

# EFFETS DE L'OUVERTURE COMMERCIALE ET DE L'AFFLUX DES INVESTISSEMENTS DIRECTS ÉTRANGERS (IDE) SUR LE CHÔMAGE DANS LES PAYS MEMBRES DE L'UNION ÉCONOMIQUE ET MONÉTAIRE OUEST AFRICAINE (UEMOA)

## Effects of trade openness and Foreign Direct Investment (FDI) inflows on unemployment in West African Economic and Monetary Union (WAEMU) member countries

**TOMONDJI DAYANE THIERNAUD BEHANZIN<sup>1</sup>**

Université Gaston Berger, Sénégal  
behanzinthiernaud@gmail.com  
<https://orcid.org/0000-0003-2584-7059>

**MAMADOU ABDOULAYE KONTE<sup>1</sup>**

Université Gaston Berger, Sénégal  
mamadou-abdoulaye.konte@ugb.edu.sn  
<https://orcid.org/0000-0002-2499-3313>

**Abstract :** The objective of this paper was to measure the effect of trade openness and foreign direct investment inflows (FDI) on unemployment in WAEMU countries. To do so, the Vector Autoregressive (VAR) model in panel was used. The results show that there is a bidirectional causality between FDI and trade openness, FDI and unemployment, and a unidirectional causality of unemployment on trade openness. Furthermore, the robust results show that FDI inflows reduce unemployment and thus promote job creation in WAEMU member countries. In addition, the analysis shows that trade openness and FDI inflows increase youth employment (15–24 years old) and encourage migration from vulnerable jobs to less vulnerable jobs.

**Keywords :** trade openness, foreign direct investment (FDI), unemployment, WAEMU.

---

<sup>1</sup> Saint-Louis, BP.: 234 - Saint-Louis, Nationale 2, route de Ngallèle, Sénégal.

**Résumé :** L'objectif de ce papier était de mesurer l'effet de l'ouverture commerciale et des flux entrants d'investissements directs étrangers (IDE) sur le chômage dans les pays de l'UEMOA. Pour ce faire, un modèle Vectoriel Autoregressif (VAR) en panel a été utilisé. Il ressort des résultats l'existence d'une causalité bidirectionnelle entre les IDE et l'ouverture commerciale, les IDE et le chômage ainsi que d'une causalité unidirectionnelle du chômage sur l'ouverture commerciale. Par ailleurs, les résultats robustes font ressortir que l'afflux d'IDE réduit le chômage et favorise donc la création d'emplois dans les pays membres de l'UEMOA. En outre, les analyses effectuées ont permis de relever que l'ouverture commerciale et l'afflux d'IDE induisent une hausse de l'emploi des jeunes (15–24 ans) et favorisent la migration des emplois vulnérables vers d'autres emplois moins vulnérables.

**Mots-clés :** ouverture commerciale, investissement direct étranger, chômage, UEMOA.

**JEL classification :** C23, F16.

## Introduction

Au lendemain des chocs exogènes de 1980 notamment la forte dégradation des termes de l'échange de 1978 à 1983, la récurrence d'aléas climatiques (sécheresse au Sahel entre 1982 et 1984) et la mise en place des Programmes d'Ajustement Structurel (PAS) ; les pays membres de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine<sup>2</sup> (UEMOA) se sont davantage orientés vers des politiques d'ouverture de leurs économies à travers la promotion de la libre circulation des biens et des capitaux ainsi que l'attractivité des capitaux étrangers pour assurer un développement économique durable et la création d'emplois. Dans un tel contexte, ces pays ont mis en place divers programmes de développement des secteurs d'exportation afin de participer davantage au commerce mondial. C'est le cas par exemple du secteur aurifère qui a enregistré une forte croissance des exportations les deux dernières décennies. Les statistiques de la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO<sup>3</sup>, 2020) indiquent que l'or qui occupait la 5ème position des produits d'exportation en 2000 avec une part d'environ 5% dans le total des ventes à l'extérieur de la Zone est devenu, depuis 2016, le premier produit exporté par l'UEMOA et représente près de 25% des exportations totales en 2019. Pour atteindre ces performances dans les secteurs d'exportations et dans d'autres secteurs économiques porteurs de croissance, des politiques incitatives ont été instaurées pour attirer des capitaux étrangers notamment les investissements directs étrangers (IDE). Ainsi,

---

<sup>2</sup> Il s'agit du Bénin, du Burkina, de la Côte d'Ivoire, de la Guinée-Bissau, du Mali, du Niger, du Sénégal et du Togo.

<sup>3</sup> Il s'agit de la Banque Centrale des huit États membres de l'UEMOA.

les efforts consentis par les pays membres de l'UEMOA leur ont permis de se hisser parmi les pays les plus ouverts d'Afrique et d'enregistrer un afflux important d'IDE. A titre illustratif, les statistiques de la CNUCED<sup>4</sup> mettent en évidence qu'en 2019, le degré d'ouverture commerciale mesuré par le rapport entre le commerce extérieur total sur le PIB se situe à 54,4% dans l'UEMOA alors que la moyenne de l'Afrique est de 47,4%. Pour d'autres regroupements de pays notamment l'Afrique subsaharienne et l'Afrique occidentale le degré d'ouverture commerciale ressort respectivement à 45,8% et 39,4% pour la même année.

En outre, les données de la CNUCED montrent également que le stock d'investissements directs reçu par les pays membres de l'UEMOA a plus que doublé en 20 ans. En effet, ils ont évolué de 11,3% du PIB en 2000 à 27,9% du PIB en 2019.

La mise en place de toutes ces mesures de libéralisation commerciale et d'attractivité des IDE devrait contribuer à la création d'emplois pour booster la production et la création de richesse. Toutefois, les données de la Banque Mondiale mettent en exergue que le taux de chômage déterminé selon l'approche du Bureau International du Travail (BIT) a le même niveau de 3,9% sur la période 2015–2019 comparativement à 2000–2004. Cependant, entre ces deux périodes le taux de chômage s'est situé à 4,8% sur 2005–2009 et 4,4% sur 2010–2014.

Du point de vue de la littérature économique, les travaux ayant cherché à appréhender les effets de l'ouverture commerciale sur le chômage d'une part, et ceux recherchant, d'autre part, l'effet de l'afflux des IDE sur le chômage dans différentes juridictions à travers diverses approches ont abouti à des conclusions diverses.

Dans ce sillage, Alkhateeb, Mahmood, Sultan et Ahmad (2017), sont parvenus à un effet négatif et significatif de l'ouverture commerciale sur le chômage. Toutefois, les travaux de Kim (2011) permettent de relever que l'ouverture commerciale induit une hausse du chômage global lorsqu'elle interagit avec des institutions du marché du travail rigide, alors qu'elle peut réduire le chômage global si le marché du travail est caractérisé par la flexibilité. En outre, Kim (2011) souligne que dans un pays où le degré de rigidité du marché du travail est moyen, une augmentation du commerce n'a pas d'effet significatif sur le taux de chômage.

Relativement à l'effet de l'afflux des IDE sur le chômage, Balcerzak et Zurek (2011) ont prouvé que les IDE permettent de réduire le chômage alors que Grahovac et Softić (2017) ne sont pas parvenus à mettre en évidence un effet significatif des IDE sur le chômage.

Au regard des développements précédents une question fondamentale demeure : les performances réalisées par les pays de l'UEMOA en termes de libéralisation commerciale et d'afflux des IDE ont-elles permis de réduire le chômage ?

---

<sup>4</sup> Les statistiques indiquées sont calculées à partir des données disponibles sur le site web de la CNUCED : [https://unctadstat.unctad.org/wds/ReportFolders/reportFolders.aspx?sCS\\_ChosenLang=fr](https://unctadstat.unctad.org/wds/ReportFolders/reportFolders.aspx?sCS_ChosenLang=fr).

Ce papier se propose de mesurer l'incidence de l'ouverture commerciale et de l'afflux des IDE sur le chômage en mettant également en exergue leur effet sur l'emploi des jeunes et les emplois vulnérables. Il est subdivisé en 3 sections dont la première est relative à la littérature théorique et empirique sur la question de l'effet de l'ouverture commerciale et des IDE sur le chômage. Concernant la deuxième section, elle met l'accent sur la méthode d'estimation, les variables utilisées et les sources de données. La troisième section s'est focalisée sur la présentation et l'analyse des résultats des estimations réalisées.

## **1. Revue de la littérature sur les effets de l'ouverture commerciale et des investissements directs étrangers sur le chômage**

Les travaux relatifs à l'ouverture commerciale, aux IDE et au chômage abordent généralement les effets de l'ouverture commerciale sur le chômage ou ceux des IDE sur le chômage. Toutefois, Bailey et Driffield (2007) ont étudié dans le cas du Royaume-Uni, les effets du commerce, des IDE entrants et du développement technologique sur la demande de travailleurs qualifiés et non qualifiés. Il ressort des résultats de ces travaux que le commerce et les IDE affectent positivement les travailleurs qualifiés mais ont un effet négatif sur la demande de main-d'œuvre non qualifiée au Royaume-Uni. L'analyse de Bailey et Driffield (2007) permet de souligner que l'ouverture commerciale et l'afflux des IDE induisent une amélioration voire une sophistication du processus de production pour accroître la productivité. Cette sophistication nécessite une main d'œuvre davantage qualifiée.

### **1.1. Effet de l'ouverture commerciale sur le taux de chômage**

D'un point de vue théorique, la relation entre la libéralisation commerciale et le chômage a été abordée dans plusieurs travaux. Dutt, Mitra et Ranjan (2009) en s'appuyant sur le cadre de l'avantage comparatif de Ricardo et de Heckscher-Ohlin (H-O) ont pu élaborer deux modèles qui mettent en évidence que l'ouverture commerciale peut accroître comme diminuer le chômage frictionnel. Le premier modèle fondé sur le cadre ricardien s'appuie sur un seul facteur de production qui est le travail. A partir de ce modèle, ils sont parvenus à montrer que la libéralisation commerciale entraîne une diminution du chômage frictionnel et une augmentation du salaire réel des travailleurs. Dans le cas du second modèle qui prend appui sur le cadre de H-O, Dutt et alii (2009) sont parvenus à la conclusion que dans les pays produisant des biens intensifs en capital, la libéralisation commerciale induit la hausse du chômage et des salaires alors que dans les pays intensifs en facteur travail,

l'ouverture commerciale entraîne une baisse du chômage. Ils expliquent, en effet que pour deux biens produits X intensif en capital et Y en travail, le prix relatif du bien X par rapport à Y est plus bas dans le pays abondant en capital comparativement au reste du monde. Dans ce cas la libéralisation commerciale va induire une hausse du prix relatif du bien X dans ce pays. Ainsi, la demande de capital augmente et celle de travail diminue. Dans le même sillage, Moore et Ranjan (2005), en se basant sur un modèle de chômage frictionnel a mis en évidence que la mondialisation et l'évolution technologique basées sur les compétences conduisent à des inégalités salariales et peuvent avoir des effets différents sur le chômage en fonction de la taille des institutions du marché du travail.

Par rapport à l'effet de l'ouverture commerciale sur le chômage, les travaux économiques empiriques ont abouti à des conclusions divergentes. Certains auteurs sont parvenus à une incidence négative de l'ouverture commerciale sur le chômage (Gozgor, 2014 ; Alkhateeb et al., 2017 ; Madanizadeh & Pilvar, 2019). D'autres ont soutenu un effet positif (Nwaka, Uma, & Tuna, 2015 ; Hossain, Tahrim, Hossain, & Rahman, 2018 ; Famode, Makalamba, & Ngbolua, 2020) alors que plusieurs autres ont conclu que l'effet peut être négatif et positif (Kim, 2011 ; Carrère, Fugazza, Olarreaga, & Robert-Nicoud, 2014 ; Anjum & Perviz, 2016).

Parmi les auteurs qui soutiennent un effet négatif de l'ouverture commerciale sur le taux de chômage, Gozgor (2014) a examiné, dans le cas des pays du G7 (Canada, France, Allemagne, Italie, Japon, Royaume-Uni et États-Unis), les incidences de quatre mesures différentes de l'ouverture commerciale et de la mondialisation sur le taux de chômage dans un cadre de panel non cylindré. Il est ressorti des résultats des différentes analyses qu'en sus des indicateurs macroéconomiques et de la taille du marché, toutes les mesures de l'ouverture commerciale et de la mondialisation sont significativement et négativement associées au taux de chômage. Concernant Alkhateeb et alii (2017), ils ont exploré le cas de l'Arabie Saoudite à partir d'un modèle Autoregressive Distributed Lag (ARDL). Les résultats ont révélé que l'ouverture commerciale a un effet positif sur l'emploi. Ils ont également souligné que les dépenses du gouvernement en matière d'éducation et la croissance économique ont des incidences positives sur l'emploi à long terme. Dans le même sillage, Madanizadeh et Pilvar (2019), ont mesuré l'effet de l'ouverture commerciale sur le taux d'activité avec un panel de 93 pays. Le taux d'activité est mesuré par le rapport entre le nombre total de personnes actives, c'est-à-dire les personnes employées et les chômeurs, et la population en âge de travailler (15-65 ans). Les résultats de l'analyse ont mis l'accent sur l'effet positif de l'ouverture commerciale mesurée par le ratio total commerce extérieur/PIB sur le taux d'activité.

S'agissant des travaux qui ont abouti à un effet positif de l'ouverture commerciale sur le taux de chômage, il peut être fait cas de Hossain et alii (2018) dans le cas du Bangladesh. Dans cette étude, un Modèle Vectoriel à Correction d'Erreur (VECM) a été utilisé. Par ailleurs, Famode et alii (2020), dans le cas de la République

Démocratique du Congo (RDC) ont obtenu des résultats similaires à Hossain et alii (2018) à partir de la même approche. Famode et alii (2020) justifient leur résultat en soulignant que l'expansion de l'ouverture commerciale conduit à la fermeture des entreprises locales. Pour Nwaka et alii (2015) l'ouverture commerciale a une incidence positive sur le chômage dans le cas du Nigéria.

S'agissant des travaux qui ont conclu une relation positive et négative entre l'ouverture commerciale et le taux de chômage, il peut être énuméré ceux de Kim (2011), Carrère et alii (2014) et Anjum et Perviz (2016). Ces travaux ont évoqué plusieurs caractéristiques des économies qui pourraient expliquer le signe de l'effet de l'ouverture commerciale sur le chômage. Il s'agit principalement de l'existence d'institutions du marché du travail rigide, du degré de friction existant sur le marché du travail et de l'abondance des économies en facteur travail. Ainsi, Kim (2011) a prouvé dans le cas des pays de l'Organisation de Coopération et de Développement Économiques (OCDE) qu'il existe une relation positive entre la libéralisation commerciale et le taux de chômage en présence d'institutions du marché du travail rigide. Cette relation est négative dans le cas où il existe une flexibilité dans les institutions du marché du travail. Il souligne également que dans un pays où le degré de rigidité du marché du travail est moyen, une augmentation du commerce n'a pas d'effet significatif sur le taux de chômage. Carrère et alii (2014) ont mis l'accent sur le degré de friction du marché du travail dans différents secteurs. Ils ont abouti à la conclusion à partir d'un panel de 97 pays que la libéralisation du commerce entraîne un chômage plus élevé dans les pays ayant un avantage comparatif dans les secteurs où les frictions du marché du travail sont fortes et conduit à une relation négative dans le cas contraire. En ce qui concerne Anjum et Perviz (2016), ils ont montré que l'ouverture commerciale a un effet négatif et significatif sur le chômage à long terme dans les pays abondant en facteur travail et positif dans les pays abondant en capital. Dans leurs travaux, ils ont fait usage des méthodes de cointégration du panel hétérogène Mean Group (MG) et Pooled Mean Group (PMG) et ont introduit le taux d'inflation, la croissance économique, la croissance démographique et les droits politiques comme variables de contrôle.

## **1.2. Effet des IDE entrants sur le taux de chômage**

S'agissant de la revue théorique relatif au lien entre les IDE et le chômage, Fung, Zeng et Zhu (1999), à partir d'un modèle à trois secteurs a déduit comment les IDE peuvent affecter positivement ou négativement le chômage en milieu urbain en fonction de la mobilité intersectorielle du capital, de la destination des IDE, des élasticités de substitution et des intensités factorielles de la production du bien final. Grinols (1991) a analysé les conséquences de l'augmentation du capital étranger dans une économie avec chômage. Il ressort des conclusions de ses travaux que

des gains de bien-être résultent de l'augmentation du capital étranger si les coûts d'opportunité du travail sont suffisamment faibles par rapport aux salaires perçus par les travailleurs employés par le nouveau capital étranger.

D'un point de vue empirique, plusieurs auteurs se sont penchés sur la question relative à l'effet des flux d'IDE sur le chômage. Dans ce contexte, Widia, Ridwan et Muharja (2019) ainsi que Alalawneha et Nessa (2020) ont soutenu un effet négatif des IDE sur le taux de chômage. Widia et alii (2019) ont mis en évidence dans le cas des pays de l'Association des Nations de l'Asie du Sud-Est (ANASE), à partir des modèles VECM, que les IDE ont un effet négatif sur le taux de chômage. S'agissant de Alalawneh et Nessa (2020), ils se sont focalisés sur le cas de six pays du Moyen-Orient et de l'Afrique du Nord notamment l'Égypte, la Jordanie, le Liban, le Maroc, la Tunisie et la Turquie. Les modèles VAR (Vecteur Autoregressif) et les modèles à effets fixes et aléatoires ont été utilisés. Ils ont conclu que les IDE réduisent le taux de chômage masculin et féminin à long terme. Alkofahi (2020) est parvenu à la même conclusion que les travaux susmentionnés dans le cas de l'Arabie Saoudite.

Concernant Grahovac et Softić (2017), ils ont mis en exergue à partir de la méthode des Moindres Carrés Ordinaire (MCO) que dans le cas des pays des Balkans occidentaux (la Croatie, la Bosnie-Herzégovine, l'Albanie, le Kosovo, la Macédoine du Nord, le Monténégro, et la Serbie), les IDE n'ont pas d'effet sur le taux de chômage. De même, Zdravković, Đukić et Bradić-Martinović (2017) ont abouti à la conclusion de l'absence de relation de cointégration et d'incidence des IDE sur le taux de chômage dans le cas de 17 pays en transition. Pour cela, une approche de cointégration en panel a été utilisée par ces auteurs. Tegep, Suratman et Indra (2019) sont parvenus également à une conclusion similaire à celle de Zdravković et alii (2017), en mettant l'accent sur le cas de l'Indonésie. Ces auteurs ont souligné que les IDE n'affectent pas directement le taux de chômage sans la médiation de la croissance économique et du salaire minimum provincial. Ils ont expliqué leur résultat par le fait que l'investissement existant en Indonésie est à forte intensité de capital et de technologie et par conséquent, au premier stade, il influence davantage la croissance de la production. Pour Johnny, Timipere et Krokeme (2018), dans le cas du Nigeria, les IDE ont une incidence négative mais non significative sur le taux de chômage. Une approche basée sur les modèles à correction d'erreur a été utilisée dans leur travaux.

Au demeurant, les différents travaux susmentionnés relativement aux effets de l'ouverture commerciale et de flux d'IDE sur le chômage ont abouti à des conclusions spécifiques selon les caractéristiques des économies analysées. Les résultats divergents obtenus par ces différentes études mettent en évidence que la question de l'effet de l'ouverture commerciale et des IDE sur le chômage est spécifique aux réalités de chaque économie. Spécifiquement pour le cas des pays de l'UEMOA, aucune étude spécifique n'a été rencontrée dans la littérature économique sur la question.

## 2. Modélisation des effets de l'ouverture commerciale et des flux entrants d'IDE sur le taux de chômage

### 2.1. Modèle théorique

En prenant appui sur les études antérieures (Grahovac & Softić, 2017 ; Madanizadeh & Pilvar, 2019 ; Alalawneh & Nessa, 2020), une spécification linéaire du taux de chômage a été utilisée. L'expression se présente comme suit :

$$chomage = C + \alpha \cdot IDE + \beta \cdot ouv + \gamma \cdot tcroissance + \theta \cdot fbcf_{PIB} + \delta \cdot Pop_{act_{tot}} + \varepsilon \quad (1)$$

où

- *chomage* est le taux de chômage au sens du Bureau International du Travail (BIT) qui qualifie de chômeur toute personne en âge de travailler (15 ans ou plus) qui répond simultanément à trois conditions :
  - être sans emploi, c'est à dire ne pas avoir travaillé au moins une heure durant une semaine de référence,
  - être disponible pour prendre un emploi dans les 15 jours,
  - avoir cherché activement un emploi dans le mois précédent ou en avoir trouvé un qui commence dans moins de trois mois ;
- *IDE* représente les flux d'investissements directs reçus mesurés selon la méthodologie de la sixième édition du Manuel de la Balance des Paiements du FMI (MBP6) ;
- *ouv* désigne l'ouverture commerciale mesurée par le ratio au PIB du commerce extérieur total de biens et de services ;
- *tcroissance* est le taux de croissance économique ;
- $fbcf_{PIB}$  est le ratio au PIB de la Formation Brute de capital Fixe (FBCF) qui représente la part de l'investissement domestique dans le PIB ;
- $Pop_{act_{tot}}$  est la part de la population active dans la population totale ;
- $C, \alpha, \beta, \gamma, \delta$  désignent les coefficients des variables.

Par ailleurs, pour mesurer également les effets de l'ouverture commerciale et des IDE sur l'emploi des jeunes et le taux d'emploi, deux autres modélisations ont été effectuées. Dans ces modèles, le taux de chômage a été remplacé par le ratio emploi/population jeune et le taux d'emploi vulnérable. Selon la Banque Mondiale, le ratio emploi/population jeune est la proportion des travailleurs ayant entre 15 et 24 ans dans la population totale de la même tranche d'âge. Le Bureau International du Travail (BIT, 2009) définit le taux d'emploi vulnérable comme la part des emplois vulnérables dans le total des emplois. Les emplois vulnérables regroupent les travailleurs ayant des conditions de travail précaires c'est-à-dire qui sont moins

susceptibles de posséder un emploi formel, d'accéder aux avantages sociaux et aux programmes de protection sociale. Cette catégorie est constituée des travailleurs familiaux non rémunérés et des travailleurs pour leurs propres comptes.

## 2.2. Méthode d'estimation

En tenant compte de l'existence d'une causalité bidirectionnelle entre les IDE et l'ouverture commerciale, les IDE et le chômage (Dritsakis & Stamatiou, 2018 ; Saleem, Shabbir, & Khan, 2020) et d'une causalité unidirectionnelle du chômage sur l'ouverture commerciale (Dritsakis & Stamatiou, 2018), la modélisation serait orientée vers les modèles vectoriels pour prendre en compte l'interdépendance qui existe entre l'ouverture commerciale, les IDE et le taux de chômage.

Le résultat du test de cointégration a révélé que l'hypothèse nulle de non cointégration ne peut être rejetée. Il a été donc choisi un modèle VAR en panel dont les individus sont les huit pays de l'UEMOA (Bénin, Burkina, Côte d'Ivoire, Guinée-Bissau, Mali, Niger, Sénégal et Togo). Ce modèle présente l'avantage de prendre en compte l'interdépendance entre les variables endogènes.

### 2.2.1. Estimation du VAR

L'expression mathématique du modèle VAR se présente comme suit :

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \varnothing_j y_{i,t-j} + \sum_{i=1}^K \theta_i X_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

où  $y_{it} = \begin{pmatrix} \Delta chomage_{it} \\ \Delta ouv_{it} \\ \Delta IDE_{it} \end{pmatrix}$  est le vecteur des variables dépendantes stationnaires.

$\Delta chomage$  est le taux de chômage différencié d'ordre 1,  $\Delta ouv$  est l'ouverture commerciale différenciée d'ordre 1 et  $\Delta IDE$  représente la variable investissements directs reçus différenciée d'ordre 1.  $X_{it}$  est la matrice des variables exogènes notamment le taux de croissance économique, la part de la population active dans la population totale et la part de l'investissement domestique dans le PIB.  $\varnothing_j$  une matrice (3 ; 3) des coefficients des variables dépendantes retardées de  $j$  périodes ;  $\theta_i$  est la matrice (3 ; K) des coefficients des variables exogènes.  $P$  désigne le nombre de retard optimal pour le VAR,  $K$  le nombre de variables exogènes et  $\epsilon_{it}$  le terme d'erreur. L'estimation du VAR en panel nécessite plusieurs étapes notamment la stationnarité des variables, la détermination du nombre de retard optimal, l'estimation du VAR, les tests de stabilité, de validité des instruments et de causalité entre les variables dépendantes.

S'agissant du retard optimal, les critères MMSC-Bayesian information criterion (MBIC), MMSC-Akaike's information criterion (MAIC), MMSC-Hannan and

Quinn information criterion (MQIC) ont été utilisés. La stabilité du VAR est assurée lorsque les valeurs propres sont à l'intérieur du cercle unité. Le test de Hansen (1982) permet de vérifier si les instruments utilisés dans la régression sont valides (il repose sur l'hypothèse nulle de validité des instruments utilisés). Enfin, le test de causalité au sens de Granger (1969) permet d'étudier les liens de causalité entre les trois variables dépendantes.

### 2.2.2. Sources des données

Les données utilisées dans le cadre cette étude proviennent de plusieurs sources notamment la BCEAO (IDE reçus), de la Banque Mondiale (ouverture commerciale, taux de chômage, ratio emploi/population jeune, taux d'emploi vulnérable, taux de croissance économique et la part de la population active dans la population totale). Ces données couvrent la période 2000–2018 et concernent les huit pays de l'UEMOA.

## 3. Présentation des résultats

### 3.1. Stationnarité et validation du modèle VAR en panel

Les résultats des tests d'indépendance interindividuelle retracés dans le tableau A1 en annexe ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle d'indépendance interindividuelle pour toutes les variables utilisées (le taux de chômage, les flux entrants d'IDE, l'ouverture commerciale, le taux de croissance économique, la part de l'investissement domestique dans le PIB, le ratio emploi/population jeune, le taux d'emploi vulnérable et la part de la population active dans la population totale). Il ressort de l'analyse des tableau A2 et tableau A3 des annexes que les variables taux de chômage, ouverture commerciale, part de l'investissement domestique dans le PIB, ratio emploi/population jeune, taux d'emploi vulnérable et les flux entrants d'IDE sont intégrées d'ordre 1. Le taux de croissance économique est stationnaire à niveau et la part de la population active dans la population totale est intégrée d'ordre 2.

Par ailleurs, l'analyse du tableau A4 des annexes fait ressortir que l'hypothèse nulle d'absence de cointégration ne peut être rejetée. Ainsi, le modèle panel VAR est le mieux indiqué pour l'atteinte de l'objectif fixé par l'étude notamment la mesure de l'effet de l'ouverture commerciale et de l'afflux des IDE sur le taux de chômage dans l'UEMOA. Les résultats relatifs au retard optimal et la stabilité du VAR retracés dans le tableau A5 et le tableau A6 permettent de conclure que le retard optimal du VAR est  $p = 1$  et que le VAR estimé est stable car les modules de toutes les valeurs propres sont inférieurs à 1. En outre, le test de suridentification de Sargan réalisé

(tableau A7 en annexe) met en évidence que les instruments utilisés sont valides. Le modèle VAR en panel estimé peut donc être analysé.

### 3.2. Analyse des résultats des estimations

Les résultats des tests de causalité effectués dans le tableau 1 font ressortir l'existence d'une causalité bidirectionnelle entre les IDE et l'ouverture commerciale ainsi qu'entre les IDE et le chômage. Ces résultats corroborent les travaux de Saleem et alii (2020) qui ont mis en évidence l'existence d'une causalité bidirectionnelle entre l'ouverture commerciale et les IDE dans le cas de l'Inde. La causalité bilatérale entre les IDE et le chômage mise en exergue confirme également l'analyse de Strat, Davidescu et Paul (2015) qui soutiennent que les investisseurs directs étrangers sont attirés dans les pays où ils observent l'existence d'une main-d'œuvre disponible. En outre, il ressort des résultats qu'il existe une causalité unidirectionnelle du chômage sur l'ouverture commerciale comme dans le cas des travaux de Dritsakis et Stamatiou (2018) qui ont prouvé que le chômage cause les exportations. Toutefois, les résultats dans le cadre de cette étude ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle d'absence de causalité de l'ouverture commerciale sur le chômage.

**Tableau 1. Test de causalité de Granger (H0 : Absence de causalité)**

Variables	<i>p</i> -value
IDE cause chômage	0,000
IDE cause ouverture commerciale	0,000
Ouverture commerciale cause chômage	0,153
Ouverture commerciale cause IDE	0,000
Chômage cause IDE	0,000
Chômage cause ouverture commerciale	0,000

Source : Élaboration propre.

Les résultats de l'estimation du modèle VAR en panel retracés dans le tableau 2 mettent en évidence que pour l'équation d'intérêt (équation 1 expliquant le taux de chômage par les autres variables), toutes les variables du modèle excepté l'ouverture commerciale expliquent significativement l'évolution du taux de chômage. Ainsi, les flux entrants d'IDE affectent significativement et négativement le taux de chômage dans les pays de l'UEMOA. L'afflux d'IDE favorise la création d'emplois dans les secteurs qui les reçoivent et dans l'économie concernée. En effet, l'afflux des investissements directs étrangers permet aux entreprises d'accroître davantage leurs capacités de production. En conséquence, elles augmentent leur demande de travail pour faire correspondre le facteur travail à leur nouveau niveau de capital afin d'optimiser leur production. En outre, dans les pays membres de l'UEMOA,

les flux entrants d'IDE concernent principalement le secteur extractif (or, uranium, pétrole, etc.) où la découverte de nouvelles mines nécessite la mise en place d'une société d'extraction des minerais. Ceci implique de nouveau recrutement de main d'œuvre pour cette production. Ces analyses confirment celles de Widia et alii (2019), Alalawneh et Nessa (2020) ainsi que Alkofahi (2020) qui sont parvenues à la même conclusion. En outre, l'analyse du tableau 2 fait ressortir que la croissance économique conformément à la littérature économique (Soylu, Çakmak, & Okur, 2018) permet la réduction du chômage. L'augmentation de la production induit une hausse de la demande du facteur travail et donc de l'emploi. La hausse de la part de la population active dans la population totale affecte positivement le chômage comme l'a souligné les travaux de Abugamea (2018). Ce résultat est en lien avec le fait qu'une augmentation de la tranche de la population en âge de travailler induit un accroissement de l'offre de travail. Si l'économie n'arrive pas à absorber la totalité de l'offre, le taux de chômage augmente. En outre, les résultats des estimations indiquent que l'investissement domestique influence positivement le taux de chômage dans l'UEMOA. L'effet négatif et non significatif de l'ouverture commerciale sur le taux chômage indiquerait que le niveau de la production pour des fins de ventes à l'extérieur n'est pas encore suffisant pour affecter significativement le taux de chômage. Ce résultat corrobore celui de Kim (2011) qui souligne que l'ouverture commerciale peut ressortir sans effet significatif sur le chômage, en liaison avec le degré de rigidité du marché du travail.

En outre les résultats des autres équations du modèle de VAR en panel (équation relative aux IDE et à l'ouverture commerciale) permettent de relever que la croissance économique affecte positivement l'entrée des flux d'IDE. L'effet négatif et significatif de la croissance économique sur l'ouverture commerciale serait en liaison avec l'indicateur utilisé (commerce extérieur total/PIB) comme mesure de l'ouverture commerciale.

**Tableau 2. Résultats de l'estimation du modèle VAR en panel**

Variabiles	Equation 1 : taux de chômage	Equation 2 : IDE entrants	Equation 3 : ouverture commerciale
Lag1 ( $\Delta$ (taux de chômage))	-0,316***	-51,695***	5,706***
Lag1 ( $\Delta$ (IDE entrants))	-0,001***	-0,924***	0,007***
Lag1 ( $\Delta$ (ouverture commerciale))	-0,001	-6,247***	-0,373***
Formation brute de capital fixe/PIB	0,021***	4,138***	0,448***
Croissance économique	-0,162***	9,251***	-0,748***
$\Delta$ ( $\Delta$ (Part population active dans population totale))	1,036***	-116,398***	10,346***

Note : Significativité 1% (\*\*\*) , 5% (\*\*) et 10% (\*).

Source : Élaboration propre.

La robustesse des résultats relatifs aux effets de l'ouverture commerciale et des IDE sur le taux de chômage a été vérifiée en estimant l'équation relative au taux de chômage par les estimateurs de données de panel à effets fixes et effets aléatoires où les autres variables exceptées les flux d'IDE entrants et l'ouverture commerciale ont été utilisées comme instruments (voir tableau A8 de l'annexe). Les résultats obtenus corroborent ceux du modèle VAR en panel notamment pour ce qui concerne les flux entrants d'IDE.

Pour approfondir les effets de l'ouverture commerciale et des flux entrants d'IDE sur certaines catégories de la population active, le taux de chômage global a été remplacé par le ratio emploi/population des jeunes (15–24 ans) et la part des emplois vulnérables dans le total des emplois. Ces deux indicateurs ont été définis plus haut dans la section relative au modèle théorique.

Les résultats résumés dans le tableau 3 indiquent que l'ouverture commerciale et les IDE ont un effet significatif et positif sur le ratio emploi des jeunes. Il en ressort donc que l'ouverture commerciale et l'afflux des IDE facilitent la création des emplois en faveur de la population jeune de l'UEMOA. L'effet négatif de l'ouver-

**Tableau 3. Estimation des effets de l'ouverture commerciale et des IDE entrants sur l'emploi des jeunes et le taux d'emploi vulnérable**

Variables	Equation 1 : taux d'emploi jeune	Equation 2 : taux d'emploi vulnérable
Lag1 ( $\Delta$ (ratio emploi jeune))	-0,424***	
Lag1 ( $\Delta$ (taux d'emploi vulnérable))		0,341***
Lag1 ( $\Delta$ (IDE entrants))	0,002***	-0,002***
Lag1 ( $\Delta$ (ouverture commerciale))	0,005***	-0,040***
Formation brute de capital fixe/PIB	0,030***	0,158***
Croissance économique	0,523***	-0,257***
$\Delta$ ( $\Delta$ (Part population active dans population totale))	-1,141***	-0,795***

Note : Significativité 1% (\*\*\*) , 5% (\*\*) et 10% (\*).

Source : Élaboration propre.

ture commerciale et des IDE sur le taux d'emploi vulnérable permet de mettre en évidence que la libéralisation commerciale et l'afflux des IDE dans l'UEMOA permettent aux travailleurs vulnérables de migrer vers des emplois moins vulnérables.

## Conclusion

L'objectif de ce papier était de mesurer l'effet de l'ouverture commerciale et des flux entrants d'investissements directs étrangers sur le chômage dans les pays de l'UEMOA. Pour ce faire, un modèle Vectoriel Autoregressif (VAR) en panel a été utilisé et le test de causalité de Granger a été réalisé sur les principales variables notamment le taux de chômage, les IDE et l'ouverture commerciale. Par ailleurs, les effets des IDE et de l'ouverture commerciale sur le ratio emploi/ population jeune et le taux d'emploi vulnérable ont été estimés. Il ressort des résultats l'existence d'une causalité bidirectionnelle entre les IDE et l'ouverture commerciale, les IDE et le chômage ainsi que d'une causalité unidirectionnelle du chômage sur l'ouverture commerciale. Par ailleurs, l'analyse des résultats fait ressortir que l'afflux d'IDE réduit le chômage et favorise donc la création d'emplois dans les pays de l'UEMOA. Ces analyses confirment celles de Widia et alii (2019), Alalawneh et Nessa (2020) ainsi que Alkofahi (2020) qui sont parvenues à la même conclusion. S'agissant de l'effet négatif et non significatif de l'ouverture commerciale sur le chômage, il indiquerait que le niveau de la production pour des fins de ventes à l'extérieur n'est pas encore suffisant pour affecter significativement le taux de chômage. Les tests de robustesse réalisés ont permis de confirmer la solidité des estimations notamment en ce qui concerne l'effet des IDE sur le chômage.

En outre, les analyses effectuées ont permis de relever que l'ouverture commerciale et l'afflux d'IDE induisent une hausse de l'emploi des jeunes (15–24 ans) et favorisent la migration des emplois vulnérables vers d'autres emplois moins vulnérables.

L'apport de cette étude a été de mettre en évidence dans le cadre des pays membres de l'UEMOA les effets économiques concrets des politiques d'attractivité des IDE et de libéralisation commerciale mises en œuvre dans ces États. Ce papier a permis de relever que les mesures incitatives à l'attrait des capitaux étrangers peuvent permettre de réduire le chômage d'une manière générale et plus spécifiquement de promouvoir l'emploi des jeunes de 15–24 ans ainsi que de faciliter la migration des travailleurs vulnérables vers des emplois moins vulnérables. La libéralisation commerciale est également un facteur de promotion de l'emploi des jeunes et des emplois moins vulnérables.

A cet égard, les pays de l'UEMOA pour réduire davantage le chômage, devraient 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. L'industrialisation des secteurs d'exportation notamment de produits primaires à travers l'attrait des capitaux étrangers pourrait constituer également une piste de solution pour l'emploi des jeunes et la réduction des emplois vulnérables.

## Annexe

**Tableau A1. Test de dépendances individuelles de Pesaran**

Variables	<i>p</i> -value (H0 : indépendance individuelle)
Taux de chômage	0,411
IDE entrants	0,387
Ouverture commerciale	0,419
Taux de croissance économique	0,195
Part de la population active dans la population totale	0,810
Ratio emploi des jeunes	0,542
Taux d'emploi vulnérable	0,876

Source : Élaboration propre.

**Tableau A2. Test de stationnarité de Im-Pesaran-Shin<sup>5</sup>**

Variables	Séries en niveau	Séries différenciées	Série différenciée d'ordre 2
Taux de chômage	0,936	0,002	–
IDE entrants	0,5578	0,000	–
Ouverture commerciale	0,617	0,000	–
Taux de croissance économique	0,000	–	–
Part de la population active dans la population totale	0,937	0,391	0,000
Ratio emploi des jeunes	0,872	0,028	
Taux d'emploi vulnérable	1,000	0,000	

Source : Élaboration propre.

**Tableau A3. Test de stationnarité de Philipps-Perron<sup>6</sup>**

Variables	Séries en niveau	Séries différenciées	Série différenciée d'ordre 2
Taux de chômage	0,954	0,000	–
IDE entrants	0,093	0,000	–
Ouverture commerciale	0,139	0,000	–
Taux de croissance économique	0,000	–	–
Part de la population active dans la population totale	1,000	0,290	0,000
Ratio emploi des jeunes	0,213	0,000	
Taux d'emploi vulnérable	1,000	0,000	

Source : Élaboration propre.

<sup>5</sup> Test de 1ère génération H0 : Présence racine unitaire.

<sup>6</sup> Il s'agit d'un test de 1ère génération H0 : Présence racine unitaire.

**Tableau A4. Test de cointégration de Westerlund**

Ouverture commerciale, IDE et chômage	<i>p</i> -value
Test de cointégration de Westerlund	0,245

Source : Élaboration propre.

**Tableau A5. Retard optimal**

Retards	MBIC	MAIC	MQIC
1*	-131,024*	-41,840*	-77,770*
2	-101,030	-34,142	-61,089
3	-64,508	-19,916	-37,881

Source : Élaboration propre.

**Tableau A6. Stabilité du VAR**

Valeurs propres <sup>7</sup>	Modules (Modèle chômage)	Modules (Modèle emploi jeune)	Modules (Modèle emploi vulnérable)
1	0,771	0,756	0,693
2	0,771	0,756	0,693
3	0,095	0,348	0,545

Source : Élaboration propre.

**Tableau A7. Test de Sargan pour validité des instruments<sup>8</sup>**

	<i>p</i> -value (Modèle chômage)	<i>p</i> -value (Modèle emploi jeune)	<i>p</i> -value (Modèle emploi vulnérable)
Validité des instruments	0,398	0,403	0,360

Source : Élaboration propre.

**Tableau A8. Robustesse**

Variables	Régression du taux de chômage à partir d'un modèle à effets fixes avec instruments	Régression du taux de chômage à partir d'un modèle à effets aléatoires avec instruments
IDE entrants	-0,003***	-0,003***
Ouverture commerciale	0,044***	0,043***

Notes : Significativité 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) and 10% (\*).

Source : Élaboration propre.

<sup>7</sup> Le VAR est stable si les modules des valeurs propres sont inférieurs à 1.

<sup>8</sup> H0 : Instrument valide.

## References

- Abugamea, G. (2018, October 14). *Determinants of unemployment: Empirical evidence from Palestine*. (MPRA Paper No. 89424). Retrieved from <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/89424/>
- Alalawneh, M. M., & Nessa, A. (2020). The impact of foreign direct investment on unemployment: Panel data approach. *Emerging Science Journal*, 4(4), 228-242. <https://doi.org/10.28991/esj-2020-01226>
- Alkhateeb, T. T. Y., Mahmood, H., Sultan, Z. A., & Ahmad, N. (2017, November 12). Trade openness and employment nexus in Saudi Arabia. *International Journal of Economic Research*, 14(14), 59-66. Retrieved from <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/109451/>
- Alkofahi, K. (2020). The effect of foreign direct investment on the unemployment rate in Saudi Arabia. *International Journal of Economics and Finance*, 12(10). <https://doi.org/10.5539/ijef.v12n10p1>
- Anjum, N., & Perviz, Z. (2016). Effect of trade openness on unemployment in case of labour and capital abundant countries. *Bulletin of Business and Economics*, 5(1), 44-58.
- Bailey, D., & Driffield, N. (2007). Industrial policy, FDI and employment: Still "missing a strategy". *Journal of Industry, Competition and Trade*, 7(2), 189-211.
- Balcerzak, A., & Zurek, M. (2011). Foreign direct investment and unemployment: VAR analysis for Poland in the years 1995-2009. *European Research Studies Journal*, 14, 3-14.
- BCEAO. (2020). *Rapport sur le commerce extérieur de l'UEMOA en 2019*. Retrieved from <https://www.bceao.int/fr/publications/rapport-sur-le-commerce-exterieur-de-luemoa-en-2019>
- BIT. (2009). *Guide sur les nouveaux indicateurs d'emploi des objectifs du millénaire pour le développement: Y compris l'ensemble complet des indicateurs du travail décent*. Retrieved from [http://www.ilo.org/employment/Whatwedo/Publications/WCMS\\_110512/lang-fr/index.htm](http://www.ilo.org/employment/Whatwedo/Publications/WCMS_110512/lang-fr/index.htm)
- Carrère, C., Fugazza, M., Olarreaga, M., & Robert-Nicoud, F. (2014). *Trade in unemployment*. (SSRN Scholarly Paper No. 2444859). Social Science Research Network. Retrieved from <https://papers.ssrn.com/abstract=2444859>
- Dritsakis, N., & Stamatiou, P. (2018). Causal nexus between FDI, exports, unemployment and economic growth for the old European Union members. Evidence from panel data. *International Journal of Economic Sciences*, 7(2). Retrieved from [https://www.academia.edu/73996491/Causal\\_Nexus\\_Between\\_Fdi\\_Exports\\_Unemployment\\_and\\_Economic\\_Growth\\_for\\_the\\_Old\\_European\\_Union\\_Members\\_Evidence\\_from\\_Panel\\_Data](https://www.academia.edu/73996491/Causal_Nexus_Between_Fdi_Exports_Unemployment_and_Economic_Growth_for_the_Old_European_Union_Members_Evidence_from_Panel_Data)
- Dutt, P., Mitra, D., & Ranjan, P. (2009). International trade and unemployment: Theory and cross-national evidence. *Journal of International Economics*, 78(1), 32-44. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2009.02.005>
- Famode, D., Makalamba, P., & Ngbolua, K. T. N. (2020). Econometric assessment of relationship between trade openness and unemployment in Africa : The case study of Democratic Republic of Congo. *International Journal of Economics and Business Administration*, 6(1), 23-29.
- Fung, M. K., Zeng, J., & Zhu, L. (1999). Foreign capital, urban unemployment, and economic growth. *Review of International Economics*, 7(4), 651-664. <https://doi.org/10.1111/1467-9396.00190>

- Gozgor, G. (2014). The impact of trade openness on the unemployment rate in G7 countries. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 23, 1018–1037. <https://doi.org/10.1080/09638199.2013.827233>
- Grahovac, D., & Softić, S. (2017). *Impact of the FDI on unemployment rate in countries of West Balkan*. <https://doi.org/10.32728/RIC.2017.32/4>
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424–438.
- Grinols, E. L. (1991). Unemployment and foreign capital: The relative opportunity costs of domestic labour and welfare. *Economica*, 58(229), 107–121. <https://doi.org/10.2307/2554978>
- Hansen, L. P. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, 50(4), 1029–1054. <https://doi.org/10.2307/1912775>
- Hossain, M. I., Tahrim, F., Hossain, M. S., & Rahman, M. M. (2018). Relationship between trade openness and unemployment: Empirical evidence for Bangladesh. *Indian Journal of Economics and Development*, 6(8), 1–12.
- Johnny, N., Timipere, E., & Krokeme, O. (2018). Impact of foreign direct investment on unemployment rate in Nigeria (1980–2015). *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, 8, 56–68. Retrieved from <https://doi.org/10.6007/IJARBS/v8-i3/3905>
- Kim, J. (2011). The effects of trade on unemployment: evidence from 20 OECD countries. *Research Papers in Economics*, 19.
- Madanizadeh, S. A., & Pilvar, H. (2019). The impact of trade openness on labour force participation rate. *Applied Economics*, 51(24), 2654–2668. <https://doi.org/10.1080/00036846.2018.1558350>
- Moore, M., & Ranjan, P. (2005). Globalisation vs skill-biased technological change: Implications for unemployment and wage inequality. *The Economic Journal*, 115(503), 391–422. <https://doi.org/10.1111/J.1468-0297.2005.00994.X>
- Nwaka, I. D., Uma, K. E., & Tuna, G. (2015). Trade openness and unemployment: Empirical evidence for Nigeria. *The Economic and Labour Relations Review*, 26(1), 117–136. <https://doi.org/10.1177/1035304615571225>
- Saleem, H., Shabbir, M., & Khan, M. B. (2020). *The short-run and long-run dynamics among FDI, trade openness and economic growth: Using a bootstrap ARDL test for cointegration in selected South Asian countries*. Retrieved from <https://doi.org/10.1108/sajbs-07-2019-0124>
- Soylu, Ö. B., Çakmak, I., & Okur, F. (2018). *Economic growth and unemployment issue: Panel data analysis in Eastern European countries*. <https://doi.org/10.14254/2071-8330.2018/11-1/7>
- Strat, V., Davidescu, A., & Paul, A. (2015). FDI and the unemployment—a causality analysis for the latest EU members. *Procedia Economics and Finance*, 23, 635–643. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(15\)00448-7](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(15)00448-7)
- Tegep, J., Suratman, E., & Indra, S. (2019). The failure of foreign direct investment to explain unemployment rate and the mediating role of economic growth and minimum wage. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 9(2), 154–161. Retrieved from <https://www.econjournals.com/index.php/ijefi/article/view/7524>

- Widia, E., Ridwan, E., & Muharja, F. (2019). *Can foreign direct investment (FDI) reduce unemployment in home countries? Analysis for ASEAN 5*. <https://doi.org/10.1515/9783110678666-038>
- Zdravković, A., Đukić, M., & Bradić-Martinović, A. (2017). *Impact of FDI on unemployment in transition countries: Panel cointegration approach*. <https://doi.org/10.5937/INDUSTRIJA45-13548>