

Les Inégalités de genre sur le marché du travail plombent-elles l'inclusion financière dans l'UEMOA ?

Kouadio Hugues 1^{1,2†} | N'guessan Kouakou Romain 2^{1*}

1 – « Enseignant-chercheur à l'École Nationale Supérieure de Statistique et d'Économie Appliquée d'Abidjan (ENSEA) »

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

Correspondance :

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

Adresse actuelle

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

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

ABSTRACT

Le besoin d'une inclusion financière de toutes les couches de la population se fait encore ressentir dans l'ensemble des pays de l'UEMOA avec à la clé le fait que les femmes sont relativement moins incluses par rapport aux hommes. Dans le même temps, les observations faites, indiquent que les inégalités sur le marché du travail persistent. Ainsi, la présente étude s'est fixée pour objectif d'analyser l'effet des inégalités de genre en terme de participation au marché du travail sur l'inclusion financière dans l'UEMOA et d'en déceler les liens de causalités.

Pour ce faire l'étude s'étend à l'ensemble des pays de UEMOA sur des données trimestrielles allant de 2004Q1 à 2017Q4. Puis à l'aide de la méthode de non causalité de Juodis et al. (2021) et de la méthode des variables instrumentales à double filtre d'Hayakawa et al. (2019), l'étude est parvenue à plusieurs résultats majeurs. En premier, il existe une causalité bidirectionnelle entre les inégalités de genre sur le marché du travail et l'inclusion financière pour ce qui est des emplois salariés et indépendants, alors que pour ce qui est de la participation au marché du travail pris globalement, la causalité est unidirectionnelle. En second, l'étude est parvenue au résultat selon lequel, la réduction des inégalités entre homme et femme sur le marché du travail affecte positivement et significativement l'inclusion financière dans l'UEMOA. Et ce, qu'il s'agisse aussi bien des inégalités en terme d'emplois indépendants, salariés ou pris globalement. Ainsi, il s'agit entre autre pour les différents États de l'UEMOA de mettre en commun leur efforts afin de définir une politique d'emploi qui soit aussi bien favorable pour les hommes que pour les femmes. Bien qu'il faut poursuivre les politiques macroéconomiques en faveur de l'égalité des sexes sur le marché du travail, il conviendrait que celles-ci se concentre sur la formalisation des emplois créés. Par ailleurs, il faut mettre en place les conditions idoines en vue d'améliorer, de manière permanente, l'accès et l'utilisation de services financiers par les populations de la zone tout en proposant une gamme diversifiée de produits et services adaptés à coûts abordables surtout pour les femmes.

KEYWORDS

Inégalités de genre ; marché du travail ; inclusion financière; Panel ; UEMOA

CODE JEL

1. | Introduction

L'une des préoccupations majeures de cette dernière décennie est la question de l'inclusion financière. Cette dernière est inscrite au cœur des préoccupations des États, des banques centrales et des institutions internationales du fait qu'elle est considérée comme un facteur de progrès qui occupe une place de choix en tant qu'élément propice à la réalisation de certains objectifs du Programme de développement durable à l'horizon 2030. En effet, grâce à l'accessibilité aux services financiers qu'elle promeut, l'inclusion financière est un important instrument d'insertion des couches sociales défavorisées dans le tissu économique et social. De plus, elle favorise l'atteinte d'une croissance soutenue et inclusive et permet de lutter efficacement contre la pauvreté (Sinclair & Bramley, 2011 ; Swamy, 2014 ; Laeven et al., 2015).

L'inclusion financière revêt plusieurs définitions qui ne sont du moins pas polysémiques. Ainsi, la Banque Mondiale conçoit l'inclusion financière comme étant les possibilités qu'ont les individus et les entreprises à accéder à moindre coût à une gamme de produits et services financiers utiles, adaptés à leurs besoins et proposés par des prestataires fiables et responsables. Pour la Banque Africaine de Développement, l'inclusion financière englobe toutes les initiatives visant à rendre des services financiers formels, disponibles, accessibles et abordables pour l'ensemble de la population principalement celles historiquement exclus ou mal desservis par le secteur financier formel. Quant à la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest, elle définit l'inclusion financière comme l'accès permanent des populations à une gamme diversifiée de produits et services financiers adaptés, à coûts abordables et utilisés de manière effective, efficace et efficiente.

Eu égard à ses retombées positives, la question de l'inclusion financière n'a pas été neutre en ce qui concerne les questions se référant au genre. En effet, plusieurs voix ont indiqué que l'inclusion financière est sujette à des inégalités de genre du fait qu'il existe un grand fossé systématique et persistant surtout pour ce qui est de l'accès aux services financiers entre homme et femme (Allen et al., 2012; Demirguc-Kunt et Klapper, 2013, 2012a, 2012b). Indiquant ainsi que le potentiel pour une inclusion financière plus importante n'est pas suffisamment exploité. Aussi, bien qu'elle soit sujette à des inégalités, il a été prouvé que l'inclusion financière entretenait des liens avec d'autres inégalités de genre, notamment celles qui concernent la participation au marché du travail. C'est dans ce cadre que des études ont montré qu'une meilleure inclusion financière des femmes va de pair avec leur participation au marché du travail (Cooray, *et al.* 2017; Morsy, 2020). Surtout en leur permettant d'être plus entreprenante (Gonzales et al, 2015b ; Holloway et al. 2017). Et que la faible participation au

marché du travail des femmes relevait du fait qu'elles étaient moins incluses financièrement (Arouri and Nguyen, 2017 ; Khan et *al.*, 2020).

Les retombés de l'inclusion financière notamment en matière de la réduction des inégalités de genre sur le marché du travail et la pauvreté ont inspiré bons nombres de pays en développement dont ceux de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). Les politiques menées en la matière ont abouti à l'adoption du document-cadre de la Stratégie Régionale d'Inclusion Financière de l'Union Monétaire Ouest Africaine (UMOA) et à la multiplication d'initiatives dans le sens de l'amélioration de l'accès et du recours des populations à des services financiers adaptés à travers la promotion de stratégies d'inclusion financière de la sous-région (BCEAO, 2018). Ainsi, l'intérêt des pays membres en la matière a permis des avancées notables dans la sous-région entre 2007 et 2017. En effet, le taux de bancarisation strict est passé de 7,6% à 17,0%. Le cumul du taux de bancarisation élargi et du pourcentage de la population adulte titulaire d'un compte dans les établissements de monnaie électronique est passé quant à lui de 14,3% à 55,0%. Aussi, les taux globaux de pénétration démographique et géographique sont tous deux passés de 1 point à respectivement 38 points et 70 points (BCEAO, 2018).

Parallèlement, bien qu'elles constituent un peu plus de la moitié de la main d'œuvre dans la région, les femmes participent moins au marché du travail relativement aux hommes. Le ratio des emplois sur la population des 15 ans et plus est de 55% pour les hommes contre 37,1% pour les femmes avec des taux de salarisation s'élevant à 30,7% pour les hommes contre 14,3% pour les femmes. Dans le même temps, les femmes sont les plus exposées aux emplois vulnérables comparativement aux hommes avec 82,7% contre 64,1% (ERI-ESI, 2019). Aussi, le taux de bas salaires, c'est-à-dire ceux en dessous des deux tiers du salaire mensuel médian est plus élevé chez les femmes (39,9%) que chez les hommes (29,8%) avec des taux de salaires inférieurs au SMIG plus prononcés dans les secteurs d'activités dominés par les femmes (ERI-ESI, 2019).

Toutefois, bien que la littérature soit parvenue à des résultats probants des effets de l'inclusion financière sur la participation au marché du travail, nous ne pouvons omettre l'idée que la participation au marché du travail soit le préalable d'une inclusion financière plus renforcée.

En effet, plusieurs études ont soutenu que la difficulté d'une inclusion financière réussie tient du fait que les institutions financières ne sont pas prêtes à fournir des services financiers adaptés à un coût équitable à une frange de la population du fait que cette dernière a naturellement une perspective économique floue ainsi que des garanties financières insuffisantes (Donahue et al., 2006 ; Djefal, 2007 ; Dougnon et al., 2013 ; Soumano, 2013).

Aussi, l'une de ces garanties passe par la détention d'un emploi stable et décentement rémunéré. C'est dans ce cadre que les prévisions de la Banque Mondiale ont indiqué que la réduction de 10 points de pourcentage des inégalités de genre en matière de participation au marché du travail entrainera un accroissement de 6 points de pourcentage de l'inclusion financière (Banque Mondiale, 2019).

Ainsi, le fait que les femmes ont, encore aujourd'hui, moins de chances que les hommes d'avoir accès aux services financiers de base dans l'UEMOA (Global Findex, 2011, 2014, 2017) pourrait provenir de leur accès inégal au marché du travail au même titre que les hommes. Pour ce faire, examiner et éliminer les obstacles à l'inclusion financière surtout ceux qui empêchent les femmes d'accéder aux services financiers et aux opportunités qui les accompagnent nécessite qu'on s'intéresse aux effets des inégalités de genre en matière de la participation au marché du travail. Autrement dit, comment expliquer que les femmes plombent le potentiel de l'inclusion financière surtout dans les pays de l'UEMOA? Les inégalités de genre en terme de participation au marché du travail sont-elles d'une influence significative ? Qui de l'inclusion financière ou de la participation au marché du travail en est le préalable ?

Ainsi, partant de l'hypothèse qu'une réduction des inégalités de genre en matière de participation au marché du travail influence positivement l'inclusion financière et que la causalité part toujours des inégalités de genre vers l'inclusion financière, la présente étude se fixe comme objectif d'analyser l'effet des inégalités de genre en terme de participation au marché du travail sur l'inclusion financière dans l'UEMOA et d'en déceler les liens de causalités. Notons que cette étude a lieu afin d'éclairer les décideurs sur les actions à mener en vue d'une meilleure prise de décision.

Aussi, notre contribution à la littérature est de plusieurs ordres. D'abord, rares sont les études qui ont porté leur attention aux effets des inégalités de genre en terme de participation au marché du travail sur l'inclusion financière. Ensuite, les inégalités de genre en matière de participation au marché du travail sont perçues aussi bien généralement qu'en terme du travail salarié et indépendant. Enfin, nous adoptons une analyse économétrique en deux étapes. D'abord en testant l'hypothèse de non causalité à l'aide de la méthode de Juodis et al. (2021) qui contrairement aux autres méthodes est valable dans le cadre homogène et hétérogène tout en corrigeant le biais de Nickel (1981). Ensuite, nous utilisons un estimateur qui surpasse à la fois les GMM et les méthodes de variables instrumentales ordinaires en échantillon fini. Il s'agit de l'estimateur des variables instrumentales à double filtres développé par Hayakawa et al. (2019) dans le cadre des variables faiblement exogènes.

À cet effet, la présente étude est constituée de quatre sections. La première présente la revue de la littérature sur la question. La seconde présente les données ainsi que quelques statistiques descriptives. La troisième expose la méthodologie et la dernière, les résultats et la discussion. L'étude s'achève par la présentation des principaux résultats et les implications de politique économique.

2. | Revue de littérature

La question du lien entre la finance et la participation au marché du travail a reçu beaucoup d'attention ces dernières années. Signorelli et al. (2012) ont pu mettre en évidence la persistance des répercussions négatives de la contrainte financière et des crises financières sur la participation au marché du travail des femmes dans 86 pays entre 1980 et 2005. Demirguc-Kunt & Klapper (2013) ont montré qu'un meilleur accès aux services financiers encourage les populations défavorisées dont les femmes à l'entrepreneuriat. Ces études seront appuyées par celles de Wale et Makina (2017) et Tchamyou et al. (2019) qui parviennent au résultat selon lequel l'inclusion financière est une source d'opportunités qui encourage aussi bien les hommes que les femmes à s'investir dans des activités économiques et à sortir de la pauvreté. Aussi plusieurs études vont même ajouter que l'inclusion financière aurait des effets positifs sur l'intention des jeunes filles et garçons à entreprendre et à participer efficacement au marché du travail (Nayar, 2014 ; Tuan et al., 2019 ; Sekyi et al., 2020 ; Akrong et al., 2021). Pour Asongu et Odhiambo (2018) l'effet positif de l'inclusion financière sur la participation des femmes au marché du travail est modulé par les infrastructures de télécommunication. Ce même constat fut confirmé par Ajide (2021) dans un échantillon de pays africains tout en notant que la relation entre l'inclusion financière et la participation au marché du travail n'est pas monotone. Par ailleurs, en plus d'avoir un effet positif sur la participation au marché du travail des femmes, l'inclusion financière réduit les inégalités de genre en emploi (Popov & Zaharia, 2016; Khan et al., 2020).

Toutefois, la littérature portant sur le lien entre l'inclusion financière et la participation au marché du travail n'a pas été à sens unique. Certaines d'entre elles se sont intéressées à la relation inverse, mais dans une dynamique de comprendre les facteurs explicatifs de l'inclusion financière principalement au plan micro. Ainsi, Klapper et Singer (2013), grâce aux modèles Logit et Probit puis à l'aide de la base de données Global Findex ont pu montrer que l'inclusion financière en Afrique subsaharienne était peu formelle et communautaire. Et parmi les facteurs pouvant être susceptibles d'une faible inclusion financière formelle, le genre féminin y figurait en plus du faible niveau d'éducation, du milieu de vie en zone rurale et d'un faible revenu. Les auteurs ont également montré que le statut en emploi est un déterminant

clé de la possession d'un compte car les adultes employés par un employeur sont plus susceptibles de détenir un compte que les travailleurs indépendants. Et, les travailleurs au chômage sont moins susceptibles de posséder un compte que les travailleurs indépendants.

Sur un échantillon de 18000 individus provenant de 18 pays d'Afrique centrale et de l'ouest Soumaré et al. (2016) mène une étude sur les déterminants de l'inclusion financière dans ces deux régions d'Afrique. Pour ce faire ils utilisent trois variables d'inclusion financière à savoir la détention d'un compte, la fréquence de son utilisation, l'épargne et l'emprunt dans une institution financière formelle. Les auteurs trouvent que le fait d'être une femme donne moins d'accès à la détention d'un compte et à sa fréquence d'utilisation avec des effets plus prononcés pour l'un en Afrique centrale et pour l'autre en Afrique de l'ouest. Ils trouvent aussi que l'emploi indépendant à plein temps donne moins d'opportunités d'accès à un compte et plus d'opportunités à la fréquence d'utilisation d'un compte en Afrique de l'ouest relativement à ceux qui sont employés à plein temps. De même le fait d'être au chômage ou en dehors de la force de travail offre moins de possibilités de détenir un compte relativement aux employés à plein temps à la fois en Afrique de l'ouest et du centre.

Lyons et Contreras (2017) pour leur part appellent à plus de vigilance dans l'étude de la relation sur un échantillon de 21 pays en développement. En effet, dans une étude qui tient à analyser les effets bidirectionnels entre l'entrepreneuriat et l'inclusion financière, trouvent qu'en utilisant un Probit simple, l'inclusion financière affecte significativement la probabilité de devenir entrepreneur, tout comme l'entrepreneuriat favorise significativement l'accès aux services financiers. Mais, après avoir contrôlé l'endogénéité potentielle par un Probit bivarié simultané, ils trouvent que l'effet de l'inclusion financière sur l'entrepreneuriat est toujours statistiquement significatif dans le modèle simultané, alors que celui de l'entrepreneuriat sur l'inclusion financière ne l'est pas.

Dans une étude sur le Mali, Koloma (2018) analyse les déterminants de l'inclusion financière et estime son impact sur la volonté des jeunes filles et garçon de s'engager dans une activité entrepreneuriale. Ses résultats montrent que le niveau d'inclusion financière des jeunes est légèrement faible par rapport à l'échantillon global. Pour l'auteur, en plus de d'un niveau d'éducation élevé et d'une expérience en matière de détention d'un compte, le statut en emploi est un déterminant significatif à l'inclusion financière. Car il apparaît que le fait d'avoir un emploi influence de manière significative la probabilité d'avoir des comptes courants et des comptes d'épargne formels, ainsi que des prêts. En outre, il trouve que les services de prêt semblent avoir un impact plus important sur la volonté des jeunes à s'engager dans une activité agri-entrepreneuriale comparativement aux autres services financiers.

En considérant des données transnationales provenant de 107 pays et des régressions multivariées Balasubramanian et Kuppusamy (2020) ont analysé l'impact de la participation des femmes au marché du travail sur leur accès et utilisation de services financiers formels. L'étude a étendu la portée de l'accès aux services financiers en considérant l'accès au compte bancaire, à la carte de débit et à la carte de crédit. Les résultats obtenus ont montré que la participation des femmes au marché du travail a une influence positive sur l'inclusion financière de ces dernières.

3. | Méthodologie

3.1. | Spécification du modèle

Notons que les inégalités de genre sur le marché du travail peuvent affecter l'inclusion financière de plusieurs manières. L'une des voies les plus marquantes est le fait que ces inégalités maintiennent une partie de la population dans la précarité tout en les empêchant d'accéder au marché du travail. Or l'accès au marché du travail permet de gagner un revenu qui peut être épargné dans une institution financière. Laquelle épargne peut constituer un gage pour de futurs emprunts. En d'autres mots, les inégalités de genre en empêchant une catégorie de la population d'accéder au marché du travail, les empêchent d'avoir accès aux services financiers qui lui, débute par l'ouverture d'un compte. Ce qui constitue dès lors un frein à l'inclusion financière.

Ainsi, en supposant que le niveau d'inclusion financière est fonction du niveau des inégalités sur le marché du travail, nous avons :

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

Où y est le niveau de l'inclusion financière et x les niveaux d'inégalités de genre atteints sur le marché du travail. Cependant, les inégalités de genre à eux seuls ne peuvent rendre compte du niveau d'inclusion financière dans un pays. En effet, ce dernier est drainé par un ensemble d'autres facteurs liés au niveau de développement et à l'ouverture économique du pays. Par ailleurs, le niveau d'inclusion financière à une date quelconque est influencé par son niveau de l'année précédente. Or dans un contexte où une partie de la population n'a pas les moyens d'être inclus financièrement, une mobilisation plus accrue d'individus à l'inclusion financière à une date quelconque réduit le nombre d'individus disponibles à être inclus financièrement à une date prochaine, toutes choses étant égales par ailleurs. Ainsi, l'équation (1) augmentée du retard de l'inclusion financière et de l'ensemble Z des variables de contrôle se présente comme suit :

$$y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 x_{i,t} + \alpha_2 y_{i,t-1} + \alpha' Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

3.2. | Analyse de la Causalité

Rappelons que la littérature économétrique recense un certain nombre de tests de causalité en panel. Parmi les plus marquants, nous avons les approches à coefficients homogènes dont l'approche GMM de Holtz-Eakin et al. (1988). Toutefois, cette approche est inopérante dans un contexte où la dimension temporelle est plus ou moins grande du fait de l'utilisation d'un trop grand nombre de conditions de moment. À sa suite, bien des tests du même style vont voir le jour avec des possibilités d'applicabilité dans un contexte où la dimension temporelle s'avère fixée (Binder et al. 2005 ; Karavias et Tzavalis 2017 ; Juodis 2013 ; Arellano 2016 ; Juodis 2018). Cependant, lorsque les paramètres autorégressifs varient d'un individu à l'autre, les inférences peuvent ne pas être valides, même asymptotiquement (Juodis et al., 2021 ; Xiao et al., 2021). Contrairement à ces derniers, certaines approches prennent en compte les pentes hétérogènes dont celle Emirmahmutoglu and Kose (2011) et Dumitrescu et Hurlin (2012). Bien que cette dernière prend en compte les pentes hétérogènes dans les hypothèses nulles et alternatives, leur statistique de test n'est théoriquement justifiée que pour les séquences où N/T^2 tend vers 0 (biais de Nickell) comme c'est le cas des approches Mean-Group, d'où le problème de distorsion de taille (Juodis et al., 2021 ; Xiao et al., 2021).

Pour toutes ces raisons, nous utilisons le test de non causalité de Granger proposé par Juodis et al. (2021). Ce dernier, s'applique aussi bien aux cas homogène qu'hétérogène et utilise le *Split Panel Jackknife* (SPJ) de Dhaen et Jochmans (2015) afin de construire un estimateur qui corrige le biais de Nickel. En plus, plusieurs études ont montré que le SPJ corrige bien le biais de Nickel en présence d'une dimension modérée, des paramètres de nuisance hétérogènes et de fortes persistances (Fernández-Val and Lee, 2013 ; Chambers, 2013 ; Dhaene and Jochmans, 2015).

Considérons l'équation suivante :

$$y_{i,t} = Z'_{i,t} \phi_i + X'_{i,t} \beta_i + \varepsilon_{i,t} \quad 1$$

Où, $Z_{i,t} = (1, y_{i,t-1}, \dots, y_{i,t-p})'$, $X_{i,t} = (x_{i,t-1}, \dots, x_{i,t-p})'$, $\phi_i = (\phi_{1,i}, \dots, \phi_{p,i})'$, $\beta_i = (\beta_{1,i}, \dots, \beta_{p,i})'$. En empilant l'équation (1) dans le temps, on obtient :

$$Y_{i,t} = Z_i \phi_i + X_i \beta_i + \varepsilon_i \quad 2$$

Avec $Y_i = (y_{i,1}, \dots, y_{i,T})'$, $Z_i = (z_{i,1}, \dots, z_{i,T})'$, $X_i = (x_{i,1}, \dots, x_{i,T})'$ et, $\varepsilon_i = (\varepsilon_{i,1}, \dots, \varepsilon_{i,T})'$. Sous l'hypothèse nulle $\beta_i = \beta = 0$, l'estimateur des moindres carrés regroupés est défini comme suit

:

$$\hat{\beta} = \left(\sum_{i=1}^N X_i' M_{Z_t} X_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N X_i' M_{Z_t} Y_i \right) \quad 3$$

Où, $M_{Z_t} = I_T - Z_i(Z_i'Z_i)^{-1}Z_i'$. Pour supprimer le biais de l'estimateur groupé, le *Split Panel Jackknife* (SPJ) de Dhaen et Jochmans (2015) est défini comme suit :

$$\hat{\beta} = \hat{\beta} + \left(\hat{\beta} - \frac{1}{2}(\hat{\beta}_{1/2} + \hat{\beta}_{2/1}) \sum_{i=1}^N X_i' M_{Z_t} X_i \right) = \hat{\beta} + T^{-1}\hat{B} \quad 4$$

L'estimateur corrigé du biais constitue alors la base d'un test de Wald pour la non causalité de Granger. En particulier, sous des hypothèses de régularité rapportées dans Juodis et al. (2021), $N, T \rightarrow \infty$ avec $N/T \rightarrow \kappa^2 \in [0, \infty)$, et nous avons :

$$\widehat{W}_{HPJ} = NT\hat{\beta}'(\hat{J}^{-1}\hat{V}\hat{J}^{-1})^{-1}\hat{\beta} \rightarrow \chi^2(P) \quad 5$$

où $\hat{J} = (NT)^{-1} \sum_{i=1}^N X_i' M_{Z_t} X_i$. Sous l'hypothèse que l'erreur que est homoscedastique à la fois dans la dimension temporelle et individuelle :

$$\hat{V} = \sigma^2 \hat{J} \quad 10$$

$$\sigma^2 = \frac{1}{N(T-1-P) - P} \sum_{i=1}^N (Y_i - X_i\hat{\beta})' M_{Z_t} (Y_i - X_i\hat{\beta}) \quad 11$$

D'autre part, si l'erreur est hétéroscedastique dans la dimension individuelle, nous avons :

$$\hat{V} = \frac{1}{N(T-1-P) - P} \sum_{i=1}^N X_i' M_{Z_t} \hat{\varepsilon}_i \hat{\varepsilon}_i' M_{Z_t} X_i \quad 12$$

3.3 | Méthode d'estimation

Dans le cadre de cette étude, nous utilisons des variables instrumentales (IV) pour des modèles de données de panel avec variables faiblement exogènes. Le modèle peut inclure des tendances temporelles hétérogènes en plus des effets fixes standard (FE). Les estimateurs IV proposés sont obtenus en appliquant un filtre avant au modèle et un filtre arrière aux instruments afin d'éliminer les effets fixes, appelés ainsi estimateurs IV à double filtre (DFIV). Ce modèle proposé par Hayakawa et al. (2019) est capable de résoudre le problème de compromis lié à l'utilisation de nombreux instruments. En effet, bien que de nombreux instruments soient nécessaires pour améliorer l'efficacité, l'estimateur DFIV reste efficace même si le même nombre d'instruments est le même que les paramètres utilisés. Par conséquent, l'estimateur DFIV devient efficace avec un nombre minimal d'instruments. Cet estimateur présente l'avantage de ne pas provoquer de biais en échantillon fini et surpasse à la fois les GMM et les IV ordinaires (Hayakawa et al., 2019).

Considérons le modèle a effet fixe suivant :

$$Y_i = W_i \delta + \eta_i l_T + V_i, (i = 1, \dots, N) \quad 13$$

où $Y_i = (y_{i1}, \dots, y_{iT})'$, $W_i = (w_{i1}, \dots, w_{iT})'$, $l_T = (1, \dots, 1)'$ et $V_i = (v_{i1}, \dots, v_{iT})'$, Après avoir défini une matrice F_T^l qui peut être utilisée pour supprimer les effet fixes et après l'avoir multiplié par l'équation 1, le modèle devient :

$$\dot{Y}_i^t = W_i^t \delta + V_i^t, (i = 1, \dots, N) \quad 14$$

où, $\dot{Y}_i^t = F_T^l Y_i = (y_{i1}^t, \dots, y_{iT}^t)'$, $\dot{W}_i^t = F_T^l W_i = (w_{i1}^t, \dots, w_{iT}^t)'$, $\dot{V}_i^t = F_T^l V_i = (v_{i1}^t, \dots, v_{iT}^t)'$ avec $\dot{y}_i^t = \zeta_t^l [y_{it} - (y_{i,t+1} + \dots + y_{iT}) / (T - t)]$, $\dot{w}_i^t = \zeta_t^l [w_{it} - (w_{i,t+1} + \dots + w_{iT}) / (T - t)]$, $\dot{v}_i^t = \zeta_t^l [v_{it} - (v_{i,t+1} + \dots + v_{iT}) / (T - t)]$ pour $t=1, \dots, T_1$. Notons que l'effet fixe η_i est supprimé en prenant un écart par rapport aux moyennes futures. La t -ième rangée de 2 peut être réécrite de sorte à obtenir le Modèle de déviation orthogonal avant (FOD) comme suit :

$$\dot{Y}_{it}^l = W_{it}^u \delta + V_{it}^l, (t = 1, \dots, T_1; i = 1, \dots, N) \quad 15$$

Dans les études empiriques, les variables de niveaux retardées w_{i1}, \dots, w_{it} sont couramment utilisées comme instruments. Au lieu d'utiliser des variables en niveaux, Hayakawa (2009, 2016) suggèrent d'utiliser des variables déviées des moyennes passées en incluant B_T^l qui est la rotation de F_T^l . En utilisant cela, un IV $\ddot{W}_i = B_T^l W_i = (w_{i2}^l, \dots, w_{iT}^l)'$ est défini ou

$$\ddot{w}_{it}^l = \zeta_{T-t+1}^l [w_{it} - (w_{i,t-1} + \dots + w_{i1}) / (t - 1)], (i=1, \dots, N; t=2, \dots, T) \quad 16$$

La transformation qui induit \ddot{w}_{it}^l est appelée la déviation orthogonale arrière (BOD) par opposition à la transformation FOD. Étant donné que $E(w_{is}^l, v_{i1}^l) = 0$ pour $2 \leq s \leq t \leq T_1$ il est possible de construire des conditions de moment. Spécialement, les conditions de moment sont $E(\sum_{t=2}^{T_1} \ddot{w}_{is}^l, v_{i1}^l) = 0$. Et, l'estimateur à double filtre des variables instrumentales (IV) est donné par :

$$\delta_{IV}^l = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^{T_1} \ddot{w}_{it}^l, \dot{w}_{it}^u \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^{T_1} \ddot{w}_{it}^l, \dot{y}_{it}^u \right) \quad 17$$

4. | Données de l'étude

4.1 | Les sources de données

La présente étude porte sur des données trimestrielles allant de 2004Q1 à 2017Q4 en raison de la disponibilité des données liées à l'inclusion financière et concerne les huit pays de

l'UEMOA à savoir : Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Guinée Bissau, Mali, Niger, Sénégal et le Togo. Toutefois, notre étude se base sur des données issues de deux bases principales dont le *Global Financial Development Database* (GDF,2019) et le *World Development Indicators* (WDI, 2020).Et bien que les données soient annuelles, nous les avons trimestrialisées à l'aide de la méthode de Denton (1971).

Notons que la base de données mondiale sur le développement financier (GDF) porte sur des données annuelles de 214 pays et concerne 109 indicateurs qui captent la profondeur, l'accès, l'efficacité et la stabilité des systèmes financiers. Chacune de ces caractéristiques concerne à la fois les institutions financières comme les banques et les compagnies d'assurance, puis les marchés financiers tels que les marchés boursiers et les marchés obligataires. Elle fournit également d'autres indicateurs utiles, tels que des mesures de la concentration et de la concurrence dans le secteur bancaire. Quant à la base portant sur les indicateurs de développement dans le monde (WDI), elle est l'une des toutes premières base de données qui compile depuis 1960 les données secondaires portant sur divers secteurs de près de 266 pays à nos jours. À ce jour, ces bases commanditées par la Banque Mondiale restent les plus crédibles pour toute comparaison internationale.

4.2 | Les variables de l'étude

Dans cette étude, l'inclusion financière qui est notre variable expliquée, est représentée par les déposants auprès des banques commerciales (pour 1 000 adultes). Notons que les déposants auprès des banques commerciales sont le nombre déclaré de titulaires de comptes de dépôt dans les banques commerciales et autres banques résidentes fonctionnant comme des banques commerciales dont les sociétés non financières résidentes (publiques et privées) et des ménages. Pour de nombreux pays, les données couvrent le nombre total de comptes de dépôt en raison du manque d'informations sur les titulaires de comptes. Les principaux types de dépôts sont les comptes de chèques, les comptes d'épargne et les dépôts à terme.

Les variables explicatives d'intérêt quant à elles portent sur les inégalités de genre sur le marché du travail. Ces variables sont : la participation des femmes au marché du travail en pourcentage de la population féminine âgée de 15 à 64 ans rapportée en pourcentage de celle des hommes ; les travailleuses salariées en pourcentage des femmes en emploi rapportées en pourcentage de celui des hommes ; les travailleuses indépendantes en pourcentage des femmes en emploi rapportées en pourcentage de celui des hommes.

L'étude inclue aussi plusieurs variables de contrôle. Il s'agit entre autres du taux de croissance du PIB par habitant et de l'ouverture économique représentée par la somme des importations et exportations rapportée au PIB. En effet, le constat est tel que les pays dotés d'une forte

inclusion financière sont ceux dont les niveaux de développement et de revenus sont élevés avec une importante ouverture économique au plan international.

4. | Résultats et discussion

Comme nous pouvons le voir dans le tableau 1 l'hypothèse nulle du test de non causalité de Juodis et al. (2021), selon laquelle les inégalités de genre sur le marché du travail ne causent pas l'inclusion financière est rejetée au seuil de 1% et ceux quel que soit la variable d'inégalité de genre en présence. En effet, la probabilité de la statistique de Wald du Half-Panel Jackknife est inférieure à 1%. Pour ce qui est de la causalité allant de l'inclusion financière vers les inégalités sur le marché du travail, nous trouvons que l'inclusion financière ne cause que les les inégalités de genre en terme du travail salarié et indépendant au vu de la significativité de la statistique de Wald du HPJ. Concernant les inégalités de genre en terme de participation au marché du travail pris globalement, l'inclusion financière ne la cause pas du fait de la non significativité du test de Wald du HPJ.

Tableau : Résultats du test de causalité de Juodis et al. (2021)

Variables	Half-Panel Jackknife Wald Test	Half-Panel Jackknife estimator (Cross-sectional heteroskedasticity-robust variance estimation).		
		Coef.	Std. Err.	P> z
Sens de la causalité				
INEGALITE_LABOR_FORCE vers BANK_ACCOUNTS	113.81*** (0.000)	6.786***	0.719	0.000
BANK_ACCOUNTS vers INEGALITE_LABOR_FORCE	1.368 (0.504)	-0.0006	0.0006	0.318
INEGALITE_SALAIRE Vers BANK_ACCOUNTS	114.434*** (0.000)	0.945***	0.236	0.000
BANK_ACCOUNTS vers INEGALITE_SALAIRE	19.406***(0.000)	-0.005***	0.001	0.006
INEGALITE_INDEPENDANT Vers BANK_ACCOUNTS	11.040*** (0.004)	1.395**	0.568	0.014
BANK_ACCOUNTS vers INEGALITE_INDEPENDANT	171.939*** (0.000)	0.008***	0.004	0.006

Notes: *** (**, *) indique le niveau de significativité à 1% (5%, 10%) ; les valeurs entre parenthèse indiquent les p-value du HPJ de Wald. Les résultats des estimations sont ceux des variables retardées.

En somme, la causalité entre les inégalités de genre sur le marché du travail et l'inclusion financière est bidirectionnelle dans le cas des inégalités de genre en matière d'emplois salarié et indépendant. Dans le cas de la participation au marché du travail en général, la causalité est unidirectionnelle.

Aussi, le tableau 2 ci-dessous montre que tout accroissement de la variable des inégalités sur le marché du travail affecte positivement et significativement l'inclusion financière dans la zone

UEMOA. En effet, du fait que la variable d'inégalité de genre soit représentée par le ratio de la participation au marché du travail des femmes sur les hommes, un accroissement de cette dernière tiendrait du fait d'une élévation de la participation des femmes au marché du travail toute chose étant égale par ailleurs. De ce fait, tout accroissement de l'indicateur des inégalités de genre sur le marché du travail représente en réalité une réduction des inégalités en question. Aussi, le taux de croissance du PIB par tête et l'ouverture commerciale affectent positivement et significativement l'inclusion financière représentée par les déposants auprès des banques commerciales.

Tableau2: Résultat des estimations

BANK_ACCOUNTS	Coef.	Std. Err.	P>z
MODELE I			
L. BANK_ACCOUNTS	-0.124**	0.055	0.025
INEGALITE_LABOR_FORCE	7.939***	0.803	0.000
GDP_PER_CAPITA_GROWTH	3.788***	0.803	0.000
TRADE	0.910***	0.203	0.000
Test de suridentification des restrictions de Sargan-Hansen		Chi2=156.11	Prob>Chi2=0.166
MODELE II			
L.BANK_ACCOUNTS	-0.147**	0.067	0.028
INEGALITE_SALAIRE	0.884***	0.265	0.001
GDP_PER_CAPITA_GROWTH	5.502***	0.882	0.000
TRADE	0.554**	0.230	0.016
Test de suridentification des restrictions de Sargan-Hansen		Chi2=165.88	Prob>Chi2=0.067
MODELE III			
L. BANK_ACCOUNTS	-0.155***	0.056	0.006
INEGALITE_INDEPENDANT	1.925***	0.321	0.000
GDP_PER_CAPITA_GROWTH	5.221***	0.853	0.000
TRADE	0.387*	0.227	0.089
Test de suridentification des restrictions de Sargan-Hansen		Chi2=215.53	Prob>Chi2=0.345

Note: *** (**,*) indique le niveau de significativité à 1% (5%, 10%)

Le résultat selon lequel toute réduction des inégalités de genre sur le marché du travail accroîtrait l'inclusion financière n'est pas du tout surprenant. En premier, une plus grande participation au marché du travail des femmes emmène ces dernières à ouvrir un compte dans des institutions financières formelles afin de recevoir soit leurs salaires, soit épargner pour se prémunir de risques futurs ou même pour faire des placements. En second, la plupart des femmes qui entreprennent ont pour ambitions de développer leurs activités. Sur ce point, le fait qu'il soit plus que nécessaire de disposer d'un compte bancaire et d'y épargner

régulièrement avant obtention d'un prêt est un facteur qui encourage l'inclusion financière. Enfin, une plus grande participation au marché du travail des femmes, leur permet de disposer de divers moyens collatéraux à savoir un revenu plus important, un niveau d'éducation et une sensibilisation à l'importance d'une inclusion financière plus importante.

Les résultats de notre étude semblent se conformer à plusieurs autres conclusions qui généralement ont porté sur des travaux d'ordre micro en indiquant que la participation au marché du travail des individus leur permettait d'être plus inclus financièrement (Allen et al., 2016). C'est dans ce même contexte d'Aterido et al. (2013) ont montré que les inégalités de genre en terme d'accès et d'utilisation des services financiers sont dû à la participation des femmes à l'économie et non au secteur financier lui-même.

De plus, les résultats montrent que le taux de croissance du PIB par tête, et l'ouverture économique contribuent à accroître l'inclusion financière dans la région de l'UEMOA.

En effet, tout accroissement du PIB par tête est synonyme d'un accroissement du revenu des habitants dans la zone. De ce fait, les populations voyant leur revenu augmenter sont plus disposés à accroître leur capital humain et de là, leur éducation financière. Avec un revenu plus amélioré, la contrainte de coûts liés à l'accès et à l'utilisation de services financiers deviennent relativement moins importantes. Ce qui permet de favoriser significativement l'inclusion financière surtout au niveau des institutions financières formelles (Fungáčová and Weill, 2015 ; Zins et Weill, 2016 ; Koloma, 2021).

Les économies les plus ouvertes sont celles qui connaissent une croissance plus rapide que les autres et les entreprises qui prennent part aux échanges présentent en général des salaires plus élevés et de meilleures conditions de travail en général (OCDE). Ainsi, l'ouverture économique au travers de l'accroissement des salaires affecte positivement l'inclusion financière au travers des canaux préalablement indiqués. Aussi, l'ouverture économique permet l'entrée sur le sol de nombreuses institutions financières étrangères. Ces dernières créent la concurrence aux institutions financières locales. Ce qui aboutit à une baisse des coûts en termes d'accès et d'utilisation des services financiers. Ce qui à son tour favorise une inclusion financière plus importante.

6. Conclusion

Le besoin d'une inclusion financière de toutes les couches de la population se fait encore ressentir dans l'ensemble des pays de l'UEMOA avec la clé le fait que les femmes sont relativement moins incluses par rapport aux hommes. Dans le même temps, les observations faites, indiquent que les inégalités sur le marché du travail persistent. Ainsi, la présente étude s'est fixée pour objectif d'analyser l'effet des inégalités de genre en terme de participation au

marché du travail sur l'inclusion financière dans l'UEMOA et d'en déceler les liens de causalités.

Pour ce faire l'étude a porté sur l'ensemble des pays de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) sur des données trimestrielles allant de 2004Q1 à 2017Q4. Puis à l'aide de la méthode de non causalité Juodis et al. (2021) et de la méthode des variables instrumentales à double filtre d'Hayakawa et al. (2019), l'étude est parvenue à plusieurs résultats majeurs. En premier, il existe une causalité bidirectionnelle entre les inégalités de genre sur le marché du travail et l'inclusion financière pour ce qui est des emplois salariés et indépendants, alors que pour ce qui est de la participation au marché du travail pris globalement, la causalité est unidirectionnelle. En second, l'étude est parvenue au résultat selon lequel, la réduction des inégalités entre homme et femme sur le marché du travail affecte positivement et significativement l'inclusion financière dans l'UEMOA. Et ce, qu'il s'agisse aussi bien des inégalités en terme d'emplois indépendants, salariés ou pris globalement.

De tels résultats conduisent à des implications de politique économique. Il s'agit entre autre pour les différents États de l'UEMOA de mettre en commun leur efforts afin de définir une politique d'emploi qui soit aussi bien favorable pour les hommes que pour les filles. Bien qu'il faut poursuivre les politiques macroéconomiques en faveur de l'égalité des sexes sur le marché du travail, il conviendrait que celles-ci se concentre sur la formalisation des emplois créés. Par ailleurs, il faut mettre en place les conditions idoines en vue d'améliorer, de manière permanente, l'accès et l'utilisation de services financier par les populations de la zone tout en proposant une gamme diversifiée de produits et services financiers adaptés et à coûts abordables surtout pour les femmes. Aussi, les institutions financières formelles telles que les banques doivent tout mettre en œuvre, et ce en relation avec les autorités monétaires de l'union afin d'initier des innovations financières qui permettrait aux populations vulnérables surtout féminines, d'avoir accès et à l'utilisation de services financiers même en absence de garanties formelles (en présence d'un emploi garanti et correctement rémunéré).

Bibliographie

Ajide, F. M. (2021). Financial Inclusion and Labour Market Participation of Women in Selected Countries in Africa. *Economics and Culture*, 18(1), 15-31.

Akrong, R., Mbogoh, S. G., & Irungu, P. (2020). Youth agripreneurship in the horticultural value-chain: The case of small-scale mango farmers in Southern Ghana. *African Development Review*, 32, S68-S77.

Allen, F., Demirguc-Kunt, A., Klapper, L., & Peria, M. S. M. (2016). The foundations of financial inclusion: Understanding ownership and use of formal accounts. *Journal of financial Intermediation*, 27, 1-30.

Arellano, M. (2016). Modelling optimal instrumental variables for dynamic panel data models. *Research in Economics*, 70(2), 238-261.

Asongu, S. A., & Odhiambo, N. M. (2018). ICT, financial access and gender inclusion in the formal economic sector: evidence from Africa. *African Finance Journal*, 20(2), 45-65.

Asongu, S. A., & Nwachukwu, J. C. (2018). Openness, ICT and entrepreneurship in sub-Saharan Africa. *Information Technology & People*, 31(1), 278-303

Aterido, R., Beck, T., & Iacovone, L. (2013). Access to finance in Sub-Saharan Africa: is there a gender gap?. *World development*, 47, 102-120.

Balasubramanian, S. A., & Kuppusamy, T. (2020). Does female labour force participation contribute to better financial inclusion? Evidence from cross-country analysis. *Journal of Economic and Administrative Sciences*.

Binder, M., Hsiao, C., & Pesaran, M. H. (2005). Estimation and inference in short panel vector autoregressions with unit roots and cointegration. *Econometric Theory*, 21(4), 795-837.

Cooray, A., Dutta, N., & Mallick, S. (2017). Trade openness and labor force participation in Africa: the role of political institutions. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 56(2), 319-350.

Demirgüç-Kunt, A., & Klapper, L. (2012). Financial inclusion in Africa: an overview. *Policy Research Working Paper WPS6025*

Demirgüç-Kunt, A., Klapper, L. F., & Singer, D. (2013). Financial inclusion and legal discrimination against women: evidence from developing countries. *World Bank Policy Research Working Paper*, (6416).

Dhaene, G., & Jochmans, K. (2015). Split-panel jackknife estimation of fixed-effect models. *The Review of Economic Studies*, 82(3), 991-1030.

Djefal, S. (2007). *La microfinance entre le marché et la solidarité: l'exemple de l'Afrique de l'Ouest*. Archives contemporaines.

Donahue, J., James-Wilson, D., Stark, E., & Hall, J. (2006). Microfinance, youth and conflict: Central Uganda case study (MicroReport# 38). *United States Agency for International Development*.

Dougnon, I., Cisse, M. G., Bello, L., Koné, B., Touré, S., Langevang, T., & Gregersen, C. (2013). L'entrepreneuriat jeune au Mali: Études de cas: Bamako, Segou, Konobougou et Niono. *Bamako: CBDS-FSHSE*.

Dumitrescu, E. I., & Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic modelling*, 29(4), 1450-1460.

Fernández-Val, I., & Lee, J. (2013). Panel data models with nonadditive unobserved heterogeneity: Estimation and inference. *Quantitative Economics*, 4(3), 453-481.

Fungáčová, Z., & Weill, L. (2015). Understanding financial inclusion in China. *China Economic Review*, 34, 196-206.

Hayakawa, K., Qi, M., & Breitung, J. (2019). Double filter instrumental variable estimation of panel data models with weakly exogenous variables. *Econometric Reviews*.

-
- Holloway, K., Niazi, Z., & Rouse, R. (2017). Women's economic empowerment through financial inclusion: A review of existing evidence and remaining knowledge gaps. *Innovations for Poverty Action*.
- Holtz-Eakin, D., Newey, W., & Rosen, H. S. (1988). Estimating vector autoregressions with panel data. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1371-1395.
- Jiang, R., & Fan, W. (2021). Inclusive finance and employment: Can financial development improve peasant's entrepreneurship?. *Managerial and Decision Economics*, 1-17.
- Juodis, A. (2013). A note on bias-corrected estimation in dynamic panel data models. *Economics Letters*, 118(3), 435-438.
- Juodis, A. (2018). First difference transformation in panel VAR models: Robustness, estimation, and inference. *Econometric Reviews*, 37(6), 650-693.
- Juodis, A., & Sarafidis, V. (2018). Fixed T dynamic panel data estimators with multifactor errors. *Econometric Reviews*, 37(8), 893-929.
- Juodis, A., Karavias, Y., & Sarafidis, V. (2021). A homogeneous approach to testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Empirical Economics*, 60(1), 93-112.
- Karavias, Y., & Tzavalis, E. (2016). Local Power of Fixed-T Panel Unit Root Tests With Serially Correlated Errors and Incidental Trends. *Journal of Time Series Analysis*, 37(2), 222-239.
- Khan, T. A., Khan, F. A., Violinda, Q., Aasir, I., & Jian, S. (2020). Microfinance facility for rural women entrepreneurs in Pakistan: An empirical analysis. *Agriculture*, 10(3), 54.
- Koloma, Y. (2021). Financial inclusion and entrepreneurship willingness of youth: Evidence from Mali. *African Development Review*. 33, 263–275.
- Laeven, L., Levine, R., & Michalopoulos, S. (2015). Financial innovation and endogenous growth. *Journal of Financial Intermediation*, 24(1), 1-24.
- Lyons, A., & Contreras, S. (2017). A simultaneous model of youth entrepreneurship and financial inclusion across developing countries. *Available at SSRN 3053615*.
- Morsy, H. (2020). Access to finance—Mind the gender gap. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 78, 12-21.
- Nayar, N. (2014). An integrated approach to empower youth in Niger, Senegal and Sierra Leone: Findings and lessons from the Youth Microfinance Project.
- Nickell, S. (1981). Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1417-1426.
- Popov, A., & Zaharia, S. (2016). Credit Market Competition and the Gender Gap in Labor Markets. *World*.
- Sekyi, S., Abu, B. M., & Nkegbe, P. K. (2020). Effects of farm credit access on agricultural commercialization in Ghana: Empirical evidence from the northern Savannah ecological zone. *African Development Review*, 32(2), 150-162.
- Sinclair, S., & Bramley, G. (2011). Beyond virtual inclusion—communications inclusion and digital divisions. *Social Policy and Society*, 10(1), 1-11.
- Soumano, C. O. (2013). Financement des projets des jeunes: Enjeux, perspectives et propositions. *Le Flambeau*, 9.

Soumaré, I., Tchana Tchana, F., & Kengne, T. M. (2016). Analysis of the determinants of financial inclusion in Central and West Africa. *Transnational Corporations Review*, 8(4), 231-249.

Swamy, V. (2014). Financial inclusion, gender dimension, and economic impact on poor households. *World development*, 56, 1-15.

Tchamyou, V. S., Erreygers, G., & Cassimon, D. (2019). Inequality, ICT and financial access in Africa. *Technological Forecasting and Social Change*, 139, 169-184.

Nguyen, A. T., Do, T. H. H., Vu, T. B. T., Dang, K. A., & Nguyen, H. L. (2019). Factors affecting entrepreneurial intentions among youths in Vietnam. *Children and Youth Services Review*, 99, 186-193.

Wale, L. E., & Makina, D. (2017). Account ownership and use of financial services among individuals: Evidence from selected Sub-Saharan African economies. *African Journal of Economic and Management Studies*, 8(1), pp. 19-35.

Xiao, J., Juodis, A., Karavias, Y., & Sarafidis, V. (2021). Improved Tests for Granger Non-Causality in Panel Data. MPRA.

Zins, A., & Weill, L. (2016). The determinants of financial inclusion in Africa. *Review of development finance*, 6(1), 46-57.

<https://www.adfi.org/fr/projects/projet-pour-lintegration-du-genre-dans-les-cadres-de-services-financiers-numeriques-des>

International Labour Organisation (ILO, 2019). Gender and financial inclusion. Access on February 2020 at https://www.ilo.org/empent/areas/social_finance/WCMS_737729/lang-en/index.htm

Annexe

Tableau A1: Résultats des estimations

BANK_ACCOUNTS	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
MODELE I						
L1. BANK_ACCOUNTS	-.1246585	.0556029	-2.24	0.025	-.2336382	-.0156787
INEGALITE_LABOR_FORCE2	7.939039	.8031262	9.89	0.000	6.364941	9.513137
GDP_PER_CAPITA_GROWTH	3.788744	.8035216	4.72	0.000	2.21387	5.363617
TRADE	.9107262	.2034726	4.48	0.000	.5119272	1.309525
Test de suridentification des restrictions de Sargan-Hansen						
One step weighting matrix	Chi2=156.114		Prob>Chi2=0.1666			
Two step weighting matrix	Chi2=7.00		Prob>Chi2 =1.000			
MODELE II						
L.BANK_ACCOUNTS	-.1473218	.0671702	-2.19	0.028	-.2789729	-.0156707
INEGALITE_SALAIRE2	.8841265	.2653414	3.33	0.001	.3640668	1.404186

GDP_PER_CAPITA_GROWTH	5.502032	.8825302	6.23	0.000	3.772304	7.231759
TRADE	.5545311	.2308327	2.40	0.016	.1021073	1.006955
Test de suridentification des restrictions de Sargan-Hansen						
One step weighting matrix	Chi2=165.88		Prob>Chi2=0.0674			
Two step weighting matrix	Chi2=7.00		Prob>Chi2 =1.000			
MODELE III						
L1. BANK_ACCOUNTS	-.1558569	.0567351	-2.75	0.006	-.2670557	-.0446582
INEGALITE_INDEPENDANT2	1.925116	.3210645	6.00	0.000	1.295841	2.554391
GDP_PER_CAPITA_GROWTH	5.221409	.853022	6.12	0.000	3.549516	6.893301
TRADE	.3876153	.2279762	1.70	0.089	-.0592099	.8344404
Test de suridentification des restrictions de Sargan-Hansen						
One step weighting matrix	Chi2=215.53		Prob>Chi2=0.345			
Two step weighting matrix	Chi2=7.00		Prob>Chi2 =1.000			