
ENSEA – CRDI : SERIE ARTICLE

« Tendances démographique, inégalité de genre et croissance économique »

« Environnement institutionnel et inégalités du genre dans les pays de la CEDEAO : Une évidence empirique »

Lewis Landry Gakpa^{1*} | Hugues Kouadio¹

1 – « ENSEA »

Correspondence :

Auteur : Lewis GAKPA

Email : gakpalewis@ensea.ed.ci

Références du financement

CRDI,

Centre de Recherches pour le Développement International,
Grant / Award Numbers : 108762

ABSTRACT

La présente étude analyse empiriquement l'influence des facteurs institutionnels sur les inégalités du genre dans l'espace CEDEAO. En utilisant des données de la Banque mondiale (2019) et du PNUD (2019) sur la période 2000-2018, nous montrons à partir de la méthode Augmented Mean Group (AMG) que l'amélioration de la qualité des institutions et plus précisément celle de la gouvernance économique, gouvernance politique et gouvernance institutionnelle est associée à une réduction des inégalités du genre dans la CEDEAO et que les pays dotés d'institutions de meilleure qualité sont les plus à même de réduire de façon considérable les inégalités des sexes que ceux dotés d'institutions de faible qualité. La principale recommandation de politique économique qui émerge de ces résultats est que les décideurs politiques de la zone devraient initier des réformes selon ces différentes dimensions institutionnelles afin de tirer profit du dividende de l'égalité des sexes pour accélérer la croissance économique et le développement durable en zone CEDEAO. Sans un cadre institutionnel de meilleure qualité, les pays de la zone peineront à relever le défi de la réduction des inégalités des sexes et de l'autonomisation des femmes.

KEYWORDS

Qualité des institutions ; inégalités du genre ; CEDEAO

CODE JEL : E02 ; J16

1 | Introduction

Au cours des dernières décennies, la lutte contre les inégalités du genre est devenue une question de plus en plus préoccupante aussi bien pour les décideurs politiques, les chercheurs, les institutions multilatérales que les acteurs non étatiques, tant au niveau national que mondial. En effet, les Objectifs du Développement durable (ODD), adoptés par tous les pays membres des Nations Unies en 2015, visent dans son objectif 5 à parvenir à l'égalité des sexes et l'autonomisation des femmes et des filles à l'horizon 2030. La raison sous-jacente est que de fortes inégalités entre les sexes ont des impacts néfastes sur le revenu par habitant ainsi que sur ses nombreux avantages connexes en termes de développement ou de qualité de vie (Klasen et Lamanna, 2009, Duflo, 2012 ; Bandiera et Natraj, 2013 ; Baliamoune-Lutz et McGillivray, 2015). Aussi, selon ONU Femmes (2014), pour créer un monde juste et durable et pour renforcer le rôle des femmes dans le maintien de leur famille et de leur communauté, la réalisation de l'égalité des sexes est primordiale. Certains travaux vont même plus loin en affirmant que le développement durable est impossible sans l'autonomisation des femmes et l'égalité des sexes (Morito et Zaelke, 2005). Par conséquent, l'égalité des sexes est à la fois une question de droits de l'homme et une condition préalable et un indicateur du développement durable (Alvarez et Lopez, 2013). De ce fait, l'examen des questions d'inégalités du genre s'avère important, car sans mesures sérieuses pour y remédier, l'atteinte du développement durable peut être compromise (Stevens, 2010).

Au regard du rôle crucial que pourrait jouer l'autonomisation des femmes et l'égalité des sexes dans le développement économique, la littérature (théorique et empirique) a consacré ces dernières années, une bonne partie de l'attention sur l'identification et l'analyse des déterminants des inégalités du genre. Ainsi, parmi les nombreux facteurs¹ identifiés dans la littérature, figure en bonne place la qualité des institutions. En effet, la qualité de la gouvernance, largement reconnue comme une condition préalable et un moteur du développement économique et social

¹ Entre autres, nous pouvons citer les travaux de Braunstein (2000), Blecker et Seguino (2002), Busse et Spielmann (2006) et Juhn et al. (2013), Shahbaz et al., (2019) qui mettent en avant le rôle de l'ouverture commerciale dans la réduction des inégalités du genre ; Grebmer et al. (2009), Claessens et Feijen, (2006) quant à eux mettent en exergue le rôle du développement financier comme moteur de l'égalité des sexes ; les études de Aguayo-Tellez (2011), Shahbaz et al., (2019) montrent que les investissements directs étrangers réduisent les inégalités du genre ; Pour Thorbecke (1999), Carpenter et Rodgers (2004), Rodgers (2008), le ciblage de l'inflation ou de façon générale une politique désinflationniste limite les possibilités d'emploi des femmes ; les travaux de Naeem et Haider (2006), Shahbaz et al., (2019) révèlent que la croissance économique génère plus d'opportunités d'emploi pour les femmes que pour les hommes et est donc bénéfique pour la réduction des inégalités entre les sexes ; Pour Kemal (1994), d'autres facteurs, comme le déficit fiscal, la limitation du taux de salaire et le ratio élevé des impôts indirects dans les recettes fiscales impactent les inégalités du genre. Sous l'angle microéconomique, certaines études mettent en avant le rôle des facteurs socio-démographiques, la culture et la religion dans l'explication des inégalités du genre (Solar et Irwin, 2010, Cooray et Potrafke, 2011).

(Acemoglu et Robinson, 2013, North, 1990), affecte d'autres dimensions du développement², telles que l'égalité des sexes (UNIFEM et PNUD, 2010).

Dans ce contexte, la nécessité de disposer d'institutions adéquates contribuant à l'égalité des sexes apparaît comme une préoccupation centrale dans le cadre du développement humain (Comim et Nussbaum, 2014). C'est la raison pour laquelle des organismes internationaux de développement, tels que le PNUD (2014, 2018) et l'OCDE (2017), considèrent la qualité des institutions comme l'un des outils les plus efficaces dans la lutte contre les inégalités du genre et donc encouragent activement les pays en développement à adopter des politiques qui permettront de renforcer leur cadre institutionnel. Dans la même veine, de nombreux travaux ont souligné l'importance de certaines institutions politiques, telles que la démocratie³ dans l'explication des inégalités du genre. À ce propos, on peut évoquer les travaux de Cooray et Potrafke (2011), qui révèlent plusieurs raisons pour lesquelles l'existence d'institutions démocratiques pourrait contribuer à l'égalité des sexes. En effet, dans une démocratie, les femmes peuvent mieux exprimer leurs opinions et leurs intérêts ; les démocraties contribuent à l'égalité des sexes grâce à une classe moyenne éduquée ; les gouvernements démocratiques dépensent pour l'éducation des filles. Aussi, pour Beer (2009), la démocratie facilite également l'égalité des sexes par la mobilisation des femmes et la responsabilité électorale, en ce sens que les femmes peuvent mieux s'organiser pour exprimer leurs opinions et leurs intérêts. Elles peuvent également obtenir et diffuser des informations ; elles peuvent faire pression pour améliorer leur statut grâce à l'éducation. Les femmes peuvent également être habilitées à occuper des postes de direction. La démocratie augmente également le pouvoir de négociation des femmes au sein du ménage (Klasen et Wink, 2003), ce qui peut permettre à une mère d'investir davantage dans la santé et l'éducation de ses enfants. A contrario, dans les pays où la démocratie est limitée, les dirigeants qui cherchent à maintenir un ancrage politique ne sont pas intéressés par le développement d'une classe moyenne éduquée et peuvent exercer une discrimination à l'encontre des filles en raison du rôle important des mères éduquées dans le développement (Cooray et Potrafke, 2011). L'importance des institutions pour l'égalité des sexes, telles que le respect des droits de propriété, le contrôle de la corruption, l'impartialité des systèmes judiciaires, l'efficacité gouvernementale et la stabilité politique, ressort également des travaux de Anderson et Bidner, (2015), Oduro et Van Staveren, (2015), Ellis et al., (2006), Hossain et al., (2010) ; Fontanella et al., (2020) et Hossain et al., (2010). Rao et Kelleher (2003) et Brody (2009), soutiennent que toutes les composantes de l'offre de gouvernance⁴ ont un impact sur les inégalités des sexes en termes de promotion des droits des femmes, d'allocation efficace des ressources, d'augmentation des activités économiques et de mise en place d'une gouvernance sensible au genre.

Sur la base des liens théoriques existants entre la qualité des institutions et les inégalités du genre, cette étude tente de fournir de nouvelles preuves empiriques

² Les travaux de Kaushik et Lòpez-Calva (2011), et tout récemment, l'étude de Dwumfour (2020), ont examiné comment la qualité des institutions affecte différentes dimensions du bien-être des hommes fondée sur le concept de capacités d'Amartya Sen.

³ La démocratie est considérée comme une *méta institution*, c'est-à-dire une institution à partir de laquelle naissent ou se renforcent les autres institutions dans un pays (Acemoglu, Johnson et Robinson, 2005).

⁴ Selon la Banque Mondiale, les composantes de l'offre de gouvernance devraient porter sur la stabilité politique, l'efficacité des pouvoirs publics, la qualité de la réglementation, l'existence de l'Etat de droit, la maîtrise de la corruption, voix et responsabilité et la qualité de la bureaucratie.

sur la pertinence indéniable de l'existence d'institutions de meilleure qualité dans la réduction des disparités entre les sexes dans le contexte de la région CEDEAO⁵.

Le choix de cette zone est particulièrement intéressant à plusieurs égards. Tout d'abord, en termes de genre, selon les données de l'indice d'inégalités de genre (IIG)⁶ du PNUD (2017), l'Afrique de l'Ouest reste la région qui connaît la plus forte domination masculine du continent. En effet, les pays d'Afrique de l'Ouest figurent tous au bas du classement mondial de l'IIG, entre le 131^e et le 158^e rang des 158 pays classés. L'indice d'inégalités du genre de la Banque Africaine de développement corrobore également ce résultat. En effet, les rangs occupés par les pays de la CEDEAO dans la dimension relative aux opportunités économiques se situent entre 23 (Burkina Faso) et 50 (Mali) sur un total de 52 pays en 2015, ce qui révèle que les femmes sont défavorisées en matière d'insertion économique dans les pays de la CEDEAO. De plus, les femmes sont discriminées sur le marché du travail. Elles sont moins susceptibles d'occuper un emploi rémunéré, disproportionnellement concentrées dans l'emploi informel et précaire et moins payées (Arbache et al., 2010).

Ensuite, les indicateurs de la gouvernance dans la région sont de médiocre qualité (Ajide et Raheem, 2016). En effet, au cours de la dernière décennie, l'environnement institutionnel de la région Afrique en général et de la sous-région de la CEDEAO en particulier, a été marqué par la corruption, les conflits armés et politiques, des changements anticonstitutionnels et une série de problèmes de gouvernance. Ces situations inquiétantes ont fortement fragilisé les institutions des pays de la zone. Toutes ces contraintes structurelles profondes caractéristiques de la fragilité institutionnelle pourraient contribuer à expliquer le niveau des inégalités du genre dans l'espace CEDEAO.

Enfin, à notre connaissance, cette problématique n'a fait l'objet d'aucune recherche antérieure dans le cadre des pays de la CEDEAO. Les variables institutionnelles ont été en grande partie ignorées dans l'explication des résultats en termes d'inégalités du genre de cette région.

La présente étude apporte donc une contribution empirique à la recherche économique en évaluant dans quelle mesure l'environnement institutionnel des pays de la CEDEAO influence les inégalités du genre. D'un point de vue de l'élaboration et de la conduite des politiques économiques, l'évaluation de la relation qualité des institutions-inégalités du genre permettrait de quantifier le risque que représente l'existence d'institutions de mauvaise qualité quant à l'atteinte des objectifs d'autonomisation des femmes et d'égalité des sexes. 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 réduction des inégalités du genre, et permettrait donc une meilleure prise en compte de ce paramètre dans la conception des stratégies de lutte contre les inégalités du genre dans l'espace CEDEAO.

Pour atteindre cet objectif, l'étude mobilise des méthodes économétriques avancées qui tiennent compte des situations du monde réel. L'avantage de ces méthodes

⁵ 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.

⁶ L'IIG mesure les inégalités d'accomplissement entre les hommes et les femmes dans trois domaines : la santé reproductive, l'autonomisation (y compris la représentation politique) et les marchés du travail (y compris les salaires réels).

d'estimation par rapport aux méthodes classiques est de tenir compte de l'hétérogénéité et la dépendance entre les individus du panel. En effet, de nombreuses études ont confirmé la forte hétérogénéité de cette zone (Djogbenou et al., 2018 ; Keho, 2020), en raison des tailles différentes, des structures économiques et sociales différentes, du cadre institutionnel différent, des contextes socio-culturels différents. Il s'avère donc nécessaire d'en tenir compte afin d'aboutir à des résultats robustes. Aussi, nous tenons compte de la dépendance interindividuelle⁷ entre les pays de la CEDEAO, qui partagent une proximité géographique. Cela est particulièrement vrai pour la CEDEAO qui s'est dotée depuis 2015 d'un acte additionnel⁸ relatif à l'égalité entre les femmes et les hommes dans l'espace CEDEAO. Ignorer cet aspect pourrait également conduire à des résultats biaisés (Bai et Kao, 2006).

Compte tenu de ce qui précède, cette réflexion voudrait observer l'influence de l'environnement institutionnel sur les inégalités du genre dans la zone CEDEAO. Plus précisément, l'accent sera mis sur trois aspects différents des institutions, à savoir, la gouvernance politique, la gouvernance économique et la gouvernance institutionnelle. L'étude examine la contribution de chacune de ces dimensions institutionnelles dans la réduction des inégalités du genre afin de fournir des éléments pouvant aider les décideurs à initier des réformes porteuses allant dans le sens d'une réduction significative des inégalités du genre dans l'espace CEDEAO.

La suite de l'étude est organisée de la façon suivante. La section 2 expose quelques faits stylisés sur les institutions et les inégalités du genre. La Section 3 présente la méthodologie et les variables utilisées pour conduire l'étude. Dans la section 4, 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 5. L'étude se termine par une conclusion qui fait ressortir les principaux résultats et les recommandations de politiques économiques.

2 | Faits stylisés sur les institutions et les inégalités du genre dans la région CEDEAO

Cette étude s'appuie sur des données de panel provenant des 12 pays de la CEDEAO pour la période 2000-2018. Le choix de cette période se justifie par la disponibilité des données relatives aux inégalités du genre sur cette période.

Afin de mieux apprécier le rôle des variables institutionnelles dans la relation institutions-inégalités du genre dans l'espace CEDEAO, nous retenons les six indicateurs de gouvernance de Kaufmann et al., (2007) que nous répartissons selon trois catégories, à savoir, la gouvernance politique (composée de la stabilité politique et Voix et responsabilité), la gouvernance économique (comprenant l'Efficacité des pouvoirs publics et la Qualité de la réglementation) et la gouvernance institutionnelle (couvrant État de droit et Maîtrise de la corruption). Cette classification qui est la tendance récente dans la littérature est conforme aux travaux de Kaufmann, Kraay et Zoido-Lobaton (2010), Andrés, Asongu et Amavilah (2015),

⁷ La dépendance interindividuelle peut être due à des facteurs communs non observés, des externalités, des liens régionaux et macroéconomiques (Keho, 2018).

⁸ Ce document est devenu le cadre de référence en matière d'égalité de genre de l'ensemble des pays membres de la Communauté.

Asongu et Nwachukwu (2015) et Ajide et Raheem (2016). Cette répartition nous semble importante car elle nous fournira des informations plus précises sur les types d'institutions sur lesquels les décideurs politiques devraient mettre l'accent afin de réduire les inégalités du genre. Ces variables mesurant la qualité institutionnelle sont notées sur une échelle allant de -2,5 à 2,5, avec une note élevée indiquant plus d'efforts de bonne gouvernance.

Le tableau 1 présente les moyennes par sous-périodes des dimensions institutionnelles ainsi que la moyenne sur l'ensemble de la période 2000-2018. On constate dans l'ensemble que l'environnement institutionnel dans l'espace CEDEAO est de médiocre qualité.

Tableau 1. Moyenne des variables institutionnelles dans les pays de la CEDEAO sur la période 2000-2018

Pays	Gouvernance								
	Economique			Politique			Institutionnelle		
	00-09	10-18	00-18	00-09	10-18	00-18	00-09	10-18	00-18
<i>Benin</i>	-0,428	-0,49	-0,461	0,392	0,196	0,299	-0,500	-0,608	-0,560
<i>Burk. Faso</i>	-0,420	-0,446	-0,428	-0,158	-0,431	-0,287	-0,328	-0,372	-0,349
<i>Cap Vert</i>	-0,039	0,0006	-0,020	0,825	0,852	0,838	0,598	0,683	0,639
<i>Côte d'Ivoire</i>	-0,925	-0,692	-0,837	-1,456	-0,858	-1,173	-1,1800	-0,760	-0,981
<i>Gambie</i>	-0,511	-0,556	-0,532	-0,275	-0,572	-0,416	-0,435	-0,621	-0,523
<i>Ghana</i>	-0,097	-0,083	-0,084	0,098	0,267	0,178	-0,073	-0,029	-0,052
<i>Liberia</i>	-1,483	-1,136	-1,319	-1,16	-0,339	-0,773	-1,230	-0,799	-1,026
<i>Mali</i>	-0,549	-0,735	-0,637	0,231	-0,843	-0,305	-0,426	-0,691	-0,552
<i>Niger</i>	-0,660	-0,654	-0,657	-0,322	-0,762	-0,530	-0,723	-0,616	-0,672
<i>Sénégal</i>	-0,231	-0,290	-0,259	-0,090	-0,026	-0,060	-0,149	-0,202	-0,174
<i>Sierra Leone</i>	-1,176	-1,008	-1,096	-0,587	-0,191	-0,360	-1,021	-0,816	-0,924
<i>Togo</i>	-1,082	-1,031	-1,058	-0,757	0,591	-0,678	-0,902	-0,834	-0,870
<i>Ensemble</i>	-0,633	-0,596	-0,615	-0,272	-0,596	-0,273	-0,531	-0,472	-0,503

Source : Nos calculs à partir des données de World Governance Indicators (WGI,2019).

Presque tous les trois indicateurs de gouvernance (économique, politique, institutionnelle) affichent des valeurs négatives dans le bloc CEDEAO. En effet, sur la période d'étude (2000-2018), les valeurs moyennes des indicateurs sont : économique (-0,61), politique (-0,27) et institutionnel (-0,50). Les résultats du tableau présentent une certaine hétérogénéité entre les pays en termes de cadre institutionnel. En effet, il ressort que le Cap-Vert reste le pays qui a enregistré des progrès remarquables en ce qui concerne l'assainissement de son cadre institutionnel de façon générale dans les différentes dimensions institutionnelles. Le Ghana a réalisé d'importants progrès selon l'indicateur de gouvernance politique. En effet, l'indicateur a évolué de près de 172% entre 2000 et 2018. Concernant les

différentes dimensions de gouvernance, la qualité de la gouvernance économique et institutionnelle suivie de loin de celle de la gouvernance politique demeure les plus détériorées. Dans l'ensemble, ces résultats montrent les efforts que la majorité des pays de la CEDEAO ont à faire pour amorcer une amélioration de la qualité de leur environnement institutionnel.

Dans la perspective, d'une approche comparative, un examen de l'indice des inégalités des sexes⁹ qui fait ressortir les inégalités fondées sur le sexe dans trois dimensions, à savoir la santé procréative, l'autonomisation et l'activité économique, révèle que les pays ayant les indicateurs de gouvernance de bonne qualité sont ceux qui présentent en général de meilleurs résultats en termes d'inégalités du genre. C'est le cas par exemple du Cap Vert et du Ghana qui affiche aussi bien de meilleurs scores en termes de gouvernance et d'égalité du genre. À titre d'illustration, sur la période 2000-2018, l'indice d'inégalités du genre au Cap-Vert et au Ghana représente respectivement 0,37 et 0,56¹⁰, alors que le Niger, la Côte d'Ivoire et le Liberia, présentent aussi bien de mauvais résultats en termes de gouvernance et d'égalité du genre, avec des indices d'égalité de genre affichant respectivement des scores de 0.71 ; 0,67 et 0,66.

Au total, sur la base de ces tendances, il semblerait que l'existence d'une très forte corrélation positive entre l'environnement institutionnel et les inégalités du genre soit probable. Pour tenter de confirmer ou d'infirmier cette hypothèse de recherche, il paraît important de définir un cadre méthodologique.

⁹ Sa valeur est comprise en 0 et 1 et plus sa valeur est élevée, plus il existe de fortes inégalités dans le pays entre hommes et femmes.

¹⁰ Données PNUD (2019).

3 | Méthodologie et données

3.1 | Spécification du modèle

Notre étude ambitionne de vérifier si la qualité des institutions contribue à la réduction des inégalités du genre dans la zone CEDEAO. En effet, d'après la littérature, la réduction des disparités entre les sexes est essentielle pour stimuler les activités économiques et promouvoir le développement social, notamment parce qu'elle pourrait permettre la diversification de l'économie, la réduction des inégalités de revenu et induire une société inclusive propice à une croissance économique plus élevée (Kochhar et al., 2017). Ainsi, le débat actuel accorde une place de choix à l'identification des facteurs déterminant de l'égalité des sexes. Dans ce sens, une littérature intéressante indique que la qualité de l'environnement institutionnel, pourrait jouer un rôle clé dans la réduction des écarts entre les sexes dans les pays en développement. L'existence d'institutions de meilleure qualité est donc susceptible de promouvoir et de renforcer l'égalité des sexes dans un contexte de sous-développement. C'est ce qui justifie la réalisation des travaux empiriques sur la relation entre institutions et inégalités du genre (Ellis et al., 2006 ; Hossain et al., 2010 ; Stockemer, 2011 ; Anderson et Bidner, 2015 ; Oduro et Van Staveren, 2015 ; Fontanella et al., 2020).

Suivant cette logique, nous pouvons déduire que les inégalités du genre peuvent être modélisée comme une fonction des institutions. La relation se traduit par l'équation suivante :

$$IIG_{i,t} = f(INS_{i,t}) \quad (1)$$

Où IIG représentent l'indicateur d'inégalités du genre. INS , la variable captant les différentes dimensions de la qualité institutionnelle. t , la dimension temporelle. i , la dimension individuelle.

En déduisant de la variable INS les modalités (GE), (GP) et (GI), désignant respectivement la gouvernance économique, la gouvernance politique et la gouvernance institutionnelle, nous estimons les modèles économétriques suivants :

$$IIG_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 GE_{i,t} + \eta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$IIG_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 GP_{i,t} + \eta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$IIG_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 GI_{i,t} + \eta_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Avec η_i , l'effet spécifique individuel qui saisit les effets non observés et invariants dans le temps qui pourrait affecter les inégalités du genre. ε , le terme d'erreur du modèle.

3.2 | Source des données et choix des variables

3.2.1 | La période d'étude et sources des données

Notre échantillon se compose des 12 pays de la CEDEAO et couvre la période 2000-2018. Le choix de cette période est lié à la disponibilité des données sur les inégalités du genre sur cette période. Les données sur les inégalités du genre ont été obtenues à partir de la base de données du PNUD. Les données sur les variables institutionnelles sont issues de la base de données de la Banque Mondiale nommée Worldwide Governance Indicators, appelée également par le nom de ses auteurs Kaufmann, Kraay et Mastruzzi (2007).

3.2.2 | La variable d'inégalités du genre

À l'instar des travaux de Sia et al., (2020), les inégalités du genre sont approximées à partir de l'indice d'inégalités des sexes construit par le PNUD, basé sur trois dimensions : la santé reproductive, l'autonomisation et la participation des femmes au marché du travail. La santé procréative est mesurée par la mortalité maternelle et les taux de natalité parmi les adolescentes ; l'autonomisation, par la proportion de sièges parlementaires occupés par des femmes et le niveau d'études secondaires et supérieures atteint pour chaque sexe ; l'activité économique, par le taux d'activité des hommes et des femmes.

Le choix de cet indicateur se justifie par le fait que de nos jours, l'inégalité entre les sexes dans les pays du Sud continue d'être particulièrement marquée en termes d'éducation, de santé, d'émancipation politique et de participation économique (Bárcena-Martín et al., 2020). Cet indicateur indique le pourcentage de développement humain potentiel perdu en raison de l'inégalité entre les réalisations féminines et masculines dans ces dimensions. La valeur de cet indice est comprise en 0 et 1. Plus, la valeur se rapproche de 1, plus il existe de fortes inégalités dans le pays entre hommes et femmes.

Dans le cadre de cette étude, pour les valeurs manquantes, la moyenne des valeurs présentes a été utilisée pour les imputations puisque les données sur l'indice d'inégalités des sexes dans les différents pays n'ont pas présenté de valeurs extrêmes.

3.3 | Méthode d'estimation

Dans le cadre de notre étude économétrique, on suit un processus méthodologique bien déterminé afin de réaliser les estimations dans des conditions favorables à la

fiabilité des résultats. Nous débutons par une analyse univariée¹¹ dont les résultats vont déterminer par la suite l'analyse multivariée. L'estimation du modèle obéit donc à la méthodologie suivante.

3.3.1 | 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 panel¹². La dépendance interindividuelle peut être due à une variété de phénomènes tels que des effets communs observés omis, des effets d'entraînement des externalités de l'activité ou du processus économique qui influent sur ceux qui ne sont pas directement impliqués, des effets communs inobservés ou l'interdépendance résiduelle générale qui pourrait demeurer même quand tous les effets communs observés et inobservés sont pris en compte. C'est particulièrement vrai pour les pays de la CEDEAO qui partagent une proximité géographique et qui ont d'importantes interrelations économiques. Une autre justification de la prise en compte de la dépendance entre les individus du panel est due au fait qu'un choc affectant un pays peut également affecter les autres membres. Ce fut notamment le cas de la crise politique de la Côte d'Ivoire sur la période 2002-2011, qui s'est fait sentir dans toute la sous-région Ouest africaine. Ainsi, il est très probable qu'il existe des dépendances entre les séries chronologiques de notre panel.

Afin de vérifier cette propriété dans notre échantillon, une série de trois tests sont retenus : le test du multiplicateur de Lagrange (*LM-test*) de Breusch et Pagan (1980) ; le cross-sectional dependence test (*CSD-test*) de Pesaran (2004) et le *LM-test* ajusté aux biais de Pesaran et al., (2008). Le premier test (*LM-test*) proposé par Breusch et Pagan (1980) s'appuie sur la somme des coefficients carrés de corrélation entre les résidus transversaux, qui sont dérivés de l'estimation des moindres carrés ordinaires (OLS). Sous l'hypothèse nulle d'absence de corrélations interindividuelle, les statistiques du test sont calculées comme suit :

$$LM = T \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \right) \quad (5)$$

où $\hat{\rho}_{ij}$ est le coefficient de corrélation estimé entre les résidus obtenus à partir des estimations individuelles des MCO. Sous l'hypothèse nulle, la *LM* statistique suit asymptotiquement une loi de khi-deux à $N(N - 1)/2$ degré de liberté. Il est important de noter que le *LM* test est valable pour N étant relativement petit et T suffisamment grand.

¹¹ Cette démarche est illustrée par Bresson et Pirotte (1995) qui recommandent qu'avant d'appliquer une méthode d'estimation, il convient de faire une analyse approfondie des propriétés des séries uni-variées.

¹² 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).

Pesaran (2004) propose également un test de dépendance interindividuelle (*CD test*) pour les modèles de données de panel où $T \rightarrow \infty$ et $N \rightarrow \infty$ quel que soit l'ordre. Toutefois, le *CD test* est soumis à une puissance décroissante, lorsque les corrélations moyenne par paire de la population sont nulles, même si les corrélations individuelles sous-jacentes par paire de population sont non nulles (Pesaran et al., 2008). Ce test est susceptible de présenter des distorsions de taille importantes lorsque N est grand par rapport à T . Le *CD test* est comme suit :

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (6)$$

Afin de pallier cette insuffisance, Pesaran et al. (2008) proposent le test ajusté au biais (LM_{adj}), une version ajustée du test LM-test classique. Le test a la forme suivante :

$$LM_{adj} = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \frac{(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2 - \mu_{Tij}}{v_{Tij}} \right) \quad (7)$$

où k représente le nombre de régresseurs. μ_{Tij} et v_{Tij} sont respectivement la moyenne et la variance exacte de $(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2$ fournie dans Pesaran et al. (2008). Sous l'hypothèse nulle, avec d'abord $T \rightarrow \infty$ et ensuite $N \rightarrow \infty$, le LM_{adj} test est distribué asymptotiquement comme une normale standard¹³.

Tableau 2. Résultats des tests de dépendance inter-individuelle

	LM (Breusch-Pagan,1980)			CD (Pesaran,2004)			LM adj (Pesaran et al.2008)		
	<i>Institutions</i>								
	<i>GE</i>	<i>GP</i>	<i>GI</i>	<i>GE</i>	<i>GP</i>	<i>GI</i>	<i>GE</i>	<i>GP</i>	<i>GI</i>
<i>IIG</i>	<i>t stat.</i>	<i>t stat.</i>	<i>t stat.</i>	<i>t stat.</i>	<i>t stat.</i>	<i>t stat.</i>	<i>t stat.</i>	<i>t stat.</i>	<i>t stat.</i>
<i>Institutions</i>	1167.59***	725.78***	560.40***	22.76***	23.50***	20.51***	33.6***	26.22***	25.93***

Source : *Calculs des auteurs*

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

Les résultats présentés dans le tableau 2, indiquent que l'hypothèse nulle d'absence de dépendance entre les individus du panel est fortement rejetée. Ces résultats corroborent ainsi la preuve de fortes connections et intégrations entre les pays de l'espace CEDEAO, ce qui implique que tout choc survenant dans un pays peut être rapidement transmis aux autres membres.

¹³ Pour une discussion plus approfondie des tests de dépendance interindividuelle, consulter les travaux de Pesaran (2015), Chudik et Pesaran (2015) et De Hoyos et Sarafidis (2006).

3.3.2 | Tests sur l'homogénéité des pentes

Une autre question à prendre en compte lorsque l'on travaille sur les données de panel est l'hétérogénéité des coefficients estimés pour chaque individu du panel. 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 de la région CEDEAO 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 économique et de développement, bien qu'ils appartiennent à la même zone géographique (Keho, 2018). Dans ce contexte, il est peu probable que l'hypothèse selon laquelle les coefficients de pente sont homogènes se vérifie.

Le *F test* standard est celui qui est le plus utilisé pour tester l'hypothèse nulle d'homogénéité des pentes $H_0: \beta_i = \beta$ pour tout i contre l'hypothèse d'hétérogénéité $H_1: \beta_i \neq \beta_j$ pour une fraction non nulle des pentes par paires pour $i \neq j$. Cela exige que les variables explicatives soient strictement exogènes et que les variances du terme d'erreur soient homoscédastiques.

Afin d'assouplir l'hypothèse d'homoscédasticité dans le *F test*, Swamy (1970) a développé le test d'homogénéité de pente qui examine la dispersion des estimations de pente individuelle à partir d'un estimateur groupé approprié. Pesaran et Yamagata (2008) montrent que le *F test* et le *Swamy test* requièrent des modèles de données de panel où N est relativement petit par rapport à T . Pour surmonter ce problème, les auteurs ont proposé une version standardisée du *Swamy test* (le test dit : $\tilde{\Delta}$ test) pour tester l'homogénéité sur un échantillon large de données de panel. The $\tilde{\Delta}$ test est valide quand $(N, T) \rightarrow \infty$ sans aucune restriction sur les taux d'expansion relatifs de N et T quand les termes d'erreur sont normalement distribués. Ce test est basé sur la statistique suivante :

$$\tilde{S} = \sum_{i=1}^N (\tilde{\beta}_i - \tilde{\beta}_{WFE})' \frac{x_i' M_\tau x_i}{\tilde{\sigma}_i^2} (\tilde{\beta}_i - \tilde{\beta}_{WFE}) \quad (8)$$

Où $\tilde{\beta}_i$ est l'estimateur des MCO agrégé, $\tilde{\beta}_{WFE}$ est l'estimateur agrégé à effets fixes pondérés, M_τ est une matrice d'identité, et $\tilde{\sigma}_i^2$ est l'estimateur de σ_i^2 . Pesaran et Yamagata (2008) ont par la suite développé la statistique de dispersion standardisée suivante :

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} \tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (9)$$

Sous l'hypothèse nulle avec la condition de $(N, T) \rightarrow \infty$ et avec des termes d'erreurs normalement distribués, le $\tilde{\Delta}$ test suit une distribution normale asymptotique

standard. Les propriétés des petits échantillons du $\tilde{\Delta}$ *test* peuvent être améliorées en présence d'erreurs normalement distribuées en utilisant la version corrigée du biais de moyenne et de variance suivante :

$$\tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} \tilde{S} - E(\tilde{z}_{it})}{\sqrt{\text{var}(\tilde{z}_{it})}} \right) \quad (10)$$

$$\text{Où } E(\tilde{z}_{it}) = k, \text{ var}(\tilde{z}_{it}) = 2k(T - k - 1)/(T + 1) \quad (11)$$

Tableau 3. Résultats des tests d'homogénéité

	Swamy test			Delta ($\tilde{\Delta}$)			Delta adjusted ($\tilde{\Delta}_{adj}$)		
	<i>Institutions</i>								
	<i>GE</i>	<i>GP</i>	<i>GI</i>	<i>GE</i>	<i>GP</i>	<i>GI</i>	<i>GE</i>	<i>GP</i>	<i>GI</i>
<i>IIG</i>	<i>t stat.</i>	<i>t stat.</i>	<i>t stat.</i>	<i>t stat.</i>	<i>t stat.</i>	<i>t stat.</i>	<i>t stat.</i>	<i>t stat.</i>	<i>t stat.</i>
<i>Institutions</i>	24415.09***	20909.94***	12296.38***	7.64***	14.21***	12.37***	8.37***	15.56***	13.56***

Source : estimations des auteurs

Note : ***, Indique le rejet de l'hypothèse nulle au niveau de significativité de 1%.

Les résultats soutiennent l'hypothèse alternative selon laquelle il existe une hétérogénéité dans le lien entre les institutions et les inégalités du genre 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.

3.3.3 | Tests de racine unitaire en panel

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 présage de l'existence d'une relation de long terme entre les variables institutionnelles et les indicateurs d'inégalités du genre.

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
IIG	-0.342	0.366	-6.958	0.000
GE	-0.887	0.188	-8.736	0.000
GP	0.314	0.623	-7.633	0.000
GI	0.244	0.596	-6.321	0.000

Source : Estimation des auteurs

3.3.4 | 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 :

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

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

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

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

Tableau 5. Résultat du test de cointégration de Westerlund

diig_dge			
Stat.	Value	Z-Value	P-value
G_τ	-2.691	-3.523	0.000
G_α	-13.775	-5.066	0.000
P_τ	-9.492	-4.503	0.000
P_α	-14.102	-7.186	0.000
diig_dgp			
G_τ	-2.709	-3.593	0.000
G_α	-15.103	-5.066	0.000
P_τ	-9.859	-4.873	0.000
P_α	-14.102	-7.703	0.000
diig_dgi			
G_τ	-2.508	-2.816	0.000
G_α	-13.886	-4.292	0.000
P_τ	-9.167	-4.176	0.000

P_α	-12.522	-6.470	0.000
------------	---------	--------	-------

Source : estimations des auteurs

Les résultats du tableau 5 indiquent que l'hypothèse nulle d'absence de cointégration est rejetée, ce qui confirme l'existence d'une relation à long terme entre les variables institutionnelles et l'indicateur d'inégalités du genre dans l'espace CEDEAO.

3.3.5 | 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.

$$\Delta y_{i,t} = \rho' \Delta X_{i,t} + \sum_{t=2}^T \theta_t \Delta D_t + \varepsilon_{i,t} \quad (20)$$

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

$$y_{i,t} = \pi_i + \rho_i' X_{i,t} + \theta_i t + d_i \hat{\mu}_t^\circ + v_{i,t} \quad (21)$$

Où π_i est la constante et ε_{it} et v_{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 (19), 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 :

$$AM = \frac{1}{N} \sum_{I=1}^N \hat{\rho}_i \quad (22)$$

Où $\hat{\rho}_i$ sont les estimations de ρ_i dans l'équation 12.

4 | Résultats et discussion

Les résultats issus de la méthode AMG pour l'ensemble de l'échantillon sont fournis dans le tableau 6 suivant.

Tableau 6. Les résultats de l'estimation à long terme pour l'ensemble de l'échantillon

	AMG estimator					
	ΔGE		ΔGP		ΔGI	
	Coef.	Std. Err	Coef.	Std. Err	Coef.	Std. Err
ΔIIG	-0.455***	0.0514	-0.441***	0.0537	-0.4439***	0.0524

Source: estimations des auteurs

Note : ***, indique la significativité au seuil de 1%. AMG fait référence à l'estimateur Augmented Mean Group de Eberhardt et Bond (2009).

Comme il est possible de l'observer, les différentes dimensions institutionnelles, à savoir la gouvernance économique, la gouvernance politique et la gouvernance institutionnelle, sont négativement liées à l'indicateur d'inégalités du genre. En effet, il ressort des régressions, qu'un accroissement d'un point des indicateurs de gouvernance économique, politique et institutionnelle entraîne une réduction des inégalités du genre de l'ordre de 0.45; 0.44 et 0.44 points, respectivement.

Ces résultats rejoignent ceux de Fontanella et al., (2020), selon lesquels une meilleure allocation des ressources publiques est essentielle pour fournir aux groupes vulnérables, en l'occurrence les femmes, une autonomisation économique effective dans les pays en développement, où l'accès limité des femmes aux ressources est un facteur contribuant à l'inégalité des sexes. Aussi, l'efficacité des pouvoirs publics augmentent l'efficacité et l'efficience dans la fourniture des services sociaux aux groupes défavorisées dans les pays en développement (Perera et Lee, 2013). À contrario, des institutions de faible qualité se traduisent par une mauvaise affectation des ressources, un lourd fardeau réglementaire, un gaspillage des dépenses publiques et l'inefficacité du cadre juridique. Toutes choses qui pourraient favoriser les activités de recherche de rente aux dépens des groupes défavorisées. De même, la qualité de la réglementation¹⁴, se révèle être un facteur important pour promouvoir l'égalité entre les sexes. En effet, elle pourrait contribuer à l'autonomisation économique des femmes en créant des opportunités pour garantir leur place dans la

¹⁴ La qualité de la réglementation constitue des institutions de création du marché (Rodrik, 2005), et sans celles-ci, il est difficile d'envisager le développement d'activités économiques dans un pays.

communauté, gagner un revenu et assurer leurs moyens de subsistance (Anderson et Bidner, 2015 ; Oduro et Van Staveren, 2015).

Nos résultats vont également dans le même sens que ceux de Hossain et al., (2010), selon lesquels, les femmes sont couramment sujettes à l'exploitation sexuelle aussi bien par la police, les militaires ou par d'autres acteurs du secteur de la sécurité en période de conflits et post-conflits où l'environnement institutionnel est très souvent de très mauvaise qualité. En outre, cet impact sur les femmes peut être encore exacerbé par l'existence de groupes terroristes et extrémistes opérant dans les zones de conflits (Fink et Barakat, 2013). Ces groupes ont un impact considérable sur la mentalité et le comportement social envers les femmes et leur manque d'opportunités économiques dans les pays en développement (Najimi, 2018). Nos résultats confortent ainsi le rôle crucial de la stabilité politique et l'absence du terrorisme dans la réduction des disparités entre les sexes.

Enfin, nos résultats corroborent également ceux de Dollar et al., (2001) et Schimmel et Pech., (2004), qui soulignent que les discriminations culturelle, politique, économique et institutionnelle à l'égard des femmes sont encore plus prononcées lorsque la société est grangrénée par la corruption. Pour Stockemer (2011), les niveaux élevés de corruption semblent être un obstacle majeur aux efforts des femmes pour obtenir des postes de responsabilité et de gestion dans les pays d'Afrique Subsaharienne, car ils tendent à renforcer les violations des droits de l'homme et à consolider les réseaux de pouvoir traditionnels. Certains écrits vont même plus loin en montrant comment la corruption pourrait affecter les femmes. Premièrement, la corruption réduit les recettes publiques et affecte le bien-être des groupes vulnérables tels que les femmes, qui dépendent le plus souvent des services de base fournis par l'Etat (Hao et al., 2017, Transparency International, 2010). Deuxièmement, la corruption réduit l'accès des femmes aux marchés et au crédit, rendant plus difficile l'obtention de licences et de permis, par exemple pour démarrer une entreprise, conduire une voiture ou construire une maison (Ellis et al., 2006, Hossain et al., 2010). Enfin, la corruption peut réduire les chances des femmes d'accéder aux cercles de décision au sein du gouvernement, des systèmes politiques et des entreprises. En effet, selon Transparency International (2007a), lorsque les partis politiques et la représentation institutionnelle peuvent être achetés et vendus, les fonctionnaires sont élus par achat de votes et la promotion est liée à la personnalité plutôt qu'au mérite. En outre, selon Transparency International (2007b), la partialité des systèmes judiciaires dans les pays en développement, ne protège pas les minorités ainsi que les groupes défavorisés, ce qui nuit considérablement aux droits humains des femmes (Transparency International, 2007b).

Dans l'ensemble, ces résultats révèlent qu'une amélioration du cadre institutionnel selon ces différentes dimensions pourrait contribuer à réduire de façon significative les inégalités du genre dans les pays de la CEDEAO. À contrario, un environnement institutionnel de médiocre qualité constitue un élément qui aggrave les inégalités du genre dans la région CEDEAO.

Pour tester la robustesse de la relation entre les variables institutionnelles et les inégalités du genre, nous menons les analyses économétriques dans les pays de l'échantillon pris individuellement. En effet, le fait que les résultats dans l'ensemble du panel révèlent une relation significative et négative entre les variables institutionnelles et l'indicateur d'inégalités du genre n'implique pas nécessairement que ce résultat s'applique dans chaque pays de l'échantillon. Pour s'assurer que ce résultat n'est pas le fait de quelques pays, nous examinons les estimations de chaque pays. Les résultats sont consignés dans le tableau 7.

Tableau 7. Les résultats de l'estimation à long terme par pays

Dependent variable is the Gender inequality index (ΔIIG)			
AMG estimator			
	ΔGE	ΔGP	ΔGI
Pays	Coef.	Coef.	Coef.
Benin	-0.399*** (0.0085)	-0.3885*** (0.00907)	-0.3793*** (0.01052)
Burkina Faso	-0.463*** (0.0193)	-0.0409** (0.02084)	-0.4428 *** (0.0137)
Cap-Vert	-0.980*** (0.0011)	-0.9820*** (0.00613)	-0.9784*** (0.00402)
Côte d'Ivoire	-0.0252*** (0.0075)	-0.0234*** (0.00642)	-0.0277*** (0.00677)
Gambie	-0.2809*** (0.0393)	-0.3077*** (0.0125)	-0.2906*** (0.02268)
Ghana	-0.538*** (0.00424)	-0.5463*** (0.00421)	-0.54163*** (0.006003)
Liberia	-0.0102 (0.0182)	-0.0106 (0.00848)	-0.01205 (0.00769)
Mali	-0.336*** (0.03718)	-0.3489*** (0.00677)	-0.3161*** (0.01077)
Niger	-0.1933*** (0.0564)	-0.2401*** (0.00984)	-0.3265*** (0.05830)
Sénégal	-0.1784*** (0.0597)	-0.1274*** (0.03895)	-0.0988*** (0.0274)
Sierra Leone	-0.0046 (0.0108)	-0.00693** (0.0034)	-0.3656*** (0.01581)
Togo	-0.04949*** (0.0159)	-0.0187* (0.0108)	-0.04373*** (0.01696)

Source : estimations des auteurs

Note : ***, **, * indique la significativité respectivement au seuil de 1%, 5% et 10%. AMG fait référence à l'estimateur Augmented Mean Group de Eberhardt et Bond (2009). Les erreurs-types de l'estimation sont entre parenthèses.

Dans l'ensemble, les coefficients des différentes dimensions institutionnelles ont les signes attendus et sont significatifs, à l'exception du Libéria et de la Sierra Léone où les coefficients sont non significatifs. Ainsi, même au niveau de chaque pays, il existe des preuves qui soutiennent le rôle crucial d'un cadre institutionnel de bonne qualité dans la réduction des inégalités du genre. Toutefois, les résultats des régressions montrent une certaine hétérogénéité dans la relation entre les facteurs institutionnels et les inégalités du genre. En effet, les coefficients des différentes dimensions institutionnelles varient respectivement pour la gouvernance économique de -0.98 au Cap Vert à -0.025 en Côte d'Ivoire ; pour la gouvernance politique de -0.982 au Cap Vert à -0.0069 en Sierra Léone et pour la gouvernance institutionnelle de -0.978 au Cap vert à -0.027 en Côte d'Ivoire.

Ces résultats révèlent que, plus les institutions d'un pays sont de meilleures qualités, à l'instar du Cap-Vert et du Ghana, plus la réduction des inégalités du genre est plus importante. Par conséquent, des réformes en faveur de l'amélioration du cadre institutionnel contribuerait à accélérer la réduction des inégalités du genre dans les pays de la CEDEAO.

5 | Conclusion

Dans cette étude, nous nous sommes intéressés à l'examen de la relation entre les facteurs institutionnels et les inégalités du genre dans la zone CEDEAO sur la période 2000-2018. A cet égard, nous avons utilisé 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 montrent que l'environnement institutionnel en général, et principalement la qualité de la gouvernance économique, la gouvernance politique et la gouvernance institutionnelle se présentent comme des déterminants importants pour la réduction des inégalités du genre dans la CEDEAO.

Au regard de ces résultats, un certain nombre d'implications en termes de politiques peuvent être formulées. Il importe d'abord de convenir que l'environnement institutionnel ne doit pas être négligé si les décideurs politiques veulent lutter efficacement contre les inégalités du genre dans l'espace CEDEAO. Sans un capital institutionnel suffisant et de qualité, les pays de la CEDEAO peineront à relever le défi de l'égalité du genre et de l'autonomisation des femmes.

La présente étude fournit ainsi une preuve empirique en faveur du développement institutionnel. Promouvoir un cadre juridique et réglementaire offrant plus d'opportunités aux femmes, promouvoir la démocratie, rétablir la stabilité politique, lutter contre la corruption sont les principaux défis auxquels devront faire face les pays de la CEDEAO.

Ces recommandations nous conduisent à considérer que le rôle des Etats est primordial dans la lutte contre les inégalités du genre. Il s'agira pour eux, de mettre en place des institutions de meilleures qualités afin de tirer profit du dividende genre pour accélérer la croissance économique et le développement durable en zone CEDEAO.

Bibliographie

- Acemoglu, D., & Robinson, J. A. (2013). Economics versus Politics: Pitfalls of Policy Advice. *Journal of Economic Perspectives*, 27 (2), 173-92.
- Acemoglu, D., Johnson, S & Robinson, J. A. (2005). Institutions as the Fundamental Cause of Long-Run Growth. In P. Aghion et S. Durlauf (eds.) *Handbook of Economic Growth*. Amsterdam: North-Holland.
- Aguayo-Tellez, E. (2011). The impact of trade liberalization policies and FDI on gender inequalities: A literature review. *World Development Report, Gender Equality and Development*, World Bank.
- Ajide, K. & Raheem, D., (2016). Institutions-FDI Nexus in ECOWAS Countries. *Journal of African Business*, 319-341.
- Alvarez & Lopez, M. (2013). From unheard screams to powerful voices: a case study of Women's political empowerment in the Philippines. In: 12th National Convention on Statistics (NCS) EDSA Shangri-la Hotel, Mandaluyong City October 1e2, 2013.
- Andrés, A., Asongu, S., & Amavilah, S., (2015). The Impact of Formal Institutions on Knowledge Economy. *Journal of the Knowledge Economy*, 6(4), 682-703.
- Arbache, J., Go, D., & Page, J., (2010). Is Africa's economy at a turning point? Growth, aid, and external shocks. *Policy Research Working Paper 4519*, World Bank.
- Asongu, S., & Nwachukwu, J., (2015). Revolution empirics: Predicting the Arab Spring. *Empirical Economics*, 49(3), 1-44.
- Bai, J., & Kao, C., (2006). On the Estimation and Inference of a Panel Cointegration Model with Cross-sectional Dependence. *Contributions to Economic Analysis*, 274, 3-30.
- Baliamoune-Lutz, M., & McGillivray, M., (2015). The impact of gender inequality in education on income in Africa and the Middle East. *Economic Modelling*, 47, 1-11
- Bandiera, O., & Natraj, A., (2013). Does gender inequality hinder development and economic growth? *World Bank Research Observer*. 28 (1), 2-21.
- Beer, C., (2009). Democracy and gender equality. *Studies in International Comparative Development*, 44, 212-227.
- Blecker, R. & Seguino, S., (2002). Macroeconomic effects of reducing gender wage inequality in an export-oriented, semi-industrialized economy. *Review of Development Economics*, 6(1), 103-119.
- Bond, S., & Eberhardt, M., (2013). Accounting for unobserved heterogeneity in panel time series models. Working Paper. University of Oxford, Nuffield College.
- Braunstein, E., (2000). Engendering foreign direct investment: Household structures, labor markets, and the international mobility of capital. *World Development*, 28 (7), 1157-1172
- Breitung, J., (2005). A parametric approach to the estimation of cointegration vectors in panel data", *Econometric Reviews*, 24 (2), 151-173.
- Bresson, G & Pirotte, A. (1995), *Econométrie des séries temporelles*, Théorie et Application PUF, Paris, p. 658.

- Breusch, T., & Pagan, A., (1980). The Lagrange Multiplier Test and its Application to Model Specification in Econometrics. *Review of Economics Studies*, 47, 239-253.
- Brody, A., (2009). Gender and Governance: Overview Report. *BRIDGE Publication*, Institute of Development Studies (IDS), UK, pp.1-751.
- Busse, M. & Spielmann, C., (2006). Gender inequality and trade. *Review of International Economics*, 14(3), 362-370.
- Carpenter, S. & Rodgers, W., (2004). The disparate labor market impacts of monetary policy", *Journal of Policy Analysis and Management*, 23(4), 813-830.
- Chudik A., & Pesaran, M.H., (2015). Large Panel Data Models with Cross-Sectional Dependence: A Survey. Oxford University Press.
- Claessens, S. & Feijen, E. (2006). Financial sector development and the Millennium development goals. *World Bank Working Paper* No. 89.
- Comim, F., & Nussbaum, M. C. (2014). *Capabilities, Gender, Equality: Towards Fundamental Entitlements*. Cambridge University Press.
- Cooray, A., & Potrafke, N., (2011). Gender inequality in education: Political institutions or culture and religion? *European Journal of Political Economy*, 27, 268-280.
- De Hoyos, R.E, Sarafidis, V., (2006). Testing for Cross-Sectional Dependence in Panel-Data Models. *Stata Journal*, 6, 482-496.
- Djogbenou, R., Kanga, D., & Ouattara, A., (2018) Hétérogénéité des économies de la CEDEAO : quel défi pour une politique monétaire commune ? *Revue Economique et Monétaire*, No. 24, Décembre.
- Duflo, E., (2012). Women empowerment and economic development. *Journal of Economic Literature*, 50 (4), 1051-1079.
- Dwumfour, R. A. (2020). Poverty in Sub-Saharan Africa: The Role of Business Regulations, Policies and Institutions. *Social Indicators Research*. <https://doi.org/10.1007/s11205-020-02277-z>
- Eberhardt, M. & Bond, S., (2009). Cross-section Dependence in Non-stationary Panel Models: A Novel Estimator. University Library of Munich.
- Eberhardt, M., & Teal, F., (2010). Productivity Analysis in Global Manufacturing Production. *Discussion Paper* 515. Department of Economics, University of Oxford.
- Im, K. S., Peseran, M. H., & Shin, Y., (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, 115, 53-74.
- Juhn, C., Ujhelyi, G. et Villegas-Sanchez, C., (2013). Trade liberalization and gender inequality. *The American Economic Review*, 103(3), 269-273.
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90, pp. 1-44.
- Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M., (2010). The Worldwide Governance Indicators: Methodology and Analytical Issues. *Policy Research Working Paper*, No. WPS 5430. World Bank.
- Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M., (2007). Governance Matters VI: Aggregate and Individual Governance Indicators for 1996-2006. *World Bank Policy Research Working Paper*, No. 4280. Washington, D.C.

-
- Kaushik, B., & Lòpez-Calva, L. F. (2011). Functionings and Capabilities. In K. J. Arrow, A. Sen, & K. Suzumura (Eds.), *Handbook of Social Choice and Welfare* (Vol. 2, pp. 153–187). Amsterdam: Elsevier B.V. [https://doi.org/10.1016/S0169-7218\(10\)00016-X](https://doi.org/10.1016/S0169-7218(10)00016-X)
- Keho, Y., (2020). Causal links between foreign direct investment and import demand in ECOWAS Countries: A view through meta-analysis. *Journal of Economics and International Finance*, 12(1), pp. 1-5.
- Keho, Y., (2018). Economic Growth of ECOWAS Countries and the Validity of Kaldor's First Law. *Journal of Global Economics*, 6, 291, doi: 10.4172/2375-4389.1000291.
- Kemal, A. R. (1994). Structural adjustment, employment, income distribution and poverty. *The Pakistan Development Review*, 33, 901-914.
- Klasen, S., & Lamanna, F., (2009). The impact of gender inequality in education and employment on economic growth: new evidence for a panel of countries. *Feminist Economics* 15(3), 91-132.
- Klasen, S. & Wink, C., (2003). Missing women: revisiting the debate. *Feminist Economics* 9, 263-299
- Morita, S., & Zaelke, D., (2005). Rule of Law, Good Governance, and Sustainable Development. Proceedings of the Seventh International Conference on Environmental Compliance and Enforcement, April 9-15.
- Naeem, A. & Hyder, K. (2006), "Gender inequality and trade liberalization: A case study of Pakistan. *Forman Journal of Economics Studies*, 2, 28-38
- North, D., (1990). *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*, Cambridge University Press.
- OCDE (2017), *Better governance for gender equality*. <http://oecd/gender-gov>.
- Pedroni, P., (1999). Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, S1, 61, 653-670
- Pesaran, M. H., (2015). Testing Weak Cross-Sectional Dependence in Large Panels. *Econometric Reviews*, 34: 1089-1117.
- Pesaran, M. H (2007). A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22, 265-312.
- Pesaran, M. H., (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. *Cesifo Working Paper Series*, No. 1229, IZA Discussion Paper No. 1240.
- Pesaran, M. H., & Smith, R., (1995). Estimating Long-Run Relationship from Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, 68, 79-113.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R., (1999). Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94, 621-634.
- Pesaran, M.H., Ullah, A., & Yamagata, T., (2008). A bias-adjusted LM test of error cross-section independence. *The Econometrics Journal*, 11, 105-127.
- Pesaran, M.H., & Yamagata, T., (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142, 50-93.

Rao A., & Kelleher, D. (2003). Institutions, Organisations and Gender Equality in an Era of Globalisation. *Gender and Development*, 11, No.1, May.

Rodgers, W. (2008). African American and white differences in the impacts of monetary policy on the duration of unemployment. *American Economic Review*, 98(2), 382-386

Sia, D., Tchouaket, E. N., Hajizadeh, M., Karemere, H., Onadja, Y., et Nandi, A., (2020). The effect of gender inequality on HIV incidence in Sub-Saharan Africa. *Public Health*, 182, 56-63.

Shahbaz, M., Ahmed, K., Nawaz, K., & Ali, A., (2019). Modelling the gender inequality in Pakistan: A macroeconomic perspective. *MPRA Paper*, No. 97502.

Stevens, C., (2010). Are Women the Key to Sustainable Development? Sustainable Development Knowledge Partnership (SDKP), USA.

Swamy, P.A.V.B., (1970). Efficient inference in a random coefficient regression model. *Econometrica* 38, 311-323.

Thorbecke, W. (1999). "Further evidence on the distributional effects of disinflationary monetary policy", *The Jerome Levy Economics Institute Working Paper* No. 264.

UNIFEM & PNUD (2010), *Corruption, Accountability and Gender: Understanding the Connections*, primers in gender and democratic governance.

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