques qui peuvent générer beaucoup d'emploi notamment l'agriculture. En effet, le secteur agricole constitue l'un des piliers de l'économie ivoirienne (25 % du PIB) alors que la part de l'agriculture dans les investissements n'est que de 0,90% selon le rapport sur l'investissement dans le monde 2023 de la CNUCED. Donc il faut pour le secteur agricole des politiques nationales permettant d'attirer les IDE dans l'agriculture et leurs effets sur le développement économique national. Conditions favorables à envisager par le gouvernement ivoirien :

- Rendre possible le fonctionnement des marchés et des entreprises. Il s'agit de revoir le régime foncier, les droits de propriété, les infrastructures et la politique commerciale intérieure et extérieure. En effet, un mauvais environnement économique constitue un frein important à l'investissement étranger direct, donc une incertitude forte quant aux intentions des pouvoirs publics et à leurs actions probables exerce un effet dissuasif majeur sur l'investissement.

- L'État doit fournir les normes, les réglementations et les services en rapport avec la production, la recherche et développement et les services financiers destinés à l'agro-industrie. En général, l'élaboration progressive de lois, de réglementations et d'institutions assurant la commercialisation agricole suit les principes du « marché ouvert ». On peut donc considérer le respect de ces principes comme un facteur à la fois essentiel et important car le développement d'une filière agro-industrielle dépend souvent de manière cruciale de la capacité à prouver la traçabilité des produits et l'application d'un contrôle qualité.
- Revoir ses accords commerciaux avec les partenaires, adopter des mesures permettant d'accélérer les exportations et les réexportations afin de stimuler la création d'emplois dans de nouveaux secteurs d'activités.

Reference

- Aaron, C. (1999). *The Contribution of FDI to Poverty Alleviation*. Washington, DC: Foreign Investment Advisory Service.
- Abor, J. and Harvey, S. K. (2008). « Foreign direct investment and employment: host country experience ». *Macroeconomics and finance in emerging market economies*, 1(2), 213-225.
- Bayar, Y. (2014). « Effects of economic growth, export and foreign direct investment inflows on unemployment in Turkey ». *Investment Management and Financial Innovations*, 11, 20–27.

Ben Abdallah, M. and Meddeb, R. (2000). Interaction entre IDE, capital humain et croissance dans les pays émergents. Papiers d'Economie Mathématique et Applications. Université Panthéon-Sorbonne (Paris 1).

Bende Nabende, Ford, et Slater. (2000). The impact of FDI on the economic growth of the ASEAN-5 economies, 1970-94 : a comparative dynamic multiplier analysis from a small model, with emphasis on liberalization, in *Ford J.L. (ed), Finance, Governance and Economic Performance in Pacific and South East Asia, Edwar Elgar*.

Bengoa, M. and Sanchez-Robles, B. (2003). « Foreign direct investment, economic freedom and growth: new evidence from Latin America ». *European Journal of Political Economy*, 19(3), 529–545.

Berthélemy, J.-C. and Démurger, S. (2000). « Foreign Direct Investment and Economic Growth: Theory and Application to China ». *Review of Development Economics*, 4(2), 140–155.

Borensztein, E., De Gregorio, J. and Lee, J.-W. (1998). « How does foreign direct investment affect economic growth ? ». *Journal of International Economics*, 45(1), 115-135.

De Gregorio, J. (1992). « Economic growth in Latin America ». *Journal of Development Economics*, 39(1), 59–84.

- Habib, M. D. and Sarwar, S. (2013). « Impact of foreign direct investment on employment level in Pakistan : A time series analysis ». *JL Pol'y & Globalization*, 10 (46).
- Hansen, H. and Rand, J. (2006). « On the Causal Links Between FDI and Growth in Developing Countries », *The World Economy*, 29(1), 21–41.
- Ibi Ajayi, S. (2006). « L'ide Et Le Développement Économique En Afrique », Congrès International ADB/AERC sur l'Accélération du Développement de l'Afrique les cinq premières années du 21ème siècle, Tunisie, novembre.
- Jayaraman, T. K. and Singh, B. (2007). Foreign direct investment and employment creation in Pacific Island countries : an empirical study of Fiji (No. 35). ARTNeT Working Paper Series.
- Jenkins, R. (2006). « Globalization, FDI and Employment in Viet Nam », *Transnational Corporations*, 15(1), 115–142.
- Li, X. and Liu, X. (2005). « Foreign Direct Investment and Economic Growth: An Increasingly Endogenous Relationship ». *World Development*, 33(3), 393–407.
- Lyanda, O. (1999). « The impact of multinational enterprises on employment, training and regional development in Namibia and Zimbabwe : a preliminary assessment ». ILO

- Madariaga, N. and Poncet, S. (2007). « FDI in Chinese Cities : Spillovers and Impact on Growth ». *The World Economy*, 30(5), 837–862.
- Mucchielli, J-L. (1985). Les firmes multinationales : mutations et nouvelles perspectives, édition : Economica.
- Moujahid, M., Khariss, M., Assabane, I. (2022). « Impact des investissements directs étrangers sur la création d'emploi : cas du Maroc ». *Revue "Repères et Perspectives Economiques"* Vol. 6 /N°1/ mars 2022.
- Nunnenkamp, P. and Bremont, J. E. A. (2007). FDI in Mexico : An empirical assessment of employment effects, Kiel Working Papers. 1328. Kiel Institute for the World Economy (IfW).
- Ram, R. and Zhang, K. H. (2002). « Foreign Direct Investment and Economic Growth: Evidence from Cross-Country Data for the 1990s ». *Economic Development and Cultural Change*, 51(1), 205–215.
- Rizvi, S. Z. A. and Nishat, M. (2009). « The impact of foreign direct investment on employment opportunities: Panel data analysis (Empirical evidence from Pakistan, India and China) ». *The Pakistan Development Review*, 48(4), 841–851.
- Zhang, K. H. (2001). « Does Foreign Direct Investment Promote Economic Growth? Evidence from East Asia and Latin America ». *Contemporary Economic Policy*, 19(2), 175–185

Croissance, informalité, emploi et sous-utilisation de la main d'œuvre en Côte d'Ivoire : une analyse comparative par la loi d'Okun

YAO Kouabenan N'guettia Fabrice

Doctorant, Université Felix Houphouët-Boigny (Abidjan) /
Centre de Recherches Microéconomiques du Développement
(CREMIDE)
nguettia04@gmail.com

Résumé

Cette étude analyse la validité de la loi d'Okun en Côte d'Ivoire (2000-2022), à partir de données de la Banque mondiale et de l'OIT, en mobilisant un modèle ARDL linéaire et non linéaire. Elle examine l'effet du PIB par habitant sur le chômage, le sous-emploi et l'emploi informel. Les résultats révèlent des contrastes entre court et long terme : les récessions (gaps négatifs) aggravent le chômage, la sous-utilisation de la main-d'œuvre et l'informalité, tandis que les expansions (gaps positifs), souvent concentrées dans des secteurs peu intensifs en emploi, traduisent une « croissance sans emploi ». À court terme, les récessions accentuent la vulnérabilité des travailleurs, et les expansions n'ont qu'un impact temporaire sur le sous-emploi et l'informalité.

Mots-clés : Croissance économique, loi d'Okun, emploi informel, sous-utilisation de la main-d'œuvre, Côte d'Ivoire.

1. Introduction

Dans la gestion économique d'un pays, l'intervention sur le marché du travail est un pilier fondamental pour assurer la stabilité et la croissance. En ajustant les politiques publiques pour réguler l'emploi, le chômage et la formation, les gouvernements peuvent répondre aux défis économiques, réduire les inégalités et stimuler l'innovation. Ces actions permettent non seulement d'améliorer les conditions de vie des citoyens, mais aussi de renforcer la compétitivité nationale sur la scène mondiale. Une gestion proactive du marché du travail devient ainsi un levier indispensable pour construire une économie dynamique et résiliente.

Le marché du travail en Côte d'Ivoire, comme dans de nombreux pays en développement, joue un rôle central dans l'économie, bien que celle-ci soit largement dominée par le secteur informel. Malgré un taux de chômage officiel relativement bas, une grande partie de la population, surtout dans les zones urbaines, lutte pour trouver des emplois stables et décents. La réalité cachée derrière ces chiffres officiels révèle un marché du travail où une majorité de travailleurs évoluent dans l'informalité, souvent sans sécurité sociale ni conditions de travail optimales. La forte croissance démographique accentue cette pression, rendant d'autant plus urgente une réforme du marché du travail pour mieux intégrer cette population active en quête de meilleures opportunités. Cette situation rend difficile l'atteinte de l'ODD 8 qui vise à « promouvoir une croissance économique soutenue, inclusive et durable, le plein emploi et la création d'emplois productifs et un travail décent pour tous ».

Dans les pays en développement comme la Côte d'Ivoire, le taux de chômage naturel est généralement bien plus faible que dans les économies avancées. Ce taux est très faible (2%) et coexiste avec un taux élevé d'emploi informel, tandis que dans les pays développés, ce taux varie entre 3% et 6%. Cependant, cela ne reflète pas nécessairement une meilleure situation de l'emploi. En réalité, un grand nombre de travailleurs se trouvent dans des emplois précaires ou sous-employés, souvent en dehors des statistiques officielles. Cela masque les véritables défis du marché du travail ivoirien, où l'informalité et la précarité demeurent des problèmes majeurs, malgré un taux de chômage relativement faible.

La Côte d'Ivoire, comme de nombreux pays en développement, a connu des fluctuations importantes de sa croissance économique, avec une moyenne de 8 % entre 2012 et 2019. Bien que la pandémie de COVID-19 ait ralenti l'activité économique, le pays demeure résilient. Cependant, en 2020, selon l'OIT, le marché du travail ivoirien présente des indicateurs préoccupants le taux combiné de sous-utilisation de la main-d'œuvre lié au chômage (SU1) est de 14,2 %, celui du taux combiné de sous-emploi lié au temps de travail et de chômage (SU2) atteint 22 %, et le taux combiné du chômage et de la main-d'œuvre potentielle (SU3) est de 28,9 %. La mesure composite de la sous-utilisation de la main-d'œuvre (SU4) est à 35,3 % et un taux d'emploi informel de plus de 80 % mettant en évidence des conditions de travail précaires malgré un taux de chômage relativement faible (Banque mondiale, 2023).

La relation entre le PIB et le taux de chômage est souvent expliquée par la loi d'Okun, qui établit une corrélation

négative entre la croissance économique et le chômage. Selon Okun (1962), pour chaque point de pourcentage de croissance économique en dessous du potentiel, le taux de chômage augmente proportionnellement. Cependant, cette relation varie en fonction des contextes économiques et structurels. D'où l'intérêt de s'interroger sur les effets du PIB sur les indicateurs d'emploi afin de se prémunir des incertitudes et d'anticiper sur les réponses à apporter en cas de récession économique.

L'objectif de cette étude est donc d'analyser l'effet de la croissance économique en Côte d'Ivoire sur différents indicateurs du marché du travail. Pour se faire nous supposons que les effets de la croissance varient en fonction de l'indicateur observé et de la série temporelle. Cette étude est structurée comme suit : la première section fait une revue de la littérature sur la loi de Okun. La deuxième section présente la méthodologie, avant que la troisième section n'introduise les résultats et analyse.

2. Revue de la littérature

La macroéconomie moderne est généralement divisée en deux domaines principaux, à savoir la théorie à long terme et la théorie à court terme. Alors que la théorie à long terme s'intéresse à l'analyse de la croissance économique, la théorie à court terme traite des cycles économiques. Étant donné qu'à long terme, l'accent est mis sur le plein emploi, l'analyse du chômage est donc l'apanage de la théorie des cycles économiques à court terme. Solow (1956), considéré comme un modèle de croissance standard, prédit que le taux de croissance est indépendant du taux de chômage. Cependant, Okun (1962) a fourni une base pour une relation négative entre le taux de variation

du taux de chômage et la production. En termes numériques, Okun a indiqué qu'une réduction de 1 point de pourcentage du taux de chômage était associée à une augmentation de 3 points de pourcentage de la production.

Toutefois, au vu de l'expérience de plusieurs pays, il a été souligné qu'en plus d'être un problème à court terme, le chômage peut également être un phénomène à moyen terme. Par essence, les économies modernes connaissent des changements à moyen terme que les subdivisions macroéconomiques à court ou à long terme sont difficiles à expliquer. C'est pourquoi les chercheurs ont appelé au développement d'une macroéconomie à moyen terme (Blanchard, 1997), un appel soutenu par Solow (2000) qui a suggéré l'intégration de la loi d'Okun et des modèles de croissance. Il convient de noter que la loi est restée jusqu'à présent une observation empirique plutôt qu'une observation dérivée de la théorie, bien que certains chercheurs tels que Prachowny (1993) aient tenté de fournir une base théorique.

Les études sur la loi d'Okun dans les pays développés ont montré des résultats variés. Bhattacharai (2016) a confirmé la validité de la loi dans 35 pays de l'OCDE, en utilisant un modèle de régression linéaire simple, qui établit une relation négative entre la croissance économique et le chômage. D'autres recherches, comme celles de Kim et Park (2019) et Dunsch (2017), ont montré que les jeunes actifs sont particulièrement sensibles aux fluctuations économiques dans les pays développés, en utilisant des modèles de régression logistique et linéaire, où le taux de chômage est expliqué par des variables démographiques et économiques. Des études régionales, telles que celles de Duran (2022) et Bod'a et Považanová (2021), ont révélé

que la relation entre croissance économique et chômage varie selon les spécificités industrielles et économiques de chaque région, en utilisant des modèles de régression à variables instrumentales et des modèles non linéaires pour tenir compte des différences structurelles. Ces résultats suggèrent que la loi d'Okun n'est pas universellement applicable et doit être interprétée selon le contexte économique et industriel de chaque région.

Dans les pays en développement, plusieurs études ont utilisé des méthodologies variées pour tester la relation entre la croissance économique et le chômage. Par exemple, Shuaibu et al. (2021) ont trouvé que la loi d'Okun est vérifiée en utilisant une régression linéaire simple pour estimer la relation entre la variation du taux de chômage et celle du PIB. En revanche, Abou (2017) et Dankumo et al. (2019) ont trouvé des résultats différents au Nigéria, où la relation entre la croissance économique et le chômage montre l'existence d'une croissance sans emploi. Abou (2017) a utilisé une régression multiple pour estimer l'impact de la croissance économique sur le chômage, en prenant en compte des variables supplémentaires telles que les politiques économiques et les chocs externes. De son côté, Dankumo et al. (2019) ont appliqué une régression à variables instrumentales (IV) pour traiter les problèmes de simultanéité et d'endogénéité dans l'estimation de la relation entre croissance et chômage. Sangare et al. (2023) ont utilisé un modèle autorégressif non linéaire décalé (NARDL) sur des données de panel de 1990 à 2022, ainsi que divers filtres, pour examiner la relation entre l'emploi et les cycles économiques. L'étude montre qu'il existe une relation asymétrique entre la croissance économique et l'emploi, l'impact des récessions

économiques étant plus fort sur l'emploi à long terme que sur l'emploi à court terme. L'étude suggère que les pays n'ont pas pleinement utilisé leur potentiel économique au profit de l'emploi.

N'Guessan (2022) estime l'intensité en emploi de la croissance en Côte d'Ivoire à partir de données provenant de 42 branches d'activités à l'aide d'un modèle autorégressif à retard échelonné non linéaire (NARDL). 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. Kouakou et al. (2019) ont fait recourir à une relation d'Okun modélisée selon une approche structurelle en « output gap » avec PIB endogène et variation de taux de chômage exogène. Les résultats du modèle ARDL montrent que, sur la période 1980-2014, la loi d'Okun est valide en Côte d'Ivoire. Une augmentation du taux de chômage a pour conséquence d'abaisser la croissance du PIB. En outre, le chômage ne baisse que si le taux de croissance dépasse 10,30 % et augmente sinon. Par ailleurs, dans cette même étude la loi d'Okun n'est plus valide pour la Côte d'Ivoire en cas de correction des données par la prise en compte des périodes anormales de crise sociopolitique (2002, 2011) via l'ajout d'une variable binaire.

Ces résultats montrent que, bien que la loi d'Okun soit applicable dans certains contextes, elle peut ne pas être généralisable dans d'autres, en fonction des spécificités économiques, structurelles des pays étudiés et de la

relation (linéaire et non linéaire) considéré pour la relation entre le PIB et l'indicateur d'emploi. Notre étude s'appuie sur celle de Kouakou et al. (2019) avec lieu et place des prédictions de l'emploi plusieurs indicateurs du marché du travail.

3. Méthodologie

3.1. Stratégies d'estimation

Les méthodes d'estimation de la loi d'Okun incluent principalement l'approche des "différences premières" et celle de "l'écart de production" (output gap). L'approche des différences premières repose sur l'analyse des séries chronologiques. Dans ce cadre, le coefficient d'Okun est déterminé en établissant une relation entre la variation observée du taux de chômage (Δu_t) et les fluctuations du PIB réel (Δy_t). Cette relation est modélisée à l'aide d'une équation intégrant un terme d'erreur (ε_t) pour tenir compte des écarts inexpliqués.

$$\Delta \mu_t = \alpha^p + \beta^p \Delta y_t + \varepsilon_t$$

L'approche dite "output gap" ne se concentre pas sur les variations du PIB entre deux périodes consécutives, mais plutôt sur l'écart entre le PIB réel et le PIB potentiel. Cette méthode peut être formulée de différentes manières. En désignant par y_t le PIB observé, y_t^p le PIB potentiel ou tendanciel, u_t le taux de chômage observé, et u_t^p le taux de chômage naturel, une des expressions possibles de cette version "gap" peut être représentée formellement comme suit :

$$u_t - u_t^p = \alpha^p + \beta^p(y_t - y_t^p) + \varepsilon_t$$

Le PIB potentiel représente le niveau de production qu'une économie peut atteindre lorsqu'elle fonctionne à plein emploi, en tenant compte des ressources en capital et en travail disponibles ainsi que de la technologie en place. Il reflète donc l'utilisation optimale des facteurs de production sans entraîner de pressions excessives sur l'économie, notamment en évitant une hausse incontrôlée de l'inflation. L'output gap mesure l'écart entre le PIB réel et le PIB potentiel. Quant au taux de chômage naturel, ou NAIRU (Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment), il désigne le taux de chômage qui existe à long terme dans une économie en plein emploi, sans pressions inflationnistes. Ce taux résulte du chômage frictionnel et structurel, et correspond à la situation normale de l'économie en l'absence de chocs économiques temporaires.

Le débat sur la méthode la plus appropriée pour estimer le PIB potentiel reste ouvert (Burnside, 1998 ; Canova, 1998 ; Rand et Tarp, 2002). L'une des méthodes couramment utilisées est celle du lissage de Hodrick-Prescott, qui estime le PIB potentiel en identifiant la tendance de la production en éliminant la composante cyclique. Ainsi, plusieurs méthodes de filtrage sont proposées dans la littérature pour pallier cette lacune telles que le filtre de Hodrick et Prescott (1997), le filtre de Baxter et King (1999), le filtre de Christiano et Fitzgerald (2003) ainsi que celui de Butterworth. Les méthodes de filtrage décomposent une distribution stochastique à un intervalle de période donné en une composante tendancielle (τ_t) et une composante cyclique stationnaire (c_t) telle que :

$$\tau_t = y_t - c_t$$

3.2. Données

Les données utilisées couvrent la période de 1990 à 2022 pour la Côte d'Ivoire et proviennent des bases de données de la Banque mondiale (2023) ainsi que de l'Organisation Internationale du Travail (OIT, 2023). Elles incluent des informations sur le taux de croissance du Produit Intérieur Brut par habitant (TPIH), le taux d'emploi informel (TEI), le taux de chômage (TC), le taux combiné de sous-utilisation de la main-d'œuvre lié au chômage (SU1), le taux combiné de sous-emploi lié au temps de travail et de chômage (SU2), le taux combiné du chômage et de la main-d'œuvre potentielle (SU3), ainsi que la mesure composite de la sous-utilisation de la main-d'œuvre (SU4). Après avoir appliqué trois méthodes de filtrage à savoir le filtre de Hodrick-Prescott (HP), le filtre Christiano-Fitzgerald (CF) et le filtre Butterworth (BW). Le filtre Christiano-Fitzgerald (CF) est utilisé pour la suite de cette étude et les cycles du PIB sont transformés en deux indicateurs distincts les phases positif (PIBHpcf) et les phases négatives (PIBHncf). Les statistiques des variables sont présentées dans le tableau 1.

Tableau 1 : statistique descriptive

	N	Mean	SD	Min	Max
SU1 cf	22	-0,029	1,086	-1,67	2,118
SU2 cf	22	-0,004	1,059	-1,77	2,148
SU3 cf	22	-0,007	0,950	-1,739	1,964
SU4 cf	22	0,01	0,988	-1,79	2,003
TC cf	22	0,011	1,046	-1,721	2,008
TEI cf	22	-0,084	1,577	-3,351	2,49
PIBH cf	22	-0,042	1,915	-2,509	3,791
PIBHpcf	22	0,781	1,208	0	3,791
PIBHncf	23	-0,787	0,923	-2,509	0

Source : auteur

Les résultats montrent que les séries sont globalement bien centrées autour de zéro, ce qui est cohérent avec l'interprétation des gaps. Les indicateurs liés à l'emploi informel (**TEI cf**) et au PIB par habitant (**PIBH cf**) présentent les variations les plus importantes, indiquant une volatilité économique et des fluctuations marquées dans ces domaines. Ces écarts soulignent la nécessité d'analyser les dynamiques spécifiques des périodes de croissance et de contraction pour mieux comprendre leur impact sur le marché du travail et l'économie globale.

Tableau 2 : Test de stationnarité

Variables	NIVEAU	DIFFERENCE PREMIERE	DECISION
	ADF	ADF	
SU1 cf	-4,530***		I (0)
SU2 cf	-4,913***		I (0)
SU3 cf	-5,109***		I (0)
SU4 cf	-5,364***		I (0)
TC cf	-4,107 ***		I (0)
TEI cf	-5,001 ****		I (0)
PIBH cf	-6,947***		I (0)
PIBHpcf	-3,946***		I (0)
PIBHncf	-3,816***		I (0)

Source : auteur

Les séries analysées ont un degré d'intégration en différence à niveau I (0). Cette propriété de l'ensemble des données rend l'ECM et l'ARDL adaptée à l'estimation des relations causales entre les différentes variables dépendantes et les variables indépendantes. Dans notre cadre d'étude nous évaluons l'impact du PIB par habitant en faisant usage d'un modèle ARDL comme Sangare et al. (2023). Toutefois, l'utilisation du modèle ARDL nécessite au préalable la réalisation du test de bornes afin de vérifier l'existence d'une relation de cointégration entre les variables, condition essentielle pour garantir la validité des estimations à long terme.

Tableau 3: Test de cointégration

Variable dépendante	F-Statistic	K	Seuil	I (0)	I (1)	Cointégration
SU1	592,203			5,15	6,36	
SU2	1958,127		1%			
SU3	411,990					
SU4	1049,308	1	5%	3,79	4,85	Oui
TEI	815,420		10%	3,17	4,14	
TC	490,807					

Source : auteur

Le test de cointégration montre que, au seuil de 1%, 5% et 10%, il y a une relation stable à long terme entre les variables car les valeurs des F-Statistic sont toutes supérieurs à la valeurs de la borne supérieure I (1).

4. Résultats et Analyse

4.1.Régression linéaire (ARDL)

Tableau 4 : résultats régression linéaire

	SU1	SU2	SU3	SU4	TEI	TC
ADJ	-0,137***	0,020**	-	-0,149***	-0,398***	0,034***
Court terme			0,113***			
PIBH_cf	0,270***	-0,253***	0,028	0,103***	1,868***	-0,311***
Long terme						
PIBH_cf	-0,773***	4,650***	-	-0,580***	0,588***	3,828***
Cons	0,047***	0,023***	0,049***	0,034***	-0,070***	0,031***

Source : auteur

Les écarts du PIB par habitant influencent de manière variée les indicateurs du marché du travail. Une diminution significative du sous-emploi lié au temps

(SU2) est observée, en accord avec les travaux de Kapsos (2005), qui souligne que des gains de productivité peuvent réduire le sous-emploi. Cette relation négative entre PIBH_cf et SU2 à court terme reflète une dynamique où la croissance économique stimule une meilleure utilisation du temps de travail. Cependant, le PIB par habitant semble avoir un impact positif sur l'emploi informel (TEI), confirmant les observations de La Porta et Shleifer (2014), qui décrivent le rôle tampon du secteur informel face aux fluctuations économiques, notamment dans des économies où ce secteur est prédominant. L'augmentation de l'emploi informel en période de croissance rapide pourrait également être liée à une incapacité du secteur formel à absorber immédiatement la main-d'œuvre excédentaire. Pour SU4, les résultats montrent une augmentation, suggérant des inadéquations temporaires entre l'offre et la demande de compétences, comme l'ont montré Kucera et Roncolato (2008). Ces inadéquations peuvent refléter des transitions sectorielles ou des besoins en compétences spécifiques non immédiatement satisfaits par le marché. Enfin, bien que le PIB par habitant ait un effet positif modéré sur le chômage (TC), ce résultat est en ligne avec les travaux d'Okun (1962), qui montrent qu'une croissance économique peut réduire le chômage, mais cet effet semble limité dans certaines conditions à court terme.

Les dynamiques à long terme entre le PIB par habitant et les indicateurs du marché du travail révèlent des contrastes marqués. Le PIB par habitant réduit significativement SU1, SU3 et SU4, confirmant les conclusions de Ball et al. (2019), selon lesquelles la croissance économique stimule la demande de main-d'œuvre et réduit la sous-utilisation globale. Cependant, cette relation positive dépend

fortement de la qualité de la croissance, comme le soulignent Bhorat et al. (2020). Une croissance concentrée dans des secteurs à faible intensité de main-d'œuvre pourrait limiter l'impact positif sur l'emploi. Pour TEI, une croissance prolongée semble initialement stimuler l'emploi informel, comme l'ont observé Loayza et Rigolini (2011). Cependant, Perry et al. (2007) notent qu'une croissance soutenue, accompagnée de politiques favorisant la formalisation, peut réduire la prédominance de l'informalité à long terme. Cette observation est cruciale pour des économies émergentes comme la Côte d'Ivoire, où le secteur informel joue un rôle central. L'effet paradoxal de « croissance sans emploi » ou « jobless growth », tel que décrit par Arewa (2012), pourrait expliquer pourquoi le chômage (TC) reste élevé malgré la croissance. Ce phénomène, amplifié par des rigidités du marché du travail et des ajustements structurels, est également documenté par Huang et Chang (2005), qui mettent en évidence une relation non linéaire entre croissance et chômage. Enfin, bien que la croissance économique puisse réduire certaines formes de sous-utilisation de la main-d'œuvre, elle peut également engendrer une précarité accrue dans certains segments du marché, notamment à travers des emplois temporaires ou à temps partiel. Verick (2014) met en garde contre l'idée que la croissance améliore systématiquement la qualité de l'emploi, soulignant la nécessité de politiques actives pour garantir des emplois de meilleure qualité.

La correction rapide des déséquilibres est cohérente avec les modèles d'équilibre à correction d'erreurs (ECM), qui indiquent que les variables économiques tendent à converger vers une relation de long terme après des chocs.

Banerjee et al. (1993) mettent en avant l'importance des coefficients d'ajustement dans ces modèles pour évaluer la vitesse de convergence. La dynamique atypique du SU2, caractérisée par une correction positive, reflète des rigidités structurelles ou des effets d'hystérose sur le marché du travail, comme le suggèrent Blanchard et Summers (1986) dans leur analyse du chômage en Europe. Enfin, les constantes significatives observées peuvent refléter des caractéristiques structurelles du marché du travail, telles que des niveaux de chômage naturel ou des taux de sous-emploi liés à des contraintes institutionnelles. Nickell et Layard (1999) soulignent que des facteurs tels que la réglementation du marché du travail ou la protection sociale contribuent à ces niveaux persistants.

Tableau 5: Test de normalité

Test de stabilité	SU1	SU2	SU3	SU4	TEI	TC
Heteroskedasticity	0,269	0,268	0,268	0,268	0,274	0,268
Skewness	0,119	0,039	0,099	0,043	0,221	0,064
Kurtosis	0,745	0,311	0,575	0,404	0,228	0,262
Autocorrélation	0,867	0,457	0,843	0,711	0,670	0,342
Normalité	0,547	0,079	0,434	0,234	0,785	0,020

Source : auteur

À un seuil de 5%, les tests de stabilité révèlent des résidus globalement homogènes et conformes, sans hétéroscédasticité. Cependant, SU2, SU4, et TC présentent une asymétrie notable positive vers la droite. Les valeurs de kurtosis indiquent une distribution relativement légère dans les queues. De plus les résidus de TC ne suivent pas une distribution normale. Ces anomalies suggèrent que les relations linéaires classiques pourraient ne pas saisir pleinement les dynamiques sous-jacentes.

Une régression non linéaire, comme le modèle NARDL, est une alternative pertinente pour capturer les effets asymétriques du PIB par habitant sur les indicateurs de croissance.

4.2. Régression non linéaire (NARDL)

Tableau 6 : régression non linéaire (NARDL)

	SU1	SU2	SU3	SU4	TEI	TC
ADJ	-0,101***	-0,154	-	-0,119***	-0,502***	-0,039**
Court terme						
PIBHpcf	0,091	0,126***	-0,190**	-0,008	2,185***	-0,067
PIBHncf	0,258***	0,214***	-0,029	0,101***	2,058***	0,081**
Long terme						
PIBHpcf	0,294	0,198*	-0,067	0,017	0,446***	-0,702
PIBHncf	-1,910***	-0,568	-3,661**	-1,204***	0,736***	-5,615**
Cons	-0,140***	-0,075***	-	-0,090***	0,030	-0,117***
			0,133***			

Source : auteur

Les résultats de la régression non linéaire mettent en lumière des dynamiques différencierées entre les effets à court et à long terme des écarts du PIB par habitant sur les indicateurs du marché du travail.

À court terme, les gaps négatifs du PIB ont des effets cohérents avec les analyses empiriques de Kapsos (2005), qui montrent que les récessions augmentent la vulnérabilité des travailleurs, entraînant une hausse du chômage et de la sous-utilisation de la main-d'œuvre. Les ajustements rapides observés dans des secteurs à faible productivité, tels que ceux décrits par McMillan et Rodrik (2011), reflètent une réallocation sectorielle caractéristique des économies en développement. Ces transitions, bien qu'adaptatives, peuvent accentuer

temporairement des indicateurs comme le SU2 et le TEI. À long terme, les gaps négatifs du PIB par habitant (PIBHncf), souvent associés à des récessions ou des crises économiques, entraînent une hausse du chômage et de la sous-utilisation de la main-d'œuvre. Blanchard et Wolfers (2000) montrent que ces périodes de contraction agravent les déséquilibres sur le marché du travail en raison des rigidités institutionnelles et des inadéquations entre l'offre et la demande de compétences. Cependant, Auerbach et Gorodnichenko (2012) soulignent que des politiques contracycliques efficaces peuvent atténuer ces effets négatifs, réduisant ainsi l'impact des gaps du PIB sur l'emploi et la sous-utilisation de la main-d'œuvre.

Par ailleurs, les gaps positifs du PIB (PIBHpcf) sont souvent associés à une croissance économique qui ne se traduit pas nécessairement par une amélioration des indicateurs du marché du travail, conformément à la théorie de la "jobless growth" mise en avant par Islam (2004). Cette situation s'explique par une croissance concentrée dans des secteurs à faible intensité de main-d'œuvre ou dans l'économie informelle, comme le montrent La Porta et Shleifer (2014). Cette dynamique favorise une augmentation de l'emploi informel (TEI) et du sous-emploi lié au temps (SU2), limitant ainsi les bénéfices de la croissance sur le marché du travail formel. Le coefficient d'ajustement négatif et significatif observé dans les modèles est en accord avec les théories d'équilibre à correction d'erreurs (ECM). Ces modèles, comme le soulignent Banerjee et al. (1993), montrent une convergence progressive des indicateurs économiques vers des relations de long terme après des chocs. Cependant, la correction lente pour des variables comme

le SU2 peut être attribuée à des transitions structurelles complexes, notamment entre les secteurs informel et formel, ou à des politiques insuffisamment adaptées pour réduire le sous-emploi, comme l'expliquent Blanchard et Katz(1992).

Enfin, l'impact asymétrique des fluctuations économiques met en évidence une vulnérabilité accrue en période de contraction. Les résultats confirment les observations de Reinhart et Rogoff (2009), qui montrent que les crises économiques ont des effets disproportionnés sur les indicateurs du marché du travail, particulièrement dans les économies émergentes. Cette asymétrie souligne l'importance de politiques économiques résilientes pour limiter les répercussions négatives des chocs économiques.

Tableau 7 : Test de normalité

Test de stabilité	SU1	SU2	SU3	SU4	TEI	TC
Heteroskedasticity	0,391	0,391	0,3918	0,391	0,391	0,3918
Skewness	0,288	0,072	0,2136	0,114	0,437	0,3190
Kurtosis	0,482	0,818	0,5394	0,693	0,288	0,4982
Autocorrélation	0,267	0,240	0,2668	0,257	0,317	0,2715
Normalité	0,778	0,865	0,7617	0,803	0,764	0,810

Source : auteur

Le tableau présente les probabilités des différent test de stabilité de la régression. Les probabilités des tests montrent que les résidus sont stables, sans problème d'hétéroscédasticité, d'asymétrie ou de kurtosis. Ces tests assurent que le modèle est bien spécifié et que les résultats sont fiables, ce qui rend l'analyse économétriques robuste.

5. Conclusion

Les résultats des régressions mettent en évidence des dynamiques complexes et asymétriques entre les écarts du PIB par habitant et les indicateurs du marché du travail, différenciant les effets à court et à long terme. À court terme, les écarts négatifs ont des effets significatifs, augmentant la vulnérabilité des travailleurs, notamment par une hausse du chômage et de la sous-utilisation de la main d'œuvre. Les écarts positifs influencent de manière temporaire des indicateurs spécifiques, tels que le sous-emploi et l'emploi informel, traduisant des ajustements rapides dans des secteurs à faible productivité. Ces observations corroborent les études de Kapsos (2005) et McMillan et Rodrik (2011) sur les réallocations sectorielles dans les économies émergentes.

À long terme, les écarts négatifs du PIB par habitant sont associés à une aggravation du chômage, de la sous-utilisation de la main-d'œuvre et à une progression de l'emploi informel, confirmant l'impact délétère des récessions sur le marché du travail. Ces résultats s'alignent avec les analyses de Blanchard et Wolfers (2000), qui soulignent le rôle des récessions économiques dans l'accentuation des déséquilibres structurels. En revanche, les écarts positifs, bien que favorisant temporairement certains indicateurs comme le sous-emploi lié au temps (SU2), traduisent souvent un phénomène de "croissance sans emploi," en ligne avec les travaux d'Islam (2004) et de La Porta et Shleifer (2014).

Ainsi, face aux effets persistants des cycles économiques sur la vulnérabilité des travailleurs, il devient impératif d'adopter des mesures structurelles pour amortir les

répercussions des fluctuations économiques. À cet égard il est recommandé de :

- **Créer un fonds de stabilisation dédié au financement de programmes d'emploi**

Pour atténuer les effets négatifs des contractions économiques sur l'emploi, il est recommandé de créer un fonds de stabilisation dédié au financement de programmes d'emploi temporaire. Ce fonds, alimenté par des excédents budgétaires en période de croissance ou des emprunts ciblés, serait activé lors des phases de récession pour soutenir les travailleurs vulnérables. Les secteurs prioritaires, tels que les travaux publics, l'agriculture, et les services de proximité, seraient identifiés pour générer rapidement des emplois.

Acteurs concernés :

- **Gouvernement central** : Élaboration des politiques et gestion du fonds.
- **Ministères sectoriels** : (Économie, Emploi, Infrastructures) pour coordonner les programmes.
- **Collectivités locales** : Mise en œuvre opérationnelle des projets.
- **Partenaires financiers** : Institutions internationales ou banques pour cofinancer le fonds.
- **Promouvoir les investissements dans des secteurs à forte intensité de main-d'œuvre**

Afin de maximiser l'impact positif du PIB par habitant sur la réduction de la sous-utilisation de la main-d'œuvre (SU), il est essentiel de promouvoir les investissements dans des secteurs à forte intensité de main-d'œuvre tels que l'industrie légère et l'agriculture. Cela passe par l'offre d'avantages fiscaux, la simplification des démarches administratives, et le développement d'infrastructures adaptées pour attirer les investisseurs. Parallèlement, des programmes de formation professionnelle ciblés doivent être mis en place pour aligner les compétences des travailleurs sur les besoins des secteurs concernés.

Acteurs concernés :

- **Gouvernement central** : Création des incitations et amélioration des infrastructures.
- **Ministères sectoriels** : (Industrie, Agriculture, Formation professionnelle) pour coordonner les efforts.
- **Secteur privé** : Investisseurs nationaux et étrangers.
- **Institutions de formation** : Centres de formation professionnelle pour préparer la main-d'œuvre.
- **Offrir des incitations fiscales aux entreprises formelles qui recrutent des travailleurs issus du secteur informel**

Pour réduire le taux d'emploi informel (TEI) et favoriser l'emploi formel, il est proposé d'offrir des incitations fiscales aux entreprises formelles qui recrutent des travailleurs issus du secteur informel. Ces incitations pourraient inclure des réductions d'impôts et des

subventions pour la formation et l'intégration des travailleurs dans des conditions conformes aux normes légales. Des partenariats avec des associations d'entrepreneurs informels et l'organisation de foires de l'emploi seraient également encouragés pour faciliter la transition.

Acteurs concernés :

- **Gouvernement central** : Élaboration des incitations fiscales.
- **Ministères sectoriels** : (Emploi, Travail, Économie) pour la mise en œuvre et le suivi.
- **Entreprises formelles** : Bénéficiaires des incitations fiscales.
- **Travailleurs informels** : Cibles des politiques d'intégration.
- **Organisations syndicales et associations professionnelles** : Pour faciliter les partenariats et défendre les droits des travailleurs.

References

- Auerbach, A. J., & Gorodnichenko, Y. (2012). Fiscal Multipliers in Recession and Expansion. NBER Working Paper.
- Banerjee, A., Dolado, J., & Mestre, R. (1993). Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework. Journal of Time Series Analysis.

- Blanchard, O. J. (1997). The Medium Run. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1997(2), 89–158.
- Blanchard, O. J., & Summers, L. H. (1986). Hysteresis and the European unemployment problem. *NBER Macroeconomics Annual*.
- Blanchard, O., & Wolfers, J. (2000). The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence. *Economic Journal*.
- Bod'a, M., & Považanová, M. (2021). Output-unemployment asymmetry in Okun coefficients for OECD countries. *Economic Analysis and Policy*, 69. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2020.12.004>.
- Christiano, L. J., & Fitzgerald, T. J. (2003). The Band Pass Filter. *International Economic Review*, 44(2), 435-465. <https://doi.org/10.1111/1468-2354.t01-1-00076>
- Dankumo, A. M., Ishak, S., Oluwaseyi, Z. A., & Onisanwa, I. D. (2019). Does Okun's law explain the relationship between economic growth and unemployment in Nigeria? *Jurnal Ekonomi Malaysia*, 53(3). <https://doi.org/10.17576/JEM-2019-5303-12>.
- Dunsch, S. (2017). Age- and Gender-Specific Unemployment and Okun's Law in CEE Countries. *Eastern European Economics*, 55(4). <https://doi.org/10.1080/00128775.2017.1338962>
- Fields, G. S. (2011). Labor market analysis for developing countries. *Labour Economics*.
- Hodrick, R., & Prescott, E. (1997). Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money*,

Credit and Banking, 29(1), 1-16.
<https://doi.org/10.2307/2953682>

Islam, R. (2004). The Nexus of Economic Growth, Employment, and Poverty Reduction. ILO.

Kapsos, S. (2005). The employment intensity of growth: Trends and macroeconomic determinants. ILO Employment Strategy Papers.

Kouakou, T., G., Dja N., F., & N'guessan, N., K (2019). Croissance économique et chômage en Côte d'Ivoire : une application de la loi d'Okun. Revue internationale de gestion et d'économie série b - économie / numéro 7 – volume 2 – Décembre 2019 / 33-58.

La Porta, R., & Shleifer, A. (2014). Informality and Development. *Journal of Economic Perspectives*.

McMillan, M., & Rodrik, D. (2011). Globalization, Structural Change, and Productivity Growth. NBER Working Paper.

N'Guessan, C. F. J. (2022). L'intensité en emploi de la croissance en Côte d'Ivoire en période d'expansion et en période de contraction. *Région et Développement*, 55, 15.

Nickell, S., & Layard, R. (1999). Labor market institutions and economic performance. *Handbook of Labor Economics*.

Okun, A. M. (1962). Potential GNP: Its measurement and significance. *Proceedings of the Business and*

Economic Statistics Section of the American Statistical Association.

Prachowny, M. F. J. (1993). Okun's Law: Theoretical Foundations and Revised Estimates. *Review of Economics and Statistics*, 75(2), 331–336.

Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2009). *This Time Is Different: Eight Centuries of Financial Folly*. Princeton University Press.

Sangare, v., p., Djezou, W., B., Ble, C. (2023). Economic Cycles and Employment Growth in the WAEMU Zone: An Analysis Using a Non-Linear ARDL Panel Model. *Business and Economics Research Journal* Vol. 15, No.1, 1-18. <https://doi:10.20409/berj.2024.431>

Shuaibu, M., Ibrahim Abdullahi, S., Muazu Yusuf, M., & Yusufu, M. (2021). Economic Growth and Labour Market Dynamics in Nigeria: Further Evidence from ARDL Bound Testing. *Sumerianz Journal of Economics and Finance*, 41. <https://doi.org/10.47752/sjef.41.35.40>

Solow, R. M. (2000). Toward a Macroeconomics of the Medium Run. *Journal of Economic Perspectives*, 14(1), 151–158.

Verick, S. (2014). The impact of economic growth on employment in developing countries. *ILO Research Paper*.

World Bank. (2013). *World Development Report 2013: Jobs*. Washington, DC.



**Abidjan, Cocody, Riviera III - Allabra
(225) 27 22 30 38 42
E-mail : info@onef.ci**



www.onef.ci

