

## **Résilience, participation civique et leadership féminin en Afrique subsaharienne : une approche par les capacités**

### **Resilience, civic participation and female leadership in sub- Saharan Africa: a capability approach**

**NDIAYE Gouthia Amadou**

Doctorant

Université Alioune Diop de Bambey - Sénégal

Équipe de recherche des Sciences Agronomiques, Vétérinaires et Biodiversité (SAVeBios)

**SARR Serigne Modou**

Enseignant chercheur, Maître de conférences

Université Alioune Diop de Bambey - Sénégal

Équipe de recherche des Sciences Agronomiques, Vétérinaires et Biodiversité (SAVeBios)

**Date de soumission :** 18/08/2026

**Date d'acceptation :** 10/10/2026

**Pour citer cet article :**

NDIAYE. G.A. & SARR. S.M. (2026) « Résilience, participation civique et leadership féminin en Afrique subsaharienne : une approche par les capacités », Revue Française d'Economie et de Gestion « Volume 7 : Numéro 10 » pp : 862- 886.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons

Attribution License 4.0 International License



## Résumé

Cette étude analyse les déterminants de la résilience socio-économique des femmes dans neuf pays d'Afrique subsaharienne (Sénégal, Nigeria, Tanzanie, Ouganda, Malawi, Niger, Éthiopie, Mali, Burkina Faso) à partir des données de l'Afrobarometer Round 9 portant sur 14 800 observations. S'appuyant sur l'approche par les capacités, la théorie des communs et les travaux relatifs au leadership féminin, elle construit un Indice Multidimensionnel de Résilience (IMR) fondé sur huit dimensions socio-économiques et institutionnelles à l'aide d'une Analyse en Composantes Principales.

Les résultats montrent que la résilience ne diffère pas entre femmes et hommes (54,9 contre 54,9,  $p=0,884$ ), mais que les femmes restent structurellement exclues de la participation civique (-15,7 points de pourcentage,  $p<0,001$ ). L'écart de conscience climatique entre genres est massif et systématique dans les neuf pays (43,2% chez les femmes contre 55,2% chez les hommes,  $p<0,001$ ). Les modèles Probit révèlent que l'éducation (+2,6 points de pourcentage par niveau) et la conscience du changement climatique (+5,4 points de pourcentage) sont les facteurs les plus fortement associés au soutien aux femmes leaders. Le genre ne constitue pas non plus un facteur significatif de la résilience une fois les caractéristiques individuelles contrôlées, ce qui indique que l'égalité observée sur cette dimension coexiste avec des inégalités structurelles marquées de participation civique et d'accès à l'information climatique.

**Mots clés :** résilience ; leadership féminin ; genre ; participation civique ; changement climatique.

## Abstract

This study analyzes the determinants of women's socio-economic resilience in nine sub-Saharan African countries (Senegal, Nigeria, Tanzania, Uganda, Malawi, Niger, Ethiopia, Mali, Burkina Faso) using Afrobarometer Round 9 data covering 14,800 observations. Drawing on the capabilities approach, commons theory, and the literature on women's leadership, it constructs a Multidimensional Resilience Index (MRI) based on eight socio-economic and institutional dimensions using Principal Component Analysis.

The results show that resilience does not differ between women and men (54.9 versus 54.9,  $p=0.884$ ), but that women remain structurally excluded from civic participation (-15.7 percentage points,  $p<0.001$ ). The gender gap in climate awareness is massive and consistent across all nine countries (43.2% among women versus 55.2% among men,  $p<0.001$ ). Probit models reveal that education (+2.6 percentage points per level) and climate change awareness (+5.4 percentage points) are the factors most strongly associated with support for women leaders. Gender is likewise not a significant factor in resilience once individual characteristics are controlled for, indicating that the observed equality on this dimension coexists with marked structural inequalities in civic participation and access to climate information.

**Keywords:** resilience ; female leadership ; gender ; civic participation ; climate change.

## Introduction

La dégradation des écosystèmes forestiers en Afrique subsaharienne pèse directement sur les moyens de subsistance de millions de personnes, et en premier lieu sur ceux des femmes qui en dépendent directement, dont l'accès à l'eau, au bois de chauffe et aux produits forestiers non ligneux dépend de l'état des écosystèmes locaux (Agarwal, 2001). Les projets de restauration forestière se multiplient sur le continent, mais leurs effets sur la résilience socio-économique des femmes restent peu documentés (Duflo, 2012).

Cette recherche se situe à l'intersection de trois littératures. La première est l'approche par les capacités de Sen (1999), dont nous interrogeons la capacité à rendre compte des inégalités de genre en Afrique subsaharienne. La deuxième est la théorie des communs d'Ostrom (1990) et ses prolongements féministes, en particulier les travaux d'Agarwal (2001, 2010) sur l'exclusion participative des femmes dans la gestion des ressources collectives. La troisième porte sur les liens entre égalité des genres et développement, tels que Duflo (2012) les a synthétisés.

La question centrale est la suivante : dans quelle mesure le genre, l'éducation, la participation civique et la conscience environnementale sont-ils associés à la résilience socio-économique des femmes et au soutien au leadership féminin en Afrique subsaharienne ? La démarche retenue est hypothético-déductive : elle dérive de la littérature quatre hypothèses, puis les soumet à l'épreuve de données quantitatives issues d'un questionnaire standardisé administré en face-à-face.

**H1** : À caractéristiques individuelles comparables, les femmes présentent un niveau de résilience socio-économique inférieur à celui des hommes, conformément aux travaux qui documentent un écart de dotations entre les sexes (Agarwal, 2010 ; Duflo, 2012).

**H2** : Les femmes participent moins que les hommes à la vie civique locale, et cet écart persiste après contrôle de l'éducation (Agarwal, 2001 ; Isaksson, Kotsadam et Nerman, 2014).

**H3** : Les femmes sont moins souvent informées du changement climatique que les hommes (Lee, Markowitz, Howe, Ko et Leiserowitz, 2015).

**H4** : Le soutien au leadership féminin progresse avec l'éducation et l'accès à l'information plutôt qu'avec la position socio-économique du répondant (Inglehart et Norris, 2003).

Pour y répondre, nous exploitons un sous-échantillon de 14 800 observations tirées de neuf pays de l'enquête Afrobarometer Round 9, menée entre 2021 et 2023 dans 39 pays africains (Afrobarometer, 2023). Nous construisons un Indice Multidimensionnel de Résilience par analyse en composantes principales sur huit dimensions, puis nous estimons trois modèles :

un modèle des moindres carrés ordinaires (MCO) pour la résilience, et deux modèles Probit, l'un pour la participation civique, l'autre pour le soutien aux femmes leaders. Le Probit est un modèle de régression pour variable dépendante binaire, dont les coefficients portent sur une propension latente et ne s'interprètent pas directement en points de pourcentage ; nous rapportons donc systématiquement les effets marginaux moyens à côté des coefficients. Chaque modèle est estimé sans puis avec effets fixes pays, cette seconde spécification étant celle que nous retenons.

## **1. Cadre théorique et revue de la littérature**

### **1.1. L'approche par les capacités appliquées au genre**

L'approche par les capacités, développée par Amartya Sen (1999) et opérationnalisée par Martha Nussbaum (2011) et Ingrid Robeyns (2003), redéfinit le développement comme la liberté réelle qu'ont les individus de mener la vie qu'ils ont des raisons de valoriser. Le concept central est celui de capacité : l'ensemble des combinaisons de fonctionnements qu'une personne peut réaliser.

Naila Kabeer (1999) applique ce cadre au genre et définit l'émancipation comme un processus impliquant trois dimensions interconnectées : les ressources (prérequis matériels, humains et sociaux), l'agentivité (capacité de définir ses propres buts et d'agir en conséquence) et les réalisations (les fonctionnements accomplis). Dans le contexte des femmes rurales africaines, les projets de restauration forestière peuvent agir sur ces trois niveaux en restaurant les écosystèmes qui fournissent les ressources de base. Mais Robeyns (2003) souligne que la conversion de ces ressources en capacités réelles dépend de facteurs de conversion sociaux (normes de genre, structures patriarcales) qui peuvent empêcher les femmes de bénéficier pleinement des ressources disponibles.

### **1.2. Gouvernance des communs et exclusion participative**

Les ressources forestières sont des ressources communes. Elinor Ostrom (1990) a démontré que des communautés locales peuvent gérer durablement ces ressources sans recourir à la privatisation ou à l'intervention étatique directe, à condition de définir collectivement des règles d'accès et d'exclusion.

Agrawal (2001) prolonge ce programme de recherche en recensant les conditions institutionnelles qui rendent une gestion collective durable : taille et délimitation du groupe, clarté des règles, dispositifs de suivi et de sanction. Agrawal et Chhatre (2006) montrent ensuite, à partir de forêts communautaires de l'Himalaya indien, que ces caractéristiques de gouvernance locale expliquent une part importante de l'état de la ressource, et Chhatre et

Agrawal (2008) établissent que l'application effective des règles par la communauté compte parmi les déterminants les plus robustes de la régénération forestière.

Bina Agarwal (2001, 2010) a cependant montré les limites de l'approche ostromienne en matière de genre. Elle introduit le concept d'exclusion participative : les femmes sont formellement membres des institutions de gestion des communs mais en sont exclues en pratique, par des règles d'adhésion biaisées (un membre par foyer, généralement le chef de ménage masculin), des normes sociales (interdiction de parler devant les hommes âgés) ou la surcharge de travail domestique.

Cette exclusion a un coût qui dépasse la question de l'équité. Agarwal (2009) montre, sur des groupes d'usagers forestiers d'Inde et du Népal, que la proportion de femmes dans les comités exécutifs est associée à une meilleure régénération de la forêt, notamment parce que les femmes détiennent un savoir précis sur les usages et la reproduction des espèces locales. Coleman et Mwangi (2013), sur des données couvrant dix pays, retrouvent une participation féminine faible et montrent qu'elle dépend des règles d'adhésion autant que des dotations individuelles.

### **1.3. Leadership féminin et développement**

Duflo (2012) met en évidence une relation bidirectionnelle entre égalité des genres et développement. Chattopadhyay et Duflo (2004), puis Beaman, Chattopadhyay, Duflo, Pande et Topalova (2009), exploitent l'attribution aléatoire de quotas de genre dans les conseils de village indiens et montrent que les femmes élues orientent l'investissement public vers les infrastructures qui répondent aux besoins exprimés par les femmes. Beaman, Duflo, Pande et Topalova (2012) documentent un second canal : l'exposition répétée à des femmes dirigeantes relève les aspirations scolaires des filles et affaiblit les stéréotypes des parents.

Transposée au domaine environnemental, cette littérature conduit à l'hypothèse que la présence de femmes dans les instances des projets de restauration modifie les choix d'essences au profit d'espèces à usages multiples (fourragères, fruitières, médicinales) plutôt que d'espèces commerciales à croissance rapide. Les résultats d'Agarwal (2009) sur la gouvernance forestière lui apportent un premier appui empirique ; la présente étude n'en teste pas directement la validité.

### **1.4. La résilience socio-économique en milieu rural**

Barrett et Constan (2014) définissent la résilience au développement comme la capacité d'un individu à éviter de sombrer dans la pauvreté chronique face à des chocs répétés. La résilience

est modélisée comme la probabilité conditionnelle que le statut futur de bien-être reste au-dessus d'un seuil de pauvreté  $\bar{y}$  :

$$R_t = \Pr(y_{t+1} \geq \bar{y} \mid y_t, X_t, S_t) \quad (1)$$

où  $y_t$  représente le statut de bien-être au temps  $t$ ,  $X_t$  un vecteur de caractéristiques individuelles et d'actifs, et  $S_t$  l'ensemble des chocs subis.

Alinovi, Mane et Romano (2010) développent l'approche RIMA, qui traite la résilience comme une variable latente construite à partir de plusieurs dimensions : accès aux services, possession d'actifs, protection sociale et capacité d'adaptation. Nous adaptons ce cadre pour construire un indice multidimensionnel de résilience centré sur les capacités des femmes.

## 2. Données et méthodologie

### 2.1. Les données

Nous utilisons la base de données de l'Afrobarometer Round 9 (Afrobarometer, 2023), enquête panafricaine conduite entre 2021 et 2023 dans 39 pays et représentative à l'échelle nationale. Les données sont collectées par entretiens en face-à-face dans la langue du répondant, selon un échantillonnage aléatoire stratifié à probabilité proportionnelle à la taille.

La base globale compte 53 444 observations. Nous restreignons l'échantillon à neuf pays caractérisés par une présence significative de projets de restauration forestière et disposant de données environnementales complètes : Burkina Faso, Éthiopie, Malawi, Mali, Niger, Nigeria, Ouganda, Sénégal et Tanzanie. Ce sous-échantillon comprend 14 800 observations, réparties à parts égales entre femmes et hommes (7 400 et 7 400) et couvrant 140 régions administratives. Le tableau N°1 en détaille la composition.

Ce choix situe l'analyse dans les contextes nationaux où ces projets se déploient. Il ne permet pas, en revanche, d'identifier les répondants directement concernés par un projet, faute d'information sur leur participation et sur la localisation précise des sites. Le lien avec la restauration forestière est donc contextuel : l'article documente les conditions sociales dans lesquelles ces projets interviennent (participation, information, résilience), non leurs effets.

**Tableau N°1 : Composition du sous-échantillon par pays**

| Pays         | Effectif | % de femmes | Âge moyen | % en milieu urbain |
|--------------|----------|-------------|-----------|--------------------|
| Burkina Faso | 1 200    | 49,9        | 38,1      | 32,1               |
| Éthiopie     | 2 400    | 50,0        | 34,8      | 33,9               |
| Malawi       | 1 200    | 49,9        | 35,8      | 17,8               |
| Mali         | 1 200    | 50,1        | 41,0      | 24,7               |
| Niger        | 1 200    | 49,8        | 38,5      | 18,7               |
| Nigeria      | 1 600    | 50,1        | 34,9      | 42,8               |

| <b>Pays</b>     | <b>Effectif</b> | <b>% de femmes</b> | <b>Âge moyen</b> | <b>% en milieu urbain</b> |
|-----------------|-----------------|--------------------|------------------|---------------------------|
| Ouganda         | 2 400           | 49,9               | 35,5             | 26,8                      |
| Sénégal         | 1 200           | 50,0               | 40,0             | 49,3                      |
| Tanzanie        | 2 400           | 50,1               | 39,9             | 36,2                      |
| <b>Ensemble</b> | <b>14 800</b>   | <b>50,0</b>        | <b>37,3</b>      | <b>31,9</b>               |

Notes : l'âge est exprimé en années. L'âge moyen et la part de population urbaine sont pondérés par le poids intra-pays (withinwt\_hh) ; les effectifs et la part de femmes sont bruts. Le milieu péri-urbain (48 observations) est classé avec l'urbain.

Source : Afrobarometer Round 9 (2021-2023), sous-échantillon de neuf pays, calculs des auteurs.

## 2.2. Variables et codage

Les variables proviennent des questions standardisées de l'Afrobarometer. Les codes de non-réponse (refus, « ne sait pas », question non posée dans le pays) sont mis en valeur manquante avant tout calcul, question par question, plutôt que traités comme des modalités de réponse. Les échelles ordinales sont orientées de façon qu'une valeur élevée corresponde toujours à une situation plus favorable.

Les huit dimensions de la résilience sont d'abord ramenées à l'intervalle [0 ; 1], les questions n'ayant pas toutes le même nombre de modalités : (1) confiance institutionnelle, moyenne des onze items Q37a à Q37k (échelle 0-3) ; (2) confiance interpersonnelle, moyenne des six items Q86a à Q86f (0-3) ; (3) participation civique, moyenne des items Q10b et Q10c (0-4) et Q11b à Q11e (0-3), chacun rapporté à son maximum ; (4) conditions de vie, Q4b ; (5) sécurité alimentaire, Q6a inversée ; (6) accès à l'eau, Q6b inversée ; (7) sécurité financière, Q6e inversée ; (8) participation communautaire, Q10a. L'assiduité aux réunions (Q10a) est exclue de la dimension 3 pour qu'elle ne pèse pas deux fois dans l'indice.

Les variables explicatives sont le genre (Q100), l'âge et son carré (Q1), le niveau d'éducation (Q94, dix niveaux de 0 à 9), le milieu de résidence (URBRUR, l'urbain incluant les 48 observations péri-urbaines), la conscience du changement climatique (Q67a), la proximité partisane (Q89a) et les conditions de vie (Q4b). Le soutien au leadership féminin est construit à partir de Q20, qui oppose deux affirmations : les répondants d'accord avec l'idée que les femmes doivent pouvoir accéder aux fonctions de direction sont codés 1, ceux qui réservent ces fonctions aux hommes 0 ; les 123 réponses « ni l'un ni l'autre » sont écartées. Le soutien au droit foncier des femmes provient de Q21b. Toutes les moyennes et toutes les estimations sont pondérées par le poids intra-pays withinwt\_hh.

## 2.3. Construction de l'Indice Multidimensionnel de Résilience

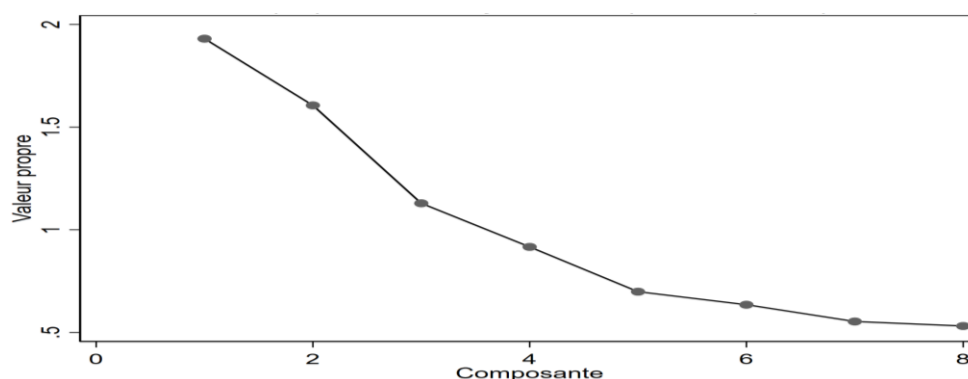
Les huit dimensions sont ensuite centrées et réduites. Soit  $Z$  la matrice des variables standardisées, de dimension  $N \times K$  ( $N = 14\,742$  et  $K = 8$ ). L'ACP décompose la matrice de

corrélation  $R = Z'Z/(N-1)$  en valeurs propres et vecteurs propres. La première composante principale pour l'individu  $i$  s'écrit :

$$F_{1,i} = \sum_{k=1}^K \lambda_{1,k} Z_{i,k} \quad (2)$$

où  $\lambda_1$  est le premier vecteur propre, associé à la plus grande valeur propre. La première composante explique 24,1 % de la variance totale et les trois premières 58,3 % (figure N°1). Les saturations, reportées au tableau N°2 placent la sécurité alimentaire (+0,53), la sécurité financière (+0,50), les conditions de vie (+0,41) et l'accès à l'eau (+0,39) au cœur de cette composante, ce qui correspond à la définition de la résilience de Barrett et Constan (2014). Les deux dimensions participatives n'y contribuent pratiquement pas (-0,02 et -0,08) : la participation relève d'un autre registre que la capacité à absorber les chocs, et se loge dans la deuxième composante.

**Figure N°1 : Valeurs propres de l'analyse en composantes principales**



Source : Afrobarometer Round 9 (2021-2023), sous-échantillon de neuf pays, calculs des auteurs.

**Tableau N°2 : Analyse en composantes principales des huit dimensions de la résilience**

| Dimension                          | Saturation sur C1 | Composante | Variance expliquée |
|------------------------------------|-------------------|------------|--------------------|
| Sécurité alimentaire               | +0,531            | 1          | 24,1 %             |
| Sécurité financière                | +0,500            | 2          | 20,1 %             |
| Conditions de vie                  | +0,407            | 3          | 14,1 %             |
| Accès à l'eau                      | +0,395            | 4          | 11,5 %             |
| Confiance institutionnelle         | +0,300            | 5          | 8,7 %              |
| Confiance interpersonnelle         | +0,223            | 6          | 7,9 %              |
| Participation communautaire        | -0,022            | 7          | 6,9 %              |
| Participation civique              | -0,075            | 8          | 6,6 %              |
| <b>Trois premières composantes</b> |                   |            | <b>58,3 %</b>      |

Notes : les huit dimensions sont ramenées à l'intervalle [0 ; 1] puis centrées et réduites avant l'analyse. La colonne de gauche donne les coefficients de saturation sur la première composante, qui sert à construire l'IMR ; les deux colonnes de droite donnent la part de variance expliquée par chacune des huit composantes, classées par ordre décroissant.

Source : Afrobarometer Round 9 (2021-2023), sous-échantillon de neuf pays, calculs des auteurs.

Deux tests confirment que les données se prêtent à une analyse en composantes principales. La mesure de Kaiser-Meyer-Olkin atteint 0,61, au-dessus du seuil de 0,5 habituellement retenu, et le test de sphéricité de Bartlett rejette nettement l'hypothèse d'une matrice de corrélation identité ( $\chi^2(28) = 12\ 852$  ;  $p < 0,001$ ). Le critère de Kaiser retient trois composantes dont la valeur propre dépasse 1 (1,93, 1,61 et 1,13).

La part de variance restituée par la première composante (24,1 %) appelle une justification. Elle tient d'abord à la composition de l'indice : les huit dimensions relèvent de deux registres distincts, les conditions matérielles d'une part, la confiance et la participation d'autre part, si bien qu'aucune composante unique ne peut en restituer l'essentiel. Retenir la première composante n'a pas pour objet de résumer toute l'information, mais d'en extraire la dimension commune qui correspond à la définition de la résilience retenue ici, celle de Barrett et Constatas (2014), centrée sur la capacité à absorber les chocs. Les saturations du tableau N°2 le confirment : la sécurité alimentaire, la sécurité financière, les conditions de vie et l'accès à l'eau portent la composante, tandis que les deux dimensions participatives n'y contribuent presque pas. Cette pratique est courante pour les indices construits par ACP sur données d'enquête, dont la première composante restitue souvent une part modeste de la variance totale (Filmer et Pritchett, 2001 ; Vyas et Kumaranayake, 2006). Elle présente aussi un avantage pour la suite : la participation, qui se loge dans les deuxièmes et troisièmes composantes, peut être étudiée séparément comme variable expliquée (modèle 2) sans être comptée deux fois dans l'indice.

Pour vérifier que les résultats ne dépendent pas de ce choix, nous avons construit trois indices alternatifs, présentés au tableau A1 en annexe : une moyenne équipondérée des huit dimensions ; une ACP restreinte aux quatre dimensions matérielles, dont la première composante restitue 45,8 % de la variance (alpha de Cronbach standardisé de 0,59) ; une combinaison des trois premières composantes pondérées par leur valeur propre, qui couvre 58,3 % de la variance. Ces indices sont fortement corrélés à l'IMR (0,88, 0,95 et 0,75 respectivement). Deux conclusions ne changent pas : l'éducation et la conscience du changement climatique restent associées positivement et significativement à la résilience quel que soit l'indice, et aucun des quatre indices n'est associé au soutien au leadership féminin. Le coefficient du genre reste non significatif avec l'indice équipondéré et avec l'indice matériel. Il devient en revanche négatif et significatif avec l'indice à trois composantes (-0,71 point ;  $p = 0,007$ ), c'est-à-dire précisément lorsque les dimensions de confiance et de participation sont réintroduites dans la mesure. Cet écart, de l'ordre de 0,05 écart-type, conforte la lecture

développée en section 4 : l'inégalité entre femmes et hommes se loge dans la participation plutôt que dans les conditions matérielles.

L'indice est normalisé sur une échelle de 0 à 100 :

$$IMR_i = \frac{F_{1,i} - F_{1,min}}{F_{1,max} - F_{1,min}} \times 100 \quad (3)$$

L'indice obtenu a une moyenne de 55,0 et un écart-type de 17,0 sur 14 742 observations.

## 2.4. Spécifications économétriques

### 2.4.1. Modèle 1 : déterminants de la résilience (moindres carrés ordinaires)

La résilience est modélisée par les moindres carrés ordinaires (MCO) pondérés :

$$IMR_i = \alpha + \beta_1 \cdot Femme_i + \beta_2 \cdot Age_i + \beta_3 \cdot Age_i^2 + \beta_4 \cdot Education_i + \beta_5 \cdot Urbain_i + \gamma'W_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

où  $W_i$  est un vecteur de contrôles incluant la proximité partisane, la participation communautaire, le contact avec les leaders traditionnels et la conscience du changement climatique. Le modèle est estimé sous deux formes. La première reprend la spécification initiale, sans effets fixes et avec des erreurs types regroupées au niveau du pays. Comme l'échantillon ne compte que neuf pays, ce regroupement produit une inférence peu fiable : la théorie asymptotique du regroupement suppose un nombre élevé de grappes. La seconde forme, que nous retenons, introduit des effets fixes pays et regroupe les erreurs types au niveau des 140 régions administratives.

### 2.4.2. Modèle 2 : déterminants de la participation civique (Probit)

La participation civique est mesurée par le fait d'avoir contacté au moins une autorité au cours des douze derniers mois : conseiller municipal (Q11b), député (Q11c), responsable de parti (Q11d) ou chef traditionnel (Q11e). Elle est modélisée par un Probit binaire. Soit  $Y_i^*$  une variable latente :

$$Y_i^* = \alpha + \beta_1 \cdot Femme_i + \beta_2 \cdot Age_i + \beta_3 \cdot Education_i + \beta_4 \cdot Urbain_i + \gamma'W_i + u_i \quad (5)$$

La variable observée est  $Y_i = 1\{Y_i^* > 0\}$ , avec  $Y_i = 1$  si l'individu  $i$  a contacté un leader au cours de l'année écoulée. Les effets marginaux sont calculés à la moyenne :

$$\frac{\partial \Pr(Y_i=1)}{\partial x_k} = \phi(\hat{\alpha} + \hat{\beta}'x_i) \cdot \hat{\beta}_k \quad (6)$$

où  $\phi(\cdot)$  est la densité de la loi normale centrée réduite.

### 2.4.3. Modèle 3 : soutien aux femmes leaders (Probit)

Le soutien au leadership féminin est modélisé par un Probit binaire. Soit  $S_i^*$  la propension latente à soutenir les femmes leaders :

$$S_i^* = \alpha + \beta_1 \cdot \text{Femme}_i + \beta_2 \cdot \text{Age}_i + \beta_3 \cdot \text{Education}_i + \beta_4 \cdot \text{Urbain}_i + \beta_5 \cdot \text{IMR}_i + \beta_6 \cdot \text{Participation}_i + \beta_7 \cdot \text{Conscience\_CC}_i + v_i \quad (7)$$

La variable observée est  $S_i = 1\{S_i^* > 0\}$ , avec  $S_i = 1$  si l'individu est favorable au leadership féminin.

### 3. Résultats

#### 3.1. Statistiques descriptives par genre

Les femmes de l'échantillon sont plus jeunes que les hommes (34,9 ans contre 39,6) et moins scolarisées (2,51 contre 3,00 sur une échelle de 0 à 9 ;  $p < 0,001$ ). L'écart de participation est le plus marqué de tous : l'indice de participation civique vaut 0,169 chez les femmes contre 0,250 chez les hommes, soit près d'un tiers de moins ( $p < 0,001$ ) ; l'assiduité aux réunions communautaires est de 1,95 contre 2,42 et le contact avec les leaders traditionnels de 0,59 contre 0,99 ( $p < 0,001$  dans les deux cas). Ce profil correspond à l'exclusion participative décrite par Agarwal (2001).

La résilience, en revanche, ne sépare pas les deux groupes : l'IMR vaut 54,9 chez les femmes comme chez les hommes ( $p = 0,884$ ) et la pauvreté vécue est identique (1,53 de part et d'autre). Ce contraste entre un déficit de participation massif et une résilience partagée fait écho à la distinction que Kabeer (1999) établit entre ressources et agentivité : les deux groupes disposent de dotations matérielles comparables, mais pas du même accès à la parole publique. L'écart de conscience climatique atteint 11,9 points (43,2 % contre 55,2 % ;  $p < 0,001$ ), un ordre de grandeur proche de celui que Lee, Markowitz, Howe, Ko et Leiserowitz (2015) documentent à l'échelle mondiale. Les femmes se déclarent enfin plus favorables au leadership féminin (78,5 % contre 69,9 %) et à l'égalité des droits fonciers (75,8 % contre 63,7 % ;  $p < 0,001$  dans les deux cas). Le tableau N°3 rassemble ces comparaisons.

**Tableau N°3 : Statistiques descriptives par genre**

| Variable                                     | Femmes | Hommes | Différence | t     | p       |
|----------------------------------------------|--------|--------|------------|-------|---------|
| Âge (années)                                 | 34,9   | 39,6   | -4,65      | -14,5 | < 0,001 |
| Éducation (0-9)                              | 2,51   | 3,00   | -0,49      | -10,8 | < 0,001 |
| IMR (0-100)                                  | 54,9   | 54,9   | +0,05      | 0,1   | 0,884   |
| Confiance institutionnelle (0-3)             | 1,72   | 1,73   | -0,01      | -0,6  | 0,517   |
| Confiance interpersonnelle (0-3)             | 2,00   | 2,06   | -0,06      | -4,3  | < 0,001 |
| Participation civique (0-1)                  | 0,169  | 0,250  | -0,081     | -21,9 | < 0,001 |
| Pauvreté vécue (0-4)                         | 1,53   | 1,53   | -0,003     | -0,1  | 0,892   |
| Manque de nourriture (0-4)                   | 1,34   | 1,30   | +0,04      | 1,6   | 0,099   |
| Participation communautaire (0-4)            | 1,95   | 2,42   | -0,47      | -16,6 | < 0,001 |
| Contact avec les leaders traditionnels (0-3) | 0,59   | 0,99   | -0,41      | -17,1 | < 0,001 |

| Variable                                | Femmes | Hommes | Différence | t     | p       |
|-----------------------------------------|--------|--------|------------|-------|---------|
| Conscience du changement climatique (%) | 43,2   | 55,2   | -11,9 pp   | -11,3 | < 0,001 |
| Soutien au leadership féminin (%)       | 78,5   | 69,9   | +8,6 pp    | 9,5   | < 0,001 |
| Soutien au droit foncier des femmes (%) | 75,8   | 63,7   | +12,2 pp   | 12,7  | < 0,001 |
| Observations                            | 7 400  | 7 400  | 14 800     |       |         |

Notes : moyennes pondérées par le poids intra-pays. La différence femmes-hommes, la statistique t et la p-value proviennent d'une régression de la variable sur l'indicatrice de genre avec erreurs types robustes, équivalent pondéré d'un test de comparaison de moyennes à variances inégales ; « pp » désigne les points de pourcentage. Les effectifs disponibles varient d'une variable à l'autre du fait des non-réponses.

Source : Afrobarometer Round 9 (2021-2023), sous-échantillon de neuf pays, calculs des auteurs.

### 3.2. Résilience par pays et par genre

L'indice de résilience des femmes va de 43,2 au Nigeria à 62,6 en Tanzanie. L'écart entre femmes et hommes n'a ni signe ni ampleur constants : il leur est favorable en Éthiopie (+2,34 ; p = 0,006) et, marginalement, au Burkina Faso (+2,25 ; p = 0,072) ; il leur est défavorable au Mali (-5,03 ; p < 0,001) et au Malawi (-2,24 ; p = 0,050) ; il n'est pas significatif dans les cinq autres pays. Rapporté à l'ensemble des neuf pays, il est nul (+0,05 point ; p = 0,884). La figure N°2 montre que les deux distributions se superposent presque entièrement : l'inégalité de genre ne se lit pas dans la capacité à absorber les chocs. Ce résultat contraste avec les diagnostics d'exclusion participative établis par Agarwal (2001, 2010) et par Coleman et Mwangi (2013) : l'exclusion qu'ils documentent porte sur la voix dans les instances de gestion, pas sur la dotation en actifs, ce qui est cohérent avec une résilience matérielle partagée malgré une participation inégale.

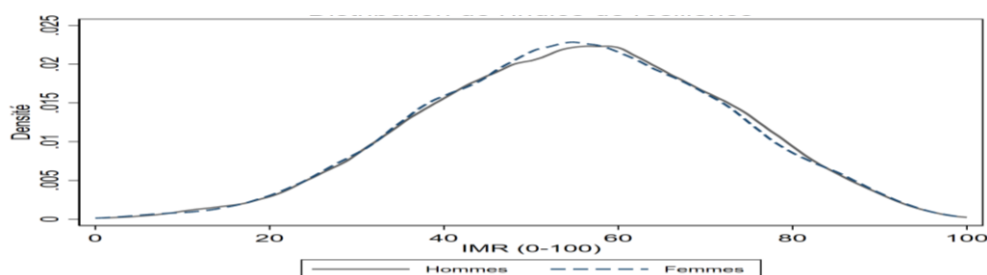
**Tableau N°4 : Indice multidimensionnel de résilience par pays et par genre**

| Pays            | Femmes      | Hommes      | Différence   | p            |
|-----------------|-------------|-------------|--------------|--------------|
| Burkina Faso    | 58,3        | 56,0        | +2,25        | 0,072        |
| Éthiopie        | 57,9        | 55,6        | +2,34        | 0,006        |
| Malawi          | 46,0        | 48,2        | -2,24        | 0,050        |
| Mali            | 57,1        | 62,1        | -5,03        | < 0,001      |
| Niger           | 50,4        | 51,8        | -1,39        | 0,247        |
| Nigeria         | 43,2        | 41,9        | +1,33        | 0,201        |
| Ouganda         | 54,5        | 53,4        | +1,17        | 0,175        |
| Sénégal         | 57,1        | 58,7        | -1,54        | 0,132        |
| Tanzanie        | 62,6        | 63,5        | -0,98        | 0,222        |
| <b>Ensemble</b> | <b>54,9</b> | <b>54,9</b> | <b>+0,05</b> | <b>0,884</b> |

Notes : IMR normalisé sur une échelle de 0 à 100, moyennes pondérées. La différence est l'écart femmes-hommes ; les p-values proviennent de régressions conduites pays par pays avec erreurs types robustes.

Source : Afrobarometer Round 9 (2021-2023), sous-échantillon de neuf pays, calculs des auteurs.

**Figure N°2 : Distribution de l'indice de résilience selon le genre**



Source : Afrobarometer Round 9 (2021-2023), sous-échantillon de neuf pays, calculs des auteurs.

### 3.3. Conscience climatique par pays et par genre

Dans les neuf pays, les femmes sont moins souvent informées du changement climatique que les hommes. L'écart va de 4,3 points au Burkina Faso à 18,0 points au Mali, devant l'Éthiopie (14,8 points) et la Tanzanie (13,8 points). Il ne se resserre pas là où l'information circule le mieux : au Malawi, où 75,6 % des répondants ont entendu parler du changement climatique, il atteint encore 10,7 points. La régularité du phénomène, indépendante du niveau général d'information, oriente l'explication vers les canaux par lesquels cette information circule plutôt que vers son volume. Lee, Markowitz, Howe, Ko et Leiserowitz (2015) identifient l'éducation comme premier prédicteur de la conscience climatique sur 119 pays ; comme l'écart d'éducation entre femmes et hommes varie lui aussi selon les pays, il pourrait expliquer une partie de cette hétérogénéité, ce qu'une analyse pays par pays permettrait de vérifier.

**Tableau N°5 : Conscience du changement climatique par pays et par genre**

| Pays            | Ensemble    | Femmes      | Hommes      | Écart (pp)   |
|-----------------|-------------|-------------|-------------|--------------|
| Malawi          | 75,6        | 70,1        | 80,8        | -10,7        |
| Mali            | 59,3        | 49,7        | 67,7        | -18,0        |
| Niger           | 58,0        | 52,3        | 62,9        | -10,6        |
| Ouganda         | 56,8        | 52,7        | 60,7        | -8,0         |
| Burkina Faso    | 49,2        | 47,0        | 51,4        | -4,3         |
| Sénégal         | 48,5        | 42,8        | 53,9        | -11,2        |
| Éthiopie        | 47,3        | 39,7        | 54,5        | -14,8        |
| Tanzanie        | 33,9        | 27,0        | 40,8        | -13,8        |
| Nigeria         | 30,6        | 23,8        | 36,8        | -13,1        |
| <b>Ensemble</b> | <b>49,4</b> | <b>43,2</b> | <b>55,2</b> | <b>-11,9</b> |

Notes : part pondérée des répondants déclarant avoir entendu parler du changement climatique (question Q67a), en pourcentage. L'écart femmes-hommes est exprimé en points de pourcentage. Les pays sont classés par ordre décroissant du taux d'ensemble.

Source : Afrobarometer Round 9 (2021-2023), sous-échantillon de neuf pays, calculs des auteurs.

### 3.4. Déterminants de la résilience (MCO)

Sans effets fixes, le modèle n'explique que 2,9 % de la variance de l'IMR ; avec effets fixes pays, cette part passe à 15,4 %. L'essentiel des différences de résilience tient donc au pays de

résidence plutôt qu'aux caractéristiques individuelles, ce qui justifie de retenir la seconde spécification.

Le coefficient du genre n'y est pas significatif (-0,24 ;  $p = 0,523$ ) : à âge, éducation et milieu comparables, femmes et hommes atteignent le même niveau de résilience. Ce résultat converge avec la définition de Barrett et Constan (2014), pour qui la résilience se mesure sur des dimensions matérielles (sécurité alimentaire, financière, accès à l'eau) qui se déterminent largement à l'échelle du ménage plutôt que de l'individu, et non sur la voix ou la participation. L'âge joue de façon non linéaire, avec un minimum situé autour de 46 ans. L'éducation devient un déterminant net une fois le pays contrôlé (+0,72 point par niveau ;  $p < 0,001$ ), alors qu'elle ne l'était pas dans la première colonne : son effet y était masqué par les différences de composition éducative entre pays. La conscience du changement climatique va dans le même sens (+1,44 ;  $p = 0,026$ ). La participation communautaire et le contact avec les leaders traditionnels restent associés à une résilience plus faible (-0,84 et -0,86 ;  $p < 0,001$ ), ce qui peut refléter un biais de sélection : les personnes les plus vulnérables sollicitent davantage les instances locales parce qu'elles en ont besoin. Il s'agit d'une association, non d'un effet causal ; seule une approche longitudinale permettrait de trancher. Le tableau N°6 présente les deux spécifications.

**Tableau N°6 : Déterminants de l'indice de résilience (MCO)**

| Variable                               | (1) Sans effets fixes | (2) Effets fixes pays |
|----------------------------------------|-----------------------|-----------------------|
| Femme                                  | -0,470 (0,708)        | -0,238 (0,371)        |
| Âge                                    | -0,260** (0,098)      | -0,271*** (0,063)     |
| Âge au carré / 100                     | +0,316** (0,101)      | +0,297*** (0,071)     |
| Éducation                              | +0,149 (0,640)        | +0,718*** (0,121)     |
| Milieu urbain                          | +1,605* (0,779)       | +0,826 (0,625)        |
| Proche d'un parti politique            | +0,128 (1,457)        | +0,621 (0,568)        |
| Participation communautaire            | -0,042 (0,526)        | -0,840*** (0,184)     |
| Contact avec les leaders traditionnels | -2,149** (0,758)      | -0,860*** (0,241)     |
| Conscience du changement climatique    | +1,366 (2,131)        | +1,444** (0,642)      |
| Constante                              | +59,84*** (2,033)     | +63,04*** (1,724)     |
| Effets fixes pays                      | Non                   | Oui                   |
| Niveau de regroupement                 | Pays (9)              | Région (140)          |
| Observations                           | 14 049                | 14 049                |
| R <sup>2</sup>                         | 0,029                 | 0,154                 |

Notes : variable dépendante : indice multidimensionnel de résilience (0-100). Moindres carrés ordinaires pondérés. Erreurs types robustes entre parenthèses, regroupées au niveau indiqué. La colonne (1) reprend la spécification initiale, dont les neuf grappes rendent l'inférence fragile ; la colonne (2) est la spécification retenue. \*\*\*  $p < 0,01$  ; \*\*  $p < 0,05$  ; \*  $p < 0,10$ .

Source : Afrobarometer Round 9 (2021-2023), sous-échantillon de neuf pays, calculs des auteurs.

### 3.5. Déterminants de la participation civique (Probit)

Être une femme est associé à une probabilité inférieure de 15,7 points de pourcentage d'avoir contacté une autorité au cours des douze derniers mois ( $p < 0,001$ ) ; l'estimation atteint 16,6 points sans effets fixes pays, ce qui montre la stabilité du résultat. C'est de loin l'association la plus forte du modèle, et elle rejoint par son ampleur l'écart de genre qu'Isaksson, Kotsadam et Nerman (2014) mesurent sur des rounds antérieurs de l'Afrobarometer. Les résidents urbains contactent moins les autorités que les ruraux (-10,1 points ;  $p < 0,001$ ), ce qui rappelle que cette forme de participation passe surtout par les canaux locaux et coutumiers. La proximité partisane lui est nettement associée (+12,9 points ;  $p < 0,001$ ) et la conscience du changement climatique plus modestement (+4,2 points ;  $p = 0,003$ ). L'éducation, elle, n'a pas d'effet significatif ( $p = 0,844$ ) : le déficit de contact des femmes ne se comble pas par la seule scolarisation, ce qui est cohérent avec le constat d'Isaksson (2014) selon lequel les ressources individuelles pèsent moins sur la participation politique en Afrique que ne le prévoient les modèles construits sur données occidentales. Le tableau N°7 rapporte les coefficients et les effets marginaux moyens.

**Tableau N°7 : Déterminants de la participation civique (Probit)**

| Variable                            | (1) Sans effets fixes |                | (2) Effets fixes pays |                |
|-------------------------------------|-----------------------|----------------|-----------------------|----------------|
|                                     | Coefficient           | Effet marginal | Coefficient           | Effet marginal |
| Femme                               | -0,440***             | -0,166         | -0,428***             | -0,157         |
| Âge                                 | +0,008***             | +0,003         | +0,010***             | +0,004         |
| Éducation                           | -0,009                | -0,003         | +0,002                | +0,001         |
| Milieu urbain                       | -0,256***             | -0,096         | -0,275***             | -0,101         |
| Conditions de vie                   | +0,030**              | +0,011         | +0,033**              | +0,012         |
| Proche d'un parti politique         | +0,203***             | +0,077         | +0,353***             | +0,129         |
| Conscience du changement climatique | +0,151*               | +0,057         | +0,116***             | +0,042         |
| Constante                           | -0,146                |                | -0,164                |                |
| Observations                        | 14 307                |                | 14 307                |                |
| Pseudo-R <sup>2</sup>               | 0,051                 |                | 0,077                 |                |

Notes : variable dépendante : avoir contacté au moins une autorité (conseiller municipal, député, responsable de parti ou chef traditionnel) au cours des douze derniers mois. Probit pondéré ; les effets marginaux moyens s'expriment en variation de probabilité. Erreurs types regroupées par pays en (1) et par région en (2). \*\*\*  $p < 0,01$  ; \*\*  $p < 0,05$  ; \*  $p < 0,10$ .

Source : Afrobarometer Round 9 (2021-2023), sous-échantillon de neuf pays, calculs des auteurs.

### 3.6. Soutien au leadership féminin (Probit)

À caractéristiques comparables et à pays donné, les femmes sont plus favorables au leadership féminin que les hommes (+10,6 points de pourcentage ;  $p < 0,001$ ). Chaque niveau

d'éducation supplémentaire est associé à une hausse de 2,6 points de la probabilité de soutien, et la conscience du changement climatique à une hausse de 5,4 points ( $p < 0,001$  dans les deux cas), deux résultats qui rejoignent la thèse d'Inglehart et Norris (2003) selon laquelle les attitudes de genre évoluent avec l'accès à l'éducation et à l'information plutôt qu'avec le seul niveau de revenu. Le milieu de résidence n'intervient pas ( $p = 0,406$ ), non plus que la participation civique ( $p = 0,426$ ). Le résultat le plus important pour la suite est l'absence d'effet du niveau de résilience ( $p = 0,571$ ) : le soutien au leadership féminin ne dépend pas de la position socio-économique du répondant, mais de son information et de son passage par l'école : un canal cognitif proche de celui que Beaman, Chattopadhyay, Duflo, Pande et Topalova (2009) et Beaman, Duflo, Pande et Topalova (2012) associent à l'exposition à des femmes dirigeantes. Le tableau N°8 et la figure N°3 présentent ces estimations.

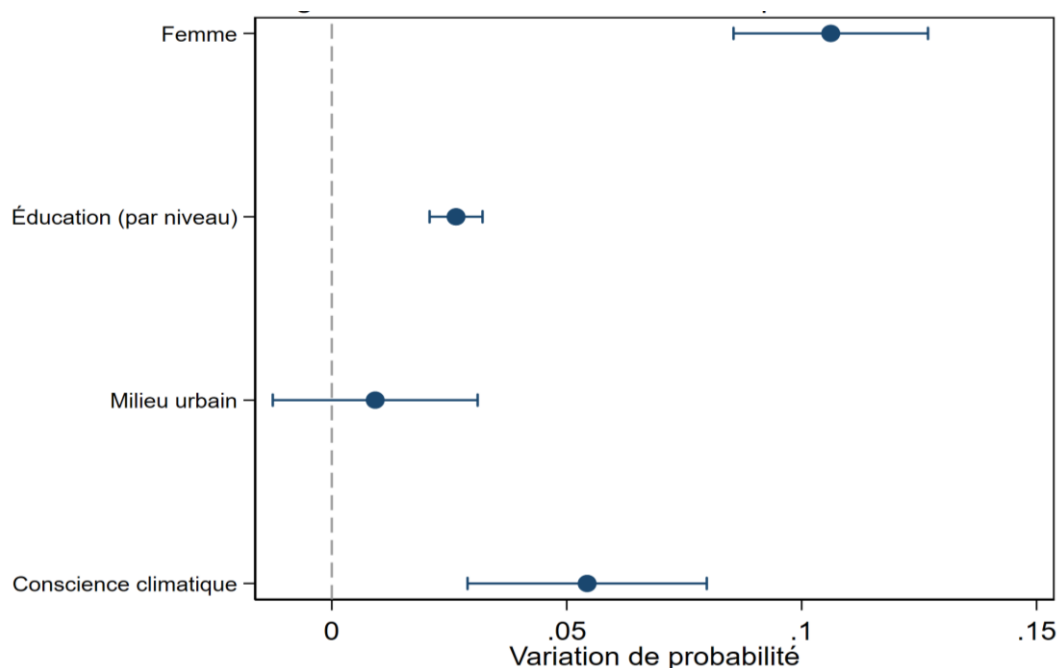
**Tableau N°8 : Déterminants du soutien au leadership féminin (Probit)**

| Variable                            | (1) Sans effets fixes |                | (2) Effets fixes pays |                |
|-------------------------------------|-----------------------|----------------|-----------------------|----------------|
|                                     | Coefficient           | Effet marginal | Coefficient           | Effet marginal |
| Femme                               | +0,341***             | +0,107         | +0,352***             | +0,106         |
| Âge                                 | +0,003*               | +0,001         | +0,005***             | +0,001         |
| Éducation                           | +0,080***             | +0,025         | +0,088***             | +0,026         |
| Milieu urbain                       | +0,006                | +0,002         | +0,031                | +0,009         |
| Indice de résilience (IMR)          | +0,000                | +0,000         | -0,001                | -0,000         |
| Participation civique               | -0,176                | -0,055         | -0,085                | -0,026         |
| Conscience du changement climatique | +0,239***             | +0,075         | +0,180***             | +0,054         |
| Constante                           | +0,069                |                | +0,026                |                |
| Observations                        | 14 351                |                | 14 351                |                |
| Pseudo-R <sup>2</sup>               | 0,030                 |                | 0,063                 |                |

Notes : variable dépendante : être favorable à ce que les femmes accèdent aux fonctions de direction (question Q20 ; les réponses « ni l'un ni l'autre » sont exclues). Probit pondéré ; les effets marginaux moyens s'expriment en variation de probabilité. Erreurs types regroupées par pays en (1) et par région en (2). \*\*\*  $p < 0,01$  ; \*\*  $p < 0,05$  ; \*  $p < 0,10$ .

Source : Afrobarometer Round 9 (2021-2023), sous-échantillon de neuf pays, calculs des auteurs.

**Figure N°3 : Effets marginaux sur le soutien au leadership féminin**



Source : Afrobarometer Round 9 (2021-2023), sous-échantillon de neuf pays, calculs des auteurs.

## 4. Discussion

### 4.1. L'exclusion participative confirmée à grande échelle

Le résultat de la section 3.5 étend à neuf pays, et à une mesure directe de contact avec les autorités locales, le diagnostic d'exclusion participative qu'Agarwal (2001) avait établi à partir d'études de cas indiennes et népalaises, et que Coleman et Mwangi (2013) avaient retrouvé sur des instances forestières de dix pays : ces deux travaux, fondés sur des observations qualitatives ou des échantillons restreints d'usagers forestiers, décrivaient un mécanisme dont l'ampleur à l'échelle d'enquêtes nationales représentatives restait à établir. Le fait que l'effet du genre survive au contrôle du pays, de l'âge et de l'éducation, et qu'il en soit le plus élevé en valeur absolue, indique que le mécanisme qu'ils décrivent ne se limite pas aux instances de gestion forestière mais structure plus largement l'accès des femmes aux autorités locales.

Ce résultat qualifie aussi la portée du diplôme comme levier d'inclusion. Isaksson (2014) avance que les modèles de participation politique construits sur données occidentales, où l'éducation et le revenu individuels sont les principaux prédicteurs, transposent mal au contexte africain, où les règles d'accès aux instances locales pèsent davantage que les ressources individuelles. Le fait que l'éducation n'ait ici aucun effet sur la participation, alors qu'elle en a un net sur le soutien au leadership féminin (section 3.6), suggère que son influence dépend de la nature du comportement visé : elle change les attitudes déclarées plus

qu'elle ne modifie les pratiques de contact avec les autorités, qui restent filtrées par des normes de genre relativement indépendantes du niveau scolaire.

Le contraste avec l'indice de résilience, nul dans cet échantillon, mérite d'être souligné. Sur la capacité à absorber les chocs, mesurée par la sécurité alimentaire, la sécurité financière et l'accès à l'eau, femmes et hommes du même ménage et du même pays se ressemblent. L'inégalité ne disparaît pas pour autant : elle se déplace vers la voix publique et l'information. Ce déplacement est cohérent avec la distinction que Kabeer (1999) établit entre ressources et agentivité, et il invite à ne pas conclure d'une parité de conditions matérielles à une parité de pouvoir. Le point est de portée générale pour l'évaluation des politiques de développement rural : un indicateur de bien-être matériel égalitaire peut masquer une inégalité de gouvernance qu'aucune enquête sur les seules conditions de vie ne permettrait de détecter.

#### **4.2. L'écart de conscience climatique**

Si cet écart se vérifie parmi les usagères des ressources forestières, ce que l'Afrobarometer ne permet pas d'établir directement, la conséquence pour les projets de restauration est importante : les principales utilisatrices de ces ressources seraient aussi les moins informées des enjeux qui justifient ces projets, ce qui fragiliserait l'hypothèse d'une participation éclairée aux comités de gestion. Or Agarwal (2009) montre, sur des groupes d'usagers forestiers d'Inde et du Népal, que la proportion de femmes dans les comités exécutifs est associée à une meilleure régénération de la forêt, notamment parce que les femmes détiennent un savoir pratique sur les ressources locales que l'enquête Afrobarometer ne mesure pas. L'articulation entre ces deux résultats (un savoir d'usage déjà présent mais une information générale sur le changement climatique déficitaire) plaide pour des dispositifs d'éducation environnementale qui partent des pratiques existantes des femmes plutôt que de combler un déficit supposé uniforme de connaissances.

L'écart n'étant pas mécaniquement lié au niveau moyen d'information du pays (section 3.3), l'explication la plus probable tient aux canaux de diffusion : radio, réunions villageoises et bouche-à-oreille auxquels l'accès est lui-même filtré par les normes de genre documentées en 4.1. L'éducation environnementale ciblée sur les femmes rurales apparaît donc moins comme un supplément d'information que comme une condition de fonctionnement des comités de gestion, dans la mesure où elle ne peut se substituer à un accès plus large aux espaces où cette information circule.

### **4.3. Éducation, information et soutien au leadership féminin**

Les effets de l'éducation et de la conscience climatique sur le soutien au leadership féminin rejoignent la thèse d'Inglehart et Norris (2003) selon laquelle les attitudes de genre évoluent avec l'accès à l'éducation et à l'information plutôt qu'avec le seul niveau de revenu ; ils rejoignent aussi Beaman, Chattopadhyay, Duflo, Pande et Topalova (2009) et Beaman, Duflo, Pande et Topalova (2012), pour qui l'exposition à des figures féminines de pouvoir réduit les préjugés et modifie les aspirations. La différence tient au canal : les études indiennes identifient un effet d'exposition directe à des femmes élues, quand nos données ne permettent d'observer qu'une corrélation entre scolarisation, information et attitude déclarée, sans exposition mesurée à un exemple concret de leadership féminin.

L'absence d'effet de l'IMR complète le tableau : le soutien au leadership féminin ne suit pas la position socio-économique, mais la capacité à relier les enjeux environnementaux et les questions de genre. Combiné au résultat de la section 4.1, cela dessine un profil clair du répondant favorable au leadership féminin : moins caractérisé par ses ressources matérielles que par son niveau d'instruction et son degré d'information. Ce profil ne se confond pas avec celui du répondant le plus actif civiquement, puisque la participation civique n'a pas d'effet significatif sur ce soutien (section 3.6) : le passage par l'école et l'accès à l'information sont donc des dimensions distinctes de l'engagement dans les instances locales.

### **4.4. Limites**

Cette étude comporte quatre limites principales. D'abord, les données sont transversales et proviennent d'un seul round : les coefficients estimés sont des associations, non des effets causaux. Le signe négatif de la participation communautaire dans l'équation de résilience illustre ce point, puisqu'il peut refléter un biais de sélection. Ensuite, l'inférence dépend du niveau de regroupement des erreurs types : avec neuf pays seulement, la spécification initiale sous-estimait les erreurs types, ce que corrige le passage aux 140 régions administratives, mais la question du bon niveau d'agrégation reste ouverte.

Par ailleurs, l'IMR est construit à partir des seules variables disponibles dans l'enquête, qui ne couvrent pas toutes les dimensions de la résilience au sens de Barrett et Constan (2014), en particulier la dynamique des chocs et des actifs ; la première composante n'en restitue que 24 % de la variance, même si les trois indices alternatifs présentés en annexe conduisent aux mêmes conclusions sur les déterminants de la résilience. Enfin, l'absence de géolocalisation fine empêche d'apparier les répondants avec la localisation précise des projets de restauration forestière : nous documentons un contexte, non l'effet de ces projets. Une analyse de

médiation (Imai, Keele & Tingley, 2010) conduite sur des données de panel permettrait de tester si l'effet de l'éducation sur le soutien au leadership féminin transite par la conscience climatique.

#### **4.5. Implications de politique publique**

Les pistes qui suivent découlent d'associations mesurées sur des données transversales. Elles désignent des orientations cohérentes avec les résultats, dont l'efficacité reste à établir par des évaluations spécifiques, et chacune est rattachée au résultat qui la motive.

1. Les projets de restauration forestière pourraient expérimenter des quotas de genre dans leurs instances de gouvernance. Trois résultats motivent cette piste. Le déficit de participation civique des femmes (-15,7 points) est l'association la plus forte mesurée dans l'étude et résiste au contrôle du pays, de l'âge, de l'éducation et du milieu de résidence. L'éducation n'est pas associée au contact avec les autorités ( $p = 0,844$ ), ce qui suggère que l'élévation du niveau scolaire ne suffira pas, à elle seule, à combler l'écart. Enfin, le soutien au leadership féminin est majoritaire chez les femmes (78,5 %) comme chez les hommes (69,9 %), ce qui indique qu'une telle mesure rencontrerait un terrain social favorable. Nos données ne mesurent pas l'effet des quotas eux-mêmes : les travaux fondés sur leur attribution aléatoire en Inde (Chattopadhyay et Duflo, 2004 ; Beaman, Chattopadhyay, Duflo, Pande et Topalova, 2009) en établissent les effets sur l'allocation des ressources publiques et sur les préjugés, mais leur transposition aux comités de gestion forestière africains demanderait à être évaluée.

2. Des programmes d'éducation environnementale destinés aux femmes rurales pourraient précéder la mise en place des comités de gestion. L'écart de conscience climatique (11,9 points) est présent dans les neuf pays et ne se réduit pas là où l'information circule le mieux, ce qui oriente vers les canaux de diffusion plutôt que vers le volume d'information disponible.

3. La sécurisation de l'accès foncier des femmes sur les terres restaurées mérite d'être intégrée à la conception des projets. Nos données ne mesurent pas l'accès effectif à la terre ; elles montrent en revanche qu'une demande sociale existe pour cette réforme, le droit foncier des femmes recueillant l'adhésion de 75,8 % des femmes et de 63,7 % des hommes.

4. Enfin, et au-delà de ce que nos données permettent d'établir, les filières de valorisation des produits forestiers non ligneux (karité, moringa, baobab) constituent une piste à évaluer, car elles adosseraient l'autonomie financière des femmes à la ressource même que les projets cherchent à restaurer.

## Conclusion

Cette étude a examiné, à partir de 14 800 observations de l'Afrobarometer Round 9 couvrant neuf pays d'Afrique subsaharienne, dans quelle mesure le genre, l'éducation, la participation civique et la conscience environnementale sont associés à la résilience socio-économique et au soutien au leadership féminin. Sur les quatre hypothèses formulées, trois sont confirmées et une est infirmée.

L'hypothèse H1 est infirmée, et ce résultat négatif n'en est pas moins instructif : sur l'indice multidimensionnel construit ici, les femmes et les hommes ont le même niveau de résilience, avant comme après contrôle des caractéristiques individuelles ( $p = 0,884$  et  $p = 0,523$ ). La sécurité alimentaire, la sécurité financière et l'accès à l'eau, qui forment le cœur de l'indice, se partagent à l'échelle du ménage et non de l'individu. Le résultat se maintient avec les indices alternatifs centrés sur les conditions matérielles, et ne cède que lorsque la participation est réintroduite dans la mesure.

L'hypothèse H2 est confirmée : le déficit de participation civique des femmes atteint -15,7 points de pourcentage ( $p < 0,001$ ), ce qui rejoint, à l'échelle de neuf pays, le diagnostic d'exclusion participative d'Agarwal (2001). Cet écart persiste après contrôle de l'éducation, de l'âge, du milieu de résidence et du pays, ce qui oriente l'interprétation vers des barrières normatives plutôt que vers un déficit de capital humain.

L'hypothèse H3 est également confirmée : l'écart de conscience climatique atteint 11,9 points de pourcentage ( $p < 0,001$ ) et garde le même signe dans les neuf pays. S'il se retrouve parmi les usagères des forêts, il placerait les projets de restauration devant une difficulté concrète : les femmes sont les principales utilisatrices des ressources visées, et leur présence dans les comités de gestion est associée à de meilleurs résultats de conservation (Agarwal, 2009), alors même qu'elles seraient les moins informées des enjeux qui motivent ces projets. Conformément à l'hypothèse H4, enfin, le soutien au leadership féminin est associé à l'éducation (+2,6 points par niveau) et à la conscience climatique (+5,4 points), et non au niveau de résilience des répondants, résultat qui se maintient avec les quatre indices de résilience testés.

L'inégalité de genre mesurée ici porte donc moins sur les conditions matérielles d'existence que sur l'accès à la parole publique et à l'information.

Les apports de la recherche sont de trois ordres. Sur le plan théorique, les résultats donnent une traduction empirique, à l'échelle de neuf pays, à la distinction que Kabeer (1999) établit entre ressources et agentivité : une parité de dotations matérielles peut coexister avec une

inégalité marquée d'accès à la parole publique. Ils étendent aussi, au-delà des études de cas indiennes et népalaises, le diagnostic d'exclusion participative d'Agarwal (2001). Sur le plan méthodologique, l'étude propose un indice de résilience construit sur des données d'enquête librement accessibles et en éprouve la robustesse face à trois constructions alternatives. Sur le plan pratique, elle montre qu'un indicateur de bien-être matériel égalitaire peut masquer une inégalité de gouvernance, ce qui plaide pour intégrer des mesures de participation dans le suivi des projets de développement rural.

Ces apports doivent être lus à la lumière de leurs limites. Les données étant transversales, les relations estimées sont des associations et non des effets causaux, et les pistes d'action proposées restent à évaluer. Le lien avec la restauration forestière est contextuel, faute d'information sur la participation des répondants à des projets et sur leur localisation précise. L'indice de résilience, enfin, ne restitue qu'une partie des dimensions de la résilience au sens de Barrett et Constan (2014), en particulier la dynamique des chocs et des actifs.

Ces limites dessinent les prolongements de la recherche. Le premier consiste à mobiliser les rounds 7, 8 et 9 de l'Afrobarometer dans une approche en pseudo-panel, afin de suivre l'évolution de ces écarts dans le temps. Le deuxième est l'appariement des données d'enquête avec des données géolocalisées sur les projets de restauration et le couvert forestier, ainsi qu'avec les enquêtes ménages LSMS-ISA, qui renseignent la participation aux organisations communautaires et l'accès au foncier. Le troisième est une enquête qualitative exploratoire auprès des comités de gestion forestière, qui permettrait de saisir les mécanismes par lesquels les normes de genre filtrent l'accès des femmes à la parole et à l'information, et d'affiner en retour les hypothèses testées ici.

Plusieurs questions restent ouvertes. Pourquoi l'éducation, associée au soutien déclaré au leadership féminin, ne l'est-elle pas au contact effectif avec les autorités ? Les canaux par lesquels l'information climatique atteint les femmes rurales diffèrent-ils de ceux qui atteignent les hommes ? La présence de femmes dans les instances locales modifie-t-elle, en Afrique comme en Inde, les choix d'investissement et les attitudes de la population ? Y répondre suppose des données que la présente étude ne mobilise pas ; c'est l'objet des travaux engagés dans le cadre de la thèse dont cet article est issu.

## BIBLIOGRAPHIE

- Afrobarometer. (2023). *Afrobarometer Round 9 merged dataset, 39 pays, 2021-2023*. Accra : Afrobarometer. <https://www.afrobarometer.org/data/merged-data/>
- Agarwal, B. (2001). Participatory exclusions, environmental policy, and gender: An analysis of community forestry and joint forest management. *World Development*, 29(10), 1623-1648.
- Agarwal, B. (2009). Gender and forest conservation: The impact of women's participation in community forest governance. *Ecological Economics*, 68(11), 2785-2799.
- Agarwal, B. (2010). *Gender and green governance: The political economy of women's presence within and beyond community forestry*. Oxford University Press.
- Agrawal, A. (2001). Common property institutions and sustainable governance of resources. *World Development*, 29(10), 1649-1672.
- Agrawal, A., & Chhatre, A. (2006). Explaining success on the commons: Community forest governance in the Indian Himalaya. *World Development*, 34(1), 149-166.
- Alinovi, L., Mane, E., & Romano, D. (2010). Measuring household resilience to food insecurity: Application to Palestinian households. In R. Benedetti, M. Bee, G. Espa & F. Piersimoni (Eds.), *Agricultural survey methods* (pp. 341-368). John Wiley & Sons.
- Barrett, C. B., & Constan, M. A. (2014). Toward a theory of resilience for international development applications. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 111(40), 14625-14630.
- Beaman, L., Chattopadhyay, R., Duflo, E., Pande, R., & Topalova, P. (2009). Powerful women: Does exposure reduce bias? *Quarterly Journal of Economics*, 124(4), 1497-1540.
- Beaman, L., Duflo, E., Pande, R., & Topalova, P. (2012). Female leadership raises aspirations and educational attainment for girls: A policy experiment in India. *Science*, 335(6068), 582-586.
- Chattopadhyay, R., & Duflo, E. (2004). Women as policy makers: Evidence from a randomized policy experiment in India. *Econometrica*, 72(5), 1409-1443.
- Chhatre, A., & Agrawal, A. (2008). Forest commons and local enforcement. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 105(36), 13286-13291.
- Coleman, E. A., & Mwangi, E. (2013). Women's participation in forest management: A cross-country analysis. *Global Environmental Change*, 23(1), 193-205.
- Duflo, E. (2012). Women empowerment and economic development. *Journal of Economic Literature*, 50(4), 1051-1079.

- Filmer, D., & Pritchett, L. H. (2001). Estimating wealth effects without expenditure data—or tears: An application to educational enrollments in states of India. *Demography*, 38(1), 115-132.
- Imai, K., Keele, L., & Tingley, D. (2010). A general approach to causal mediation analysis. *Psychological Methods*, 15(4), 309-334.
- Inglehart, R., & Norris, P. (2003). *Rising tide: Gender equality and cultural change around the world*. Cambridge University Press.
- Isaksson, A.-S. (2014). Political participation in Africa: The role of individual resources. *Electoral Studies*, 34, 244-260.
- Isaksson, A.-S., Kotsadam, A., & Nerman, M. (2014). The gender gap in African political participation: Testing theories of individual and contextual determinants. *Journal of Development Studies*, 50(2), 302-318.
- Kabeer, N. (1999). Resources, agency, achievements: Reflections on the measurement of women's empowerment. *Development and Change*, 30(3), 435-464.
- Lee, T. M., Markowitz, E. M., Howe, P. D., Ko, C.-Y., & Leiserowitz, A. A. (2015). Predictors of public climate change awareness and risk perception around the world. *Nature Climate Change*, 5, 1014-1020.
- Nussbaum, M. C. (2011). *Creating capabilities: The human development approach*. Harvard University Press.
- Ostrom, E. (1990). *Governing the commons: The evolution of institutions for collective action*. Cambridge University Press.
- Robeyns, I. (2003). Sen's capability approach and gender inequality: Selecting capabilities. *Feminist Economics*, 9(2-3), 61-92.
- Sen, A. (1999). *Development as freedom*. Oxford University Press.
- Vyas, S., & Kumaranayake, L. (2006). Constructing socio-economic status indices: How to use principal components analysis. *Health Policy and Planning*, 21(6), 459-468.

## ANNEXE

**Tableau A1 : Robustesse des résultats au mode de construction de l'indice de résilience**

| Indice                                      | Variance restituée | Corrélation avec l'IMR | Femme (modèle 1) | Éducation (modèle 1) | Conscience climatique (modèle 1) | Effet de l'indice (modèle 3) |
|---------------------------------------------|--------------------|------------------------|------------------|----------------------|----------------------------------|------------------------------|
| IMR (1re composante, dimensions)            | 8 24,1 %           | 1,00                   | -0,24 (0,523)    | 0,72 (< 0,001)       | 1,44 (0,026)                     | -0,23 (0,571)                |
| Moyenne équipondérée (8 dimensions)         | s.o.               | 0,88                   | -0,43 (0,125)    | 0,48 (< 0,001)       | 1,20 (0,010)                     | -0,01 (0,988)                |
| ACP matérielle (1re composante, dimensions) | 4 45,8 %           | 0,95                   | -0,43 (0,336)    | 1,37 (< 0,001)       | 2,07 (0,012)                     | -0,22 (0,494)                |
| Trois composantes pondérées (8 dimensions)  | 58,3 %             | 0,75                   | -0,71 (0,007)    | 0,45 (< 0,001)       | 1,31 (0,001)                     | 0,04 (0,943)                 |

**Notes :** Modèle 1 : moindres carrés ordinaires pondérés avec effets fixes pays, erreurs types regroupées au niveau des 140 régions ; coefficient et p-value entre parenthèses (N compris entre 14 049 et 14 088 selon l'indice). Modèle 3 : Probit pondéré avec effets fixes pays ; effet marginal moyen de l'indice sur la probabilité de soutenir le leadership féminin, exprimé en points de pourcentage pour une hausse de 10 points de l'indice, p-value entre parenthèses. Tous les indices sont normalisés sur l'intervalle 0 à 100. La variance restituée est la part de la variance des variables d'entrée captée par la ou les composantes retenues ; s.o. : sans objet.

**Source :** Afrobarometer Round 9 (2021-2023), sous-échantillon de neuf pays, calculs des auteurs.