

ENSEA – CRDI : SERIE ARTICLE

« Tendances démographique, inégalité de genre et croissance économique »

1 | « Effect of Demographic Transition on Economic Growth: Does Economic Freedom Matter? Evidence from ECOWAS Countries »

Lewis Landry Gakpa^{1*} | Hugues Kouassi Kouadio¹

1 – « ENSEA-CEA »

Correspondence :

Auteur : Lewis GAKPA

Email : gakpalewis@ensea.ed.ci

ABSTRACT

Selon la littérature économique, pour qu'un pays bénéficie du dividende démographique, il faut d'abord qu'il opère une transition démographique, qui décrit le passage d'une population d'un stade de fécondité et de mortalité élevées à celui de fécondité et de mortalité faibles. Cette transition qui a pour conséquence une hausse temporaire de la part de la population en âge de travailler ouvre une fenêtre d'opportunité immense si des politiques adéquates sont implémentées. En effet, la littérature indique que les conditions locales peuvent limiter les effets attendus du changement de la structure par âge sur la croissance économique. Dans cette étude, nous nous sommes intéressés au rôle des institutions de liberté économique dans l'espace CEDEAO en analysant les conséquences de l'interaction entre les indicateurs de liberté économique et le taux de croissance de la part de la population en âge de travailler sur la croissance économique sur la période 1996-2018. Pour ce faire, l'étude utilise une technique robuste, à savoir la méthode Augmented Mean Group (AMG) qui tient compte aussi bien de la dépendance et de l'hétérogénéité des individus du panel. L'estimation a permis de relever que l'accroissement de la part de la population en âge de travailler n'exerce un effet positif sur la croissance économique que lorsque les pays disposent d'institutions de liberté économique de meilleure qualité. Cette contribution se fait à travers notamment l'amélioration des indicateurs de liberté d'investissement, de liberté financière et de l'intégrité du gouvernement. Ces résultats invitent les décideurs de la zone à améliorer particulièrement ces dimensions pour permettre à leurs économies de tirer profit du dividende de la transition démographique.

Références du financement

CRDI,

Centre de Recherches pour le Développement International,

Grant / Award Numbers : 108762

2 | Introduction

Le concept de transition démographique, qui décrit le passage d'une population d'un stade de fécondité et de mortalité élevées à celui de fécondité et de mortalité faibles (Wei et Hao, 2010), est perçu comme un déterminant fondamental pour le développement économique (Rizk, 2018 ; Cruz et Ahmed, 2018 ; Liu et Hu, 2013 ; Choudhry et Elhorst, 2010 ; Wei et Hao, 2010 ; de la Croix et al., 2009 ; Bloom, Canning et Sevilla, 2003). En effet, selon Bloom et al., (2007), au fur et à mesure que les pays passent d'un équilibre entre une fécondité et mortalité élevées à un équilibre entre une fécondité faible et mortalité faibles, la taille de la population en âge de travailler augmente mécaniquement¹, ce qui peut créer des cycles vertueux de croissance économique appelés communément dividende démographique. Ce changement de la structure par âge ouvre donc une fenêtre d'opportunité sans précédent, celle de catapulte vers l'avant les économies en développement à travers leur incidence sur la croissance des revenus et l'épargne (UNFP, 2014 ; Bloom et Canning, 1999 ; Bloom et al., 2003 ; Mason et Lee, 2006 ; Rizk, 2018).

A côté de ces travaux qui semblent unanimes sur l'effet immédiat et direct de l'augmentation de la part de la population en âge de travailler, d'autres sous-tendent que l'effet de l'accroissement de la part de population active dans un contexte de sous-développement ne portera ses fruits sur le plan économique, que si des opportunités d'emploi ou de création d'emploi existent dans le pays. En effet, si l'accroissement de la population en âge de travailler ne s'accompagne pas d'une augmentation des possibilités d'emploi, ils seront confrontés à des pénalités coûteuses, telles que la hausse du chômage et peut-être aussi des taux de criminalité et d'instabilité politique plus élevés (Bloom et al., 2007). Par conséquent, des politiques supplémentaires² qui pourraient affecter la participation au marché du travail pourraient être nécessaires afin de garantir des gains potentiels d'une augmentation de la part de la population en âge de travailler pour ces pays (Cruz et Ahmed, 2018). Dans ce sens, une littérature

¹ En effet, lors des premiers stades de la transition démographique, les taux de mortalité des enfants baissent, principalement sous l'effet d'interventions en faveur de l'approvisionnement en eau propre et de l'assainissement. L'effet immédiat de la réduction du nombre de décès chez les enfants est un accroissement de leur nombre dans la population. Lorsque le taux de survie des enfants augmente, les parents, plus confiants, décident généralement de réduire la taille de leur famille, ce qui se traduit par une réduction progressive des taux de fécondité, qui constitue l'étape suivante de la transition démographique. Après un certain temps, les enfants nés lors des premiers stades de la transition démographique atteignent l'âge de travailler, et l'augmentation de la part de la population active devrait se traduire par une augmentation de la production économique ou du revenu par habitant.

² Selon les travaux de l'UNFPA (2014), pour tirer parti du dividende démographique, il faut mettre en œuvre des politiques saines et favorables à la croissance dans les domaines de la santé, de l'éducation et de la gouvernance ou du cadre institutionnel afin de convertir les parts croissantes de la population jeune en individus économiquement productifs, d'accroître la productivité et l'épargne par travailleur.

particulièrement stimulante indique que l'amélioration de l'environnement des affaires s'avère nécessaire afin de renforcer la demande de main d'œuvre (Canning et coll., 2015). L'environnement institutionnel a donc un rôle à jouer dans la participation au marché du travail. En tant que règles du jeu, elles façonnent les comportements des agents économiques (North, 1990). Elles définissent le cadre d'incitation et de sanction de la société, fournissent des informations sur les actions encouragées et découragées ainsi que les avantages et ou coûts probables associées à de telles actions.

Les travaux de Rodrik (2005) et de la Banque Mondiale (1994), abordent dans le même sens, en stipulant que les politiques axées sur le marché peuvent être inadéquates sans une transformation institutionnelle profonde. Dans la même veine, on peut également évoquer ceux de Bloom et al., (2007), qui expliquent la différence des effets du dividende démographique, approximé par le taux de croissance de la population en âge de travailler, entre les pays africains et les autres pays en développement par la faiblesse de la qualité des institutions des premiers. En effet, les auteurs montrent que l'effet de la croissance de la population en âge de travailler sur la croissance économique est non significatif sans l'interaction entre les institutions³ et le taux de croissance de la population en âge de travailler dans la croissance économique. Ainsi, en l'absence d'un cadre institutionnel solide pour l'appuyer, le dividende démographique risque de ne pas se matérialiser pleinement.

La présente étude, s'inscrit dans cette logique, en tenant compte de l'effet de la liberté économique⁴, mesurée respectivement par la liberté du travail, la liberté d'investir, la liberté financière, la liberté de faire des affaires, l'intégrité du gouvernement et la liberté de faire des affaires, dans l'étude de la relation entre la transition démographique et la croissance économique. Nous nous intéressons particulièrement à ces dimensions institutionnelles au détriment d'autres aspects institutionnels, dans la mesure où ils sont considérés dans la littérature comme des facteurs qui pourraient affecter la participation au marché du travail, à travers la création de possibilités d'emploi et d'incitations à l'entrepreneuriat (Miller et al., 2020).

³ Le terme institutions faisant référence à l'Etat de droit, l'efficacité de la bureaucratie, la corruption, la liberté politique et le risque d'expropriation, l'ouverture (système politique, barrières commerciales, prime du marché noir), la liberté de la représentation politique et la liberté d'expression.

⁴ Des économies plus libres sont censées attirer davantage d'investissements (Gwartney et Lawson, 2004). Par conséquent, les pays en développement sont encouragés à s'efforcer de parvenir à une plus grande liberté économique.

Les raisons avancées étant, premièrement qu'un bon niveau de flexibilité sur le marché du travail s'avère crucial si un pays veut s'adapter à une population en âge de travailler en pleine expansion. De même, la capacité des individus à trouver des opportunités d'emploi et à travailler est un élément clé de la liberté économique.

Deuxièmement, un environnement d'investissement libre et ouvert devrait également offrir un maximum de possibilités et d'incitations à l'entrepreneuriat pour la création d'emplois pour cette population en âge de travailler, d'autant plus que l'un des problèmes majeurs auxquels est confronté les pays en développement et notamment les pays d'Afrique subsaharienne est l'existence d'un fort taux de chômage des jeunes⁵ et d'un faible taux d'activité de la population en âge de travailler (Anyanwu, 2014 ; Brixiová et al. 2015 ; AERC, 2014). Les avantages d'un tel environnement profiteraient non seulement aux entreprises individuelles mais aussi à la société dans son ensemble. Aussi, un cadre d'investissement efficace devrait aussi encourager l'innovation et la concurrence.

Troisièmement, un système financier formel accessible et fonctionnant efficacement devrait garantir la disponibilité de services diversifiés d'épargne, de crédit, de paiement et d'investissement aux particuliers et aux entreprises. En élargissant les possibilités de financement et en promouvant l'esprit d'entreprise, un environnement bancaire ouvert encourage la concurrence afin de fournir l'intermédiation financière la plus efficace entre les ménages et les entreprises ainsi qu'entre les investisseurs et les entrepreneurs. En effet, la liberté financière en permettant à certains individus pauvres d'accéder au crédit pourrait faciliter ou favoriser la création d'entreprises (Bianchi, 2010). Les travaux de l'OCDE (2011), Klapper et al. (2014) et Balamoune et al. (2011) s'inscrivent dans la même logique. Ils soulignent que l'accessibilité aux services financiers constitue un facteur majeur pour développer les activités entrepreneuriales et que l'absence de cette possibilité constitue le principal obstacle à la création de nouvelles entreprises dans les pays en développement.

Enfin, la corruption systémique des institutions gouvernementales par des pratiques telles que le népotisme, le détournement de fonds et le paiement de pots de

⁵ Selon les estimations d'un nouveau rapport de l'Organisation Internationale du travail, en 2018, le taux de chômage en Afrique subsaharienne devrait atteindre 7,2%, demeurant ainsi quasi inchangé. Le nombre de chômeurs devrait quant à lui augmenter d'un million de plus en raison des forts taux de croissance de la main-d'œuvre dans la région.

vin, reste également préoccupante car elle pourrait créer des difficultés et des incertitudes dans la création d'entreprises ou pour l'obtention et le maintien d'un emploi. En effet, ces pratiques pourraient éroder l'intégrité du gouvernement dans la mesure où elles permettent à certains individus ou à des groupes d'intérêts particuliers d'obtenir des avantages gouvernementaux au détriment d'autres, elles sont grossièrement incompatibles avec les principes de traitement juste et équitable qui sont les ingrédients essentiels d'une société économiquement libre (Miller et al., 2020).

Sur la base de tout ce qui précède, cette étude réexamine la relation entre la part de la population en âge de travailler (15-64 ans) et la croissance économique dans la zone CEDEAO⁶, en prenant en compte l'effet possible de la liberté économique, mesurée par les indicateurs de liberté du travail, liberté d'investissement, liberté financière, de l'intégrité du gouvernement et de la liberté de faire des affaires, considérés comme des composantes de la qualité institutionnelle.

La contribution de cette étude est triple. Premièrement, elle s'intéresse à l'espace CEDEAO. Le choix de cette zone est particulièrement intéressant à plusieurs égards. Tout d'abord, à l'instar des autres pays africains, les pays de l'espace CEDEAO ont fait leur entrée dans le processus de transition démographique (Nayihouba, 2015). L'analyse de la fécondité et de la mortalité⁷ dans l'espace CEDEAO montre une baisse considérable de la fécondité et du taux de mortalité infantile sur la période d'étude. En effet, sur la période 1996-2018, le taux de fécondité et le taux de mortalité sont passés respectivement de 6.15 naissances par femmes à 4.73 et de 100.18‰ à 52.90‰. De plus, la part de la population en âge de travailler (15-64 ans) de la CEDEAO a progressivement augmenté, passant de 51% en 1996 à 55% en 2018. Parallèlement, l'évolution des indicateurs de liberté économique montre que la plupart des pays de la CEDEAO⁸ ont obtenu de mauvais résultats au cours de la période 1996-2018. A titre d'illustration, l'évolution des scores des indicateurs de liberté du travail, liberté d'investissement, liberté financière et de l'intégrité du gouvernement sont passés entre 1996 et 2018, respectivement de 53 à 50.50 ; 51.1 à

⁶ La Communauté Economique des Etats de l'Afrique de l'Ouest CEDEAO est un espace regroupant 15 pays : le Bénin, le Burkina Faso, le Cap-Vert, la Côte d'Ivoire, la Gambie, le Ghana, la Guinée, la Guinée-Bissau, le Liberia, le Mali, le Niger, le Nigeria, le Sénégal, la Sierra Leone et le Togo.

⁷ Calcul des auteurs à partir des données la Banque Mondiale (*World Development Indicators*).

⁸ La Gambie et le Libéria ont été retirés de l'échantillon car d'une part, les données sur les institutions pour la Gambie ne sont pas disponibles et d'autre part, le Libéria ne dispose pas de séries longues sur la période.

59.1 ; 37.6 à 40.8 et de 26.9 à 31.5⁹. Les scores des indicateurs n'ont jamais excédé un score de 60 sur toute la période, ce qui révèle leur faiblesse. En effet, c'est à partir d'un score de 70 que ces différents indicateurs sont considérés comme de bonne qualité. Comparés aux pays de l'Asie du Sud-Est et de l'Est, les pays de la CEDEAO connaissent dans l'ensemble un retard sensible. Les pays asiatiques considérés comme les pays ayant connu une forte contribution de l'évolution de la part de la population en âge de travailler à la croissance économique (Bloom et Finlay, 2008), ont aussi enregistré des progrès remarquables en ce qui concerne l'amélioration des indicateurs de liberté économique sur la période¹⁰.

Deuxièmement, cette problématique n'a fait l'objet d'aucune recherche antérieure dans le cadre des pays de la CEDEAO. Les variables de liberté économique ont été en grande partie ignorées dans l'explication des résultats en termes de dividende démographique de cette région. Les quelques rares réflexions sur la relation entre transition démographique et croissance économique en Afrique ont soit porté sur des pays comme la Tunisie et l'Égypte¹¹, soit considéré les pays de l'Afrique subsaharienne dans leur ensemble sans en distinguer leur particularité. La présente étude comble cette lacune et enrichit la littérature empirique en examinant le cas des pays membres de la CEDEAO.

Troisièmement, l'étude introduit des innovations méthodologiques majeures. En effet, contrairement à la plupart des études antérieures¹², cette étude tient compte de l'hétérogénéité et de la dépendance entre les individus du panel, deux questions qui ont été largement ignorées. Ignorer ces aspects, pourrait conduire à des résultats biaisés (Pesaran, 2006, Bai et Kao, 2006, Kapetanios et al., 2011).

D'un point de vue de l'élaboration et la conduite des politiques économiques, l'évaluation du rôle des institutions dans la relation entre la transition démographique et la croissance économique permettrait de quantifier le risque que représente

⁹ Chacun des indicateurs de liberté est classé sur une échelle de 0 à 100, où 100 représente la liberté maximale. Les scores se mesure de façon croissante entre 0 et 100. Pour plus de détails sur la méthode de calcul des indicateurs, voir Miller et al., (2020).

¹⁰ A titre d'illustration, sur la même période, les indicateurs d'intégrité du gouvernement et de climat des affaires affichait en moyenne respectivement 70.4 et 82.7 (Nos calculs à partir des données de Heritage Foundation). Les données concernent six pays : Chine, Hong Kong, Corée du Sud, Singapour, Malaisie et Japon.

¹¹ Voir les travaux de Bloom et al., (1999) ; Bloom et al., (2007) ; Frini et Muller (2012) ; Wako (2012), Rizk (2018) et Bonuedi et al., (2019).

¹² En effet, ces études ont utilisé des techniques d'estimation de première génération (effets fixes, GMM, FMOLS ou DOLS) qui ne sont pas robustes en présence de dépendance interindividuelle et d'hétérogénéité des individus (Breitung, 2005 ; Grossman et Krueger, 1995).

l'existence d'institutions de mauvaise qualité quant à l'atteinte des objectifs en termes de dividende démographique. Les résultats de l'étude fourniraient ainsi une source d'informations documentée sur la pesanteur réelle que constitue l'environnement institutionnel dans les efforts de développement, et permettrait donc une meilleure prise en compte de ce paramètre dans la conception des stratégies pour profiter de la transition démographique à l'instar des pays de l'Asie de l'Est.

La suite de l'étude est organisée comme suit. La section 2 présente la méthodologie et les variables utilisées pour conduire l'étude. Dans la section 3, la méthode d'estimation suivie pour réaliser les estimations dans les conditions favorables à la fiabilité des résultats est décrite. Les résultats des estimations sont analysés dans la section 4. L'étude se termine par une conclusion qui fait ressortir les principaux résultats et les recommandations de politiques économiques.

3 | Méthodologie et données

L'approche méthodologique s'articule autour de la présentation successive de la spécification du modèle empirique, des données et de la technique d'estimation.

3.1 | Spécification du modèle empirique

Pour évaluer les effets des indicateurs de liberté économique dans la relation entre la transition démographique et la croissance économique dans les pays de la CEDEAO, nous partons des modèles spécifiés par Choudhry et Elhorst (2010), Liu et Hu (2013), Drummond, Thakoor et Yu (2014) et Rizk (2018), auxquels nous avons apporté quelques modifications afin de les adapter aux buts de notre étude. Notre spécification a pour point de départ le modèle empirique suivant :

$$y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 GSWAP_{i,t} + \alpha_2 EcoF_{i,t} + \alpha_3 X_t + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Où i représente le pays, t la dimension temporelle, y , le taux de croissance du PIB réel par tête. À l'instar de la plupart des études¹³ consacrées à la transition démographique, le taux de croissance de la part de la population en âge de travailler

¹³ Voir Bloom et al., (2000) ; Cai (2004) ; Lee et Skinner (1999) ; Wang et Mason (2005) ; Wei et Hao (2010) ; Drummond, Thakoor et Yu (2014).

(*GSWAP*) est utilisée comme proxy. *EcoF*, la variable captant les différentes dimensions de la liberté économique, à savoir la liberté du travail, la liberté d'investissement, la liberté financière, l'intégrité du gouvernement et la liberté de faire des affaires. X est un vecteur de variables de contrôle censé influencer sur la croissance économique. Il inclut quelques déterminants de la croissance couramment utilisés dans la littérature : le capital humain, un indicateur de développement financier, le degré d'ouverture de l'économie et le taux d'inflation. η_i , représente les effets spécifiques individuels, μ_t , l'effet spécifique temporel et ε , le terme d'erreur du modèle qui est indépendant et identiquement distribué.

Notons que l'équation (1) constitue la base de notre estimation. Rappelons également que l'hypothèse que nous voulons tester est de savoir si la relation transition démographique-croissance économique est conditionnée par l'environnement institutionnel des pays de la CEDEAO. A cette fin, nous supposons alors qu'il est probable que les variables de liberté économique influencent la croissance économique de manière multiplicative par leurs effets combinés sur la variable de transition démographique. La prise en compte de l'interaction entre les indicateurs de liberté économique et le proxy de la transition démographique nous permet d'obtenir la spécification suivante, découlant de l'équation (1). Le modèle à estimer est ainsi défini comme suit :

$$y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 GSWAP_{i,t} + \alpha_2 Ecof_{i,t} + \alpha_3 GSWAP * Ecof_{i,t} + \alpha_4 X_t + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

En supposant une interaction entre la variable de transition démographique et les différentes dimensions de liberté économique, nous dégageons un effet marginal se présentant comme suit :

$$\frac{\partial y}{\partial GSWAP} = \alpha_1 + \alpha_3 Ecof \quad (3)$$

Cette équation montre que l'effet marginal de la transition démographique sur la croissance économique dépend de la qualité des indicateurs de liberté économique. Ainsi, on s'attend à ce que les variables de liberté économique améliorent l'effet marginal de la transition démographique, ce qui devrait traduire un coefficient $\alpha_3 > 0$.

Dans ce cas, trois cas de figure peuvent se présenter, à savoir :

- Si α_1 et α_3 sont tous positifs (respectivement négatifs), cela implique que la transition démographique a un effet positif (respectivement négatif) sur la croissance économique, et que les variables de liberté économique affectent favorablement (respectivement aggravent) cet impact ;
- Si $\alpha_1 > 0$ et $\alpha_3 < 0$, alors, la transition démographique exerce un effet positif sur la croissance économique et que les variables de liberté économique influencent négativement cet impact positif ;
- Si $\alpha_1 < 0$ et $\alpha_3 > 0$, cela signifie que la transition démographique a un effet négatif sur la croissance économique et l'environnement institutionnel atténue cet impact négatif.

3.2 | Source des données

3.2.1 | La période d'étude et sources des données

Notre échantillon se compose des 13 pays de la CEDEAO et couvre la période 1996-2018. Le choix des pays et de la période est lié à la disponibilité des données sur les variables de liberté économique sur cette période. Les données sur la transition démographique sont construites à partir des données de *World development Indicators* de la Banque Mondiale. Les données sur les variables institutionnelles sont issues de la base de données de Heritage Foundation. Les autres variables de contrôle sont tirées de World Development Indicators de la Banque Mondiale.

3.3 | Méthode d'estimation

L'estimation du modèle obéit donc à la méthodologie suivante.

3.3.1 | Résumé des propriétés statistiques des variables

Le tableau 1 ci-après présente le résumé des statistiques des données du modèle.

Tableau 1 : Statistique descriptive des variables du modèle

Variabes	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
PIB/tête	2568,9	1383,503	931,536	6864,147

Swap	0,529	0,032	0,471	0,666
DSwap	0.00159	0.00232	-0.00311	0.01225
Ouv	62,257	21,745	20,722	121,841
Infl	6,609	8,849	-3,502	50,734
Credsp	15,410	12,536	0,402	65,741
Inv	20,595	9,181	-2,424	54,304
RN	10.228	7.0316	.3678	53.625
VA_Manuf	9,407	4,557	1,532	19,198
Lab_Freed	53,148	11,770	26,3	86,6
Inv_Freed	49,180	13,637	25	80
Fin_Freed	41,347	14,002	3	70
Integ_Gov	26,236	11,750	7	70
Bus_Freed	51,935	10,300	23,4	85
Econ_Freed^a	44,369	7,806	25,98	59,34

Source : Les auteurs à partir des données de Freedom House et de la Banque Mondiale (2019)

Note : ^a La variable de Liberté économique agrégée est obtenue en faisant la moyenne arithmétique des cinq variables de liberté économique.

Notre échantillon comporte 299 observations. La part de la population en âge de travailler affiche une valeur moyenne de 52,9% et un écart-type de 0,032. Sa valeur minimum concerne le Niger (47,18% en 2013) et sa valeur maximum de 66,61% se trouve au Cap-Vert en 2018. Concernant l'indicateur agrégé de liberté économique, il se situe en moyenne à 44,36 avec un écart type de 7,8. Sa valeur minimum de 25,98 concerne le Togo en 1998 alors que sa valeur maximum de 59,34 se rencontre au Cap-Vert en 2014.

Le tableau laisse également apparaître le faible niveau d'industrialisation des pays de la zone CEDEAO. En effet, la moyenne de la part de la valeur ajoutée manufacturière dans le PIB des économies de la zone affiche 9,40% et un écart type de 4,55. Sa valeur minimum de 1,53% concerne la Sierra Leone (en 2014) et sa valeur maximum de 19,19% se rencontre au Nigéria en 1997.

Comme le relève les statistiques descriptives du tableau, les pays de l'échantillon sont, en moyenne des économies à revenu faible et intermédiaire avec un revenu moyen par habitant de 2568,9 dollars. Il ressort également que la population économiquement active représente environ 52.9% de la population totale et que les indicateurs de la qualité de liberté économique sont généralement de mauvaise qualité.

Le tableau A-1 en annexe présente la matrice des coefficients de corrélation entre les différentes variables explicatives de l'étude. Comme on peut le constater, les résultats confirment d'une part un risque de multicolinéarité entre les différentes

variables de liberté économique et d'autre part, entre les différentes variables de contrôle. Par conséquent, en ce qui concerne les variables de liberté économique, elles seront introduites une à une dans les différentes estimations¹⁴ afin d'éviter d'éventuelles multicollinéarité¹⁵ entre ces variables. Pour le cas de variables de contrôle, lorsqu'il existe un risque de multicollinéarité entre une variable de contrôle et une variable d'intérêt (à savoir, un indicateur de liberté économique) dans les différentes spécifications, nous excluons cette variable de contrôle dans la spécification.

3.3.2 | L'analyse de la dépendance inter-individuelle

Une question importante à prendre en considération dans une analyse de données de panel est la vérification de la dépendance entre les individus du panel¹⁶. La vérification de la dépendance entre les individus dans les données de panel est très importante car elle oriente sur le choix de la technique d'estimation à implémenter. En effet, alors que les techniques économétriques de première génération peuvent donner des résultats biaisés parce qu'elles ignorent la dépendance entre les individus, les techniques de deuxième génération sont considérées comme appropriées pour tenir compte de la dépendance interindividuelle (Pesaran, 2004).

Afin de vérifier cette propriété dans notre échantillon, dans le cadre de cette étude, nous nous appuyons sur le test de dépendance interindividuelle développé par Breusch et Pagan (1980), au détriment de celui de Pesaran (2004), dans la mesure où notre panel présente une dimension individuelle inférieure ($N=13$) à sa dimension temporelle ($T=23$). En effet, ce test contrairement à celui de Breusch-Pagan est retenu lorsque la dimension individuelle est supérieure à la dimension temporelle du panel (De Hoyos et Sarafidis, 2006).

Les résultats présentés dans le tableau 2 (en annexe), montrent que le test de Breusch-Pagan rejette fermement l'hypothèse nulle d'indépendance des individus à 1% dans les différentes spécifications, faisant donc ressortir le caractère

¹⁴ Afin de remédier au problème de multicollinéarité, la seule stratégie vraiment efficace consiste, lors de la spécification du modèle, à éliminer les séries explicatives susceptibles de représenter les mêmes phénomènes et donc d'être corrélées entre elles, ceci afin d'éviter l'effet de masque (Bourbonnais, 2015, P.119).

¹⁵ La multicollinéarité engendre des problèmes numériques et statistiques qui se traduisent par des difficultés d'estimations potentiellement graves (Erkel-Rousse, 1995). Elle favorise une instabilité des coefficients estimés, une augmentation de la variance estimée de certains coefficients, (Bourbonnais, 2015).

¹⁶ L'expérience de Monte Carlo menée par Pesaran (2006) souligne l'importance de tester la dépendance inter-individuelle dans une étude de données de panel et illustre également les biais et les distorsions de taille substantiels lorsque cette dépendance est ignorée (Pesaran, 2006).

interdépendant des individus de notre panel. La dépendance entre les individus doit donc être prise en compte dans le choix des tests de racine unitaires.

3.3.3 | Tests sur l'homogénéité des pentes

Les méthodes d'estimation des données de panel standard imposent une homogénéité parfaite sur les coefficients entre les pays, supposant que les résultats pourraient être appliqués à tous les pays. Cette hypothèse d'homogénéité est susceptible d'être violée en raison des spécificités des pays (Breitung, 2005). Aussi, si les pentes sont hétérogènes entre les individus du panel, ces estimateurs traditionnels produiront des résultats incohérents et fallacieux (Pesaran et Smith 1995 ; Pesaran et al., 1999 ; Eberhardt et Bond, 2009). Ainsi, l'hypothèse d'homogénéité pour les pays d'Afrique subsaharienne en général et la région CEDEAO en particulier dans les analyses empiriques peut aboutir à des conclusions trompeuses en raison du fait que ces pays présentent un certain degré d'hétérogénéité en termes de structure de la population, de cadre institutionnel et de développement économique, bien qu'ils appartiennent à la même zone géographique. Dans ce contexte, il est peu probable que l'hypothèse selon laquelle les coefficients de pente sont homogènes se vérifie.

Dans cette étude, nous utilisons le *delta test* ($\tilde{\Delta} test$) et la version ajustée du *delta test* ($\tilde{\Delta}_{adj}$) développés par Pesaran and Yamagata (2008) pour vérifier cette propriété.

Les résultats des tests, présentés en annexe (Tableau 3), soutiennent l'hypothèse alternative selon laquelle il existe une hétérogénéité dans les pays de la CEDEAO. Cela signifie que des résultats inexacts seront obtenus si la contrainte d'homogénéité des pentes est imposée.

Par conséquent, il convient d'utiliser des méthodes d'estimation qui tiennent compte à la fois de l'hétérogénéité des pentes et de la dépendance entre les individus du panel.

3.3.4 | Tests de racine unitaire

Dans la mesure où nous avons mis en évidence la présence d'une dépendance interindividuelle et d'une hétérogénéité des individus de notre panel, nous utilisons un test de racine unitaire de seconde génération pour la détermination du degré d'intégration de nos séries en l'occurrence celui de Pesaran (2007) qui tient compte de ces deux propriétés. Ce test repose sur l'étude de la série brute x_{it} corrigée de la

moyenne individuelle de x_{it-1} et des différences premières Δx_{it-1} . Pesaran (2007) obtient alors un modèle CADF (Cross Sectionally Augmented Dickey-Fuller). Le modèle de base s'inspire du test de Im, Pesaran et Shin (2003) et s'écrit :

$$\Delta x_{it} = \alpha_i + \rho_i x_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

Où ε_{it} s'écrit $\varepsilon_{it} = \gamma_i \theta_t + \mu_{it}$. θ_t est un facteur commun et μ_{it} un bruit blanc. Le modèle CADF s'écrit alors, en l'absence d'autocorrélation des termes μ_{it} :

$$\Delta x_{it} = \alpha_i + \rho_i x_{it-1} + c_i \Delta \bar{x}_{i,t} + d_i \bar{x}_{i,t-1} + v_{it} \quad (13)$$

Où $\Delta \bar{x}_{i,t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Delta x_{i,t}$; $\bar{x}_{i,t-1} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_{i,t-1}$; v_{it} , le terme d'erreur.

La statistique de Pesaran (2007), CIPS (Cross Sectionally Augmented IPS) s'écrit alors :

$$CIPS = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CADF_i \quad (14)$$

Où $CADF_i$ indique la statistique $CADF$ dans l'équation 10.

Le tableau 4 rapporte les résultats du test de racine unitaire pour les différentes séries. Les résultats indiquent que l'hypothèse nulle de racine unitaire ne peut être rejetée pour toutes les variables. Cependant, lorsqu'elles sont appliquées aux premières différences des variables, l'hypothèse nulle de racine unitaire est clairement rejetée. Les résultats montrent que toutes les variables sont stationnaires en différence première. Ce qui suggère qu'il pourrait exister une relation de long terme entre les variables de l'étude.

Tableau 4. Résultats du test de racine unitaire de Pesaran (2007)

Variables	À niveau		Différence première	
	CADF test		CADF test	
	Z [t-bar]	P-value	Z [t-bar]	P-Value
LogPibôte	-1.666	0.650	-2.802	0.000
Swap	1.390	0.918	-3.128	0.001
Ouv	0.241	0.595	-10.274	0.000
Infl	0.109	0.543	-6.405	0.000

Credsp	-3.199	0.001	-2.903	0.002
Inv	-2.230	0.013	-5.012	0.000
Va_Manuf	-0.390	0.348	-4.744	0.000
RN	-2.298	0.025	-4.005	0.000
Lab_Freed	-1.714	0.043	-9.993	0.000
Inv_Freed	-0.075	0.470	-9.425	0.000
Fin_Freed	-1.805	0.036	-1.839	0.033
Bus_Freed	-0.562	0.287	-1.846	0.032
Integ_Gov	-1.797	0.036	-7.787	0.000

Source : Les auteurs à partir des données de Freedom House et de la Banque Mondiale

Note : Les valeurs entre parenthèses sont les p-values. * (**) (***) signifie le rejet de l'hypothèse de racine unitaire au seuil de 1%, 5% et 10%.

3.3.5 | L'analyse de la cointégration

Des techniques courantes, telles que celles de Pedroni (1999) et Kao (1999), sont souvent utilisées pour tester la cointégration dans les données de panel. Toutefois, en présence d'une dépendance interindividuelle, les tests de cointégration de première génération susmentionnés pourraient générer des résultats biaisés car ils reposent sur une hypothèse d'indépendance transversale (Westerlund, 2007). En tenant compte de la dépendance entre les individus du panel, Westerlund (2007) a proposé le test de cointégration basé sur le modèle de correction d'erreur suivant :

$$\Delta y_{i,t} = \sigma'_i d_t + \theta_i (y_{i,t-1} - \beta'_i x_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^k \phi_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^k \delta_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (15)$$

Où θ_i est le terme d'erreur pour le $i^{\text{ème}}$ individu.

L'hypothèse nulle du test de Westerlund (2007) suppose un terme de correction d'erreur nul (dans une spécification de correction d'erreur conditionnelle des données de panel) et n'indique aucune cointégration entre les variables. Westerlund (2007) a fourni quatre statistiques, à savoir G_τ , G_α , P_τ et P_α . Les statistiques G_τ et G_α permettent de détecter la cointégration dans une ou plusieurs unités transversales, tandis que les statistiques P_τ et P_α permettent de détecter la cointégration dans l'ensemble du panel. Leurs formules sont données comme suit :

$$G_\tau = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{\theta}_i}{SE(\hat{\theta}_i)} \quad (16)$$

$$G_\alpha = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{T\hat{\theta}_i}{1 - \sum_{j=1}^k \hat{\theta}_{ij}} \quad (17)$$

$$P_\tau = \frac{\hat{\theta}}{SE(\hat{\theta})} \quad (18)$$

$$P_\tau = T\hat{\theta} \quad (19)$$

Les résultats du test de cointégration de Westerlund consignés dans le tableau 5 en annexe, révèlent qu'à l'exception des statistiques G_α , toutes les autres statistiques rejettent l'hypothèse nulle de non-cointégration dans toutes les spécifications. A ce stade, nous pouvons conclure à l'existence d'une relation de long terme entre le taux de croissance de la part de la population en âge de travailler, les institutions de liberté économique et la croissance économique au niveau du panel. L'étape suivante consiste à estimer cette relation de long terme.

3.3.6 | Choix de la technique d'estimation

Afin d'estimer les paramètres de long terme dans les données de panel hétérogènes, Eberhardt et Bond (2009) et Eberhardt et Teal (2010) ont introduit l'estimateur AMG (Augmented Mean Group), qui tient compte à la fois de la dépendance interindividuelle et de l'hétérogénéité des pentes. Cette méthode permet également d'apporter des solutions aux problèmes de variables omises et d'endogénéité des régresseurs. Aussi, elle est efficace et sans biais, quelles que soient les dimensions individuelles et temporelles des données de panel (Bond et Eberhardt, 2013). L'estimateur AMG est donc considéré comme une technique d'estimation très robuste. Cet estimateur tient compte de la dépendance transversale en incluant un processus dynamique commun dans les régressions des pays. Il est basé sur une procédure en deux étapes.

$$\Delta y_{i,t} = \rho' \Delta X_{i,t} + \sum_{t=2}^T \theta_t \Delta D_t + \varepsilon_{i,t} \quad (15)$$

$$\Rightarrow \hat{\theta}_t = \hat{\mu}_t^\circ$$

$$y_{i,t} = \pi_i + \rho_i' X_{i,t} + \theta_i t + d_i \hat{\mu}_t^\circ + v_{i,t} \quad (16)$$

Où π_i est la constante et ε_{it} et ν_{it} sont respectivement les termes d'erreur de l'étape (1) et de l'étape (2). Δ représente l'opérateur de la différence première ; y_{it} et x_{it} représentent respectivement la variable dépendante et les variables indépendantes, ρ_i indique la pente de chaque unité ; D et θ sont respectivement des indicatrices temporelles et leurs coefficients. La première étape est réalisée par la régression groupée des MCO du modèle des différences premières dans l'équation (15), qui est augmentée avec les indicatrices temporelles de l'année ($T - 1$). Les coefficients sur les indicatrices temporelles (différenciées), renommées $\hat{\mu}_t^\circ$, représentent une moyenne transversale estimée de l'évolution des facteurs non observables dans le temps, appelés processus dynamique commun. Dans la seconde étape, cette variable a été incluse dans chacune des régressions standard des pays. L'estimateur Mean Group pour AMG en calculant la moyenne des pentes pour chaque individu est exprimé comme suit :

$$AMG = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\rho}_i \quad (17)$$

Où $\hat{\rho}_i$ sont les estimations de ρ_i dans l'équation 17.

4 | Résultats et discussion

Les résultats issus de la méthode AMG sont consignés dans le tableau 6 suivant.

Tableau 6: The effects of working age population and Economic Freedom on economic growth in Ecowas Countries

	AMG estimator					
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 6
Ouv	0.00112 (0.0005)***	0.0001 (0.0003)	0.0006 (0.0004)	0.0008 (0.0004)***	0.00023 (0.0043)	0.0007 (0.0003)*
Infl	0.0017 (0.001)***	0.0012 (0.0006)***	0.0009 (0.0004)**	0.0006 (0.0008)	.00041 (.00062)	0.0011 (0.0007)
Credsp	-0.0002 (0.002)	0.0003 (0.0011)	---	---	-0.00046 (0.00144)	0.0007 (0.0023)
Inv	---	---	0.0005 (0.0005)	0.0016 (0.0004)***	---	0.0007 (.00127)
RN	0.00079 (.0177)	0.0005 (0.0015)	0.0003 (0.0008)	0.0013 (0.001)	-.000314 (.00189)	0.0016 (0.0021)
Va_Manuf	0.0084 (0.0045)***	0.0017 (0.0036)	-0.001 (0.0019)	-0.0001 (0.0052)	.00523 (.00605)	0.00576 (0.0078)
GSwap	-9.112 (4.8738)***	-5.8676 (3.8149)	-2.5005 (3.4799)	-3.4128 (3.748)	-0.76337 (3.548)	-8.518 (3.835)**

Econ_freed	0.00285 (0.0015)***	---	---	---	---	---
GSwap*Econ_freed	0.00408 (0.0019)**	---	---	---	---	---
Inv_Freed	---	0.0003 (0.0001) *	---	---	---	---
GSwap*Inv_Freed	---	0.0022 (0.0011) **	---	---	---	---
Labor_Freed	---	---	0.0004 (0.0013)	---	---	---
GSwap*Labor_Freed	---	---	0.0003 (0.0023)	---	---	---
Fin_Freed	---	---	---	0.0007 (0.0003)**	---	---
GSwap*Fin_Freed	---	---	---	0.0018 (0.0007)**	---	---
Bus_Freed	---	---	---	---	0.0005 (0.0006)	---
GSwap*Bus_Freed	---	---	---	---	0.0015 (0.0007)**	---
Integ_G	---	---	---	---	---	0.0351 (0.0169)**
GSwap*Integ_G	---	---	---	---	---	0.0693 (0.0305)**
Constante	-0.1778 (0.0553)	-0.0096 (0.0522)	-0.0238 (0.0884)	-0.0583 (0.0552)	-0.0491 (0.0798)	-0.0618 (0.0945)

Notes: The dependent variable is economic growth, measured as the difference of the log of real GDP per capita. GSWAP denotes Growth in share of working age population. Robust standard errors are reported in parentheses. *p < 0.01; ** p < 0.05; *** p < 0.1.

A l'examen des résultats des différents modèles, nous observons que les coefficients du taux de croissance de la part de la population en âge de travailler pris isolément sont négatifs et en général tous non-significatifs. Ces résultats qui rejoignent ceux de Nayihouba (2015) et Bonuedi et al. (2019) suggèrent que les dynamiques de la structure de la population que connaissent les pays africains en général et ceux de la CEDEAO en particulier au cours de ces dernières années, dans le cadre de leur engagement dans la transition démographique n'ont pas encore suffi pour influencer la croissance économique. De tels résultats pourraient s'expliquer par le fait que ces pays étant dans leur grande majorité au stade de commencement de la transition démographique comparés aux pays d'Asie du Sud-Est, par exemple¹⁷. Aussi, le signe négatif de l'indicateur conforte notre intuition de base, à savoir que sans politiques adéquates afin de rendre cette population économiquement productive,

¹⁷ D'ailleurs, les données montrent que la part de la population en âge de travailler dans l'espace CEDEAO sur la période d'étude reste toujours faible par rapport aux autres pays d'Asie de l'Est (53% contre 70%).

l'accroissement de la population en âge de travailler pourrait constituer un fardeau qui grève les économies nationales et même comme un facteur de déstabilisation pour les pays.

En ce qui concerne les indicateurs de liberté économique, à savoir, la liberté d'investissement, la liberté du marché du travail, la liberté financière, la liberté de faire des affaires, l'intégrité du gouvernement et l'indicateur agrégé de liberté économique, ils ont le signe attendu, c'est-à-dire positif et sont pour la plupart significatifs. Ces résultats montrent à suffisance que l'amélioration des institutions de liberté économique est primordiale pour la croissance et le développement économique dans le contexte dans les pays de la CEDEAO. Un tel résultat concorde avec ceux obtenus par Ajide et Raheem (2016), Anyanwu, (2014) et Bonuedi et al., (2018) dans les pays africains.

Par ailleurs, afin de tester si les effets de la croissance de la part de la population en âge de travailler sont conditionnés par la qualité des institutions de liberté économique, nous avons introduit dans les différentes spécifications des termes croisés entre le taux de croissance de la part de la population en âge de travailler et les différents indicateurs de liberté économique ($GSWAP * EcoF$). Des estimations effectuées, il ressort que le coefficient associé au terme interactif entre le taux de croissance de la part de la population en âge de travailler et l'indicateur global de liberté économique, est de signe positif et statistiquement significatif au seuil de 5%. Ce résultat important qui rejoint ceux de Bloom et al. (2007) et Bonuedi et al. (2019), démontre que l'amélioration de la liberté économique constitue une condition importante afin que les pays de la zone puissent tirer parti de la croissance de la population en âge de travailler. Il s'agit d'un résultat important car il implique que pour que les pays de la zone CEDEAO puissent profiter de l'opportunité que représente le dividende démographique, il devrait accorder une attention particulière à la qualité de leur cadre institutionnel en général et en particulier, à la liberté économique qui se révèle être un canal important de transmission de l'accroissement de la population en âge de travailler à la croissance économique. Sur la base de ce résultat, il ressort que la transition démographique ne saurait garantir à elle seule le dividende démographique sans l'existence d'un cadre institutionnel de meilleure qualité. En effet, un environnement politique et économique libre et transparent est nécessaires pour que les individus en âge de travailler soient productifs. Nos résultats montrent ainsi que la transition démographique a un effet sur la croissance économique, mais

seulement lorsqu'elle est associée à la qualité des institutions, capté dans le cadre de cette étude par la liberté économique.

Ce résultat met en exergue l'importance de la complémentarité entre la liberté économique et la croissance de la part de la population en âge de travailler dans la croissance économique dans l'espace CEDEAO. Il accentue donc le fait que la population économiquement active de la CEDEAO qui est en pleine expansion, ne deviendra une force productive massive que si les institutions adéquates sont en place pour inciter les ménages et le secteur privé à innover, à investir dans le capital humain et physique et à s'engager avec succès dans des activités entrepreneuriales propices à la croissance activités (Bonuedi et al., 2019).

En examinant les différentes dimensions de la liberté économique, les résultats montrent que les aspects particuliers des institutions de liberté économique qui permettent de récolter les dividendes démographiques sont la liberté d'investissement, la liberté financière et l'intégrité du gouvernement. En ce sens que les coefficients de ces indicateurs de liberté économique pris indépendamment et conjointement, exercent des effets positifs et statistiquement significatifs sur la croissance économique. Ce qui signifie qu'une amélioration suivant ces dimensions de liberté économique permettra aux pays de bénéficier du dividende démographique.

Concernant les variables de contrôle, nous observons que le coefficient du degré d'ouverture commerciale est positif et statistiquement significatif dans les spécifications 5 & 6. Ce résultat positif implique que l'ouverture commerciale favorise la croissance économique dans la zone CEDEAO. Ce résultat rejoint les conclusions d'Omri et Kahouli (2014) et Sakyi et al. (2014). Selon Ondo (2013), l'insertion des économies africaines au marché mondial est porteuse de nombreuses opportunités en termes de diversification des débouchés et d'expansion des marchés. En outre, les matières premières qui comptent l'essentiel des marchandises exportées boostent la croissance économique dans des pays qui sont riches en ressources naturelles à l'instar de ceux de la CEDEAO.

La stabilité macroéconomique est captée dans l'étude par le taux d'inflation. Une inflation faible est un signe de la stabilité macroéconomique ; un signe négatif du coefficient était donc attendu dans la mesure où un environnement macroéconomique stable caractérisé par une faible inflation devrait être favorable à la croissance économique. Nos estimations montrent un résultat plutôt paradoxal. En effet, il ressort des estimations des spécifications 2 & 3 qu'un accroissement d'un point du taux

d'inflation entraîne une augmentation de la croissance économique de l'ordre de 0.0012 & 0.0009 points respectivement. Un tel résultat pourrait constituer une bonne nouvelle pour les pays de la zone. En effet, si ces derniers anticipent l'inflation (comme le stipule l'hypothèse de Tobin-Mundell¹⁸), elle serait bénéfique pour la croissance économique.

Les résultats montrent également les investissements domestiques agissent positivement sur la croissance économique. Ce résultat rejoint ceux de Renelt et Levine (1992). En effet, dans leur étude, en considérant plus de 50 régresseurs, ils aboutissent à la conclusion selon laquelle seul le taux d'investissement apparaît comme le régresseur ayant un effet robuste sur la croissance. Ce résultat confirme également le résultat obtenu en Afrique subsaharienne par Ondoa (2013) ; dans l'UEMOA par Tarno (2012) et en Côte d'Ivoire par Bamba (2004).

En ce qui concerne les autres variables de contrôle, les résultats ne trouvent pas d'associations statistiquement significatives entre elles et la croissance économique dans le contexte de la CEDEAO.

5 | Conclusion

Dans cet article, nous tentons d'analyser les effets possibles de l'interaction entre les indicateurs de liberté économique et le taux de croissance de la part de la population en âge de travailler sur la croissance économique dans l'espace CEDEAO sur la période 1996-2018. Les données de cette étude proviennent principalement de la base des indicateurs de développement de la Banque Mondiale et de la base de données de Heritage Foundation (2019). L'investigation empirique a été faite en mobilisant une technique d'estimation robuste qui tient compte aussi bien de la dépendance interindividuelle et de l'hétérogénéité des pentes entre les individus qui sont particulièrement importants. Plus précisément, nous avons utilisé l'estimateur AMG suggéré par Eberhardt et Bond (2009).

Les résultats de l'étude révèlent que la transition démographique qui décrit le passage d'une population d'un stade de fécondité et de mortalité élevées à celui de fécondité et de mortalité faibles, ne saurait garantir à elle seule le dividende démographique sans l'existence d'un cadre institutionnel de meilleure qualité. En effet,

¹⁸ Selon l'hypothèse de Tobin-Mundell, une inflation anticipée conduit à un taux d'intérêt réel faible et crée des ajustements sur l'équilibre monétaire et l'investissement. Donc, une inflation anticipée augmente l'investissement et, par-là, la croissance économique.

les résultats révèlent que la transition démographique affecte la croissance économique mais seulement lorsqu'elle est couplée avec les indicateurs de liberté économique. Par conséquent l'effet positif de la croissance de la part de la population en âge de travailler dépend fortement de la qualité de la liberté économique. Il ressort également de l'analyse que de la liberté d'investissement, la liberté financière et l'intégrité du gouvernement représentent les dimensions de liberté économique les plus importantes afin de tirer parti de ce changement de la structure par âge.

Au regard de ces résultats, un certain nombre d'implications en termes de politiques peuvent être formulées. Il importe d'abord de convenir que la liberté économique ne doit pas être négligée si les décideurs politiques de la zone veulent bénéficier du dividende démographique, c'est-à-dire du potentiel de croissance économique susceptible de résulter de changements de la structure par âge de la population, car en l'absence d'un cadre économique et politique libre pour l'appuyer, le dividende démographique risque de ne pas se matérialiser pleinement selon résultats de l'étude. Pour cela, les autorités politiques doivent veiller à la qualité des institutions liberté économique afin de tirer profit de la croissance de la part de la population en âge de travailler. Cela pourrait passer comme l'attestent les résultats de notre étude par l'amélioration des indicateurs de liberté d'investissement, liberté financière et d'intégrité du gouvernement qui se présentent comme les dimensions de liberté économique les plus pertinentes. Ces actions sont particulièrement importantes pour la zone, dans la mesure où des institutions internationales telles que l'UNFPA (2014), affirment que si les pays d'Afrique subsaharienne adoptent des politiques qui accroissent les opportunités offertes aux jeunes, leur dividende démographique global pourrait être d'au moins 500 milliards de dollars par an, sur une période qui pourrait atteindre 30 ans.

Bibliographie

Adusei, M. (2016), "Does Entrepreneurship Promote Economic Growth in Africa?", *African Development Review*, Vol. 28, No. 2, 201–214

African Economic Research Consortium (AERC, 2014). "Youth Employment: Opportunities and Challenges", 40th Plenary Session of the AERC's Biannual Research Workshop, Lusaka, Zambia (November 30th).

Anyanwu, J. C. (2014a). Does Intra-African Trade Reduce Youth Unemployment in Africa? *African Development Review*, Vol. 26, No. 2, 2014, 286–309.

Anyanwu, J C, (2014b), "Factors Affecting Economic Growth in Africa: Are There any Lessons from China?", *African Development Review*, Vol. 26, No. 3, 468–493

Bai, J., et Kao, C., (2006), "On the Estimation and Inference of a Panel Cointegration Model with Cross-sectional Dependence," *Contributions to Economic Analysis*, 274, 3-30.

Bali moune-Lutz, M. Brixiová, Z. et Ndikumana, L., (2011), Credit constraints and productive entrepreneurship in Africa, International Centre for Economic Research, Working Paper No. 23/2011.

Bloom D.E., Jocelyn E. Finlay J.E. (2008), « Demographic Change and Economic Growth in Asia », PGDA Working Paper No. 41, September 2008.

Bloom, D. E., D. Canning, G. Fink and J. E. Finlay (2007), 'Realizing the Demographic Dividend: Is Africa any Different?', PGDA Working Paper No. 2307, Program on the Global Demography of Aging, Harvard University, Cambridge, MA

Bloom, D. E., D. Canning and Sevilla, J. (2003), *The Demographic Dividend: A New Perspective on the Economic Consequences of Population Change*, RAND Corporation.

Bloom D. E., Canning D. et Malaney P. (1999), « Demographic change and Economic Growth in Asia », CID Working Paper N° 15.

Bonuedi, I., K. Kamasa et Boateng, E., (2019). The Growth Effects of the Bulging Economically Active Population in Sub-Saharan Africa: Do Institutions Matter? *African Development Review*, Vol. 31, No. 1, 2019, 71-86.

Breitung, J., 2005. A parametric approach to the estimation of cointegration vectors in panel data. *Econometric Reviews*. 24, 151-173.

Brixiová, Z., Ncube, N., et Bicaba, Z., (2015). "Skills and Youth Entrepreneurship in Africa: Analysis with Evidence from Swaziland", *World Development*, Vol. 67C, pp. 11-26.

Canning, D., S. Raja and A. S. Yazbeck (2014), *Africa's Demographic Transition: Dividend or Disaster?* The World Bank Group, Washington, DC.

Choudhry, M. T., et Elhorst, J. P., (2010). Demographic transition and economic growth in China, India and Pakistan. *Economic Systems* 34, 218–236

Cruz, M., et Ahmed, A., (2018), On the impact of demographic change on economic growth and poverty. *World Development*, 105, 95-106.

CNUCED. (2011). Promouvoir le développement industriel en Afrique dans le nouvel environnement mondial. New York et Genève : Nations Unies.

de la Croix, D., T. Lindh, et Malmberg, B. (2009). "Demographic Change and Economic Growth in Sweden: 1750–2050" *Journal of Macroeconomics* 31, 132-148.

Drummond, P., V. Thakoor, and S. Yu (2014), "Africa Rising: Harnessing the Demographic Dividend", IMF Working Paper No. WP/14/143, Washington DC.

Eberhardt, Markus and Francis Teal (2011) "Econometrics for Grumblers: A New Look at the Literature on Cross-Country Growth Empirics", *Journal of Economic Surveys*, Vol.25(1), pp.109-155.

Eberhardt, Markus and Francis Teal (2010) "Productivity Analysis in Global Manufacturing Production", *Economics Series Working Papers* 515, University of Oxford, Department of Economics.

Frini, O., et Muller, C. (2012). "Demographic Transition, Education and Economic Growth in Tunisia." *Economic Systems* 36 (3), 351–371.

Grossman, G.M., Krueger, A.B., (1995). Economic growth and the environment. *The Quarterly Journal of Economics*. 110, 353-377.

Gwartney J., Randall, G. H. and Robert, L. (2004): "Economic Freedom, Institutional quality and Cross-country differences in income and growth", *Cato Journal*, 24(3), 205-233.

Kapetanios, G., Pesaran, M.H., Yamagata, T., (2011). Panels with non-stationary multifactor error structures. *Journal of Econometrics* 160, 326-348.

Lee, R., & Mason, A. (2006). What is the demographic dividend? *Finance and Development*, 43(3).

Lee, R., A. Mason and T. Miller (2000). "Life Cycle Saving and Demographic Transition: The Case of Taiwan." *Population and Development Review* 26(supp.): 194-219.

Liu, S., et Hu, A., (2013). "Demographic Change and Economic Growth: Theory and Evidence from China." *Economic Modelling* 35, 71–77.

Lo, S. B. et Ramde, F., (2019). Développement financier et transformation structurelle des pays africains de la zone Franc : une approche panel-VAR. *Revue Interventions économiques*, *Papers in Political Economy*, 69.

Miller, T., A. B. Kim, Roberts, J. M. (2020). *Index of Economic Freedom*, The Heritage Foundation.

Mohsin, H.A., (2002). The impact of the age structure of population on the household saving rate in Pakistan: a cointegration approach. *Saving and Development* 26, 288-299.

Nayihouba, A., (2015). Dividende démographique et croissance économique : quelles perspectives pour l'Afrique ? STATECO N°109.

Omri, A., et Kahouli, B., (2014) "The nexus among foreign investment, domestic capital and economic growth: empirical evidence from the MENA region", *Research in Economics*, Vol. 68, pp. 257–263

Pesaran, M. H. (2006). Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure. *Econometrica*, 74(4), 967-1012.

Rizk, R. (2018). Does demographic transition matter for economic growth? Evidence from Egypt, *The Journal of North African Studies*, DOI: 10.1080/13629387.2018.1480944.

Rodrik, D. (2005), 'Growth Strategies', in P. Aghion and S. N. Durlauf (eds), *Handbook of Economic Growth*, Elsevier B.V., Amsterdam, Chapter 14.

Rousseau, P. L. et Wachtel (2011), Factors Affecting Economic Growth in Africa: Are There any Lessons from China? *African Development Review*, Vol. 26, No. 3, 2014, 468–493

Sakyi, D., Villaverde, J., Maza, A., (2014) "Trade openness, income levels, and economic growth: The case of developing countries, 1970–2009" *The Journal of International Trade and Economic Development*, 23 (8): 1 - 23.

UNIDO. (2013). *Industrial development report 2013. Sustaining employment growth: the role of manufacturing and structural change*, Vienna: UNIDO

UNFPA (2014), *The 2014 State of the World Population Report: The Power of 1.8 Billion: Adolescents, Youth and the Transformation of the Future*, United Nations Population Fund, New York.

Wako, H. A. (2012). Demographic changes and economic development: Application of the vector error correction model (VECM) to the case of Ethiopia. *Journal of Economics and International Finance*, 4 (10), 236-251.

Wei, Z., Hao, R. (2010). Demographic structure and economic growth: evidence from China. *Journal of Comparative Economics* 38, 472–491.

World Bank (1994), *Adjustment in Africa: Reforms, Results, and the Road Ahead*.
Oxford University Press.

Annexes

Tableau A-1-Matrice de corrélation entre les variables du modèle

	DlogPibtête	Dswap	Econ_Freed	Labor_Freed	Inv_Freed	Fin_Freed	Integ_Gov	Bus_Freed	Ouv	Infl	Credsp	Va_Manuf	RN	Inv
DlogPibtête	1													
Dswap	0.1425*	1												
Econ_Freed	0.1581	0.2150*	1											
Labor_Freed	0.0284	-0.1140	0.3742*	1										
Inv_Freed	0.1719*	0.2416*	0.6867*	-0.0196	1									
Fin_Freed	0.0574	0.0023	0.7554*	0.2074*	0.2859*	1								
Integ_Gov	0.1101	0.3006*	0.6625*	-0.0658	0.4038*	0.4552*	1							
Bus_Freed	0.1379*	0.2901*	0.6698*	0.0944	0.4513*	0.3680*	0.2915*	1						
Ouv	0.1444*	0.5426*	0.2253*	-0.0507	0.1064	0.1648*	0.3587*	0.1374*	1					
Infl	0.0319	-0.0946	0.0646	0.2837*	-0.157*	0.0805	0.0109	0.0315	-0.024	1				
Credsp	0.1208*	0.5787*	0.3881*	-0.0789	0.3647*	0.5976*	0.2435*	0.4961*	0.5668*	-0.324*	1			
Va_Manuf	-0.0371	-0.051	0.1275*	0.0815	0.0329	0.1362*	0.1707*	-0.0336	-0.066	-0.166*	-0.0626	1		
RN	0.0114	-0.2134*	-0.3376*	0.1451*	-0.2992*	-0.3401*	-0.2391*	-0.3136*	0.0041	0.3492*	-0.353*	-0.2409*	1	
Inv	0.2900*	0.5445*	0.3932*	0.1085	0.4366*	0.0395	0.4053	0.2720*	0.4465*	0.0018	0.5697*	-0.0045	-0.183*	1

Source : Estimation de l'auteur sous stata 14.0

Note : * désignent des coefficients de corrélation significatifs au seuil de 5%.

Tableau A-2 : Résultats des tests de dépendance inter-individuelle

Tests Statistiques	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5		Modèle 6	
	Ecof=Econ_freed		Ecof= Lab_Freed		Ecof=Inv_Freed		Ecof= Fin_Freed		Ecof= Integ_Gov		Ecof= Bus_Freed	
	Statistic	P-value	Statistic	P-value	Statistic	P-value	Statistic	P-value	Statistic	P-value	Statistics	P-value
LM (Breusch-Pagan,1980)	113*	0.0059	116.1*	0.0034	116.4*	0.0032	129.8*	0.0002	98.77**	0.05	114.9*	0.0042

Source : Les auteurs à partir des données de Freedom House et de la Banque Mondiale

Note : *, indiquent le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 1%.

Tableau A-3 : Résultats des tests d'homogénéité

Tests Statistiques	Modèle 1 Ecof=Econ_freed		Modèle 2 Ecof=Lab_Freed		Modèle 3 Ecof=Inv_Freed		Modèle 4 Ecof= Fin_Freed		Modèle 5 Ecof= Integ_Gov		Modèle 6 Ecof= Bus_Freed	
	Statistics	P-value	Statistics	P-value	Statistics	P-value	Statistics	P-value	Statistics	P-value	Statistics	P-value
Delta ($\tilde{\Delta}$)	3.082*	0.002	2.327**	0.020	2.470**	0.014	2.846*	0.004	3.037*	0.002	2.125**	0.034
Delta adjusted ($\tilde{\Delta} adj$)	4.571*	0.000	3.451*	0.001	3.663*	0.000	4.222*	0.000	4.505*	0.000	3.151*	0.002

Source : Les auteurs à partir des données de Freedom House et de la Banque Mondiale

Note : *, ** indiquent le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 1% et 5%, respectivement.

Tableau A-4. Résultats du test de cointégration de Westerlund

Stat.	Lab_Freed		Inv_Freed		Bus_Freed		Fin_Freed		Integ_Gov		Econ_Freed	
	Value	Z-Value	Value	Z-Value	Value	Z-Value	Value	Z-Value	Value	Z-Value	Value	Z-Value
G_{τ}	-4.144	-7.310*	-4.011	-6.800*	-4.038	-6.904*	-3.669	-5.493*	-3.859	-6.218*	-3.933	-6.503*
G_{α}	-13.411	-1.253	-14.356	-1.737**	-12.43	-0.751	-11.883	-0.470	-12.75	-0.914	-12.878	-0.980
P_{τ}	-16.452	-9.016*	-17.547	-10.051*	-15.07	-7.713*	-14.230	-6.913*	-15.321	-7.945*	-15.647	-8.253*
P_{α}	-13.398	-3.265*	-15.762	-4.565*	-12.99	-3.041*	12.563	-2.806*	-13.451	-3.294*	-13.713	-3.438*

Notes. *(**) indique respectivement que les valeurs des probabilités sont inférieures au niveau de 1% et 5%.