Emplois à haut risque de vulnérabilité, Genre et croissance économique dans la CEDEAO : le cas des emplois familiaux non rémunérés et indépendants

N'guessan Kouakou Romain 1[1,2†] | Kouadio Hugues 2[1*]

1 – « Chercheur au sein de la Cellule de Recherche en Statistique et Économie Appliquée de l'École Nationale Supérieure de Statistique et d'Économie Appliquée d'Abidjan (ENSEA) »
2 – « Enseignant-chercheur à l'École Nationale Supérieure de Statistique et d'Économie Appliquée d'Abidjan (ENSEA) »

Correspondance :

N'guessan Kouakou Romain
romain.kouakour@ensea.ed.ci

Adresse actuelle

N'guessan Kouakou Romain
romain.kouakour@ensea.ed.ci
Kouadio Hugues
hugues.kouadio@ensea.ed.ci

Références du financement
CRDI,
Centre de Recherches pour le Développement International, Grant / Award Numbers : 108762

ABSTRACT

Au regard des efforts menés par les pays de l'Afrique de l'Ouest pour ce qui est d'accroitre la participation des femmes au marché du travail et surtout face à leur proportion importante dans l'emploi à haut risque de vulnérabilité, la présente étude en adoptant une approche macroéconomique s'est penchée sur la contribution des emplois à haut risque de vulnérabilité à la croissance économique de ces pays selon le profil genre. Dans le fond, il s'agit de voir si la vulnérabilité de l'emploi des hommes et des femmes a des effets différentiés sur la croissance. À cet effet, l'étude a porté sur treize pays de l'Afrique de l'Ouest durant la période 1991-2018 en raison de la disponibilité des données. Ce faisant, l'étude est parvenue à deux résultats majeurs. En premier, l'emploi à haut risque de vulnérabilité est associé à une plus faible croissance économique et ce, quel que soit le sexe. En second, il n'existe pas de différence significative sur la croissance quant aux effets de ce types d'emplois qu'ils soient féminin ou masculin. Ainsi, les différentes politiques des États en matière d'emploi doivent tenir compte de la qualité des emplois qui sont proposés aux populations. D'une part, il faut renforcer la surveillance sur les pratiques à l'embauche et renforcer les textes en matière du droit du travail afin d'éviter une prolifération des emplois vulnérables. Ceci passe par la professionnalisation de certaines activités dont le travail domestique ; la réduction des emplois non rémunérés et la mise en œuvre d'un système de salaire minimum adéquats et inclusifs. D'autre part, il faut poursuivre les politiques macroéconomiques en faveur de l'égalité des sexes sur le marché du travail, mais celles-ci doivent être accompagnées de la formalisation des emplois crées. Bien entendu, les acteurs du système informel doivent être motivés afin qu'ils puissent s'engager véritablement dans le formel. Et ce, au travers d'avantages fiscaux, de filets de sécurité sociale avantageux et du développement des compétences.

KEYWORDS

Emploi vulnérable ; genre ; Croissance; Panel ; Afrique de l'Ouest

CODE JEL

J16; O10 ; C23

1 | Introduction

La croissance économique a été depuis longtemps au cœur des débats dans la conduite de la politique économique des nations. Ses origines sont diverses, et sont généralement attribuées aux dotations factorielles, à l'avancée technologique et au capital humain entre autres (Solow, 1956 ; Romer, 1986 et 1990 ; Lucas, 1988 ; Barro et Lee, 1994). Au fil du temps, les enjeux de la recherche d'une croissance soutenue sont allés au de-là de l'accroissement des richesses et des capacités productives des économies pour tenter de résoudre des problèmes d'ordres sociaux. En Afrique Subsaharienne par exemple, la croissance économique enregistrée au cours des dernières années s'est traduite par une amélioration de la situation sociale et des avancées en termes de développement humain dans de nombreux pays de la région, tant bien même que ces améliorations ont été de faibles ampleurs (BAD, 2016). L'une des causes avancées est qu'il faille plus de croissance afin d'avoir des résultats plus probants (BAD, 2016). Ainsi, des études vont montrer que les pays en développement et principalement ceux de l'Afrique subsaharienne pourraient réaliser plus de croissance s'ils parvenaient à réduire les inégalités entre sexe sur le marché du travail (Pervaiz et al.,2011 ; Cavalcanti et Tavares, 2015 ; Kim et al., 2018). L'idée en est que le potentiel de la force de travail qui permettrait de produire plus de croissance n'est pas suffisamment exploité. Pour preuve, dans la plupart des pays d'Afrique Subsaharienne, les femmes constituent au moins la moitié de la population mais bien moins de la moitié de la main-d'œuvre alors qu'elles sont économiquement très actives (ILO, 2016). Toutefois, des études vont montrer qu'il ne suffit pas de réduire les inégalités entre hommes et femmes en terme de participation au marché du travail puisque tout emploi n'est pas de nature à créer plus de croissance car pouvant avoir des externalités négatives sur cette dernière. Dans le cas d'espèce, il s'agit des emplois informels, irréguliers, non rémunérés ou faiblement productif (La Porta et Shleifer, 2008 ; Levy, 2010 ; Gatti et al. 2011 ; Benjamin et Mbaye, 2012 ; Anton et al., 2012). En d'autres termes, les emplois qui présente un grand risque de vulnérabilité sont de nature à plomber la croissance malgré les politiques de réduction des inégalités de genre sur le marché du travail.

Par vulnérabilité en emploi, on entend les emplois ayant au moins l'un des critères de différenciation dont l'informalité du contrat, la pénibilité de l'activité, l'irrégularité de la rémunération ou son absence, la précarité ou l'irrégularité de l'emploi, l'absence de sécurité sociale, la situation de sous-emploi etc. (Bocquier et al., 2009). Dans son guide sur les nouveaux indicateurs d'emploi des Objectifs du Millénaire pour le Développement parut en 2009, le Bureau International du Travail (BIT) définit l'emploi vulnérable comme l'ensemble des emplois qui sont le plus susceptible d'être informels, ayant moins accès aux avantages sociaux ou programmes de protection sociale et les plus exposés aux cycles économiques.

Le BIT estime que tout emploi vulnérable doit être fortement corrélé à la pauvreté dans les pays en développement et de fait, mesure l'emploi vulnérable comme l'ensemble des travailleurs pour leur propre compte et les travailleurs familiaux non rémunérés.

Dans le cas spécifique de la Communauté Économique des États de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO), l'environnement économique a été marqué ces deux dernières décennies par un taux de croissance annuel moyen de plus de 5% entre 2003 et 2012 et un peu moins entre 2013 et 2018 (OCDE, 2008 ; BAD, 2018). En 2018, six des dix pays qui avaient la croissance économique la plus rapide du continent africain se trouvaient en Afrique de l'Ouest et des pays comme la Côte d'Ivoire, le Ghana et le Sénégal figuraient parmi les dix économies à la croissance la plus rapide au monde (OXFAM, 2019). Cependant, la croissance enregistrée dans la sous-région reste inférieure à celle fixée par les objectifs de développement durable de la sous-région (10% au moins) dans le cadre du processus de suivi de l'Afrique post-2015 et de la Conférence de Rio+20 pour aider les pays africains à participer efficacement au processus global des Objectifs de Développement Durable (ODD). Dans le même temps, le marché du travail de la sous-région reste caractérisé par un fort taux de participation de la population active. Plus de 80% des emplois sont informels et vulnérables (ILO, 2019). Du fait de l'importance des inégalités entre homme et femme en terme de participation au marché du travail, plusieurs politiques ont été mise en œuvre par les États. Bien que ces politiques soient de divers ordres, un appui direct aux femmes a été préconisé de sorte à accroitre leur autonomisation pour permettre à long terme de réduire la pauvreté et améliorer la croissance. Cependant, les efforts consentis pour réduire les écarts d'emploi entre hommes et femmes ont été pour la plupart la création d'emplois à haut risque de vulnérabilité. Faisant de ces dernières l'importante proportion d'individus dans ce type d'emploi en Afrique de l'Ouest surtout qu'en moyenne, les femmes assurent au moins deux fois et demie plus de tâches domestiques et d'activités de soins non rémunérées que les hommes (ILO, 2016 ; BAD, 2018).

Dans un tel contexte, nous sommes tentés de dire que le fait de ne pas atteindre l'objectif de croissance fixé par la sous-région pourrait être le fait de la proportion importante des emplois à fort risque de vulnérabilité qui sont pour la plupart improductifs ou faiblement productif. En effet, plusieurs études ont souligné que nos pays jouiraient d'un énorme potentiel de croissance si toutefois, la structure des emplois migrait des emplois à faible productivité vers des emplois à forte productivité (McMillan et Rodrik, 2011 ; McMillan et al., 2014).

En conséquence, il est important de s'interroger sur la contribution des emplois à fort risque de vulnérabilité sur la croissance économique dans la zone. Autrement dit, les emplois familiaux non rémunérés et indépendants sont-ils un frein à l'atteinte d'une croissance élevée dans la sous-région ? Leurs effets sur la croissance diffèrent du fait qu'il s'agisse des hommes

ou des femmes ? Sous l'hypothèse que les emplois à haut risque de vulnérabilité sont un frein à la croissance économique et ce, quel que soit le sexe, la présente étude se fixe comme objectif de faire une analyse de la contribution des emplois indépendants et des emplois familiaux non rémunérés à la croissance économique des pays de l'Afrique de l'Ouest selon le profil genre.

Notre contribution à la littérature sur la question est double. En effet, la question du genre sur le marché du travail en lien avec la croissance s'est longtemps penchée sur les canaux de transmission par lesquels la problématique du genre pourrait affecter la croissance. En dehors de la relation indirecte, certaines études vont mettre en exergue un lien direct quant aux différences qui existent sur la capacité de la croissance à générer l'emploi dans une perspective de genre. Un autre pan du lien direct entre l'emploi et la croissance s'est plutôt intéressé aux emplois à faible productivité de type informel sans toutefois insister sur la dimension genre. Ainsi donc notre étude s'inscrit dans le prolongement des travaux qui regardent les effets directs des emplois à faible productivité sur la croissance. À la différence que la nôtre considère les emplois indépendants et familiaux au plan macro, intègre les perspectives de genre et porte sur un échantillon de pays Ouest Africain. En plus de la contribution empirique, notre étude fait une contribution en terme de politique économique à mener. En effet, l'étude met en lumière le caractère assez problématique des politiques prises pour pallier aux inégalités de genre entre sexe sur le marché du travail et l'objectif de croissance envisagé par les États.

Vu que l'examen de la relation se fait au plan macro et que les données sur l'emploi indépendant et l'emploi familiale non rémunéré ne sont disponibles que sur une période relativement récente, le présent travail privilégie une méthode d'analyse en données de panel qui présente de meilleurs propriétés dans de petits échantillons. À cet effet, elle retient le modèle autorégressif à retard échelonné respectivement proposés par Pesaran et Smith (1995) et Pesaran et al. (1999) à l'examen de l'étude. Le modèle en assouplissant les hypothèses de la Méthode à Correction d'Erreur concernant les propriétés des séries chronologiques des variables, dans lesquelles elles doivent être intégrées dans le même ordre, permet de modéliser la dynamique de court et de long terme en une seule étape. De plus, le modèle tient compte des questions d'hétérogénéité qui pourraient exister entre les pays de l'étude et corrige les biais d'endogénéité par l'inclusion des variables expliquées et explicatives retardées.

Sur ce, en dehors de l'introduction, la présente étude s'articule autour de quatre principales sections. La première section fait une revue critique des enseignements de la littérature tandis que la deuxième expose la méthodologie et la troisième, les données. La quatrième section

quant à elle mène l'analyse des résultats ainsi que les discussions. L'étude s'achève par la présentation des principaux résultats et des implications de politiques économiques.

2 | Revue de littérature

La question du genre sur le marché du travail en lien avec la croissance s'est longtemps penchée sur les canaux de transmission par lesquels la problématique du genre pourrait affecter la croissance.

Pour certains auteurs, les inégalités salariales entre sexe observées dans la production de biens d'exportations à forte intensité de main d'œuvre accroissent la compétitivité des prix, conduisent à une expansion des exportations et à un accroissement des ressources nécessaires à l'investissement et à la croissance (Seguino, 2000 ; Busse et Spielmann, 2006 ; Mitra-Kahn et Mitra-Kahn, 2008). Contrairement à ces auteurs, Cavalcanti et Tavares (2015) parviennent aux résultats selon lesquels les inégalités de genre observées sur le marché du travail découragent la participation des femmes en terme de nombre d'heures de travail tout en réduisant la production ou le revenu de la famille. Pour Kim et al. (2018) ces inégalités réduisent le coût d'opportunité des enfants, entrainant ainsi une croissance démographique plus élevée et donc une réduction de la production par habitant. Pervaiz et al. (2011) quant à eux montrent qu'une plus faible inégalité de genre pourrait améliorer la participation des femmes au marché du travail qui consacreront plutôt leurs revenus à l'éducation et à la santé des enfants. Cet investissement dans les générations futures entraînera une augmentation de la productivité et de l'efficacité de la main-d'œuvre pour l'avenir, ce qui favorisera la croissance à long terme. Par ailleurs, Gonzales et al. (2015) et Agénor (2018) montrent que des lois plus égalitaires en termes de normes sociales tendent à stimuler la participation des femmes au marché du travail et peuvent être très efficaces afin de promouvoir la croissance et le développement. Aussi, les inégalités de genre sur le marché du travail en matière du choix occupationnel et l'existence de barrières aux responsabilités hiérarchiques affectent également la croissance. À cet effet, Cuberes et Teignier (2016) évaluent le coût de production de l'écart entre les sexes en matière d'entrepreneuriat et de participation à la vie active. Ces derniers montrent que l'écart entre les sexes dans l'esprit d'entreprise a un effet négatif sur le revenu et la productivité globale. Lee (2018) dans un modèle macroéconomique tente d'expliquer le plafond de verre et le coût de production de la discrimination sexuelle sur le marché du travail Coréen et parvient au résultat selon lequel la production globale augmente de 8,4 % lorsque le plafond de verre disparaît.

En dehors de la relation indirecte, certaines études vont mettre en exergue un lien direct quant aux différences qui existent sur la capacité de la croissance à générer l'emploi dans une perspective de genre.

À cet effet, Kapsos (2005) dans une étude sur un large échantillon de pays atteste que la croissance a été intensive en emploi féminin comparativement à l'emploi masculin au niveau mondiale en raison du rattrapage de la participation des femmes au marché du travail par rapport à celle des hommes. Anderson et Braunstein (2013) estiment l'élasticité de la croissance en emploi par sexe pour 160 pays au cours de la période 1990-2010. Ces auteurs trouvent d'une part que les élasticités sont plus élevées pour les femmes que pour les hommes. D'autre part, ils trouvent que la taille relative du secteur des services et le ratio de la participation des femmes à la population active sont les principaux déterminants des différences d'élasticité à l'emploi selon le sexe. Dans une autre étude, Anderson (2016) examine la nature sexospécifique du lien entre croissance et emploi en analysant les impacts différentiels que les politiques et structures macroéconomiques ont sur la capacité de la croissance à être intensive en emploi pour un échantillon de quatre-vingts pays au cours de la période 1990-2012. L'auteur trouve que les politiques qui soutiennent la réduction du travail non rémunéré, qui donnent la priorité aux dépenses publiques en matière d'éducation et qui encouragent la scolarisation des filles dans le secondaire sont particulièrement liées à une croissance plus intensive en emploi pour les femmes.

Un autre pan du lien direct entre l'emploi et la croissance s'est plutôt intéressé aux emplois à faible productivité sans toutefois insister sur la dimension genre.

À ce sujet, plusieurs auteurs ont montré que contrairement à une grande partie de l'Asie, nombreux sont les pays d'Amérique latine et d'Afrique pour lesquels les changements structurels en matière d'emploi se sont opérés des secteurs à forte productivités vers des secteurs à faible productivité, entrainant ainsi une réduction de la croissance (McMillan et Rodrik, 2011 ; McMillan et al., 2014). Pour d'autres, les emplois de type précaires, irréguliers, non rémunérés ou faiblement rémunérés sont associés à une productivité plus réduite (Perry et al., 2007 ; La Porta et Shleifer, 2008 ; Benjamin et Mbaye, 2012). La faible productivité qui découle de ces emplois influence négativement le niveau de vie des populations (La Porta et Shleifer, 2008 ; Gatti et al. 2011). Certains auteurs soulignent par ailleurs que ces emplois sont une source d'externalités négatives car étant généralement issus d'activités informelles qui utilisent et encombrent les infrastructures publiques sans apporter de recettes fiscales pour les reconstituer. Les activités plus productives s'en trouvent affectées négativement et les perspectives de croissance réduites (Loayza,1999 ; Levy, 2010 ; Anton et al., 2012).

Au regard de la littérature existante, nous nous inscrivons dans le prolongement des travaux qui regardent les effets directs des emplois à faible productivité sur la croissance. À cet effet, nous considérons les emplois à haut risque de vulnérabilité, notamment les emplois familiaux non rémunéré et les emplois indépendants dans la croissance économique tout en intégrant les perspectives de genre dans le cas d'un échantillon de pays Ouest Africain.

3. Méthodologie

Analyser la contribution des emplois familiaux non rémunéré et des emplois indépendants à la croissance économique peut s'avérer assez fastidieuse au regard des différentes possibilités par lesquelles ces emplois pourraient affecter la croissance. Cependant, du fait que ces emplois sont associés en théorie à de faibles productivités et salaires, nous supposons qu'ils ont un impact direct sur le revenu par tête et donc sur le taux de croissance du PIB par tête. Ainsi, en supposant que le taux de croissance du PIB par tête est fonction du poids de ces emplois dans l'économie, nous avons :

$$y = f(x) \tag{1}$$

Où *y* est le taux de croissance du PIB par tête et *x* la part des emplois familiaux et indépendants dans l'ensemble des emplois. Cependant, ces emplois à eux seuls ne peuvent expliquer le taux de croissance. Pour cela, nous retenons un ensemble de variables de contrôle. Il s'agit tout particulièrement de l'investissement qui est le principal moteur de la croissance. Vu que les secteurs d'activités les plus importants qui connaissent les plus forts taux de croissance dans la sous-région sont le secteur agricole et le secteur des services, leurs valeurs ajoutées sont retenues comme variables de contrôle. Nous retenons par ailleurs les crédits domestiques accordés par le système financier. Cette variable traduit non seulement le rôle du secteur financier dans l'économie mais reflète aussi la perception qu'ont les institutions de crédits de l'environnement institutionnelle.

L'équation 1 augmentée de l'ensemble ***Z*** des variables de contrôles ci-dessus mentionnées, puis du terme aléatoire avec ***i*** l'identifiant pays et ***t*** l'identifiant temporel devient :

$$y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 x_{i,t} + \alpha'_i Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

Il arrive que la croissance du PIB par tête dépende de ses valeurs passées mais aussi des valeurs passées des niveaux d'emploi familiaux et indépendants ainsi que de toute autre variable qui puisse l'expliquer. De ce fait, l'équation 2 peut se mettre sous la forme d'un modèle autorégressif à retards échelonnés :

$$y_{it} = \mu_i + \sum_{j=1}^{p} a_{ij}\, y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q} b_{ij}\, x_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q} c'_{ij}\, Z_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Où μ_i est l'effet fixe individuel, *p* le nombre de retards de la variable endogène, *q* le nombre de retards des variables explicatives, a_{ij} les coefficients liés à la variable endogène retardée, b_{ij}le coefficient de l'emploi vulnérable et c'_{ij} le vecteur des coefficients afférents aux variables de contrôle. Ainsi, la réécriture de l'équation 3 à l'image de celui proposé par Pesaran et al. (1999) dans le cadre de la reparamétrisation des modèles Autorégressifs à Retards Échelonnées (ARDL) donne :

$$\Delta y_{it} = \mu_i + \varphi_i y_{i,t-1} + \omega_i x_{it} + \beta'_i Z_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} a^*_{ij}\, \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} b^*_{ij}\, \Delta x_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} c^{*\prime}_{ij}\, \Delta Z_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Avec $\varphi_i = -(1 - \sum_{j=1}^{p} a_{ij})$, $\beta_i = \sum_{j=0}^{q} c_{ij}$, $\omega_i = \sum_{j=0}^{q} b_{ij}$; $a^*_{ij} = -\sum_{m=j+1}^{p} a_{im}$, *j=1, 2, …, p-1*

Aussi, sous l'hypothèse que le terme d'erreur ε_{it} soit un processus stationnaire, le modèle peut être ré-spécifié sous la forme d'un modèle à correction d'erreurs dans lequel la dynamique de court terme est influencée par l'écart à la relation de long terme comme suit :

$$\Delta y_{it} = \mu_i + \varphi_i\left(y_{i,t-1} - \delta_i x_{it} - \theta'_i Z_{it}\right) + \sum_{j=1}^{p-1} a^*_{ij}\, \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} b^*_{ij}\, \Delta x_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} c^{*\prime}_{ij}\, \Delta Z_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Où $\theta_i = -(\frac{\beta_i}{\varphi_i})$ et $\delta_i = -\left(\frac{\omega_i}{\varphi_i}\right)$ sont les vecteurs des coefficients de long terme alors que a^*_{ij}, $c^{*\prime}_{ij}$ et b^*_{ij}sont quant à eux les coefficients de court terme. Δ est l'opérateur de variation entre deux dates successives et φ_i est le coefficient d'ajustement. Ce dernier représente la force de rappel à l'équilibre et par hypothèse, il est significativement non nul et négatif si la représentation ARDL est valide.

Rappelons toutefois qu'il est nécessaire d'estimer notre modèle spécifié afin de connaitre l'effet des niveaux d'emploi familiaux et indépendants sur la croissance du PIB par tête. De ce fait, au regard de la forte hétérogénéité entre les pays de la CEDEAO (Djogbenou et al., 2018), nous retenons les estimateurs Mean Group (MG) et Pooled Mean Group (PMG) respectivement proposés par Pesaran et Smith (1995) et Pesaran et al. (1999). Ces auteurs montrent qu'en présence d'hétérogénéité, plusieurs estimateurs couramment utilisés dans la

littérature peuvent être affectés par de potentiels biais spécialement dans de petits échantillons de pays. L'estimateur Mean Group autorise une hétérogénéité à la fois dans les paramètres de court terme et les coefficients de long terme. Cette technique estime l'équation pour chaque pays de l'échantillon et calcule ensuite les moyennes non pondérées des coefficients sur l'ensemble du panel. Quant à l'estimateur Pooled Mean Group, il autorise les coefficients de court terme et le coefficient d'ajustement à varier suivant les pays, mais les coefficients de long terme sont identiques pour tous les pays. Ce qui semble être convenable pour les pays de la CEDEAO qui envisagent à long terme la convergence de leurs économies.

Toutefois, l'utilisation de ces estimateurs nécessite que les variables soient intégrées à un ordre inférieur à 2 et cointégrées. Les tests utilisés dans ce cas-ci sont le test de racine unitaire de Maddala et Wu (1999) et le test de cointégration de Westerlund (2007) (voir annexe). En outre, les estimateurs retenus restent efficaces dans de petits échantillons comme le nôtre et l'idée selon laquelle les coefficients de long terme soient identiques pour tous les pays de la CEDEAO peut être testé l'aide d'un test de type Hausman comme suit :

$$H_0: \theta_i = -\left(\frac{\beta_i}{\varphi_i}\right) = \theta \qquad 6$$

4. Données

Pour ce qui est des données de cette étude, elles couvrent la période 1991-2018 pour 13 pays de l'Afrique de l'Ouest et plus précisément de la CEDEAO. Il s'agit entre autres du Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Gambie, Ghana, Guinée Conakry, Guinée Bissau, Mali, Niger, Nigéria, Sénégal, Sierra-Léone et le Togo. La plage temporelle des données est conditionnée par la disponibilité des données sur l'emploi à haut risque de vulnérabilité c'est-à-dire l'emploi familial non rémunéré et indépendant. Par emploi à haut risque de vulnérabilité, on entend les emplois vulnérables ou les emplois susceptibles d'être vulnérables. Ainsi, du fait que les emplois familiaux retenus sont ceux qui sont non rémunérés alors ils sont considérés comme vulnérables. S'agissant des emplois indépendants, notons qu'ils sont quasi informels et fortement corrélé avec la pauvreté selon le BIT. À cet effet, ils présentent un fort taux de vulnérabilité.

Les données utilisées de même que leurs sources sont décrites dans le tableau 1 ci-dessous.

Tableau 1 : Données et sources

Variables	Source
Taux de croissance du PIB par tête en pourcentage annuel	WDI, 2020

Emplois familiaux non rémunérés et indépendants, femme (% des femmes employées)	ILO, 2019
Emplois familiaux non rémunérés et indépendants, homme (% des hommes employés)	ILO, 2019
Emplois familiaux non rémunérés et indépendants Total	ILO, 2019
Formation brute du capital fixe (% du PIB)	WDI, 2020
Services, valeur ajoutée (% of PIB)	WDI, 2020
Agriculture, foresterie, pêche, Valeur ajoutée (% du PIB)	WDI, 2020
Crédit domestique provenant du secteur financier (% du PIB)	WDI, 2020

Source : Auteur

Sur la période 1991-2018 le taux de croissance moyen du PIB par tête a été supérieur à 1.2%. Son maximum est atteint par la Sierra Léone en 2002 et son minimum par la Guinée Bissau en 1998. Quant aux parts des emplois familiaux non rémunérés et indépendants dans les emplois féminins et masculins, les moyennes se trouvent être élevées. Celle des emplois familiaux non rémunérés et indépendants féminins est supérieure à celle des emplois masculins avec une valeur de 89.69 contre 77.75 (Tableau 2).

Tableau 2 : statistiques descriptives

Variables	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Croissance du PIB par tête	364	1.24	4.33	-29.46	21.02
Emplois familiaux non rémunérés et indépendants femme	364	89.69	5.07	72.90	96.92
Emplois familiaux non rémunérés et indépendants Homme	364	77.75	8.43	60.03	91.50
Emplois familiaux non rémunérés et indépendants Total	364	82.78	6.97	64.88	93.99
Investissement	364	18.86	8.27	-2.42	52.41
Valeur ajoutée (secteur primaire)	364	30.88	10.90	11.97	61.41
Valeur ajoutée (secteur service)	364	42.65	9.43	12.43	67.59
Credit à l'économie	360	19.50	11.12	-0.001	90.04

Source : Auteur

Au regard du tableau 3, les pays tels que le Burkina et le Niger affichent les taux moyens les plus élevés d'emplois familiaux non rémunérés et indépendants masculin tandis que la Gambie et le Ghana enregistrent les taux les plus faibles. Pour ce qui est des emplois familiaux non rémunérés et indépendants féminin, ce sont la Guinée et le Burkina qui affichent les taux moyens les plus élevés alors que le Sénégal et le Ghana affichent les taux les plus faibles. Aussi, on s'aperçoit que ces emplois féminins sont partout supérieurs à leurs homologues masculins. Les écarts moyens les plus importants sont enregistrés en Côte d'Ivoire, Gambie, Ghana et en Guinée Bissau (Tableau 3).

Tableau 3 : Statistiques sur l'emploi familiale non rémunéré et indépendant par pays.

	Emplois familiaux non rémunérés et indépendants Homme			Emplois familiaux non rémunérés et indépendants Femme		
Pays	Mean	Min	Max	Mean	Min	Max
Bénin	85.22	81.80	87.85	95.50	94.32	96.44
Burkina-Faso	88.89	83.61	91.50	94.56	90.05	96.39
Côte d'Ivoire	69.87	63.80	72.11	88.815	84.62	90.19
Gambie	66.98	64.12	70.15	84.87	83.10	86.78
Ghana	67.76	60.30	73.02	83.90	78.13	87.28
Guinée-Bissau	72.35	70.8	73.11	87.77	86.74	88.36
Guinée	85.79	83.81	86.79	96.62	96.06	96.92
Mali	85.33	83.68	86.52	94.34	93.34	95.33
Niger	88.09	87.40	88.44	91.71	91.22	91.93
Nigéria	75.53	72.73	78.54	86.34	84.59	88.09
Sénégal	71.31	60.03	84.4	82.70	72.90	93.19
Sierra-Léone	82.11	80.42	83.67	92.46	91.77	92.97
Togo	71.54	69.64	73.03	86.41	85.27	87.27

Source : Auteur

Par ailleurs, il existe une faible corrélation négative entre nos variables d'intérêt. En d'autres termes, le taux de croissance du PIB par tête dans la région est négativement corrélé aux emplois familiaux non rémunérés et indépendants masculins et féminins. Il en est de même lorsqu'on considère ces emplois dans leur ensemble (Tableau 4).

Tableau 4 : corrélations entre variables

Variables	Croissance du PIB par tête	Emplois familiaux non rémunérés et indépendants femme	Emplois familiaux non rémunérés et indépendants Homme
Croissance du PIB par tête	1.0000		
Emplois familiaux non rémunérés et indépendants femme	-0.0288	1.0000	
Emplois familiaux non rémunérés et indépendants Homme	-0.0052	0.9004	1.0000
Emplois familiaux non rémunérés et indépendants Total	-0.0234	0.8363	0.8861

Source : Auteur

5. Résultats et discussion

Cette section du travail présente aussi bien les résultats des tests préalables, ceux des estimations et la discussion des résultats. Ce faisant, l'analyse de la stationnarité des variables montre que toutes nos séries sont stationnaires en niveau à l'exception des emplois familiaux non rémunérés et indépendants, la valeur ajoutée des services et le crédit domestique provenant du secteur financier. Une fois les variables différentiées à l'ordre 1, elles deviennent toutes stationnaires (Tableau 5).

Tableau 5 : Résultats du test de racine unitaire de Maddala et Wu (1999)

Variables	En niveau	En différence
Croissance du PIB par tête	251.36*** (0.000)	701.26 *** (0.000)
Emplois familiaux non rémunérés et indépendants femme	2.32 (1.000)	143.70 *** (0.000)
Emplois familiaux non rémunérés et indépendants Homme	8.82 (0.999)	70.88*** (0.000)
Emplois familiaux non rémunérés et indépendants Total (combiné des femmes et Hommes)	7.4026 (0.999)	89.96*** (0.000)
Investissement	69.35*** (0.000)	204.11*** (0.000)
Valeur ajoutée (secteur primaire)	55.79 *** (0.000)	241.68*** (0.000)
Valeur ajoutée (secteur service)	38.35 (0.056)	200.40 *** (0.000)
Credit à l'économie	13.52 (0.978)	120.56 *** (0.000)

Source : Auteur. Note : ** (****) représente la significativité au seuil de 5% (1%).

Au regard du tableau 6, tous les tests de cointégration acceptent la présence d'une relation de long terme entre nos variables. En effet, ces tests indiquent d'une part qu'il existe au moins un pays de l'échantillon pour lequel les variables sont cointégrées et d'autre part, en considérant le panel dans son ensemble, les variables sont aussi cointégrées.

Tableau 6 : Test de cointégration de Westerlund (2007)

Spécification avec les emplois familiaux non rémunérés et indépendants des Femmes			
Statistiques	Valeur	Z-valeur	P-value
Gt	-3.238***	-5.862	0.000
Ga	-12.098***	-3.283	0.001
Pt	-12.540***	-7.363	0.000
Pa	-13.383***	-7.433	0.000
Spécification avec les emplois familiaux non rémunéré et indépendants des Hommes			
Statistiques	Valeur	Z-valeur	P-value
Gt	-3.495***	-6.893	0.000
Ga	-12.406***	-3.486	0.000
Pt	-13.274***	-8.101	0.000
Pa	-14.158***	-8.063	0.000
Spécification avec les emplois familiaux non rémunérés et indépendants Total (combiné des femmes et Hommes)			
Statistiques	Valeur	Z-valeur	p-value
Gt	-3.333***	-6.241	0.000
Ga	-12.342***	-3.444	0.000

Pt	-12.879***	-7.704	0.000
Pa	-13.931***	-7.879	0.000

Note : ** (***) représente la significativité au seuil de 5% (1%). Les tests statistiques *Ga* et *Gt* testent $H_0: a_{0i} = 0$ pour tout i contre $H_1: a_{0i} < 0$ pour au moins un *i*. Les tests statistiques *Pa* et *Pt* combinent l'information de toutes les séries temporelles et testent $H_0: a_{0i} = 0$ pour tout i contre $H_1: a_{0i} < 0$ pour tout *i*. Le rejet de H_0 est considéré comme le rejet de non cointégration.

Les effets de long terme des emplois familiaux non rémunérés et indépendants sur la croissance sont appréhendés au travers de l'analyse du tableau 7 ci-dessous. Le coefficient à correction d'erreur qui est la force de rappel vers l'équilibre de long terme est négatif et significatif au seuil de 5 % indiquant ainsi que la représentation autorégressive à retards échelonnées est valide. Mais un coefficient inférieur à -0,9 dans chacun des modèles indique une grande vitesse de convergence vers l'équilibre de long terme. Indiquant que les déviations à court terme de l'équilibre de long terme de la relation se corrigent à plus de 90% par an par effet de feedback. Ainsi donc nos résultats indiquent que les emplois familiaux non rémunéré et indépendants féminins et masculins réduisent significativement le taux de croissance du PIB par tête. Ce résultat reste conforme lorsqu'on considère ces emplois dans leur ensemble c'est-à-dire homme et femme simultanément. Dans le même temps, le constat est tel que les effets de la vulnérabilité de l'emploi féminin et masculin ne sont pas différents au regard des coefficients mais surtout des intervalles de confiance qui se chevauchent (Voir annexe Tableaux A1 et A2).

Tableau 7 : Résultat des estimations de long terme

La variable expliquée dans l'ensemble des régressions est le taux de croissance du PIB par tête.			
Spécification avec les emplois familiaux non rémunérés et indépendants des Femmes.			
Variables	coefficients	Std. Err.	P-value
Emplois familiaux non rémunérés et indépendants Femme	-0.245***	0.086	0.004
Investissement	0.072***	0.020	0.000
Valeur ajoutée (secteur primaire)	0.122***	0.027	0.000
Valeur ajoutée (secteur service)	0.092***	0.024	0.000
Credit à l'économie	-0.049***	0.017	0.005
Terme à Correction d'Erreur	-0.976***	0.109	0.000
Spécification avec les emplois familiaux non rémunérés et indépendants des Hommes			
Variables	coefficients	Std. Err.	P-value
Emplois familiaux non rémunérés et indépendants Homme	-0.229***	0.070	0.001
Investissement	0.047***	0.020	0.021
Valeur ajoutée (secteur primaire)	0.118***	0.027	0.000
Valeur ajoutée (secteur service)	0.082***	0.023	0.001
Credit à l'économie	-0.034**	0.017	0.046
Terme à Correction d'Erreur	-0.931***	0.066	0.000
Spécification avec les emplois familiaux non rémunérés et indépendants combiné des hommes et femmes			
Variables	coefficients	Std. Err.	P-value

Emplois familiaux non rémunérés et indépendants Combiné	-0.285***	0.097	0.003
Investissement	0.052***	0.013	0.000
Valeur ajoutée (secteur primaire)	0.086***	0.008	0.000
Valeur ajoutée (secteur service)	0.021**	0.008	0.011
Credit à l'économie	-0.114***	0.008	0.000
Terme à Correction d'Erreur	-0.885***	0.085	0.000

Source : Auteur. Note : ** (***) représente la significativité au seuil de 5% (1%).

Une explication plus plausible des effets des emplois familiaux non rémunérés et indépendants réside au sein des différentes caractéristiques de cette dernière. En premier, les emplois familiaux non rémunérés et indépendants se caractérisent par des salaires faibles ou absents. Les travailleurs dans ce cas-ci ne peuvent subvenir convenablement à leurs besoins et à ceux de leurs familles. L'investissement dans l'éducation et la santé ne peut se faire dans de telles conditions et l'avenir des générations futures de même que leur participation à la croissance future s'en trouve compromis. En second, la précarité et l'absence de protection sociale dont font preuve la quasi-totalité de ces emplois retirent le pouvoir de négociation aux travailleurs concernés. Ces derniers ne peuvent ni accéder à des emplois plus conformes à leurs aptitudes ni revendiquer un salaire plus élevé. Dans de tels cas, la productivité de ces travailleurs s'en trouve réduite de même que l'efficience du marché du travail et par-delà la croissance. Enfin, ces emplois constituent une source importante de production de travailleurs pauvres et permet l'établissement d'un cercle vicieux de pauvreté auto-entretenu. Or la pauvreté et l'exclusion sociale entraînent des coûts directs et indirects négativement importants sur la croissance économique. Il s'agit entre autres du décrochage scolaire, de l'augmentation des coûts du système de santé, de l'accroissement des inégalités, de l'augmentation de la criminalité et de la fragilisation du système démocratique.

Notons aussi que les emplois familiaux non rémunérés et indépendants s'observent majoritairement au sein d'activités faisant partie de l'informelle. Ces entreprises majoritairement micro mais aussi, celles qui font partie du réseau national et international compromettent les perspectives de croissance économique par la perte des recettes fiscales des pays. Aussi, la concurrence déloyale aux entreprises formelles qui en découle pénalise encore plus le développement économique car ces dernières ont de fortes chances de déposer leurs bilans ou mêmes de tomber dans l'informel et entretenir du même coup ce cercle vicieux de récession.

En outre, les valeurs ajoutées du secteur agricole et des services influencent positivement le taux de croissance du revenu par tête. Ce qui est tout à fait normal surtout que ces secteurs sont les plus importants dans le PIB. Aussi, l'effet négatif du crédit à l'économie est imputable à la structure des crédits dans la sous-région. Il apparait en effet que le secteur financier dont

l'attribut premier est de mobiliser l'épargne financière des ménages et des entreprises n'a pas joué un rôle déterminant dans l'allocation du crédit qui puisse favoriser la croissance. En effet, on constate dans l'ensemble des pays de la CEDEAO un fort basculement de la distribution du crédit en faveur des ménages au détriment des entreprises. Cet état de fait implique que les crédits accordés sont généralement des crédits de consommation ou crédit à court terme au détriment des crédits de long terme qui puissent financer convenablement les investissements et créer de la croissance.

6. Conclusion

Au regard des Objectifs de Développement Durable des Nations Unies et de la CEDEAO en matière d'emploi et de croissance, il est paru important de s'interroger sur la contribution des emplois à haut risque de vulnérabilité à la croissance économique. Ainsi, la présente étude s'est fixée pour objectif de faire une analyse des effets des emplois familiaux non rémunérés et indépendants sur la croissance économique des pays de l'Afrique de l'Ouest selon le profil genre. L'étude a été menée sur treize pays de la CEDEAO durant la période 1991-2018 et la méthodologie mise en œuvre a permis d'aboutir à plusieurs résultats. En premier, les emplois familiaux non rémunérés et indépendants affectent négativement la croissance économique et ce, quel que soit le sexe. En second, il n'y a pas de différence significative quant aux effets des emplois familiaux non rémunérés et indépendants masculin et féminin sur la croissance.

Dans l'ensemble, ces résultats fournissent un certain nombre d'implications en termes de politiques. Premièrement, ils indiquent que l'importance de la problématique des emplois à haut risque de vulnérabilité ne doit pas être minimisée si les pays de sous-région veulent accélérer la croissance de leurs économies et relever le niveau de revenu des populations. En effet, du fait qu'ils n'ont pas accordé une place centrale à ce phénomène, les politiques menées pour réduire le chômage et accroitre la participation des femmes au marché du travail n'ont pas permis de résorber la distance improductive entre l'emploi et la production de richesse.

À cet effet, la présente étude fournit une preuve empirique en la défaveur des emplois familiaux non rémunérés et indépendants. Il convient donc que les différentes politiques des États en matière d'emploi tiennent compte de la qualité des emplois qui sont proposés aux populations. Pour ce faire il faut mutualiser les efforts pour renforcer les institutions concernant le marché du travail afin que ceux-ci promeuvent les emplois non-vulnérables. Il faut professionnaliser les emplois et surtout pour ce qui est des services à la personne ; mettre en place une politique de transparence salariale par l'entremise d'un système de salaire minimum adéquats et inclusifs. Aussi, il faut poursuivre les politiques macroéconomiques en faveur de l'égalité des

sexes sur le marché du travail, mais celles-ci doivent être accompagnées de la formalisation des emplois crées. Bien entendu, les acteurs du système informel doivent être motivés afin qu'ils puissent s'engager véritablement dans le formel. Et ce, au travers d'avantages fiscaux, de filets de sécurité sociale avantageux, du développement des compétences.

Bibliographie

Agénor, P-R. (2018). A Theory of Social Norms, Women's Time Allocation, and Gender Inequality in the Process of Development. Centre for Growth and Business Cycles Research Working Paper, 237.

Anderson, B. (2016). Do Macroeconomic Structures and Policies Shape the Employment Intensity of Growth Differently for Women and Men? Journal of Economic Issues, L(4), 940-962.

Anderson, B. & Braunstein E. (2013). Economic Growth and Employment from 1990-2010: Explaining Elasticities by Gender. *Review of Radical Political Economics,* 45(3), 269-277.

Antón, A., Trillo, F. H., & Levy, S. (2012). *The end of informality in México? : fiscal reform for universal social insurance (Vol. 1300)*. Washington, DC: Inter-American Development Bank.

Banque Africaine de Développement. (2018). *Perspectives économiques en Afrique de l'Ouest.*

Banque Africaine de Développement. (2016). *Rapport sur le développement en Afrique, Croissance, pauvreté et inégalités: Lever les obstacles au développement durable.*

Barro, R. J., & Lee, J.-W. (1994). Sources of Economic Growth. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 40 (1), 1–46.

Benjamin, N. C., & Mbaye, A. A. (2012). The Informal Sector, Productivity, and Enforcement in West Africa: A Firm-level Analysis. Review of Development Economics, 16(4), 664-680.

Bocquier P., Nordman C.l & Vescovo A. (2009). Employment Vulnerability and Earnings in Urban West Africa. Miméo DIAL, Communication à la conférence annuelle du CSAE, Université d'Oxford.

Busse, M. et Spielmann, C. (2006). Gender Inequality and Trade. Review of International Economics, 14, 3, 362−79

Cavalcanti, T., & Tavares, J. (2015). The output cost of gender discrimination: A model-based macroeconomic estimate. The Economic Journal, 126, 109–134.

Cuberes, D., & Teignier, M. (2016). Aggregate effects of gender gaps in the labor market: A quantitative estimate. Journal of Human Capital, 10, 1, 1–32.

Djogbenou, R., Kanga, D., & Ouattara A. (2018) hétérogénéité des économies de la CEDEAO : quel défi pour une politique monétaire commune ? *Revue économique et monétaire*, (24), 49-91.

Gatti, R., Angel-Urdinola, D., Silva, J., & Bodor, A. (2011). Striving for better jobs: the challenge of informality in the Middle East and North Africa region. *World Bank, Washington DC*.

Gonzales, C., Jain-Chandra, S., Kochhar, K., & Newiak, M. (2015). *Fair Play: More Equal Laws Boost Female Labor Force Participation*, International Monetary Fund.

International Labour Organisation. (2016). *Les femmes au travail* : *Tendances 2016*.

International Labour Organisation. (2009). *Guide sur les nouveaux Indicateurs d'Emploi des Objectifs du Millénaire pour le Développement*.

Kapsos, S. (2005). *Employment intensity of growth: The trends and macroeconomic determinants.* Employment Strategy Papers 2005/12. International Labour Organization.

Kim, J., Lee, J. W., & Shin, K. (2018). Gender inequality and economic growth in Korea. Pacific Economic Review, 23, 4, 658-682.

La Porta, R.., & Shleifer, A. (2008). *The unofficial economy and economic development* (No. w14520). National Bureau of Economic Research.

Lee, H. (2018). Output cost of gender discrimination in the Korean labour market. Pacifique Economic Review, DOI: 10.1111/1468-0106.12285

Levy, S. (2010). *Good intentions, bad outcomes: Social policy, informality, and economic growth in Mexico*. Brookings Institution Press.

Loayza, N. (1999). *The economics of the informal sector: a simple model and some empirical evidence from Latin America*. The World Bank.

Lucas, R.E. (1988). On the mecanism of economic development. Journal of Monetary Economics, 22, 3-42.

McMillan, M.S., Rodrik, D, Verduzco-Gallo, I. (2014). Globalization, Structural Change, and Productivity Growth, with an Update on Africa. World Development, 63,11–32.

McMillan, M.S. & Rodrik, D. (2011). Globalization, Structural Change and Productivity Growth. National Bureau of Economic Research Working Paper, 17143.

Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. Oxford Bulletin of Economics and statistics, 61(S1), 631-652.

Mitra-Kahn, B. & Mitra-Kahn, T. (2008). Gender Wage-gaps and Growth: What goes up must come down. paper presented at the International Feminist Economics Association workshop on 'Inequality, Development, and Growth', 18-20 May, United Nations, New York

OCDE. (2008). *Rapport Afrique de l'Ouest 2007-2008.*

OXFAM. (2019). *La crise des Inégalité en Afrique de l'Ouest : Quelles sont les solutions face à l'échec des pays d'Afrique de l'Ouest à réduire les Inégalités*.

Perry, G. E., Arias, O., Fajnzylber, P., Maloney, W. F., Mason, A., & Saavedra-Chanduvi, J. (2007). *Informality: Exit and exclusion*. The World Bank.

Pervaiz, Z., Chani, M.I., Jan, S.A. & Chaudhary, A.R. (2011). Gender Inequality and Economic Growth: A Time Series Analysis for Pakistan. Middle-East Journal of Scientific Research, 10, 4, 434-439.

Pesaran, M. H., & Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. Journal of econometrics, 68(1), 79-113.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. Journal of the american statistical association, 94(446), 621-634.

Romer, P. (1986). Endogenous technical change. *Journal of Political Economy*, 98(5).

Romer, P. (1990). Increasing returns and long run growth. Journal of Political Economy, 94, 1002-1037.

Seguino S. (2000). Gender inequality and economic growth: A cross-country analysis. World Development, 28, 7, 1211–1230.

Solow, R. (1956). A contribution to the theory of economic growth. Quaterly Journal of Economics, 70, 65-94.

The World Bank. (2020). *World Development Indicators | Data*. Available at: https:// https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators.

Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, *69*(6), 709-748.

Annexe

1. Test de cointégration de Westerlund (2007)

Le test de cointégration adopté dans cette étude est celui de Westerlund (2007). Ce test a la particularité de prendre en compte l'hétérogénéité et d'être performant même en présence de dépendance inter-individuelle. En effet, ce test comprend quatre tests de cointégration qui sont basés, non pas sur les résidus mais sur la dynamique structurelle des relations et qui, par conséquent, n'imposent aucune restriction sur les facteurs communs. Le test considère le modèle à correction d'erreur suivant :

$$\Delta Y_{it} = c_i + a_{0i}(y_{i,t-1} - b_i x_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{k_{1t}} a_{1ij}\, \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{-k_{2t}}^{k_{3t}} a_{2ij}\, \Delta x_{i,t-j} + u_{it} \qquad (1)$$

Les tests statistiques *Ga* et *Gt* testent $H_0: a_{0i} = 0$ pour tout i contre $H_1: a_{0i} < 0$ pour au moins un *i*. Les tests statistiques *Pa* et *Pt* combinent l'information de toutes les séries temporelles et testent $H_0: a_{0i} = 0$ pour tout i contre $H_1: a_{0i} < 0$ pour tout *i*. Le rejet de H_0 est donc considéré comme le rejet de non cointégration pour le panel tout entier. Lorsque les séries individuelles sont suspectées être corrélées, les valeurs critiques robustes peuvent être obtenues à partir du ≪bootstrapping≫. Les quatre tests sont normalement distribués et accommodent assez bien les dynamiques individuelles de courte période, les tendances, les paramètres spécifiques aux individus et les dépendances intra individus (Westerlund, 2007). Les deux premiers tests permettent de tester l'hypothèse nulle d'absence de cointégration contre l'hypothèse alternative selon laquelle le panel dans son ensemble est cointégré alors que les deux derniers tests testent l'alternative d'existence d'au moins un individu pour lequel les variables sont cointégrées.

2. Tests de racine unitaire en panel

Considérons la série Z suivante qui repose sur une représentation générale de type ADF :

$$\Delta Z_{it} = \alpha_i + \gamma_i Z_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{m} \partial_{ij} \Delta Z_{i,t-j} + \varepsilon_{it}\,; \quad i = 1, \ldots, N \; et \; t = 1, \ldots, T \qquad (2)$$

Avec Δ l'opérateur de différence première, α_i l'effet individuel, *m* le nombre de retard et ε_{it} le terme d'erreur normalement et identiquement distribuée. Le test de Maddala et Wu (1999) ne retient pas l'hypothèse alternative restrictive selon laquelle le coefficient autorégressif γ_i est le même pour tous les individus. Ces auteurs proposent un test non paramétrique de Fisher similaire au test d'Im-Pesaran-Shin (2003). Le test repose sur une combinaison des niveaux de significativité (i.e. des p-value) des *N* tests individuels de racine unitaire indépendants. La statistique MW se définit comme :

$$\lambda = -2\sum_{i=1}^{N} ln\pi_i \quad (3)$$

3. Tableaux complémentaires des estimations

Tableau A1 : Régression avec Emplois familiaux non rémunérés et indépendants des hommes

d.Taux de croissance du PIB par tête	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
Emplois familiaux non rémunérés et indépendants Homme	-0.2293	0.0701331	-3.27	0.001	-0.3667727	-0.0918561
Investissement	0.0479	0.0207536	2.31	0.021	0.0072424	0.088595
Valeur ajoutée (secteur primaire)	0.1181	0.0271393	4.35	0.000	0.0649933	0.1713773
Valeur ajoutée (secteur service)	0.0821	0.0236299	3.48	0.001	0.0358318	0.1284594
Credit à l'économie	-0.0345	0.0173072	-2.00	0.046	-0.0684796	-0.0006364
ECT	-0.9315	0.0668588	-13.93	0.000	-1.06259	-0.8005087

Source : Calculs de l'auteur

Tableau A2: Régression avec les emplois familiaux non rémunérés et indépendants des femmes

d.Taux de croissance du PIB par tête	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
Emplois familiaux non rémunérés et indépendants Femme	-0.2457	0.0861323	-2.85	0.004	-0.4146109	-0.0769787
Investissement	0.0723	0.020189	3.58	0.000	0.0327775	0.111917
Valeur ajoutée (secteur primaire)	0.1221	0.0272717	4.48	0.000	0.0687205	0.1756234
Valeur ajoutée (secteur service)	0.0925	0.0242258	3.82	0.000	0.0450664	0.1400298
Credit à l'économie	-0.0490	0.0176007	-2.79	0.005	-0.0835865	-0.0145932
ECT	-0.9761	0.1093432	-8.93	0.000	-1.190466	-0.7618482

Source : Calculs de l'auteur

Tableau A3: Régression avec les emplois familiaux non rémunérés et indépendants combiné des femmes et hommes

d.Taux de croissance du PIB par tête	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
Emplois familiaux non rémunérés et indépendants total	-0.28541	0.097148	-2.94	0.003	-0.4758255	-0.0950108
Investissement	0.052127	0.013962	3.73	0.000	0.0247625	0.0794931
Valeur ajoutée (secteur primaire)	0.086303	0.008833	9.77	0.000	0.06899	0.1036176
Valeur ajoutée (secteur service)	0.02193	0.008627	2.54	0.011	0.0050257	0.0388462
Credit à l'économie	-0.11456	0.008412	-13.62	0.000	-0.1310581	-0.09808
ECT	-0.88570	0.085074	-10.41	0.000	-1.052449	-.7189641

Source : Calculs de l'auteur