

Les inégalités d'éducation selon le genre en Afrique : les retombées sur la croissance et le développement.

Education gender inequality in Africa: the implication on economic growth and development.

Said KACI¹, Wissam LARIB²

¹ Docteur en sciences économiques, Faculté des sciences économiques, commerciales et des sciences de gestion, Laboratoire d'Economie et Développement, Université de Bejaia. (Algérie), Email said.kaci@univ-bejaia.dz

² Doctorante en sciences de gestion, Laboratoire du Grand Maghreb Economie et Société, Université de Jijel (Algérie), Email wissam.larib@univ-jijel.d

Date de réception : 10/11/2024 ; Date d'acceptation : 25/11/2024 ; Date de publication : 16/12/2024

Résumé:

Ce papier a pour objectif d'évaluer l'impact des inégalités d'éducation hommes/femmes sur la croissance et le développement durable en Afrique. Dans ce sens, nous avons estimé un modèle en données de panel sur un échantillon de 23 pays africains sur la période 1990-2023. A travers cette estimation nous avons mesuré, en premier lieu, l'effet de l'indice d'inégalité selon le genre (GII) dans l'enseignement primaire et secondaire et de l'indice de disparité selon le genre (GPI) sur la croissance (évolution du PIB) ; puis, en second lieu, sur le développement (évolution de l'indice de l'épargne nette ajustée). Nous avons utilisé la méthode Fully-Modified Ordinary Least Squares (FMOLS) et la méthode Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) pour l'estimation. Les résultats montrent qu'il y a un effet défavorable des disparités d'éducation liées au genre sur la croissance et le développement en Afrique. En effet, L'indice GII dispose d'un effet négatif et significatif sur l'évolution du PIB. Tandis que, l'indice des inégalités (GPI) dispose d'un effet négatif et significatif sur le développement durable.

Mots-clés : Développement durable ; croissance économique ; capital humain ; inégalités scolaires hommes/femmes ; Afrique.

Codes de classification Jel : O11 ; O47 ; I24 ; I25 ; C33.

Abstract :

The purpose of this paper is to assess the impact of gender-based education inequalities on economic growth and sustainable development in Africa. Indeed, we estimated a panel data model on a sample of 23 African countries over the period 1990-2022.

Through this estimation we assess the impact of the gender inequality index (GII) and the gender parity index at the primary and secondary level (GPI) on growth (evolution of GDP) and development (evolution of the adjusted net savings index). We used two estimation methods; Fully-Modified Ordinary Least Squares (FMOLS) and Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS). The results show that there is a negative correlation between educational gender inequalities and growth and sustainable development in Africa. The index of socio-economic gender inequalities (GII) has a significant negative impact on GDP growth at both primary and secondary level. (GPI) has a negative and significant impact on the evolution of the development index.

Keywords: Sustainable development; Economic growth; Human capital; Education gender inequality; Africa.

Jel Classification Codes: O11; O47 ; I24 ; I25 ; C33.

Comment citer cet article par la méthode APA :

Said KACI, Wissam LARIB (2024), les inégalités d'éducation selon le genre en Afrique : les retombées sur la croissance et le développement, Economic Researcher Review Volume 12(2), Algérie, Université 20 Août 1955- Skikda. pp: 306.-318

1. Introduction

L'éducation est au centre du mécanisme de la croissance endogène. La plupart des études démontrent que le capital humain est le levier principal de la soutenabilité de la croissance à long terme. Cependant, plusieurs difficultés peuvent aller à l'encontre de cette dynamique. Parmi les contraintes majeures de l'insertion efficace du capital humain dans l'activité économique est celui de la présence d'inégalité d'éducation hommes/femmes. Ce dernier, réduit fortement les capacités du capital humain et peut compromettre les processus de croissance et de développement.

D'après les évaluations de l'UNESCO de l'état d'éducation en Afrique, le taux d'alphabétisation des femmes âgées de plus de 15 ans est de 61% tandis que celui des hommes s'élève à 74% (UNESCO, 2023, p. 15). Ce qui montre la présence d'inégalités scolaires significatives. D'une part, cette dernière peut pénaliser le processus de formation du capital humain, ce qui limitera le potentiel productif de la population. D'autre part, cette inégalité scolaire peut se prolonger à une inégalité socio-économique qui peut avoir des retombées négatifs, non seulement sur le potentiel productif et le bien être des femmes, mais aussi sur le processus du développement de la nation.

Ce travail est articulé autour de la question directrice suivante : quel est l'impact des inégalités scolaires selon le genre sur la croissance et le développement en Afrique ?

Afin de répondre à cette question nous avons structuré notre analyse autour de deux volets. En premier lieu, il s'agit de cerner empiriquement les retombées des inégalités d'éducation selon le genre sur l'évolution du produit intérieur brute réel. Le second consiste à mesurer l'effet de cette même inégalité sur l'indice de développement durable (épargne nette ajustée). Nous avons pris l'indice de disparité selon le genre au niveau primaire et secondaire (GPI) comme indice mesurant l'inégalité scolaire selon le genre. Nous avons pris également l'indice d'inégalité de genre (GII). Nous considérons ce dernier, qui mesure les inégalités socio-économiques, comme un prolongement d'inégalités scolaires. Dans notre modèle empirique, la croissance économique est mesurée par l'évolution du produit intérieur brute et le développement durable est mesuré par l'indice composite de l'épargne nette ajustée.

L'étude porte sur la période 1990-2020 sur un échantillon de 23 pays d'Afrique.

L'estimation est effectuée à l'aide d'une modélisation en données de panel. Nous utilisons les deux méthodes Fully-Modified Ordinary Least Squares (FMOLS) et Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) pour effectuer l'analyse empirique. Cette dernière est déroulée en deux étapes ; la première consiste à estimer une fonction de production augmentée au capital humain et des indices d'inégalité (GII et GPI). La seconde étape consiste à estimer une fonction qui analyse l'impact de ces indices ainsi que les déterminants de la croissance (capital physique, capital humain et emplois) sur la variable épargne nette ajustée.

2. Revue de littérature

Il est largement admis dans la littérature que l'inégalité d'éducation selon le genre affecte négativement la croissance et le développement (Dollar & Gatti, 1999, p. 9). Des études comme celles de (Klasen, 2002, p. 350), (Yamarik & Ghosh, 2003, p. 17), (Klasen & Lamanna, 2009, p. 13), (Calvalcanti & Tavares, 2007) ont montré que le faible niveau d'éducation chez les femmes entrave la formation du capital humain et donc le développement à long terme. Les inégalités d'éducation se prolonge vers des inégalités d'emplois, en effet, que ces inégalités d'emplois implique des effets démographiques qui impactent négativement la croissance.

(Knowels & Al, 2002, p. 122) indiquent que la productivité marginale du capital chez femme est supérieure à celle des hommes. D'une part, la présence d'inégalité d'éducation selon le genre implique qu'un effort affirmé pour réduire cette inégalité va se traduire par une hausse significative du stock du capital humain. D'autre part, l'amélioration du niveau d'éducation chez femmes permet

de réduire le taux de mortalité infantile (Galor & Weil, 1996, p. 380), (Lagerlof, 1999, p. 21) et (King, Klasen, & Porter, 2008, p. 14).

(Mehrunisa & Al, 2016, p. 32) indiquent que la présence d'inégalité scolaire au niveau de l'enseignement supérieur a des implications négatives plus sévère que celle des inégalités au niveau primaire sur la croissance. Car l'accès à des postes d'emplois hautement rémunéré et aussi l'accès aux centres de décision sont associés en générale à des niveaux d'éducation élevés.

(Klasen & Lamanna, 2009, p. 352) ont montré, dans une analyse portant sur un panel de pays en voie de développement sur la période 1960-2000, que la présence d'inégalités de genre dans l'éducation affecte négativement et significativement la croissance économique.

(Oztunk & Al, 2015, p. 357), dans une analyse sur un échantillon de pays de la région de l'Asie-Pacifique, montrent que la hausse du niveau d'éducation chez les femmes contribue à l'amélioration du niveau de la croissance à long terme. En effet, un niveau élevé d'éducation chez les femmes correspond, en générale, à une société avec un stock important du capital humain, ce qui implique des gains de productivité soutenus à long terme.

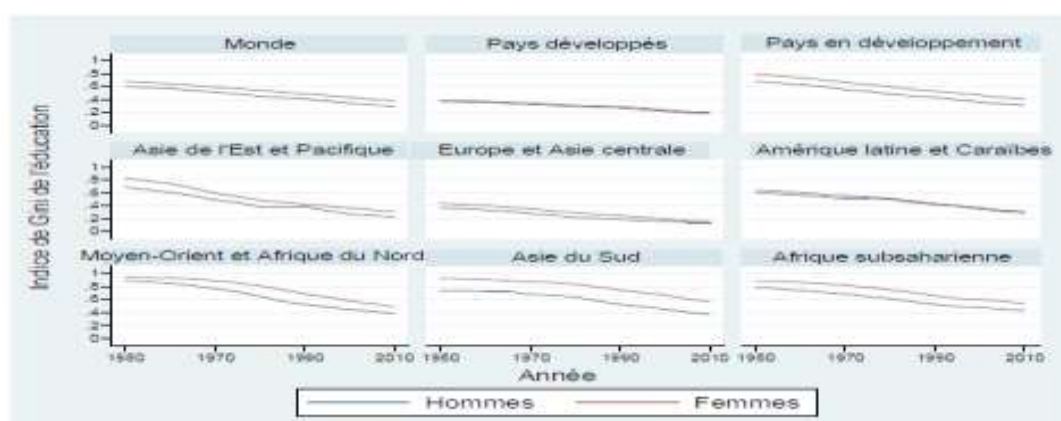
L'étude de (Amin, Kuntchev, & Schmidt, 2015, p. 25) sur un échantillon de 107 pays montre que les inégalités d'éducation selon le genre sont associées souvent à des niveaux inférieurs de la croissance économique, notamment dans les pays à bas revenu.

(Wycliffe, 2023, p. 1310) indique que les inégalités du genre et de la ségrégation contrarie la croissance en Afrique sub-saharien. Cependant, leurs effets sur la croissance via les politiques économiques sont notables.

3. Evolution des inégalités d'éducation selon le genre en Afrique

Dans cette section nous présentons l'évolution de quelques indices d'inégalité selon le genre en Afrique.

Graphe N°1 : Evolution de l'indice de GINI de l'éducation selon le genre



Source : (Benaabdelaali, 2017, p. 67)

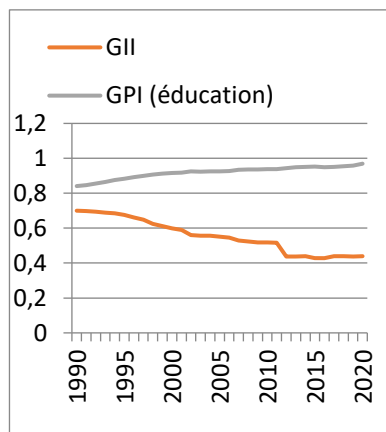
Le graphe présente une évolution hétérogène, dans les différentes régions, concernant les inégalités d'éducation selon le genre. Cependant, l'évolution générale de cette inégalité montre une tendance vers la baisse dans toutes les régions du monde. Les pays développés présentent un écart d'éducation selon le genre quasiment nul. Cependant, dans les régions de l'Asie du sud, MENA et Afrique subsaharienne l'écart est plus important.

En effet, nous constatons que dans les régions à haut revenu, où la pauvreté et les conflits sont quasi-absents, l'écart d'éducation selon le genre a quasiment disparu, contrairement aux régions moins développées où cet écart persiste encore malgré qu'il suive une tendance baissière.

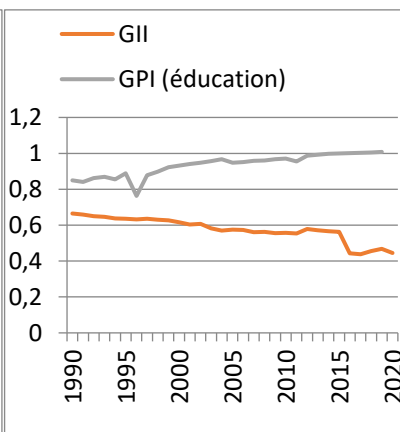
Graphe n°2 : Evolution de l'indice de disparité selon le genre (éducation) (IGG) et de l'indice d'inégalité selon le genre (IIG)

Pays à haut revenu

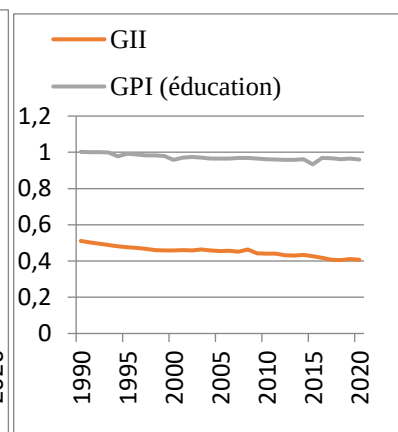
Afrique du sud



Egypte

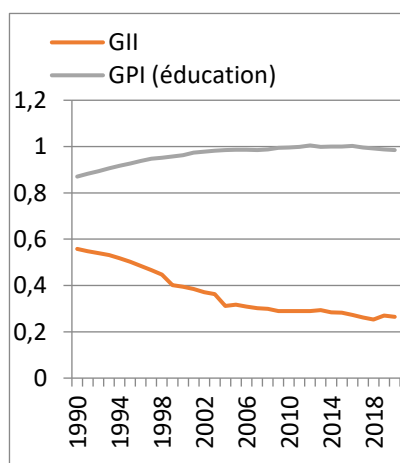


Algérie

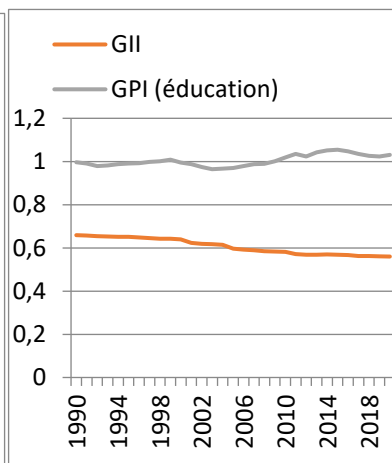


Pays à revenu moyen

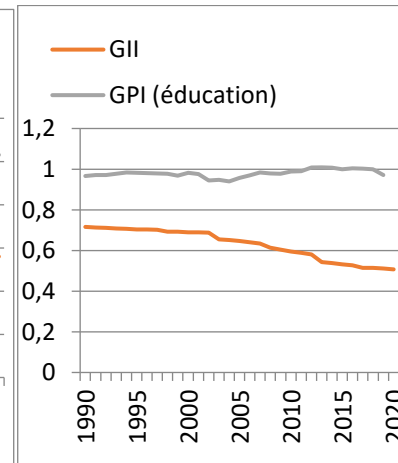
Kenya



Tanzanie

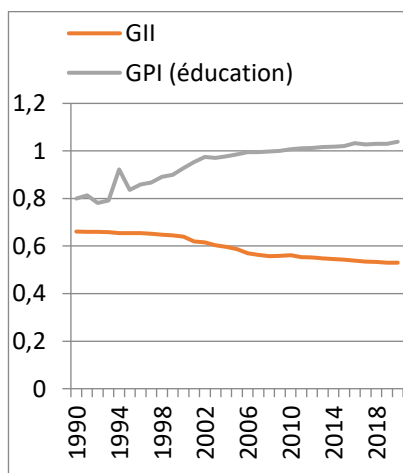


Tunisie

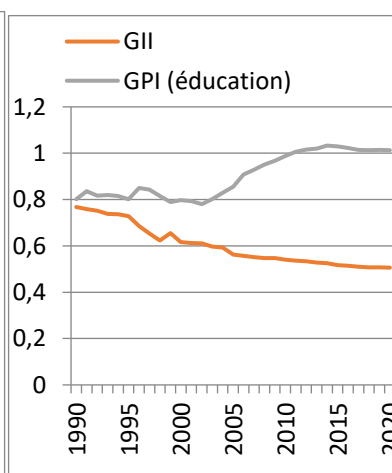


Pays à faible revenu

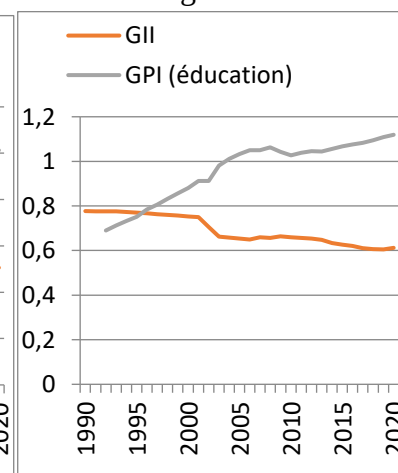
Gambie



Burundi



Ouganda



Source : (World Bank, 2023)

Le graphe présente l'évolution de l'indice de disparité selon le genre (éducation au niveau primaire et secondaire) (GPI) et de l'indice d'inégalité selon le genre (GII).

GPI : Gender Parity Index au niveau primaire et au niveau secondaire. Il mesure l'inégalité d'éducation selon le genre. Il est calculé par le ratio de nombre de femmes accédant à un niveau d'étude particulier (primaire et secondaire) sur le nombre d'homme accédant à ce même niveau. C'est un indice, développé par l'UNESCO, afin de mesurer les inégalités d'accès à l'éducation selon le genre. Une valeur nettement inférieure à un de cet indice indique la présence d'inégalité d'éducation qui défavorise l'accès des femmes à l'éducation.

Nous remarquons une tendance à la baisse de l'inégalité scolaire dans l'ensemble des pays. Dans les pays à haut et à moyen revenu cette inégalité est réduite d'une façon significative à partir du début des années 2000, tandis que dans les pays à faible revenu cette réduction significative est parvenue à partir de 2010.

GII : Gender Inequality Index. C'est un indice socioéconomique qui mesure les inégalités qui touchent les femmes. Il repose sur trois dimensions ; la première est l'accès à la santé. La deuxième dimension est l'autonomisation. La troisième dimension est celle de l'intégration professionnelle des femmes. Une valeur de l'indice proche de 0 indique une faible présence d'inégalité.

Les pays à haut revenu paraient réaliser un meilleur score de cet indice par rapport aux pays à moyen et à faible revenu (à l'exception de la Tunisie). Cependant, l'écart par rapport aux pays développés reste très significatif. En effet, malgré la convergence de cet indice vers sa valeur minimale, les politiques économique-sociale des pays d'Afrique présentent une sous performance notable.

4. L'estimation de l'effet des inégalités d'éducation selon le genre sur la croissance

Dans cette section nous mesurons l'impact des inégalités genrées sur la croissance en Afrique via une estimation en données de panel.

4.1 La stratégie empirique

Dans cette partie nous estimons une fonction de production augmentée au capital humain et aux indices d'inégalités du genre sur un panel de 23 pays Africain sur la période 1990-2022.

Le modèle dynamique à estimer est formulé comme suit :

$$GDP = f(Capital, CH, EMP, GPI, GII)$$

Avec

GDP : représente le PIB réel en dollars constant (2015).

Capital : Représente le capital physique en dollars constant.

CH : Représente le capital humain. Il correspond au nombre moyen d'années d'étude par habitant pour la population de +15 ans.

EMP : Représente la population active.

GPI : Gender Parity Index au niveau primaire et au niveau secondaire.

GII : Gender Inequality Index.

Les séries GDP, Capital, EMP, GPI et GII sont tirées à partir de la base de données de la banque mondiale (2023).

La série du capital humain est issue à partir la base de données de Barro et Lee (2021).

Nous appliquons la fonction logarithmique sur les variables du modèle afin de réduire les grands écarts.

$$\begin{aligned} \text{Log}(GPD) = & C + \alpha_1 \text{Log}(\text{Capital}) + \alpha_2 \text{Log}(CH) + \alpha_3 \text{Log}(EMP) + \alpha_4 \text{Log}(GPI) \\ & + \alpha_5 \text{Log}(GII) \end{aligned}$$

La première étape de l'analyse empirique consiste à étudier la stationnarité des variables du modèle. En effet, l'hypothèse que les séries sont éventuellement cointégrées à long terme est due aux résultats de l'analyse de la présence des racines unitaires dans les séries.

Pour voir si les variables disposent d'une racine unitaire, nous avons utilisé plusieurs tests de stationnarité : test Im, test PP, test ADF et le test Hadri car ils sont les mieux adaptés aux données de panel déséquilibrés (Mignon & Hurlin, 2005, p. 27).

Afin d'examiner l'existence d'une combinaison linéaire à long terme entre les variables qui dispose d'une racine unitaire. La deuxième étape de l'analyse consiste à effectuer le test de cointégration. Nous appliquons les deux tests (Pedroni, 1999) et (Kao, 1999) afin de tester une éventuelle cointégration entre les variables du modèle. Ces deux tests sont adaptés à la fois pour les panels homogènes et hétérogènes.

La dernière étape consiste à estimer les coefficients de long terme qui relie les variables explicatives du modèle à la variable endogène. (Pedroni, 1999) recommande la méthode Fully Modified Least Square (FMOLS) pour estimer les paramètres d'une relation de cointégration. Nous utilisons également la méthode Dynamic Ordinary Least Square (DOLS). En effet, les deux méthodes sont efficaces et adaptées pour l'estimation des modèles en données de panel.

4. 2 Etude de stationnarité des séries

Nous avons appliqué le test de stationnarité sur le modèle avec constante. Le retard optimal est déterminé à partir du critère Schwarz (Sic).

Tableau n°1 : résultats du test de stationnarité en niveau

	LLC	IPS	ADF-F	PP-F	Hadri-Z stat
<i>LGDP</i>	-1,8511 (0.0321)**	4.7964 (1.0000)	16.7606 (1.0000)	15.9764 (1.0000)	17.4591 (0.0000)
<i>LCapital</i>	0.73071 (0.7675)	7.75355 (1.0000)	20.4655 (0.9996)	47.8095 (0.3991)	16.9988 (0.0000)
<i>LCH</i>	-2.6842 (0.0036)*	3.44225 (0.9997)	13.9607 (1.0000)	16.8523 (1.0000)	16.0475 (0.0000)
<i>LEMP</i>	-2.91451 (0.0018)*	1.89417 (0.9709)	48.0750 (0.3888)	113.85 (0.00)*	16.5858 (0.00)
<i>LGPI</i>	-4.7770 (0.00)*	-1.73919 (0.041)**	69.1859 (0.009)*	149.615 (0.00)*	22.6119 (0.00)
<i>LGII</i>	-0.6550 (0.3220)	3.37256 (1.00)	21.9421 (0.9997)	12.583 (1.00)	42.4174 (0.00)

() Indique la P-value associé au paramètre.

* Indique que le paramètre est significatif au seuil de 1%.

** Le paramètre est significatif au seuil critique de 5%.

Source : Etabli avec Eviews 12.

Les tests de stationnarité appliqués montrent, qu'à l'exception de la variable LGPI, l'ensemble des variables disposent d'une racine unitaire, ils sont donc non stationnaires en niveau.

Tableau n°2 : résultats du test de stationnarité en première différence

	LLC	IPS	ADF-F	PP-F	Hadri Z-stat
<i>Di(LGPD)</i>	-2.38406 (0.0086)*	-6.72587 (0.0000)*	133.917 (0.0000)*	250.164 (0.0000)*	2.9925 (0.0014)
<i>Di(LCapital)</i>	-2.61331 (0.0045)*	-2.89742 (0.0019)*	79.0343 (0.0018)*	69.4503 (0.0143)*	8.6641 (0.0000)
<i>Di(LCH)</i>	-13.0765 (0.00)*	-11.0146 (0.00)*	142.890 (0.00)*	324.535 (0.00)*	1.83879 (0.032)
<i>Di(LEMP)</i>	-1.1821 (0.1188)	-4.64554 (0.00)*	132.602 (0.00)*	173.377 (0.00)*	6.5615 (0.00)
<i>Di(LGII)</i>	-5.3578 (0.00)*	-9.1328 (0.00)*	175.633 (0.00)*	356.140 (0.00)*	0.8154 (0.1880)*

* Indique que le paramètre est significatif au seuil de 1%.

**Le paramètre est significatif au seuil critique de 5%.

Source : Etabli avec Eviews 12.

Les variables LGPD, LCapital, LCH, LEMP et LGII sont stationnaire en première différence.

En effet, les résultats préconisent que les variables sont cointégrées sur le long terme.

4. 3 Test de cointégration

Nous appliquons les deux tests de cointégration Pedroni et Kao pour détecter une éventuelle cointégration entre les variables.

Tableau n°3 : test de cointégration de Pedroni

		Statistique	Proba.	Statistique	Proba.
Panel-V statistique		-0.054846	0.5219	-1.072094	0.8582
Panel-RHO statistique		0.259313	0.6023	-0.179925	0.4286
Panel-pp Statistique		-2.809028	0.0025*	-3.135968	0.0009*
Panel-adf Statistique		-3.581416	0.0002*	-3.349307	0.0004*
Alternative hypothesis					
		Statistique	Proba.		
Group-RHOstatistique		2.002727	0.9794		
Group-pp-statistique		-3.310344	0.0005 *		
Group-adf-Statistique		-3.757862	0.0001 *		

* Indique que le paramètre est significatif au seuil de 1%.

Source : Etabli sous Eviews 12.

Le test de Pedroni montre que les deux paramètres Panel V statistic et Panel rho acceptent l'hypothèse nulle de non cointégration des paramètres Tandis que les deux tests Panel PP statistic et Panel ADF statistic rejettent l'hypothèse nulle de non cointégration.

Afin d'avoir une meilleure précision nous appliquons de Kao.

Tableau n°4 : test de cointégration de Kao

	student-Statistic	Probz
Dicky-fuller	-2,88	0.0020
Variance résiduelle	0,0013	
Variance hac	0,0017	

Source : Etabli sous Eviews 12.

Donc d'après les résultats nous confirmons la présence de cointégration entre les variables. L'estimation est réalisée par les deux méthodes DOLS et FMOLS.

4. 4 Estimation du modèle DOLS et FMOLS

Tableau n°5: résultats de l'estimation

	DOLS	FMOLS
Lcapital	0.209570 [4.567579] (0.0000)**	0.382989 [9.316733] (0.0000)**
LCH	0.045778 [0.787438] (0.4325)	-0.040869 [-0.64214] (0.5211)
LEMP	0.845281 [6.030320] (0.0000)**	0.767512 [9.218251] (0.0000)**
LGII	-0.458384 [-3.183008] (0.0018)**	-0.462856 [-4.908187] (0.0000)**
LGPI	-0.109229 [-0.801881] (0.4241)	-0.044996 [-0.452595] (0.6510)

[] Mentionne la T-statistique associé à chaque paramètre.

() Mentionne la P-value associé à chaque paramètre.

* Indique que le paramètre est significatif au seuil de 1%.

Source : Etabli sous Eviews 12.

Statistiquement, nous remarquons que les deux méthodes d'estimation DOLS et FMOLS présentent des résultats proches.

L'estimation montre un effet négatif et significatif de l'indice d'inégalité selon le genre (GII) sur la croissance. Une augmentation de 1% de cet indice implique la réduction du PIB réel à l'ordre de 0,46%. De nombreux mécanismes peuvent expliquer cet effet ; la présence d'inégalité d'éducation selon le genre peut se prolonger vers une inégalité d'emploi. Ce qui entrave l'intégration efficace des femmes dans le monde professionnel, les femmes sont contraintes d'occuper des positions défavorables et mal rémunérées dans le marché de travail ce qui réduit leur contribution à l'activité économique.

L'inégalité d'éducation en niveau primaire et secondaire dispose d'un effet négatif et non significatif sur le PIB réel. Ce résultat peut s'expliquer du fait que le mécanisme de création de richesse, dans les pays de notre échantillon, n'absorbe pas efficacement le capital humain, d'ailleurs ce dernier dispose aussi d'un effet positif et non significatif sur le PIB réel.

A l'inverse de ce qui est indiqué pour la variable capital humain, l'investissement physique et l'emploi joue un rôle positif et significatif dans la croissance. La dynamique création de la valeur ajoutée en

Afrique paraît être extensive, il se base sur le flux d'investissement physique. L'absence d'effet significatif du capital humain pourrait s'expliquer par la faible dotation des technologies productives dans le processus de production dans les pays de notre échantillon.

5. L'estimation de l'effet des inégalités d'éducation sur le développement

Nous estimons un deuxième modèle qui permet de mesurer l'effet des variables exogènes (capital, emplois, GPI et GII) sur la variable qui mesure le niveau de développement qui est l'épargne nette ajusté (ENA).

L'équation à estimer est donnée comme suit :

$$ENA = f(Capital, EMP, GPI, GII)$$

Avec ENA : Epargne nette ajustée. Il est un indicateur de développement conçu par la Banque Mondiale. Il mesure le niveau de variation du capital économique du pays (physique, humain et naturelle) dans un cycle de production.

$$ENA = C + \alpha_1 Capital + \alpha_2 EMP + \alpha_3 GPI + \alpha_4 GII$$

5.1 Test de cointégration

Tableau n°6 : test de cointégration de Pedroni

	Statistique	Proba.	Statistique	Proba.
Panel-V statistique	-1,6838	0,9539	-2,3511	0,9906
Panel-RHO statistique	-1,9588	0,025*	-0,6968*	0.0035*
Panel-pp Statistique	-7,8675	0,000*	-7,9574	0.000*
Panel-adf Statistique	-4,4098	0.000*	-4,1370	0.000*
Alternative hypothesis				
	Statistique	Proba.		
Group-RHO statistique	-1,0472	0,1475		
Group-pp-statistique	-9,4269	0.0000 *		
Group-adf-Statistique	-4,0426	0.0000 *		

* La signification du paramètre est au seuil de 1%.

** La signification du paramètre est au seuil de 5%.

Source : Etabli sous Eviews 12

L'application du test de cointégration de Pedroni permet d'accepter l'hypothèse que les variables sont reliées à long terme.

5. 2 Estimation du modèle DOLS et FMOLS

Tableau n°7 : résultats de l'estimation

	DOLS	FMOLS
Capital	4.463167 [1.532800] (0.1259)	5.117156 [1.699865] (0.0898)***
EMP	21.50340 [3.478222] (0.0005)**	22.71523 [3.480536] (0.0005)**
GII	10.55077 [1.419954] (0.1562)	11.73654 [1.587600] (0.1130)
GPI	-12.30492 [-1.995961] (0.0415)**	-15.30435 [-2.184314] (0.0294)**

[] Mentionne la T-statistique associé à chaque paramètre.

() Mentionne la P-value associé à chaque paramètre.

* Le paramètre est significatif à 1%.

** Le paramètre est significatif à 5%.

***Le paramètre est significatif à 10%.

Source : réalisé sous Eviews 12.

Les deux techniques d'estimation semblent fournir des résultats statistiquement proches.

L'effet d'inégalité de genre d'éducation en niveau primaire et secondaire est négatif et significatif sur le niveau du développement en Afrique. Tandis que l'impact de l'indice d'inégalité socioéconomique paraît être non significatif. L'inégalité d'éducation affecte négativement à long terme la formation du capital humain, acteur fondamentale du développement durable.

A cet effet, (Galor & Weil, 1996), (Lagerlof, 1999) et (King, Klasen, & Porter, 2008) soulignent que l'amélioration du niveau d'éducation des femmes contribue à renforcer le niveau d'éducation des générations à venir du fait qu'elle permet de réduire le taux de mortalité infantile comme elle permet d'encourager l'amélioration du taux de scolarisation des enfants notamment les filles.

Egalement une meilleure éducation des filles peut être associée à des améliorations dans divers indicateurs sociaux-économiques.

L'investissement dans le capital physique et l'emploi dispose d'un effet positif et significatif sur le développement, du fait que ces dernières représentent les principales sources de la croissance en Afrique.

Pour réduire l'effet négatif des inégalités, les pays d'Afrique pourraient envisager plusieurs politiques d'éducation :

Accès universel à l'éducation primaire et secondaire : Assurer que tous les enfants, indépendamment du genre, ont accès à une éducation de base de qualité. Cela peut impliquer la construction d'écoles dans les zones rurales ou marginalisées.

Élimination des obstacles financiers : Mettre en œuvre des politiques dans le but de diminuer les coûts directs et indirects de l'éducation. Des Aides scolaires doivent être déployées pour aider les familles à faible revenu à envoyer leurs enfants à l'école.

Promotion de la mixité dans l'enseignement : Encourager la participation des filles dans les domaines où elles sont sous-représentées, tels que les sciences techniques susceptible d'offrir de compétence pour l'innovation.

Formation et recrutement d'enseignants qualifiés et sensibilisés au genre : Assurer que les enseignants sont formés pour reconnaître et traiter les stéréotypes de genre en classe, et pour fournir un soutien égal et individualisé à tous les élèves, quel que soit leur genre.

Investissement dans les infrastructures éducatives : Améliorer les infrastructures scolaires pour garantir un environnement d'apprentissage sûr et propice, en particulier dans les zones rurales et reculées où les filles sont souvent désavantagées en raison du manque d'infrastructures.

6. Conclusion

La présence d'inégalité de genre dans l'éducation est l'un des défis majeurs auxquels l'Afrique est confrontée dans sa quête de croissance et de développement durable. Malgré les progrès réalisés au fil des ans dans l'accès à l'éducation, les écarts du genre persistent encore et poursuit son entrave des perspectives de la croissance et le développement. Dans ce travail, à travers une modélisation en données de panel sur 23 pays d'Afrique, nous avons démontré l'impact négatif des écarts d'éducation genré sur la croissance et le développement. L'indice des inégalités socioéconomique du genre dispose d'un effet négatif et significatif sur l'évolution du PIB et l'indice des inégalités d'éducation selon le genre au niveau primaire et secondaire a un impact négatif et significatif sur l'évolution de l'indice de développement « Epargne nette ajustée ».

La présence de cette inégalité contrarie non seulement le potentiel des femmes africaines, mais elle dispose de retombées négatives sur toute l'appareil productives de la région ce qui entrave le développement en Afrique.

Les Etats doivent s'engager dans des politiques d'éducation qui permettent de réduire les écarts d'éducation femmes-hommes à l'éducation. Ces efforts doivent être complétés avec des politiques économiques et sociales qui permettent une meilleure insertion des femmes dans la dynamique socio-économique afin d'avoir des effets d'entraînement sur le développement durable en Afrique.

7. Bibliographie

- Benaabdelaali, W. (2017). The effect of education inequality on economic development. *Phd Theis*. University of Toulon. France
- Ferrant, G. (2015). How do gender inequalities hinder development? Cross-countries evidence. *Annals of Economics and Statistics* n°117-118. *Special issue on the Economics of Gender*, 313-352.
- Galor, & Weil. (1996). The Gender Gap, Fertility, and Growth. *American Economic Review* 86, 374-387.
- Gatti, & Dollar. (1999). *inégalités du genre, revenue et croissance: est ce c'est le bon temps pour les femmes?*. Rapport de la banque mondiale.
- King, E., Klasen, S., & Porter, M. (2008). *Gender and Development*. Copenhagen: Mimiographed Word Bank.
- Klasen, & Lamanna. (2009). Impact des inégalités du genre de l'emploi et de l'éducation sur la croissance économique: analyse en données de panel. *Feminist Economics*, 91-132.
- Knowels, & Al. (2002). Are Educational Gender Gaps a Brake on Economic Development?. *Oxford Economic Paper*, 118-149.
- Lagerlof, P. (1999). *Gender Inequality, Fertility, and Growth*. Mimiographed, university of Sydney.

Oztunk, H., & Al. (2015). Effects of female education on economic growth. *Educational Sciences: Theory and Practice* 15(2), 349-357.

UNESCO. (2023). *Rapport inégalité d'éducation selon le genre*. <https://www.unesco.org/fr>.

World Bank. (2023). *Data*. <https://donnees.banquemondiale.org/>.

Wycliffe, A. (2023). PLS analysis of gender-inequality; occupational-segregation; and economic growth. *Regional Science Policy and Practice* issue 15, 1299-1316.

Yamarik, & Ghosh. (2003). *Is female education productive? A reassessment*. Memiographed Medford: Tufts university.

8. Annexe

I. Estimation du modèle 1 :

FMOLS

<u>Dependent Variable:</u> LGDP <u>Method:</u> Panel Fully Modified Least Squares (FMOLS) <u>Date:</u> 02/07/24 <u>Time:</u> 15:46 <u>Sample (adjusted):</u> 1991 2023 <u>Periods included:</u> 32 <u>Cross-sections included:</u> 23 Total panel (<u>unbalanced</u>) observations: 736 <u>Panel method:</u> Pooled estimation <u>Cointegrating equation deterministics:</u> C Coefficient covariance computed using default method Long-run covariance estimates (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth) Warning: one more <u>more cross-sections</u> have been dropped due to <u>estimation errors</u>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LCAPITAL	0.382989	0.041108	9.316733	0.0000
LCH	-0.040869	0.063645	-0.642140	0.5211
LEMP	0.767512	0.083260	9.218251	0.0000
LGII	-0.462856	0.094303	-4.908187	0.0000
LGPI	-0.044996	0.099418	-0.452595	0.6510
R-squared	0.996872	<u>Mean dependent var</u>		23.62837
Adjusted R-squared	0.996705	<u>S.D. dependent var</u>		1.551099
S.E. of regression	0.089031	<u>Sum squared resid</u>		4.026693
Long-run variance	0.020810			

DOLS

<u>Dependent Variable:</u> LGDP <u>Method:</u> Panel Dynamic Least Squares (DOLS) <u>Date:</u> 02/07/24 <u>Time:</u> 15:57 <u>Sample (adjusted):</u> 1992 2023 <u>Periods included:</u> 32 <u>Cross-sections included:</u> 23 Total panel (<u>unbalanced</u>) observations: 736 <u>Panel method:</u> Pooled estimation <u>Cointegrating equation deterministics:</u> C Fixed leads and lags specification (lead=1, lag=1) Coefficient covariance computed using default method Long-run variance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth) used for <u>coefficient covariances</u> Warning: one more <u>more cross-sections</u> have been dropped due to <u>estimation errors</u>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LCAPITAL	0.259570	0.056829	4.567579	0.0000
LCH	0.045778	0.058135	0.787438	0.4325
LEMP	0.845281	0.140172	6.030320	0.0000
LGII	-0.458384	0.144010	-3.183008	0.0018
LGPI	-0.109229	0.136217	-0.801881	0.4241
R-squared	0.999765	<u>Mean dependent var</u>		23.50407
Adjusted R-squared	0.999219	<u>S.D. dependent var</u>		1.538793
S.E. of regression	0.042997	<u>Sum squared resid</u>		0.232937
Long-run variance	0.000641			

II. Estimation du modèle 2 :

FMOLS

Dependent Variable: ENA				
Method: Panel Fully Modified Least Squares (FMOLS)				
Date: 02/08/24 Time: 13:58				
Sample (adjusted): 1991 2023				
Periods included: 32				
Cross-sections included: 23				
Total panel (unbalanced) observations: 736				
Panel method: Pooled estimation				
Cointegrating equation deterministics: C				
Coefficient covariance computed using default method				
Long-run covariance estimates (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LEMP	22.71523	6.526359	3.480536	0.0005
LCAPITAL	5.117156	3.010331	1.699865	0.0898
LGII	11.73654	7.392628	1.587600	0.1130
LGPI	-15.30435	7.006478	-2.184314	0.0294
R-squared	0.747679	Mean dependent var		2.512901
Adjusted R-squared	0.734453	S.D. dependent var		14.82094
S.E. of regression	7.637417	Sum squared resid		28931.75
Long-run variance	124.8394			

DOLS

Dependent Variable: ENA				
Method: Panel Dynamic Least Squares (DOLS)				
Date: 02/08/24 Time: 14:11				
Sample (adjusted): 1990 2023				
Periods included: 32				
Cross-sections included: 23				
Total panel (unbalanced) observations: 536				
Panel method: Pooled estimation				
Cointegrating equation deterministics: C				
Static OLS leads and lags specification				
Coefficient covariance computed using default method				
Long-run variance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth) used for coefficient covariances				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LEMP	21.50340	6.182296	3.478222	0.0005
LCAPITAL	4.463167	2.911775	1.532800	0.1259
LGII	10.55077	7.430356	1.419954	0.1562
LGPI	-12.30492	6.813504	-1.995961	0.0415
R-squared	0.749551	Mean dependent var		2.206624
Adjusted R-squared	0.737559	S.D. dependent var		14.91005
S.E. of regression	7.638267	Sum squared resid		31680.32
Long-run variance	140.4113			