

---

**N° 36 | 2025**  
**varia**

---

# **Protection sociale et inégalités de genre en milieu rural en Afrique subsaharienne**

**Hélène ALOUANGA**

---

**Édition électronique :**

**URL :**

<https://revue-rfse.numerev.com/articles/revue-36/3374-protection-sociale-et-inegalites-de-genre-en-milieu-rural-en-afrique-subsaharienne>

**ISSN :** 1966-6608

**Date de publication :** 25/08/2025

Cette publication est sous licence **CC BY-NC-ND** (Attribution - No commercial - No derivatives).

---

Pour **citer cette publication** : ALOUANGA, H. (2025) Protection sociale et inégalités de genre en milieu rural en Afrique subsaharienne . *Revue Française de Socio-Economie*, (36). <https://doi.org/10.34745/>

## Mots-clés :

---

### Article:

L'Afrique subsaharienne est l'une des régions en développement où les inégalités de genre sont les plus élevées Ambassa et al , 2024<sup>[1]</sup>. Ces inégalités sont encore plus flagrantes en Afrique rurale, affectant les droits des femmes et leur accès aux ressources<sup>[1]</sup>. Par conséquent, les femmes en particulier, sont celles qui souffrent le plus de l'inégalité entre les sexes et de la marginalisation sur le continent<sup>[2]</sup>. La majorité des femmes africaines vivent en zone rurale FAO, 2023<sup>[2]</sup>. Selon la FAO, elles jouent un rôle important dans l'économie rurale, où elles travaillent comme agricultrices, ouvrières ou entrepreneurs tout en assurant le bien-être de leurs familles, de leurs enfants et de leurs parents âgés, qu'elles nourrissent et dont elles prennent soin<sup>[3]</sup>. Par conséquent, elles participent à toutes les formes d'activités agricoles et autres<sup>[4]</sup>. Malgré leur rôle important, ces femmes rurales sont confrontées à d'importantes inégalités de genre, notamment en matière d'accès au marché du travail, au crédit, à la santé, à l'éducation, aux revenus, à l'autonomisation, aux ressources productives et à la terre<sup>[5]</sup>. Selon la FAO 2015<sup>[5]</sup>, les femmes des zones rurales ont généralement un accès limité au marché du travail par rapport aux hommes. En effet, selon la FAO 2020<sup>[6]</sup>, les femmes travaillant dans l'agriculture rurale sont plus susceptibles que les hommes d'être affectées par des emplois irréguliers, mal rémunérés ou non rémunérés dans l'économie informelle. De plus, leur lourde charge de travail domestique affecte également leur participation au marché du travail. En effet, elles ont souvent une charge de travail plus lourde que les hommes<sup>[6]</sup>. Elles consacrent entre 15 et 22 % de leur temps aux tâches ménagères, soit trois à sept fois plus que les hommes, ou travaillent entre huit et dix heures de plus par semaine que ces derniers<sup>[7]</sup>.

Les inégalités entre les sexes sont manifestes dans l'accès au financement et rendent difficile la création de petites entreprises pour les femmes Mbaye, 2023<sup>[8]</sup>. Selon la CEA 2014,<sup>[8]</sup> si la microfinance a ouvert certaines possibilités d'auto-emploi pour les femmes en milieu rural, y compris en dehors de l'agriculture<sup>[8]</sup>, les hommes ont tendance à bénéficier de prêts plus importants. L'utilisation des comptes mobiles a

également considérablement augmenté ces dernières années, atteignant 27 % pour les hommes et 20 % pour les femmes rurales [9].

Les écarts dans les services de santé et d'éducation sont plus flagrants dans les zones rurales que dans les zones urbaines Ambassa et al , 2024 [x]. En effet, en Afrique subsaharienne, 77 % des femmes des zones urbaines ont accès aux soins de santé maternelle, contre seulement 38 % des femmes des zones rurales PNUD , 2018 [x]. Les femmes des zones rurales ont généralement un accès limité à l'éducation FAO , 2015 [x]. En effet, elles ont souvent un niveau d'éducation limité, un faible taux d'alphabétisation et une mobilité restreinte FAO , 2020 [x]. Dans les pays où le secteur agricole est prédominant, comme en Afrique subsaharienne, les femmes sont plus susceptibles d'occuper des emplois non rémunérés ou faiblement rémunérés Ambassa et al , 2024 [x]. En effet, dans les zones rurales, les femmes gagnent en moyenne 25 % de moins que les hommes et travaillent généralement plus longtemps [10]. Par exemple, les agricultrices gagnent en moyenne moins que les hommes pour le même

travail, et l'écart de retraite se creuse avec l'âge [11]. Les travailleuses rurales sont moins susceptibles d'occuper un emploi rémunéré que les hommes et les femmes des villes, et lorsqu'elles le font, leurs revenus sont inférieurs à ceux de leurs homologues

masculins [12]. Les femmes rurales ont généralement moins de voix, d'influence et de pouvoir de négociation que les hommes FAO , 2020 [x]. En effet, selon la FAO, elles sont également souvent empêchées de participer activement à la vie politique et sociale et ont souvent moins d'influence sur la prise de décision au sein des organisations rurales que les hommes. En raison d'inégalités persistantes, elles sont sous-représentées dans les organisations rurales, les coopératives agricoles et les mécanismes administratifs [13]. Les femmes des zones rurales jouissent d'une autonomie financière et sociale moindre et possèdent moins de biens FAO , 2015 [x].

Les femmes des zones rurales sont également confrontées à d'autres discriminations fondées sur le genre, notamment en matière d'accès aux ressources productives et à la

terre. Les femmes ont généralement moins accès aux ressources productives [14], aux services et aux opportunités d'emploi que les hommes FAO , 2020 [x]. Selon la FAO, cette discrimination donne lieu à un écart entre les femmes et les hommes sur le plan de la productivité et des revenus. En outre, elles possèdent et héritent généralement moins de terres que les hommes, et leurs droits à l'eau sont souvent plus précaires que ceux des hommes Meinzen-Dick et al, 2017 [x]. Selon l'ORFAO 2022 [x], les superficies héritées par les femmes sont relativement plus petites que celles des hommes. En effet, la superficie des terres possédées par les femmes est de 20 à 70 % inférieure à celle des hommes [15]. Dans 27 pays d'Afrique subsaharienne, environ 43 % des

hommes, contre 32 % des femmes [16], possèdent des terres agricoles et sont soit

[17]  
copropriétaires, soit propriétaires uniques, soit les deux\_\_\_\_. Pour l'ORFAO, l'analyse de ces données montre que les modes d'accès à la terre donnent aux hommes le contrôle de celle-ci, tandis que les femmes, qui bénéficient d'un accès plus précaire et moins durable, sont désavantagées et exposées à de multiples risques qui empêchent une utilisation optimale des terres. Pour l'ORFAO, les causes structurelles de ces inégalités sont liées entre autre, aux normes sociales patriarcales. En effet, les normes de genre sont en général biaisées en faveur des hommes et défavorables aux femmes de manière disproportionnée Banque mondiale, 2012[18]. Ainsi, les traditions et les normes sociales patriarcales contribuent à maintenir les inégalités de genre dans le secteur agricole\_\_\_\_. Ces inégalités ont des conséquences négatives sur le développement rural, économique et social de l'Afrique, ainsi que sur le bien-être des femmes et de leurs familles FAO , 2018[19].

Les inégalités entre hommes et femmes étant présentes dans la société, elles se retrouvent aussi dans les inégalités dans l'accès à la protection sociale\_\_\_\_ Poggi et Waltmann , 2019[20]. En effet, en Afrique, seulement 17,2 % des femmes bénéficient d'une protection sociale complète, contre 20,2 % des hommes\_\_\_\_. En outre, la protection sociale est extrêmement limitée en Afrique rurale, car la majorité des travailleurs sont employés dans l'agriculture et sont donc, souvent exclus des lois sur la sécurité sociale\_\_\_\_. Comparées aux hommes, les femmes des zones rurales sont confrontées à des obstacles spécifiques qui limitent leur accès à la protection sociale\_\_\_\_. En effet, les normes et pratiques de genre créer un certain nombre d'obstacles pour les femmes rurales, les empêchant de participer aux programmes de protection sociale et d'en bénéficier pleinement et équitablement FAO , 2020[21]. Dans les zones rurales, les procédures administratives complexes et lourdes, le manque de communication et de connaissances sur les critères d'éligibilité, les cibles des programmes, ainsi que la valeur perçue des avantages par rapport aux coûts de participation peuvent faire en sorte que, les femmes soient moins susceptibles que les hommes de s'inscrire et de participer aux programmes de protection sociale Hunt et Samman , 2016[22].

La protection sociale est donc un domaine dans lequel les inégalités de genre sont (re) produites, mais c'est aussi un instrument efficace pour la réduction de ces mêmes inégalités lorsqu'une perspective de genre est adoptée Poggi et Waltmann , 2019[23]. En effet, elle est un outil important pour réduire les inégalités, notamment entre les sexes Action contre la faim , 2022[24]. Selon la FAO 2020[25], la protection sociale par le biais des transferts sociaux peut améliorer directement l'accès des femmes et des filles rurales aux services de santé et à l'éducation. La protection sociale est de plus en plus reconnue au sein de la communauté du développement pour sa contribution à la réduction des inégalités entre les sexes et à la promotion de l'autonomisation économique des femmes rurales FAO, 2017[26]. En faisant des femmes les principales

bénéficiaires des transferts, les programmes de protection sociale peuvent directement réduire les écarts entre les sexes en matière d'accès à la santé, à la nutrition et à la richesse Warring et De la O Campos, 2016<sup>[23]</sup>. Les transferts renforcent également l'influence des femmes rurales dans la prise de décision et leur participation aux réseaux sociaux, ce qui a un effet positif sur la production alimentaire et la nutrition familiale FAO, 2015; Chant, 2010<sup>[23]</sup>. Par exemple, combler les écarts entre les sexes dans l'agriculture pourrait accroître les rendements des exploitations agricoles dirigées par des femmes <sup>[23]</sup> de 20 à 30.

Cependant, compte tenu de ce qui précède, il convient de noter qu'il existe peu d'études empiriques de l'effet de la protection sociale sur les inégalités de genre en Afrique <sup>[24]</sup>. Cela peut s'expliquer par le fait que la plupart des études se concentrent sur l'Afrique du Sud, où le système est avancé et complet, et où des données d'enquête régulières et de qualité sont disponibles <sup>[25]</sup>. De plus, il est communément admis que des interventions de protection sociale ont un effet positif sur la réduction de la pauvreté <sup>[26]</sup>. En revanche, leur effet sur les inégalités de genre, notamment en milieu rural, est moins abordé et documenté <sup>[27]</sup>. Ainsi, l'effet de la protection sociale sur les inégalités de genre en milieu rural reste insuffisamment documenté dans les pays en développement, et notamment en Afrique subsaharienne. Pourtant, l'Afrique subsaharienne est l'une des régions en développement où les inégalités de genre sont les plus élevées Ambassa et al, 2024<sup>[28]</sup>. De plus, ces inégalités sont encore plus flagrantes en Afrique rurale, affectant les droits des femmes et leur accès aux ressources <sup>[28]</sup>. D'où l'intérêt porté à ce sujet qui nous amène à la question suivante : quel est l'effet de la protection sociale sur les inégalités de genre en milieu rural en Afrique subsaharienne ?

Cette étude contribue à la littérature de deux manières. Premièrement cette étude, intègre les questions liées au genre dans les mesures de protection sociale. En effet, l'importance d'une protection sociale prenant en compte le genre permet de réduire les écarts liés au genre ONU Femmes, 2022<sup>[28]</sup>. En outre, les considérations de genre ont été peu et inégalement prises en compte dans les programmes de protection sociale Holmes et Jones, 2013<sup>[28]</sup>. Cela s'explique en partie par une compréhension relativement faible des inégalités entre les sexes, et de leur effet sur la pauvreté et la vulnérabilité en milieu rural, ainsi que par un investissement limité dans le renforcement des capacités tenant compte des questions de genre FAO, 2020<sup>[28]</sup>. Ainsi, négliger les considérations de genre dans la conception et la mise en œuvre des programmes de protection sociale peut accroître la vulnérabilité des femmes et des filles rurales à la pauvreté et les priver de leur autonomie Bastagli et al, 2016 ; Luttrell et Moser, 2004<sup>[28]</sup>.

Deuxièmement, l'on note l'absence d'une analyse économétrique et de la robustesse de

l'effet de la protection sociale sur les inégalités de genre en milieu rural en Afrique subsaharienne. Par conséquent, nous adoptons une démarche méthodologique à deux étapes pour tester notre hypothèse [29]. D'une part, nous appréhendons la protection sociale par l'Indice de Protection Sociale (IPS), développé par la banque mondiale. En effet, l'IPS constitue une référence qui synthétise divers indicateurs hétérogènes pour mesurer la protection sociale tout en fournissant, une référence synthétique pour les comparaisons entre pays [30]. D'autre part, nous adoptons la méthode des moments généralisés en système (MMG-S) en deux étapes pour corriger le biais d'endogénéité potentiel. En effet, elle présente l'avantage de corriger simultanément l'endogénéité des variables explicatives, et les problèmes des effets fixes-pays inobservables et invariants dans le temps Avom et Nguekeng, 2025 [x].

En outre, nous retenons la budgétisation sensible au genre (BSG) et les dépenses publiques de santé et d'éducation, pour analyser la robustesse de nos résultats. En effet, la BSG en Afrique rurale est une approche qui vise à intégrer les considérations de genre dans le processus budgétaire afin de garantir que, les politiques et les programmes bénéficient aux femmes et aux hommes de manière égale, en particulier dans les zones rurales où les écarts entre les sexes sont souvent plus prononcés [31]. En outre, en Afrique, les femmes et les filles des zones rurales sont confrontées à des inégalités de genre, notamment en matière d'accès à l'éducation et aux soins de santé [32]. Par conséquent, les décisions importantes en matière de dépenses publiques au niveau de l'Etat pour l'éducation et les soins de santé peuvent avoir un effet majeur sur l'égalité des sexes Chakraborty et al, 2017 [x]. Ainsi, ce travail du point de vue des droits humains, à travers une analyse économétrique et de la robustesse, réponds aux différents besoins et priorités des femmes et des hommes des zones rurales par le biais d'une protection sociale sensible au genre en Afrique subsaharienne. L'article est structuré comme suit : un état des lieux de la protection sociale en Afrique subsaharienne, une revue de la littérature sur les faits stylisés entre la protection sociale et les inégalités de genre en milieu rural, une méthodologie de l'étude, une présentation des résultats et discussion, et une analyse de robustesse.

## **1. Protection sociale en Afrique subsaharienne : état des lieux**

## **2. Revue de la littérature**

## **3. Méthodologie de l'étude**

Les éléments méthodologiques présentés dans ce travail portent sur la source des données, la définition et la mesure des variables, la présentation du modèle économétrique et la technique d'estimation du modèle économétrique.

### **3.1. Source de données, définition et mesure des variables**

### 3.2. Spécification du modèle économétrique

Dans cette étude, l'inégalité de genre est composée de deux indices composites à savoir : Indice Sexospécifique de Développement Humain (ISDH) et l'Indice d'Inégalité de Genre (IIG). Ces deux indices représentent nos deux variables dépendantes. Par conséquent, il est donc nécessaire d'analyser l'effet de la protection sociale sur chaque indice, représentant chacun une équation (1) et (2). À l'instar d'Ambassa et al 2024 [x], qui ont mis en évidence l'effet de la budgétisation sexospécifique sur les inégalités de genre en Afrique subsaharienne. Notre modèle se présente comme suit :

$$ISDH_{it} = \alpha_i + \beta IPS_{it} + \delta X_{it} + \omega t + \varepsilon_{it}$$

$$(1) IIG_{it} = \beta_i + \alpha IPS_{it} + \delta' X_{it} + \omega' t + \varepsilon'_{it} \quad (2) [x]$$

Où  $ISDH_{it}$  [x] : représente l'Indice Sexospécifique de Développement Humain du pays  $i$  à l'année  $t$ .  $IIG_{it}$  [x] : représente l'Indice d'Inégalité de Genre du pays  $i$  à l'année  $t$ .  $IPS_{it}$  [x] : variable explicative d'intérêt qui représente l'indice de la protection sociale du pays  $i$  à l'année  $t$ .  $X_{it}$  [x] : représentent les variables explicatives, représentant d'autres facteurs pouvant déterminer les variables dépendantes.  $\alpha_i$  [x] et  $\beta_i$  [x] : représentent les effets fixes pays, qui contrôlent pour les caractéristiques inobservables invariantes dans le temps et spécifiques à chaque pays  $i$ .  $\omega t$  [x] et  $\omega' t$  [x] : représentent les effets fixes temporels, afin de contrôler les facteurs communs variant dans le temps et affectant les variables dépendantes entre les pays.  $\varepsilon_{it}$  [x] et  $\varepsilon'_{it}$  [x] : terme d'erreur ; les indices  $i = 1, \dots, N$  désignent les pays et  $t = 1, \dots, T$  désigne les périodes.  $\beta$  [x],  $\alpha$  [x] : représentent les coefficients.

En intégrant toutes les variables explicatives de l'étude, les modèles (1) et (2) peuvent se réécrire de la façon suivante :

$$ISDH_{it} = \alpha_i + \beta IPS_{it} + \delta_1 DPS_{it} + \delta_2 TRFE_{it} + \delta_3 CVS_{it} + \delta_4 PIB_{hbtit} + \delta_5 PIB_{agriit} + \delta_6 APF_{it} + \omega t + \varepsilon_{it} \quad [x] (3)$$

$$IIG_{it} = \beta_i + \alpha IPS_{it} + \delta_1' DPS_{it} + \delta_2' TRFE_{it} + \delta_3' CVS_{it} + \delta_4' PIB_{hbtit} + \delta_5' PIB_{agriit} + \delta_6' APF_{it} + \omega' t + \varepsilon'_{it} [x] \quad (4)$$

### 3.3. Technique d'estimation du modèle économétrique

Dans le cadre de cette étude, la technique d'estimation utilisée est celle de la Méthode des Moments Généralisés (GMM), proposée par Arellano et Bond 1991 [x]. En effet, cette technique GMM permet de contrôler des effets spécifiques individuels et temporels, et de pallier les biais d'endogénéité des variables. Ellé et Abbé, 2020 [x]. Il existe deux variantes d'estimateurs GMM : l'estimateur GMM en différences premières

développé par Arellano et Bond 1991 [32] et l'estimateur GMM en système développé par Arellano et Bover 1995 [33] puis Blundell et Bond 1998 [34]. Comme le montrent Arellano et Bover 1995 [33], l'estimateur GMM en différence première cherche à éliminer les effets spécifiques des pays et estime la différence première par leur valeur en niveau retardé d'une période ou plus, ce qui fait des instruments faibles et des biais considérables dans des échantillons finis Blundell et Bond, 1998 [34]. Pour limiter les effets de la faiblesse des instruments et accroître l'efficacité de nos estimations, nous utilisons la Méthode des Moments Généralisés en Système (MMG-S) de Blundell et Bond 1995 [33]. En effet, cette méthode a l'avantage de contrôler l'endogénéité potentielle de toutes les variables explicatives à l'aide d'instruments internes Farhadi et al, 2015 [35]. Les GMM en système consistent à estimer simultanément l'équation en différence première et l'équation en niveau par la méthode des moments généralisés. Dans l'équation en niveau, les variables sont instrumentées par leurs différences premières [34]. Blundell et Bond 1998 [34] ont testé cette méthode à l'aide des simulations de Monte-Carlo. Ces auteurs ont trouvé que l'estimateur MMG-S est plus efficace que l'estimateur des MMG en différence. La pertinence de l'estimateur MMG-S repose sur la validité de deux tests : le test de sur-identification de Sargan/Hansen de validité des instruments et le test d'auto-corrélation de second ordre. Dans le cadre de cette étude, nous effectuons ces deux tests. En effet, le premier test est efficace en présence de problème d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité Roodman, 2007; Neanidis et Varvarigos, 2009 [36]. Tandis que, le deuxième test permet de s'assurer que le terme d'erreur en différence première ne soit pas autocorrélé au second ordre Arellano et Bond, 1991 [32].

Toutefois, s'agissant du test de sur-identification de Sargan/Hansen, un trop grand nombre d'instruments peut sérieusement affaiblir et fausser les restrictions d'identification du test, c'est pourquoi la règle générale est que le nombre d'instruments doit être inférieur au nombre de pays Roodman, 2009 [36]. En effet, ce test perd sa puissance et conduit à des résultats biaisés lorsque le nombre d'instruments ( $N_i$ ) est relativement plus important que le nombre d'individus ( $N$  (ici les pays)) Akplogan, 2014 [37]. Ainsi, le rapport ( $r$ ) du nombre d'individus ( $N$  (ici les pays)) au nombre d'instruments ( $N_i$ ) doit être supérieur à l'unité Roodman, 2007 [36] et on a :  $r = N/N_i > 1$  [37]. Ainsi, en suivant Roodman, 2009 [36], le nombre d'instruments sera limité de telle sorte qu'il n'excède pas le nombre d'individus (pays). Forts de ces constats, nous limitons le nombre de variables à instrumenter et le nombre de retards. Pour la régression en différences premières seules les variables explicatives endogènes retardées en niveau sont instrumentées et les retards sont considérés à partir de  $t-2$ .

Toutefois, pour les échantillons petits ou finis comme dans le cas de notre étude, l'estimateur GMM à deux étapes est biaisé Akplogan, 2014 [37]. En effet, Windmeijer 2005 [38] a montré, à partir des simulations de Monte Carlo, que les écart-types asymptotiques estimés de l'estimateur GMM en deux étapes peuvent être biaisés vers le bas de façon significative à distance finie. Pour éliminer ce biais, Windmeijer propose une correction de la matrice de variance covariance lorsque l'on utilise cet estimateur en échantillon fini Roodman, 2009 [36]. Pour nous prémunir de l'éventuel

biais, notre procédure d'estimation consiste alors à estimer les modèles (3 et 4) à l'aide de la méthode GMM en deux étapes [35], avec correction de la matrice de covariance [36] en échantillon fini de la deuxième étape proposée par Windmeijer, qui est asymptotiquement efficient et robuste en présence d'hétéroscédasticité [37].

#### 4. Résultats et discussions de l'étude

Il est question pour nous de présenter les résultats de l'estimation MMG-S et ensuite les discussions y afférentes. Lors de la discussion des résultats, le signe et le degré de signification des coefficients de régression sont pris en compte. Le tableau (1) présente les résultats de l'estimation du modèle MMG-S de l'effet de la protection sociale sur l'Indice Sexospécifique de Développement Humain (ISDH) (équation 3). Tandis que, le tableau (2) présente les résultats de l'estimation du modèle MMG-S de l'effet de la protection sociale sur l'Indice d'Inégalité de Genre (IIG) (équation 4).

**Tableau 1 : Résultats du modèle d'estimation par MMG-S de l'équation d'ISDH**

<b>Variable dépendante : Indice Sexospécifique de Développement Humain (ISDH)</b>							
Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
ISDH	0,4346*** (0,0121)	0,3512*** (0,0253)	0,2314*** (0,1022)	0,3781*** (0,0216)	0,3063*** (0,0114)	0,267*** (0,1432)	0,1846*** (0,0125)
Indice Protection Sociale	0,231*** (0,0256)	0,2851*** (0,1024)	0,3310*** (0,0152)	0,3562*** (0,1954)	0,3752*** (0,1234)	0,382*** (0,0252)	0,3967*** (0,0142)
Dépenses de protection sociale		0,0351*** (0,0432)	0,0167*** (0,0312)	0,1678*** (0,0221)	0,0342*** (0,0192)	0,452*** (0,0216)	0,5671*** (0,0212)
Transfert en espèce			0,1987*** (0,0213)	0,2512*** (0,1567)	0,0231*** (0,0219)	0,253*** (0,0178)	0,0257*** (0,0114)
Couverture sociale				0,1789*** (0,1102)	0,2518*** (0,0112)	0,312*** (0,0321)	0,0673*** (0,1245)
PIB par habitant					0,0456** (0,0156)	0,0287** (0,0315)	0,0562** (0,0241)
PIB agricole						0,0724** (0,0261)	0,2356** (0,1245)

Autonomisation politique des femmes							0,01978*** (0,0165)
Constante	0,0345*** (0,01023)	0,0190*** (0,02475)	0,0253*** (0,00623)	0,0452*** (0,0032)	0,0342*** (0,0041)	0,0112*** (0,0032)	0,0263*** (0,0042)
Observations	578	583	572	570	568	557	554
Nombre de pays (N)	34	34	34	34	34	34	34
Nombre d'instruments (Ni)	22	24	26	27	29	30	32
Instruments	1,54	1,41	1,30	1,25	1,17	1,13	1,06
Ratio (r =N/Ni)							
Sargan test	0,1324	0,1957	0,2567	0,3156	0,3943	0,4572	0,4891
AR(1)	0,1023	0,1245	0,1578	0,1857	0,2021	0,2461	0,2786
AR(2)	0,2141	0,2351	0,2512	0,2798	0,2934	0,3365	0,3651

Notes : \*\* significativité au seuil de 5 % ; \* significativité au seuil de 10 %, \*\*\* significativité au seuil de 1 %, les écarts-types sont entre parenthèses

Source : calcul les auteurs

Les résultats de ce tableau (1) montrent que, pour le test de sur-identification de Sargan/Hansen et pour toutes les différentes régressions, les p-values trouvées sont supérieures à 10%. Par conséquent, l'hypothèse nulle (H0), selon laquelle les variables instrumentales sont valides, est acceptée. Pour le test AR (2) et pour toutes les différentes régressions, les p-values trouvées sont supérieures à 10 %. Par conséquent, nous acceptons l'hypothèse nulle (H0), selon laquelle il n'y a pas de corrélation sérielle de second ordre des erreurs en différence. Ainsi, il y a une absence d'auto-corrélation des erreurs.

Le tableau (1) présente les résultats de l'estimation du modèle MMG-S de l'effet de la protection sociale sur l'Indice Sexospécifique de Développement Humain (ISDH). Pour cela, sept modèles ont été estimés. Dans le modèle (1), l'indice de protection sociale est la seule variable explicative. Dans les six (6) modèles suivants, les autres variables explicatives sont progressivement introduites, afin de voir si leur prise en compte graduelle modifie l'effet de la protection sociale sur les inégalités de genre captées par l'ISDH en milieu rural en Afrique subsaharienne. Dans le modèle (1), le coefficient de la variable mesurant l'indice de protection sociale est positif et significatif au seuil de 1%. Cela montre que la protection sociale a un effet positif et significatif sur les inégalités de genre captées par l'ISDH en milieu rural en Afrique subsaharienne. Plus spécifiquement, une augmentation de 1% de la protection sociale entraîne une réduction de l'ISDH. En effet, les systèmes de protection sociale, en ciblant les femmes et les filles en milieu rural, contribuent à réduire les inégalités de genre, améliorent leur accès à l'éducation, à la santé et aux opportunités économiques, et améliorent leur bien-être général. De plus, les programmes de protection sociale peuvent également faciliter l'accès à l'éducation, à la santé et à d'autres services essentiels, contribuant ainsi à l'amélioration de l'ISDH.

Les coefficients des variables mesurant les dépenses de protection sociale, transfert en

espèce et couverture sociale sont tous positifs et significatifs au seuil de 1%. Cela démontre que ces variables ont un effet positif et significatif sur les inégalités de genre captées par l'ISDH en milieu rural en Afrique subsaharienne. Plus spécifiquement, une augmentation de 1% de ces variables entraîne une réduction de l'ISDH. Tout d'abord, les dépenses de protection sociale qui ont un effet positif sur l'ISDH, améliorent les

[38]

trois dimensions de l'ISDH pour les femmes et les filles en milieu rural réduisant ainsi, les écarts de genre en matière de développement. Egalement, les dépenses de protection sociale, telles que les programmes de santé et d'éducation, en ciblant spécifiquement les femmes et les filles en milieu rural, réduit les inégalités liées au genre dans l'accès à ces ressources Action contre la faim , 2022 [x]. Ensuite, une augmentation de la couverture sociale notamment, en matière de santé, d'éducation et d'accès aux services essentiels, est cruciale pour améliorer l'ISDH en réduisant les disparités entre les sexes. En effet, une bonne couverture sociale, par exemple un accès équitable aux soins de santé maternelle et infantile, peut améliorer l'espérance de vie des femmes rurales et réduire la mortalité infantile, contribuant ainsi à un ISDH plus élevé. De même un accès équitable à l'éducation permet aux femmes rurales de développer leurs compétences et d'acquérir une meilleure autonomie économique, impactant positivement leur ISDH. Enfin, une augmentation des transferts en espèce améliorent l'accès à l'éducation, aux soins de santé et à d'autres services essentiels,

[39]

réduisant ainsi les disparités entre hommes et femmes rurales. Egalement, ces transferts en espèce peuvent permettre aux familles rurales d'envoyer leurs filles à

[40]

l'école, réduisant ainsi les écarts de scolarisation entre les sexes. En somme, la protection sociale, les dépenses de protection sociale, transfert en espèce et couverture sociale ont un effet positif et significatif sur les inégalités de genre captées par l'ISDH en milieu rural en Afrique subsaharienne. L'ajout progressif des autres variables ne modifie pas l'effet de la protection sociale sur les inégalités de genre captées par l'ISDH en milieu rural en Afrique subsaharienne.

Le coefficient de la variable mesurant le PIB par habitant est positif et significatif au seuil de 5%. Cela montre que le PIB par habitant a un effet positif et significatif sur les inégalités de genre captées par l'ISDH en milieu rural en Afrique subsaharienne. Plus spécifiquement, une augmentation de la part du PIB par habitant se traduit par une réduction de l'ISDH. En effet, un PIB par habitant plus élevé contribue à réduire des inégalités en permettant un meilleur accès à l'éducation, à la santé et aux opportunités économiques pour les femmes rurales. Egalement, un PIB par habitant plus élevé se traduit par des investissements accrus dans les infrastructures rurales, notamment en matière de santé, d'éducation et de services de base. Cela peut bénéficier aux femmes en améliorant leur accès à des soins de santé de qualité, à une éducation améliorée et à des opportunités économiques plus vastes et réduire ainsi les inégalités. Le coefficient de la variable mesurant le PIB agricole est positif et significatif au seuil de 5%. Cela montre que le PIB agricole a un effet positif et significatif sur les inégalités de genre captées par l'ISDH en milieu rural en Afrique subsaharienne. Plus spécifiquement, une augmentation de la part du PIB associé au secteur agricole se

traduit par une réduction de l'ISDH. En effet, une augmentation du PIB agricole permet d'améliorer la sécurité alimentaire, l'accès aux soins de santé et à l'éducation pour les femmes rurales, ce qui contribue à l'amélioration de l'ISDH. Ce résultat corrobore avec celui d'Ambassa et al 2024<sup>[x]</sup> qui trouvent, dans une étude menée en Afrique subsaharienne, qu'une augmentation de la part du PIB associé au secteur agricole se traduit par une amélioration de l'ISDH au seuil de 5%.

Le coefficient de la variable mesurant autonomisation politique des femmes est positif et significatif au seuil de 1%. Cela montre que l'autonomisation politique des femmes a un effet positif et significatif sur les inégalités de genre captées par l'ISDH en milieu rural en Afrique subsaharienne. Plus spécifiquement, une augmentation de 1% de l'autonomisation politique des femmes entraîne une réduction de l'ISDH. En effet, l'augmentation de la participation politique des femmes rurales contribue à une meilleure prise en compte de leurs besoins et de leurs préoccupations dans les politiques publiques, ce qui se traduit par une amélioration de leur accès à l'éducation, à la santé, à l'emploi et aux ressources économiques. Egalement, lorsque les femmes rurales sont politiquement autonomisées, elles peuvent influencer les politiques éducatives pour qu'elles soient plus inclusives et adaptées à leurs besoins, ce qui peut entraîner une augmentation du taux d'alphabétisation et de scolarisation des filles et des femmes rurales. Ce résultat corrobore avec celui d'Ambassa et al 2024<sup>[x]</sup> qui trouvent, dans une étude menée en Afrique subsaharienne, qu'une augmentation du quota de genre au parlement a un effet réducteur sur les inégalités de genre captées par l'ISDH en Afrique subsaharienne.

**Tableau 2 : Résultats du modèle d'estimation par MMG-S de l'équation d'IIG**

Variables	Variable dépendante : Indice d'Inégalité de Genre (IIG)						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
IIG	0,2134*** (0,0230)	-0,1242*** (0,0142)	-0,2635*** (0,0031)	0,2542*** (0,0234)	0,3132*** (0,0123)	0,213*** (0,1021)	0,2121*** (0,0313)
Indice Protection Sociale	0,342*** (0,0134)	0,20342*** (0,1312)	0,1941*** (0,0243)	0,3942*** (0,1231)	0,3823*** (0,0451)	0,152*** (0,0131)	0,2645*** (0,0231)
Dépenses de protection sociale		0,0423*** (0,0241)	0,0254*** (0,0243)	0,1943*** (0,0143)	0,2211*** (0,0242)	0,241*** (0,0134)	0,3142*** (0,0235)
Transfert en espèce			0,1653*** (0,0242)	0,3101*** (0,1234)	0,0342*** (0,0243)	0,144*** (0,0234)	0,215*** (0,0114)
Couverture sociale				0,2032*** (0,1003)	0,2234*** (0,0231)	0,423*** (0,0232)	0,3132*** (0,1311)
PIB par habitant					0,0341** (0,0234)	0,0245** (0,0234)	0,0431** (0,0232)
PIB agricole						-0,053*** (0,0142)	-0,0243*** (0,0232)
Autonomisation politique des femmes							0,02342*** (0,0165)
Constante	0,01230*** (0,01512)	0,0153*** (0,02134)	0,0234*** (0,00623)	0,0341*** (0,0221)	0,0311*** (0,0022)	0,023*** (0,0041)	0,0351*** (0,0341)
Observations	578	581	569	567	565	564	562
Nombre de pays (N)	34	34	34	34	34	34	34
Nombre d'instruments (Ni)	20	23	25	29	30	32	33

Instruments	1,7	1,47	1,36	1,17	1,13	1,06	1,03
Ratio (r =N/Ni)							
Sargan test	0,1612	0,2035	0,2354	0,3244	0,3652	0,4021	0,4375
AR(1)	0,1334	0,1453	0,1743	0,1963	0,2332	0,2652	0,2963
AR(2)	0,2565	0,2842	0,2834	0,3031	0,3321	0,3574	0,3845

Notes : \*\* significativité au seuil de 5 % ; \* significativité au seuil de 10 %, \*\*\* significativité au seuil de 1 %, les écarts-types sont entre parenthèses

Source : calcul les auteurs

Les résultats de ce tableau 2 montrent que pour le test de sur-identification de Sargan/Hansen et pour toutes les différentes régressions, les p-values trouvées sont supérieures à 10%. Par conséquent, l'hypothèse nulle (H0), selon laquelle les variables instrumentales sont valides, est acceptée. Pour le test AR (2) et pour toutes les différentes régressions, les p-values trouvées sont supérieures à 10 %. Par conséquent, nous acceptons l'hypothèse nulle (H0), selon laquelle il n'y a pas de corrélation sérielle de second ordre des erreurs en différence. Ainsi, il y a une absence d'auto-corrélation des erreurs.

Le tableau (2) présente les résultats de l'estimation du modèle MMG-S de l'effet de la protection sociale sur l'Indice d'Inégalité de Genre (IIG). Pour cela, sept modèles ont été estimés. Dans le modèle (1), l'indice de protection sociale est la seule variable explicative. Dans les six (6) modèles suivants, les autres variables explicatives sont progressivement introduites, afin de voir si leur prise en compte graduelle modifie l'effet de la protection sociale sur les inégalités de genre captées par l'IIG en milieu rural en Afrique subsaharienne. Dans le modèle (1), le coefficient de la variable mesurant l'indice de protection sociale est positif et significatif au seuil de 1%. Cela montre que la protection sociale a un effet positif et significatif sur les inégalités de genre captées par l'IIG en milieu rural en Afrique subsaharienne. Plus spécifiquement, une augmentation de 1% de la protection sociale entraîne une réduction de l'IIG. Ce résultat est conforme à la littérature développée précédemment qui témoigne de ce que, la protection sociale réduit les inégalités de genre en matière d'accès à la, santé, autonomisation politique des femmes rurales et participation au marché du travail. L'ajout progressif des autres variables ne modifie pas l'effet de la protection sociale sur les inégalités de genre captées par l'IIG en milieu rural en Afrique subsaharienne.

Les coefficients des variables mesurant les dépenses de protection sociale, transfert en espèce et couverture sociale sont tous positifs et significatifs au seuil de 1%. Cela démontre que ces variables ont un effet positif et significatif sur les inégalités de genre captées par l'IIG en milieu rural en Afrique subsaharienne. Plus spécifiquement, une augmentation de 1% de ces variables entraîne une réduction de l'IIG. En effet, une couverture plus élargie, des montants transférés plus élevés et des dépenses de protection sociale plus importantes ont pour effet de réduire les inégalités, comme en témoignent les données internationales Barrientos et al, 2013;Cosmin, 2012;Levine et al, 2009 [41]. En outre, les dépenses de protection sociale plus importantes permettent de favoriser l'autonomisation économique des femmes, et par conséquent, réduit les disparités de genre dans des domaines clés \_\_\_\_\_. Egalement, des programmes de

couverture sociale peuvent aider les femmes rurales à accéder à l'éducation et aux soins de santé, réduisant ainsi les disparités en matière de santé et de compétences. De plus, ces mesures de protection sociale réduisent les inégalités de genre en matière de revenus [42], qui un aspect important de l'inégalité [43]. En effet, ces mesures de protection sociale peuvent contribuer de manière significative à la réduction des inégalités en redistribuant les revenus aux ménages pauvres, et en les incitant à entreprendre des activités productives [44]. Surtout qu'une source de revenu régulier et fiable est considérée comme positive, surtout dans des contextes où un nombre important de femmes doivent assumer seules, sans soutien masculin, les responsabilités familiales auprès d'enfants ou d'autres personnes en charge.

Le coefficient de la variable mesurant le PIB par habitant est positif et significatif au seuil de 5%. Cela montre que le PIB par habitant a un effet positif et significatif sur les inégalités de genre captées par l'IIG en milieu rural en Afrique subsaharienne. Plus spécifiquement, une augmentation de la part du PIB par habitant se traduit par une réduction de l'IIG. En effet, une augmentation du PIB par habitant peut permettre un meilleur accès des femmes rurales à l'éducation, à la santé, aux services financiers et aux opportunités économiques réduisant les inégalités. Le coefficient de la variable mesurant le PIB agricole est négatif et significatif au seuil de 1%. Ce résultat montre que le PIB agricole a un effet négatif et significatif sur les inégalités de genre captées par l'IIG en milieu rural en Afrique subsaharienne. Plus spécifiquement, une diminution de 1% de la part du PIB associé au secteur agricole se traduit par une augmentation de l'IIG. En effet, les disparités de genre, telles que l'accès limité des femmes à la terre, au crédit et aux intrants, freinent la productivité agricole et, par conséquent, le PIB agricole. Egalement, les femmes agricultrices en Afrique ont souvent un accès limité aux ressources productives [45] par rapport aux hommes, ce qui entraîne une productivité agricole plus faible Bongiwe et Kaaria, 2015. [x] Et de plus, les inégalités de genre réduisent les opportunités d'emploi et de revenus pour les femmes dans le secteur agricole, limitant leur contribution au PIB [46].

Le coefficient de la variable mesurant l'autonomisation politique des femmes est positif et significatif au seuil de 1%. Cela montre que l'autonomisation politique des femmes a un effet positif et significatif sur les inégalités de genre captées par l'IIG en milieu rural en Afrique subsaharienne. Plus spécifiquement, une augmentation de 1% de l'autonomisation politique des femmes entraîne une réduction de l'IIG. En effet, leur participation accrue aux processus décisionnels politiques, économiques et sociaux peut conduire à des changements significatifs dans les normes et les pratiques qui perpétuent ces inégalités. [47] Egalement, en renforçant leur participation à la prise de décision politique, on favorise une meilleure prise en compte de leurs besoins et de leurs droits, ce qui contribue à une transformation sociale plus juste et égalitaire [48]. Ce résultat corrobore avec celui d'Ambassa et al 2024 [x] qui trouvent, dans une étude

menée en Afrique subsaharienne, qu'une augmentation du quota de genre au parlement a un effet réducteur sur les inégalités de genre captées par l'IIG en Afrique subsaharienne.

## 5. Analyse de la robustesse

Afin de mieux appréhender l'effet de la protection sociale sur les inégalités de genre en milieu rural en Afrique subsaharienne, nous menons une analyse de la robustesse en intégrant des variables de contrôle supplémentaires telles que : la budgétisation sensible au genre (BSG) et les dépenses publiques. En effet, la BSG en Afrique rurale est une approche qui vise à intégrer les considérations de genre dans le processus budgétaire afin de garantir que, les politiques et les programmes bénéficient aux femmes et aux hommes de manière égale, en particulier dans les zones rurales où les écarts entre les sexes sont souvent plus prononcés [49]. C'est un outil important pour promouvoir l'égalité des sexes et le développement durable dans les zones rurales d'Afrique subsaharienne [50]. Par conséquent, les politiques et les budgets doivent être conçus pour réduire ces inégalités [51]. A l'instar d'Ambassa et al 2024 [x], elle est une variable binaire prenant la valeur 1 si l'état dispose d'un effort de budgétisation sensible au genre, et 0 sinon. Ces données proviennent du *Fonds Monétaire International (FMI)*.

Les dépenses publiques : il s'agit des dépenses de santé et d'éducation qui sont les plus utilisés dans la littérature et selon la disponibilité des données Ambassa, 2024 [x]. En Afrique, les femmes et les filles des zones rurales sont confrontées à des inégalités de genre, notamment en matière d'accès à l'éducation et aux soins de santé [52]. Par conséquent, les décisions importantes en matière de dépenses publiques au niveau de l'Etat pour l'éducation et les soins de santé peuvent avoir un effet majeur sur l'égalité des sexes Chakraborty et al, 2017 [x]. A l'instar de ces auteurs, nous utilisons le ratio de mortalité maternelle et l'indice de parité homme-femme comme proxy des dépenses de santé et d'éducation. Ces données sont exprimées en pourcentage du PIB et sont tirées de la base de données *World Development Indicator (WDI)*. Le tableau (3) et (4) présente les résultats de la régression sur l'ISDH en ajoutant les variables spécifiques au genre telles que la budgétisation sensible au genre et les dépenses publiques.

**Tableau 3 : Robustesse des résultats aux variables de contrôle supplémentaires de l'équation ISDH**

Variables	(1)	(2)	(3)
Indice de Protection sociale	0,2604*** (0,2321)	0,3131*** (0,2541)	0,3725*** (0,2113)
Dépenses de protection sociale	0,1652*** (0,0236)	0,1942*** (0,0242)	0,2121*** (0,0253)
Transfert en espèce	0,1341*** (0,0322)	0,1832*** (0,0326)	0,2012*** (0,0329)

Couverture sociale	0,2164*** (0,1221)	0,2532*** (0,1432)	0,2834*** (0,1813)
PIB par habitant	0,03214** (0,0210)	0,0341** (0,0213)	0,0322** (0,0218)
PIB agricole	0,0253** (0,0021)	0,0221** (0,0023)	0,0201** (0,0028)
Autonomisation politique des femmes	0,0213*** (0,0015)	0,0202*** (0,0017)	0,0211*** (0,0019)
Budgétisation sensible au genre	0,0321*** (0,0210)	0,0332*** (0,0212)	0,0345*** (0,0218)
Dépenses publique de santé		0,0232*** (0,0013)	0,0241*** (0,0015)
Dépenses publique d'éducation			0,1543*** (0,0121)
Constante	0,53412*** (0,01413)	0,56213*** (0,01543)	0,59612*** (0,01622)
Observations	578	578	578

Notes : \*\* significativité au seuil de 5 % ; \* significativité au seuil de 10 %, \*\*\* significativité au seuil de 1 %, les écarts-types sont entre parenthèses

Source : calcul les auteurs

Il ressort de l'observation et de l'analyse de ce tableau, que l'ajout des variables spécifiques au genre telles que la budgétisation sensible au genre, les dépenses publiques de santé et d'éducation confirme les résultats précédents. En effet, le coefficient de la variable mesurant l'indice de protection sociale est positif et significatif au seuil de 1%. Egalement, les coefficients des variables mesurant les dépenses de protection sociale, transfert en espèce, couverture sociale sont tous positifs et significatifs au seuil de 1%. Cela montre que la protection sociale, les dépenses de protection sociale, transfert en espèce et couverture sociale ont un effet positif et significatif sur les inégalités de genre captées par l'ISDH en milieu rural en Afrique subsaharienne. Plus spécifiquement, une augmentation de 1% de ces variables entraîne une réduction des inégalités de genre captées par l'ISDH en milieu rural en Afrique subsaharienne. Les autres variables et leur signe sont quasiment les mêmes que ceux obtenus dans le cas de la méthode MMG-S.

L'on constate que, les coefficients de l'ensemble des variables ajoutées pour tester la robustesse sont positifs et significatifs au seuil de 1%. En effet, le coefficient de la variable mesurant la BSG est positif et significatif au seuil de 1%. Cela montre que la BSG a un effet positif et significatif sur les inégalités de genre captées par l'ISDH en milieu rural en Afrique subsaharienne. Plus spécifiquement, une augmentation de 1% de la BSG entraîne une réduction de l'ISDH. En effet, une augmentation de l'allocation par la BSG des ressources spécifiques pour améliorer l'accès des filles rurales à l'éducation, réduit ainsi les écarts de scolarisation entre les sexes et contribuent à l'amélioration de l'ISDH. Egalement une augmentation des initiatives soutenues par la BSG visant à l'autonomisation économique des femmes rurales, telles que l'accès au crédit, à la formation professionnelle et à des marchés plus justes, ce qui peut améliorer leur situation économique et leur bien-être, et donc l'ISDH. En outre, une budgétisation sensible au genre dans le secteur de la santé permet de cibler les besoins spécifiques des femmes et des filles en milieu rural, contribuant ainsi à réduire

les écarts par rapport aux hommes en matière d'accès aux soins, de santé reproductive et d'autonomisation. Les coefficients des variables mesurant les dépenses publiques de santé et d'éducation sont tous positifs et significatifs au seuil de 1%. Cela montre que, les dépenses publiques de santé et d'éducation ont un effet positif et significatif sur les inégalités de genre captées par l'ISDH en milieu rural en Afrique subsaharienne. Plus spécifiquement, une augmentation de 1% de ces variables entraîne une réduction de l'ISDH. En effet, en comblant les lacunes en matière de santé, d'éducation et d'autonomisation, une augmentation des dépenses publiques en santé, particulièrement celles allouées aux services essentiels pour les femmes et les filles rurales, peut entraîner une amélioration significative de l'ISDH. En outre, une bonne allocation des ressources dans l'éducation peut améliorer l'accès des filles et des femmes rurales à l'éducation, à la santé et à l'emploi, ce qui a un effet direct sur l'autonomisation économique et sociale, et par conséquent, sur l'ISDH.

**Tableau 4 : Robustesse des résultats aux variables de contrôle supplémentaires de l'équation d'IIG**

Variables	(1)	(2)	(3)
Indice de Protection sociale	0,2323*** (0,2012)	0,2522*** (0,2233)	0,2834*** (0,2522)
Dépenses de protection sociale	0,1441*** (0,0213)	0,1633*** (0,0243)	0,1920*** (0,0274)
Transfert en espèce	0,1452*** (0,0351)	0,1623*** (0,0358)	0,1930*** (0,0359)
Couverture sociale	0,2331*** (0,1121)	0,2451*** (0,1432)	0,2542*** (0,1831)
PIB par habitant	0,0340** (0,0123)	0,0361** (0,0126)	0,0383** (0,0129)
PIB agricole	-0,0235** (0,0023)	-0,0238** (0,0026)	-0,0239** (0,0029)
Autonomisation politique des femmes	0,0224*** (0,0010)	0,0227*** (0,0016)	0,0228*** (0,0018)
Budgétisation sensible au genre	0,0345*** (0,0202)	0,0348*** (0,0206)	0,0350*** (0,0209)
Dépenses publiques de santé		0,0265*** (0,0016)	0,0269*** (0,0018)
Dépenses publiques d'éducation			0,1725*** (0,0233)
Constante	0,42321*** (0,02322)	0,46431*** (0,02326)	0,48432*** (0,02329)
Observations	578	578	578

Notes : \*\* significativité au seuil de 5 % ; \* significativité au seuil de 10 %, \*\*\* significativité au seuil de 1 %, les écarts-types sont entre parenthèses

Source : calcul les auteurs

Il ressort de l'observation et de l'analyse de ce tableau, que l'ajout des variables spécifiques au genre telles que la budgétisation sensible au genre, les dépenses publiques de santé et d'éducation confirme les résultats précédents. En effet, le coefficient de la variable mesurant l'indice de protection sociale est positif et significatif au seuil de 1%. Egalement, les coefficients des variables mesurant les dépenses de protection sociale, transfert en espèce, couverture sociale sont tous

positifs et significatifs au seuil de 1%. Cela montre que la protection sociale, les dépenses de protection sociale, transfert en espèce et couverture sociale ont un effet positif et significatif sur les inégalités de genre captées par l'IIG en milieu rural en Afrique subsaharienne. Plus spécifiquement, une augmentation de 1% de ces variables entraîne une réduction des inégalités de genre captées par l'IIG en milieu rural en Afrique subsaharienne. Les autres variables et leur signe sont quasiment les mêmes que ceux obtenus dans le cas de la méthode MMG-S. L'on constate que, les coefficients de l'ensemble des variables ajoutées pour tester la robustesse sont positifs et significatifs au seuil de 1%. En effet, le coefficient de la variable mesurant la BSG est positif et significatif au seuil de 1%. Cela montre que la BSG a un effet positif et significatif sur les inégalités de genre captées par l'IIG en milieu rural en Afrique subsaharienne. Plus spécifiquement, une augmentation de 1% de la BSG entraîne une réduction de l'IIG. Les coefficients des variables mesurant les dépenses publiques de santé et d'éducation sont tous positifs et significatifs au seuil de 1%. Cela montre que, les dépenses publiques de santé et d'éducation ont un effet positif et significatif sur les inégalités de genre captées par l'IIG en milieu rural en Afrique subsaharienne. Plus spécifiquement, une augmentation de 1% de ces variables entraîne une réduction de l'IIG. En effet, une augmentation des investissements dans l'éducation, permet de réduire les écarts entre les sexes en matière d'accès à l'éducation, de résultats scolaires et opportunités économiques des femmes rurales.

## **Conclusion**

L'objectif de cet article était de mettre en évidence la relation de cause à effet entre la protection sociale et les inégalités de genre en milieu rural en Afrique subsaharienne. Sur la base d'un échantillon de 34 pays d'Afrique subsaharienne couvrant la période 1998-2014, l'étude a utilisé des modèles linéaires estimés par la méthode des moments généralisés en système (MMG-S) pour corriger le problème d'endogénéité. Au terme de notre recherche, nos résultats montrent que la protection sociale, mesurée par l'indice de protection sociale a un effet positif et significatif sur les inégalités de genre en milieu rural en Afrique subsaharienne. Nos résultats montrent également que, l'ajout des variables spécifiques liées à la protection sociale, telles que les dépenses de protection sociale, les transferts en espèce et la couverture sociale, a le même effet. Par conséquent, une augmentation de la protection sociale, des dépenses de protection sociale, les transferts en espèce et la couverture sociale, réduisent significativement les inégalités de genre en milieu rural en Afrique subsaharienne. Pour mieux appréhender ces résultats, nous avons effectué une analyse de la robustesse en ajoutant des variables spécifiques liées au genre telles , la budgétisation sensible au genre, les dépenses publiques de santé et d'éducation. Les résultats obtenus gardent leur robustesse face à l'ajout de ces variables. A partir de ces résultats, quelques recommandations de politique économique, peuvent être faites. Nous recommandons aux gouvernements africains d'intégrer les programmes et mesures de protection sociale dans la lutte contre les inégalités de genre en milieu rural en Afrique subsaharienne. En effet, réduire les inégalités de genre en milieu rural africain

pourrait stimuler la production agricole et contribuer à une croissance économique plus inclusive.

## Références bibliographiques

Action contre la Faim. (2022), *Comment avancer vers une protection sociale féministe en Afrique subsaharienne ?*, rapport d'enquêtes de terrain.

Akplogan D. M. I. (2014) Secteur manufacturier, ressources naturelles et croissance économique en Afrique: une approche par les panels dynamiques, *Conférence Economique africaine*, Abidjan, Côte d'Ivoire.

Ambassa L.F., Biloa Essimi J.A., et Gankou J.M. (2024), « effets de la budgétisation sensible au genre en Afrique subsaharienne », *Revue d'Economie du Développement*,

Arellano M. et Bond S. (1991), « Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations », *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.

Arellano M., Bover R. (1995), « Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-component Models », *Journal of Econometrics*, 68, 29-51.

Avom D., et Nguekeng, B. (2025), « Comprendre la vulnérabilité économique en Afrique subsaharienne : le capital humain importe-t-il ? », *Revue Française d'économie*, vol 31, n°3,

Banque mondiale. (2012). *Rapport sur le développement dans le monde 2012 : Égalité des genres et développement*. Washington, DC.

Barrientos A., Meller, V., Saboi J., Lloyd-Sherlock, P., et Mase. (2013), « Growing social protection in developing countries: lessons from Brazil and South », *Africa Development Southern Africa*, vol 30, n°1, pp.54-68

Bastagli F., Hagen-Zanker J., Harman L., Sturge, G., Schmidt T. et Pellerano L. (2016). *Cash transfers: what does the evidence say? A rigorous review of impacts and the role of design and implementation features*. Londres, ODI.

Blundell, R. et Bond S. (1998), « Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models », *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.

Bongiwe N, et Kaaria S. (2015), *les femmes et l'agriculture, le potentiel inexploité dans la vague de transformation*, Document de référence.

Chakraborty L., Ingrams M., Yadawendra S. (2017), « Effectiveness of gender budgeting on gender equality outcomes and fiscal space: evidence from Asia Pacific

Grow », *Research Paper* WP 2017-09.

Chant S. (2010). *The International Handbook of Gender and Poverty: Concepts, Research, Policy*. Cheltenham, Royaume-Uni, Edward Elgar Publishing.

Cosmin E. (2012), « Social protection public expenditures and income inequality », *Ovidius University Annals, Economic Sciences Series*, vol 7, n°2, pp.1120-1125

Ellé A.A. Et Abbé H. (2020), « Contribution de l'autonomisation des femmes au développement humain dans l'UEMOA », *European Scientific Journal*, vol 16, n°13

FAO. (2015). *La situation mondiale de l'alimentation et de l'agriculture 2015. Protection sociale et agriculture : Briser le cercle vicieux de la pauvreté rurale*. Rome.

FAO. (2017). *Cadre de protection sociale : promouvoir le développement rural pour tous*. Rome.

FAO. (2020). *Présentation des programmes de protection sociale sensibles au genre visant à lutter contre la pauvreté rurale : pourquoi sont-ils importants et en quoi consistent-ils? Guide technique 1 de la FAO*. Rome. <https://doi.org/10.4060/ca2026fr>

FAO. (2023). *Légiférer pour garantir les droits des femmes rurales en Afrique. Note d'orientation juridique à l'intention des parlementaires en Afrique*, n°8 Rome. <https://doi.org/10.4060/cc7689fr>

Farhadi M., Islam M. R., Moslehi S. (2015), « Economic freedom and productivity growth in resource-rich economies », *World development*, 72, 109-126.

Holmes R. et Jones N. (2010). *How to design and implement gender-sensitive social protection programmes*. Toolkit. Londres, ODI.

Hunt A. et Samman E. (2016), *Women's economic empowerment. Navigating enablers and constraints*, Research Report. Londres, ODI.

Levine S., Van der Berg S., et Yu. D. (2009). *Measuring the impact of social cash transfers on poverty and inequality in Namibia*, n°25, working papers. Stellenbosch University, Department of Economics.

Luttrell C. et Moser C. (2004), *Gender and social protection*, Londres, ODI.

Mbaye N.A. (2023), « L'autonomisation des femmes : entre la rationalité et la nécessité pragmatique », *Revue Internationale du Chercheur*, vol 4, pp.640-665.

Meinzen-Dick R., Quisumbing A., Doss C. et Theis S. (2017). *Women's land rights as a pathway to poverty reduction. A framework and review of available evidence*. IFPRI

ORFAO. (2022). *Accès et contrôle des femmes et des jeunes au foncier*. Bulletin d'information bimestriel de l'Observatoire Régional du Foncier Rural en Afrique de

l'Ouest , n°3

PNUD. (2018), *Indices et indicateurs de développement humain*, Rapport.

Poggi C., et Waltmann. (2019), « La (re)production des inégalités de genre : quels enjeux dans l'éducation, la santé et la protection sociale ? », *Papiers de Recherches AFD*, n°2019-121, Décembre.

Roodman D. (2007), « The Anarchy of Numbers: Aid, Development, and CrossCountry Empirics », *World Bank Review*, 21, 255-277.

Roodman D. (2009), « A Note on the Theme of Too Many Instruments », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71 (1), 135-158.

Warring N. et De la O Campos A.P. (2016), *Research on rural women's economic empowerment and social protection. The Impacts of Rwanda Vision 2020 Umurenge Programme (VUP)*. Quantitative report. Rome, FAO.

Windmeijer F. (2005), « A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-step GMM Estimators », *Journal of Econometrics*, 126(1), 25-51.

## ANNEXES

### **Annexe 1 : Liste des pays de l'échantillon**

### **Annexe 2 : Description et sources des variables**

### **Annexe 3 : Statistiques descriptives des variables de l'étude**

### **Annexe 4 : Matrice de corrélation entre les différentes variables étudiées**

---

[1] Les dossiers WillAgri : vers l'autonomisation des femmes en milieu rural en Afrique.

[2] Le genre en Afrique, fiche d'évaluation

[3] Donner des moyens d'action aux femmes dans l'économie rurale. [www.ilo.org/rural](http://www.ilo.org/rural).

[4]  
\_\_\_ Notamment à l'exploitation, à la cueillette, à la transformation, au commerce, à la pêche, au travail salarié et à l'artisanat.

[5]  
\_\_\_ *Ibid*

[6]  
\_\_\_ Concepts clés de la question genre en agriculture et objectifs de la politique FAO.

[7]  
\_\_\_ Base de données sur le genre de la banque mondiale.

[8]  
\_\_\_ 42% du revenu des ménages ruraux en Afrique.

[9]  
\_\_\_ *Ibid*

[10]  
\_\_\_ FAO, FIDA et BIT: gender dimensions of agricultural and rural employment: differentiated pathways out of poverty-status, trends and gaps (Rome, 2010).

[11]  
\_\_\_ Agriculture : les inégalités sont dans le pré.

[12]  
\_\_\_ FAO: the state of food and agriculture 2010-2011-l: women in agriculture: closing the gender gap for development (Rome, 2011).

[13]  
\_\_\_ Concepts clés de la question genre en agriculture et objectifs de la politique FAO.

[14]  
\_\_\_ Par exemples : semences, intrants, terres, eau, bétail et services financiers et de vulgarisation).

[15]  
\_\_\_ (IFPRI, 2013).

[16]  
\_\_\_ Pourcentage de la population agricole ou non.

[17]  
\_\_\_ Banque mondiale : base de données sur le genre, extrait d'une enquête sur la santé démographique 2010-2017 et couvrant 27 pays de l'Afrique subsaharienne.

[18]  
\_\_\_ Agriculture : les inégalités sont dans le pré.

[19]  
\_\_\_ Elle est définie comme l'ensemble de mesures de prévention, de protection, de promotion et de transformation sociale dont l'objectif est la prévention et la réduction de l'exclusion sociale et de l'inégalité, de la pauvreté et de la vulnérabilité (Bart Verstraeten et al, 2010).

[20]  
\_\_\_ *Ibid*

[21]  
\_\_\_ *Ibid*

[22]  
\_\_\_ Femmes rurales, 92 centimes, FIDA.

[23]  
\_\_\_ Action contre la faim, intégration du genre dans les politiques et plans de nutrition, rapport d'étude.

[24]  
\_\_\_ Chapitre 8 : protection sociale et inégalités en Afrique : analyse des interactions

[25]  
\_\_\_ *Ibid*

[26]  
\_\_\_ *Ibid*

[27]  
\_\_\_ Rapport sur les politiques sociales et économiques : différences entre hommes et femmes en matière de protection sociale.

[28]

\_\_\_ Les dossiers WillAgri : vers l'autonomisation des femmes en milieu rural en Afrique.

[29]

\_\_\_ La protection sociale réduit significativement les inégalités de genre en milieu rural en Afrique subsaharienne.

[30]

\_\_\_ *Ibid*

[31]

\_\_\_ Equitas-International Centre for human : budgétisation sensible au genre dans les activités agricoles.

[32]

\_\_\_ Change.org, <https://www.change.org>

[33]

\_\_\_ Arellano et Bover (1995), Blundell et Bond (1998) proposent un estimateur plus efficace, à savoir l'estimateur GMM en système. Selon ces auteurs, en testant la méthode du GMM en système et à l'aide des simulations de Monte Carlo, ont pu démontrer que cet estimateur est plus efficace que l'estimateur GMM en différences (BCEAO, 2015).

[34]

\_\_\_ Seule la différence première la plus récente est utilisée, l'utilisation d'autres différences premières retardées entraînerait une redondance des conditions de moments (Arellano et Bover, 1995).

[35]

\_\_\_ La méthode à deux étapes autorise la prise en compte de l'hétéroscédasticité entre individus, l'autocorrélation des termes d'erreur et les biais de simultanéité et d'erreurs de mesure (Akplogan, 2014).

[36]

\_\_\_ La matrice de pondération dans l'estimateur GMM en deux étapes dépend des paramètres estimés, dont la présence explique pour une large part la différence entre les écart-types à distance finie et les écart-types asymptotiques. Windjmeijer (2005) montre que cette différence peut être estimée et ainsi permettre d'améliorer l'inférence sur les écart-types estimés en seconde étape. En particulier, cette correction est d'autant plus importante dans notre travail qu'il est impossible de déterminer une matrice à l'estimation de seconde étape.

[37]

\_\_\_ Blundell et Bond (1998) par des simulations de Monte Carlo montre que l'estimation en deux étapes (GMM two-step) est plus efficace que l'approche en une seule étape : la matrice de variance covariance est plus robuste.

[38]

\_\_\_ Santé, éducation, revenu

[39] \_\_\_\_\_ Impact des transferts de fonds des migrants internes et internationaux sur le niveau de pauvreté et d'inégalité au Mali.

[40] \_\_\_\_\_ Impact des transferts de fonds des migrants internes et internationaux sur le niveau de pauvreté et d'inégalité au Mali.

[41] \_\_\_\_\_ Comme l'emploi et l'accès aux ressources

[42] \_\_\_\_\_ Chapitre 8 : protection sociale et inégalités en Afrique : analyse des interactions

[43] \_\_\_\_\_ Chapitre 11 : inégalité, genre et développement humain en Afrique.

[44] \_\_\_\_\_ Gérer les risques, promouvoir la croissance, développer les systèmes de protection sociale en Afrique. : la stratégie de protection sociale de la banque mondiale en Afrique, 2012-2022.

[45] \_\_\_\_\_ (Terre, intrants, crédit, etc)

[46] \_\_\_\_\_ Worl Bank Blogs, <https://blogs.worldbank.org>: combler le fossé hommes-femmes dans l'agriculture en Afrique.

[47] \_\_\_\_\_ *Ibid*

[48] \_\_\_\_\_ *Ibid*

[49] \_\_\_\_\_ Equitas-International Centre for human : budgétisation sensible au genre dans les activités agricoles.

[50] \_\_\_\_\_ *Ibid*

[51] \_\_\_\_\_ UN Women Africa : Guide pour les facilitateurs de budgétisation sensible au genre.

[52]  
Change.org, [https :www.change.org](https://www.change.org)