



Financement rural international et résilience communautaire : cas de la province de la Mongala (RDC)

Alain Mujinga Kapemba¹, Sam Kaninda Kashala², Apollinaire Biloso Moyene³, Jean Pierre Mitango Ma Mangata⁴

⁽¹⁾Université Protestante au Congo. Faculté d'Administration des Affaires et Sciences Economiques. Centre de Recherche en Sciences Humaines (CRESH). Mention Economie rurale. BP 4745 Kinshasa II (RDC). E-mail : alainmujinga@gmail.com

⁽²⁾Université Pédagogique Nationale. Faculté des Sciences Economiques et de Gestion. Mention Economie rurale. BP 8815 Kinshasa I (RDC)

⁽³⁾Université de Kinshasa. Faculté des Sciences Agronomiques et Environnement. Mention Gestion des Ressources Naturelles. BP 117 Kinshasa XI (RDC)

⁽⁴⁾Université de Lisala. Faculté des Sciences Economiques et de Gestion. Mention Economie rurale. BP 9289 Kinshasa I (RDC).

Reçu le 03 août 2026, accepté le 19 septembre 2026, publié en ligne le 29 septembre 2026

DOI : <https://dx.doi.org/10.4314/rafea.v9i3.31>

RESUME

Description du sujet. Face à la vulnérabilité structurelle des systèmes agricoles et à la faible inclusion financière en milieu rural, l'analyse des mécanismes renforçant la capacité des ménages à surmonter les chocs exogènes est d'une importance capitale.

Objectif. L'étude évalue l'impact du financement rural international sur la résilience paysanne, sous l'hypothèse qu'il favorise la diversification des revenus et la stabilisation de la consommation.

Méthodes. Une enquête transversale a été menée dans la province de la Mongala (RDC) auprès de 746 répondants (échantillonnages multi-étapes et raisonné). Suivant une démarche hypothético-déductive, les données collectées par questionnaire et entretien ont été soumises à une Analyse en Composantes Principales (ACP) et à une régression linéaire multiple.

Résultats. Les analyses empiriques révèlent que l'accès au financement rural international exerce un effet négatif et statistiquement non significatif au seuil conventionnel ($\beta = -0,2792892$; $p = 0,239$) sur la résilience paysanne. Ce résultat indique que l'apport financier isolé demeure insuffisant pour générer une transformation structurelle durable des systèmes agraires locaux.

Conclusion. L'efficacité des fonds internationaux dépend de leur articulation avec des dispositifs d'accompagnement. L'étude préconise une approche intégrée associant le crédit direct au renforcement des capacités productives et à un appui organisationnel pour consolider durablement la résilience dans la province de la Mongala.

Mots-clés : Financement rural international, diversification des revenus, transformation structurelle des systèmes agraires locaux, résilience paysanne, province de la Mongala/RDC.

ABSTRACT

International rural finance and community resilience: the case of the Mongala province (DRC)

Description of the subject. Given the structural vulnerability of agricultural systems and low financial inclusion in rural areas, analyzing the mechanisms that strengthen household capacity to overcome exogenous shocks is of paramount importance.

Objective. This study evaluates the impact of international rural finance on peasant resilience, under the hypothesis that it promotes income diversification and consumption stabilization.

Methods. A cross-sectional survey was conducted in the Mongala province (DRC) among 746 respondents (using multi-stage and purposive sampling techniques). Following a hypothetico-deductive approach, data collected through questionnaires and interviews were subjected to Principal Component Analysis (PCA) and multiple linear regression.

Results. Empirical analyses reveal that access to international rural finance exerts a negative and statistically non-significant effect at the conventional threshold ($\beta = -0.28$; $p = 0.239$) on peasant resilience. This result indicates that isolated financial support remains insufficient to generate a sustainable structural transformation of local agrarian systems.

Conclusion. The effectiveness of international funds depends on their integration with support mechanisms. The study recommends an integrated approach combining direct credit with productive capacity building and organizational support to sustainably strengthen resilience in the Mongala province.

Keywords: International rural finance, income diversification, structural transformation of local agrarian systems, peasant resilience, Mongala province, DRC.

1. INTRODUCTION

Dans les pays en développement, et particulièrement en Afrique subsaharienne, le développement rural repose largement sur les interventions extérieures, notamment le financement par les bailleurs de fonds internationaux. Ces appuis visent à renforcer les capacités productives des communautés rurales, améliorer la sécurité alimentaire, réduire la pauvreté et accroître la résilience face aux chocs économiques, climatiques et sanitaires (IFAD, 2019 ; World Bank, 2020).

La résilience paysanne renvoie à la capacité des ménages ruraux à anticiper, absorber et se relever des perturbations, qu'elles soient naturelles (sécheresse, inondations), économiques (variation des prix, rareté des intrants) ou sociales (conflits, marginalisation) (Béné *et al.*, 2012). Le financement, dans ce cadre, apparaît comme un levier stratégique, à condition qu'il soit aligné sur les besoins réels, les priorités locales et les capacités institutionnelles (Chambers & Conway, 1992).

Cependant, de nombreuses études soulignent les limites de ces financements : faible durabilité, manque d'appropriation locale, mauvaise gouvernance ou encore dépendance aux cycles de projets (Gabas, 2011 ; Mukungu, 2017). En République Démocratique du Congo, et particulièrement dans les zones rurales, la situation est encore plus complexe du fait de l'enclavement, de la faiblesse des infrastructures et de la fragilité des institutions locales (PNUD, 2020).

La République Démocratique du Congo (RDC) est un pays à prédominance rurale, où environ 60 % de la population vit en milieu rural et dépend principalement de l'agriculture pour sa subsistance et son revenu (FAO, 2020). Le secteur agricole joue un rôle crucial dans l'économie nationale, contribuant à plus de 20 % du PIB et employant près de 70 % de la population active (Banque Mondiale, 2021). Malgré ce potentiel, l'agriculture congolaise reste caractérisée par une faible productivité, une précarité des infrastructures rurales et un accès limité aux financements adaptés.

Ainsi, le financement rural constitue un levier essentiel pour stimuler la croissance agricole, améliorer la sécurité alimentaire et renforcer la résilience des exploitations paysannes face aux aléas climatiques et économiques (FAO, 2018). Cependant, en RDC, le financement agricole demeure largement insuffisant et inadéquat. Les institutions financières formelles sont peu présentes dans les zones rurales ; tandis que les paysans ont un accès limité au crédit, aux assurances agricoles et aux services financiers innovants (Kisangani *et al.*, 2019).

Face à cette situation, les organisations internationales, les bailleurs de fonds et les ONG jouent un rôle majeur dans l'appui au financement rural, en proposant des programmes de microfinance, des subventions, ainsi que des appuis techniques pour l'amélioration des capacités locales (Banque Africaine de Développement, 2020). Ces interventions visent à combler le déficit de financement et à accompagner la transformation des exploitations agricoles, notamment dans les provinces à fort potentiel mais vulnérables.

Cependant, malgré ces efforts, de nombreux défis persistent, notamment liés à la gestion des fonds, aux modalités d'accès, à la durabilité des projets et à la coordination entre les acteurs. Comprendre les enjeux du financement rural dans ce contexte est crucial pour concevoir des stratégies efficaces visant à renforcer la résilience paysanne et favoriser un développement rural inclusif et durable.

Bien que la République Démocratique du Congo ait mis en place plusieurs stratégies visant à promouvoir le développement rural à travers l'accès au financement, les résultats demeurent contrastés selon les provinces. Cette disparité s'explique notamment par des réalités locales, des capacités institutionnelles variables et des priorités régionales différenciées. C'est dans cette optique qu'il convient de porter une attention particulière aux provinces, où l'agriculture constitue la principale source de subsistance. Comprendre les dynamiques de financement rural dans ces provinces permet non seulement de cerner les défis spécifiques auxquels font face les communautés paysannes locales, mais

aussi d'évaluer l'impact réel des appuis des bailleurs internationaux sur leur résilience économique et sociale.

Alors que le contexte général de la République Démocratique du Congo révèle de nombreux défis liés au sous-financement du monde rural et à la faible résilience des exploitants agricoles, il devient indispensable d'examiner la situation dans une perspective plus ciblée. La province de la Mongala, à l'instar d'autres régions rurales du pays, fait face à une vulnérabilité agricole structurelle aggravée par un accès limité au crédit, des infrastructures déficientes et une précarité chronique des moyens de production. Dans ce contexte, l'intervention des organisations internationales dans le financement rural prend tout son sens, car elle représente un levier stratégique pour améliorer la résilience des communautés paysannes locales.

Ainsi, le problème saillant de cette recherche réside dans le décalage entre l'importance des financements ruraux internationaux mobilisés en faveur du développement agricole et la persistance de la vulnérabilité des ménages paysans dans la province de la Mongala en République Démocratique du Congo. Malgré les appuis financiers, matériels et techniques octroyés par les organisations internationales, les conditions de vie des paysans demeurent marquées par une faible productivité, une insécurité alimentaire récurrente et une capacité limitée à faire face aux chocs économiques et environnementaux.

La présente étude vise à évaluer l'impact du financement rural international sur la résilience paysanne, sous l'hypothèse qu'il favorise la diversification des revenus et la stabilisation de la consommation. Le choix de ce thème est dû au fait que l'efficacité réelle des financements en termes de renforcement de la résilience des communautés rurales reste peu documentée dans la Mongala.

Il devient alors essentiel d'analyser la pertinence, l'accessibilité et l'impact de ces appuis externes sur la capacité des populations paysannes de la Province de Mongala à surmonter les aléas et à améliorer durablement leurs conditions de vie. Sur le plan scientifique, ce travail vise à enrichir la littérature existante sur les dynamiques du développement rural en Afrique centrale, et plus particulièrement dans les zones peu documentées comme la Province de la Mongala.

2. MATERIEL ET METHODES

2.1. Localisation du site d'étude

La province de la Mongala s'étend approximativement entre 1° et 3° de latitude Nord, et 20° et 23° de longitude Est. Elle est située dans la partie nord-ouest de la République Démocratique

du Congo (au nord de l'ancienne province de l'Équateur). Son altitude varie entre 350 et 500 m et sa superficie est de 58 141 km², soit environ 2,48 % de l'étendue nationale.

La province de la Mongala est bornée par les provinces de l'Équateur au sud-ouest, du Sud-Ubangi au nord-ouest, du Nord-Ubangi au nord, du Bas-Uele au nord-est, de la Tshuapa au sud et de la Tshopo au sud-est. Le chef-lieu de la province est Lisala. Elle est composée de trois territoires administratifs : Bumba, Lisala et Bongandanga. Deux d'entre eux se trouvent sur la rive droite du fleuve Congo (Bumba et Lisala), tandis que le troisième se situe sur la rive gauche (Bongandanga).

La province appartient à la zone climatique Am $\emptyset$ (climat tropical de mousson), caractérisée par une saison sèche qui dure un mois, à l'exception du territoire de Bumba où l'on observe deux saisons sèches durant respectivement un mois et demi et quatre mois. La température oscille entre un minimum de 20,7 °C et un maximum de 30,7 °C, avec une moyenne journalière de 25,7 °C. L'humidité relative moyenne est de 87 %. Les précipitations sont de l'ordre de 1 800 mm par an (soit environ 150 mm par mois), réparties sur environ 114 jours de pluie.

Sur le plan physique, la province est divisée en deux parties séparées par le fleuve Congo qui la traverse d'ouest en est. Le Nord est caractérisé par une forêt dense humide et une quantité considérable de complexes agricoles (22 %) au niveau de Lisala et de Bumba. Les pistes et sentiers qui relient ces agglomérations sont entourés par ces complexes. Les forêts sur sols hydromorphes s'observent dans les îles et le long du fleuve Congo. Le Sud est dominé par la forêt dense humide et des formations forestières sur sols hydromorphes le long du réseau hydrographique (rivières Lopori, Bolombo et Yekokora).

Le réseau routier comprend la route nationale 6 (RN6) au nord, qui longe l'Itimbiri depuis Aketi jusqu'à Bumba, puis borde le fleuve Congo jusqu'à Lisala et Akula. Une multitude de branchements nord-sud se greffent à cet axe pour relier l'intérieur des terres, tandis que de petites routes connectent l'axe principal au fleuve. La route régionale secondaire du territoire de Bongandanga (RR317) suit le même schéma structurel qu'à Lisala et Bumba. Enfin, trois grandes routes régionales prioritaires traversent verticalement la province pour la relier, au nord, à Businga (depuis Lisala, RR336) et Yakoma (depuis Bumba, RR337), et au sud, au territoire de la Tshopo en passant par Bongandanga (RRP 309) (Mvuezolo Bazonzi, 2006 ; NEPAD, 2006).

2.2. Méthodes

La collecte données primaires couvre la période allant d'octobre 2025 à décembre 2025. Cette étude transversale a été menée dans la province de la Mongala (RDC) auprès de 746 répondants. Les données ont été collectées durant 3 mois, soit d'Octobre à Décembre 2025. Les répondants ont été sélectionnés selon la technique d'échantillonnage multi-étapes pour les paysans, à choix raisonné pour les acteurs ruraux, et par la méthode de la « boule de neige » pour les paysans bénéficiaires indirects du financement.

Les approches structuro-fonctionnaliste et hypothético-déductive ont été appliquées pour orienter le raisonnement scientifique et analyser le phénomène. Le questionnaire d'enquête et le guide d'entretien ont permis de collecter les données sur le profil sociodémographique et économique des répondants, les formes d'appui, les facteurs à impact durables sur le financement ainsi que les facteurs liés aux institutions locales. Le traitement analytique de ces données, réalisé à l'aide des logiciels Microsoft Excel 2016, Stata 15.1 et SPSS 26, a permis d'effectuer une Analyse en Composantes Principales (ACP) et une régression linéaire multiple.

3. RESULTATS

3.1. Caractéristiques sociodémographiques et économiques

Le tableau 1 présente les caractéristiques sociodémographiques et économiques des répondants

Tableau 1. Caractéristiques sociodémographiques et économiques des répondants

Variable	Modalités	Fréquence	Pourcentage
Age	Moins de 25 ans	007	0,94
	25 – 34 ans	029	3,89
	35 – 44 ans	232	31,10
	45 – 54 ans	312	41,82
	55 ans et plus	166	22,25
Genre	Homme	540	72,39
	Femme	206	27,61
Niveau d'instruction	Aucun	306	4,83
	Primaire	190	25,47
	Secondaire	447	59,92
	Supérieur et universitaire	073	9,79
Taille du ménage	1 – 3 personnes	075	10,05
	4 – 6 personnes	378	50,67
	7 – 9 personnes	260	34,85
	10 personnes et plus	033	4,42

Il ressort de ce tableau que la structure par âge présente une population composée d'adultes en pleine maturité. La tranche des 45 à 54 ans est la plus représentée (41,82 %), suivie par celle des 35 à 44 ans (31,10 %), ce qui signifie que plus de sept individus sur dix se situent entre 35 et 54 ans. Cette configuration traduit une population majoritairement active, susceptible d'assumer des responsabilités économiques et sociales importantes, notamment au sein des ménages.

La répartition selon le genre révèle une nette prédominance masculine, avec plus de 72 % d'hommes. Cette proportion indique que les hommes occupent une place centrale au sein de la population étudiée ou du secteur concerné. En ce qui concerne le niveau d'instruction, l'enseignement secondaire domine largement (59,92 %), suivi du primaire (25,47 %). Cette tendance met en évidence une population globalement dotée d'un niveau d'éducation intermédiaire, disposant des bases scolaires essentielles, mais marquée par une faible proportion de diplômés de l'enseignement supérieur.

Enfin, la taille des ménages montre une prédominance des foyers de 4 à 6 personnes (50,67 %), suivie par les ménages de 7 à 9 personnes (34,85 %). Cette configuration reflète des structures familiales étendues, caractérisées par la cohabitation de plusieurs membres, ce qui peut traduire de fortes relations de solidarité familiale, mais implique également une pression accrue sur les ressources socio-économiques du ménage.

3.2. Taille des exploitations et expérience agricole

La taille des exploitations et expérience agricole sont présentées au tableau 2.

Tableau 2. Distribution statistique de la taille d'exploitation et de l'expérience agricole

Variable	Observation	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Taille de l'exploitation	746	4,41	1,71	1	12
Expérience agricole	746	15,36	6,46	5	56

Il ressort de ce tableau que la taille moyenne des exploitations agricoles est de 4,42 hectares, avec un écart-type de 1,71, une valeur minimale de 1 hectare et une valeur maximale de 12 hectares. Ces résultats indiquent que les exploitations sont globalement de petite à moyenne dimension, avec une dispersion modérée autour de la moyenne.

Concernant l'expérience professionnelle, la moyenne s'élève à 15,37 ans, avec un écart-type de 6,47, une valeur minimale de 5 ans et une valeur maximale de 56 ans. Ces données révèlent qu'une grande partie des producteurs possède entre 9 et 22 ans d'expérience, ce qui témoigne d'un niveau de maîtrise appréciable des activités agricoles de la zone.

3.3. Effet de financement rural international sur la résilience paysanne dans la Mongala

Analyse de l'indice composite de la résilience paysanne

Le tableau 3 indique les résultats de l'ACP pour le score de variables dans l'indice de la résilience paysanne.

Tableau 3. Résultats de l'ACP pour le score de variables dans l'indice de la résilience paysanne

			Détarminat :	0,020
			KMO :	0,725
			Khi-carré :	2905,336
			ddl :	66
			Signification :	0,000
Variables de la résilience	Statistiques descriptive		MSR	Coefficient de score
	Moyenne	Ecart-type	Anti-image	
Sécurité alimentaire	2,26	0,584	0,391	- 0,050
Constitution de l'épargne	2,55	0,554	0,816	- 0,039
Capacité à faire face aux chocs	2,86	0,798	0,930	0,192
Revenu agricole	3,25	0,712	0,734	0,140
Production agricole	3,51	0,637	0,599	- 0,036
Diversification de revenus	3 52	0,748	0,402	0,018
Continuité de projets	3,80	0,655	0,577	- 0,017
Autonomie paysanne	2,18	0,717	0,573	0,083
Pratiques agricoles durables	2,71	0,892	0,704	- 0,260
Appartenance à une coopérative	3,36	0,585	0,814	0 ;216
Participation au réseau d'entraide	3,12	1,401	0,670	-0,259
Fréquence d'interaction sociale	3,40	0,639	0,726	0,207

La lecture de ce tableau montre que le déterminant de la matrice de corrélation (Dét = 0,020) est supérieur au seuil critique généralement admis (0,00001), ce qui indique l'absence de multicolinéarité excessive entre les variables. Ainsi, bien que les variables soient corrélées, elles ne présentent pas de redondance extrême susceptible de biaiser les résultats de l'analyse. Cela suggère que chaque variable apporte une information spécifique dans la construction de l'indice de résilience paysanne. Par ailleurs, l'indice Kaiser-Meyer-Olkin (KMO = 0,725) indique que les corrélations partielles entre les variables sont faibles et que celles-ci partagent une variance commune suffisante. En conséquence, les données sont adaptées à une réduction dimensionnelle par Analyse en Composantes Principales (ACP), ce qui renforce la pertinence de la construction d'un indice synthétique de résilience paysanne.

En outre, le test de sphéricité de Bartlett est hautement significatif ($\chi^2 = 2905,336$; ddl = 66 ; $p = 0,000$). Cette significativité statistique ($p < 0,05$) permet de rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle la matrice de corrélation serait une matrice identité. Autrement dit, les variables sont globalement corrélées entre elles, ce qui justifie pleinement le recours à l'ACP.

Ces résultats confirment que la résilience paysanne dans la province de la Mongala ne se manifeste pas de manière isolée à travers chaque variable, mais plutôt comme un phénomène multidimensionnel structuré.

L'ensemble des indicateurs statistiques (déterminant, KMO et test de Bartlett) valide l'utilisation de l'ACP dans cette étude. Ils attestent que les variables sélectionnées sont adaptées à une analyse factorielle et permettent de construire un indice composite fiable de la résilience paysanne, pertinent pour analyser les effets de l'accès au financement rural international dans la province de la Mongala.

Les moyennes des différentes variables montrent des tendances contrastées dans la résilience des ménages agricoles de la Mongala. Des indicateurs tels que la continuité des projets (3,80), la diversification des revenus (3,52), la production agricole (3,51), l'appartenance à une coopérative (3,36) et la fréquence d'interaction sociale (3,40) présentent des niveaux relativement élevés. Ces valeurs suggèrent que les ménages disposent de stratégies organisationnelles, productives et sociales favorables à l'adaptation et à la stabilité face aux contraintes. Les revenus agricoles (3,25), la participation aux réseaux d'entraide (3,12) et la capacité à faire face aux chocs (2,86) se situent dans une zone moyenne, reflétant des mécanismes d'adaptation présents mais encore limités. À l'inverse, la sécurité alimentaire (2,26), l'épargne (2,55), l'autonomie paysanne (2,18) et les pratiques agricoles durables (2,71) montrent des niveaux faibles, révélant des vulnérabilités significatives dans la résilience socio-économique.

Les écarts-types issus de l'ACP montrent une hétérogénéité notable entre les différentes dimensions de la résilience paysanne, avec des valeurs allant de 0,554 à 1,401, ce qui traduit des niveaux de variabilité différenciés selon les indicateurs. Les variables économiques telles que la constitution de l'épargne (0,554) et la production agricole (0,637) présentent une dispersion relativement faible à modérée, suggérant une certaine homogénéité des conditions économiques de base entre les ménages. En revanche, la diversification des revenus (0,748) et les revenus agricoles (0,712) révèlent des écarts plus marqués, indiquant des capacités économiques inégalement réparties. La capacité à faire face aux chocs (0,798) ressort comme un facteur fortement discriminant, mettant en évidence des différences importantes dans les mécanismes d'adaptation, tout comme les pratiques agricoles durables (0,892), qui traduisent une adoption très inégale des innovations agroécologiques.

Par ailleurs, la dimension du capital social apparaît déterminante, notamment la participation aux réseaux d'entraide (1,401), qui constitue l'indicateur le plus dispersé et donc le plus différenciateur, contrairement à l'appartenance à une coopérative (0,585) et à la fréquence d'interaction sociale (0,639), qui s'avèrent plus homogènes. L'autonomie paysanne (0,717) et la continuité de projet (0,655) présentent des variations intermédiaires, reflétant des trajectoires différenciées de résilience. Enfin, la sécurité alimentaire (0,584), relativement peu dispersée, suggère une condition globalement similaire entre les exploitations, qu'il s'agisse d'une vulnérabilité partagée ou d'un niveau relativement uniforme.

L'analyse des valeurs MSA (*Measure of Sampling Adequacy*, issues de la matrice anti-image) montre que les variables mobilisées pour la construction de l'indice de résilience paysanne présentent globalement une adéquation satisfaisante à une analyse factorielle, avec plusieurs indicateurs affichant des niveaux bons à excellents. Les variables les plus contributives sont la capacité à faire face aux chocs (MSA = 0,930), la constitution de l'épargne (0,816) et l'appartenance à une coopérative (0,814), traduisant une forte cohérence avec la structure latente de résilience économique et organisationnelle. Les revenus agricoles (0,734), les pratiques agricoles durables (0,704), la fréquence d'interaction sociale (0,726) ainsi que la participation aux réseaux d'entraide (0,670) présentent également des niveaux d'adéquation acceptables à bons, confirmant leur pertinence dans la structuration des dimensions économiques, productives et sociales de la résilience.

L'analyse des coefficients de l'indice de résilience paysanne dans la province de la Mongala met en lumière des dynamiques contrastées entre facteurs renforçant et facteurs limitant la résilience. Parmi les facteurs ayant l'impact positif le plus important, l'appartenance à une coopérative (0,216) apparaît comme le déterminant principal de la résilience paysanne. Ce résultat souligne l'importance des organisations collectives dans l'amélioration des conditions de vie des producteurs, notamment à travers l'accès aux intrants, aux marchés et à l'information. De même, la fréquence d'interaction sociale (0,207) joue un rôle crucial, traduisant l'importance du capital social et des échanges entre acteurs ruraux dans le renforcement de la résilience. La capacité à faire face aux chocs (0,192) constitue également un pilier fondamental, car elle reflète l'aptitude des ménages à s'adapter aux aléas climatiques, économiques ou sanitaires. Les revenus agricoles (0,140) contribuent aussi positivement, bien que de manière plus modérée, en renforçant la capacité d'investissement et de sécurisation des moyens d'existence. Enfin, l'autonomie paysanne (0,083) participe à la résilience en permettant aux producteurs de prendre des décisions adaptées à leur contexte.

En revanche, certains facteurs présentent des effets négatifs marqués. Les pratiques agricoles durables (-0,260) affichent le coefficient le plus faible, ce qui constitue un résultat paradoxal. Cela peut s'expliquer par les coûts d'adoption élevés, le manque de formation technique ou encore les rendements parfois faibles à court terme associés à ces pratiques dans le contexte local. De manière similaire, la participation au réseau d'entraide (-0,259) influence négativement la résilience, ce qui peut refléter une faible efficacité de ces réseaux, un manque d'organisation ou une dépendance peu productive entre les membres.

D'autres variables présentent des effets relativement faibles sur la résilience. Il s'agit notamment de la diversification des revenus (0,018), de la continuité des projets (-0,017), de la production agricole (-0,036), de la constitution de l'épargne (-0,039) et de la sécurité alimentaire (-0,050). Ces résultats suggèrent soit une influence marginale dans le modèle, soit des limites dans la manière dont ces variables ont été mesurées ou intégrées. Ils peuvent également indiquer que leur impact est indirect et transite par d'autres facteurs plus structurants.

Dans l'ensemble, ces résultats montrent que la résilience paysanne dans la Mongala repose davantage sur des dimensions sociales et organisationnelles que sur des facteurs purement techniques ou productifs.

3.4. Effet de l'accès au financement et variables associées sur la résilience paysanne

Le tableau 4 illustre les résultats de régression linéaire entre variables du modèle général et résilience.

Tableau 4. Résultats de régression linéaire entre variables du modèle général et résilience

Résilience paysanne	Coefficient		Std. Err	Statistique		Prob.
	Individuel	Global		t-Student	F (13,732)	
Age du répondant	,165332	-	,0725701	2,28	-	0.023
Genre du répondant	,1496472	-	,0783296	1,91	-	0.056
Niveau_instruction	,1548967	-	,0673977	2,30	-	0.022
Taille de menage	-,1922874	-	,0640745	-3,00	-	0.003
Taille de l'exploitation	,0383001	-	,0431163	0,89	-	0.375
Expérience agricole	,0274325	-	,040766	0,67	-	0.501
Acces au financement	-,2792892	-	,2370808	-1,18	-	0.239
Montant_recu	,2475514	-	,1296749	1,91	-	0.057
Appui financier	-,0183348	-	,1453944	-0,13	-	0.900
Appui matériel	1,937198	-	,1175387	16,48	-	0.000
Appui technique	1,618163	-	,2267833	7,14	-	0.000
Suivi-évaluation	-,086473	-	,1162693	-0,74	-	0.457
Implication locale	1,904177	-	,6714775	2.84	-	0.005
Appropriation locale	,1824759	-	,3020871	0.60	-	0.546
Gouvernance locale	-5,163565	-	1,717241	-3.01	-	0.003
Ratio de dépendance	-5,195151	-	1,742034	-2.98	-	0.003
Fertilité	-1,02845	-	,5109774	-2.01	-	0.045
Actifs productifs	-93,27476	-	43,57798	-2.14	-	0.033
Irrigation	3,490291	-	,8135657	4.29	-	0.000
Capital social	122,987	-	48,10264	2.56	-	0.011
Accès aux marchés agricoles	,1433192	-	,1020271	1.40	-	0.161
Accès à l'information	-20,09882	-	4,053457	-4.96	-	0.000
Présence des ONG/projets	-,2826283	-	,5735111	-0.49	-	0.622
Accès aux services publics	1,12437	-	,0800276	14.05	-	0.000
Sécurité foncière	,8400992	-	,0783548	10.72	-	0.000
Politiques agricoles	-,0641974	-	,0762028	-0.84	-	0.400
Santé de ménage	-,0878037	-	,0763411	-1.15	-	0.250
Infrastructures rurales	-,5543783	-	,0349952	-15.84	-	0.000
Validité globale						
R-squared	-	0,8727	-	-	175,59	0,000
Adj R-Squared	-	0,8678	-	-	-	-
Root MSE	-	0,36365	-	-	-	-

Les résultats du modèle de régression linéaire multiple indiquent que celui-ci est globalement hautement significatif ($F(13, 732) = 175,59$; $p < 0,0001$). Les variables retenues expliquent 87,27 % de la variance de la résilience paysanne dans la zone d'étude. Le coefficient de détermination ajusté ($R^2_{\text{ajusté}} = 0,8678$) confirme la robustesse et la stabilité de cette relation, tandis que la faible valeur de la racine de l'erreur quadratique moyenne (Root MSE = 0,3637) atteste d'une excellente qualité de prédiction. Ces indicateurs

valident la pertinence du modèle pour appréhender les déterminants structurels de la résilience dans la province de la Mongala.

L'analyse des coefficients met en lumière plusieurs facteurs contribuant positivement et significativement à la résilience paysanne :

Les caractéristiques individuelles : L'âge ($\beta = 0,1653$; $p = 0,023$) et le niveau d'instruction ($\beta = 0,1549$; $p = 0,022$) améliorent la capacité d'adaptation des producteurs, respectivement par l'expérience accumulée et par une meilleure appropriation des opportunités économiques ou techniques.

Les composantes opérationnelles du financement : L'appui matériel ($\beta = 1,9372$; $p < 0,001$) et l'appui technique ($\beta = 1,6182$; $p < 0,001$) apparaissent comme des leviers majeurs, traduisant l'impact des investissements concrets issus de l'aide internationale. De même, l'implication locale ($\beta = 1,9042$; $p = 0,005$) renforce la résilience par la participation communautaire.

Les facteurs productifs et institutionnels : L'irrigation des sols ($\beta = 3,4003$; $p < 0,001$) joue un rôle crucial dans la sécurisation de la production agricole face aux aléas climatiques. L'accès aux services publics ($\beta = 1,1244$; $p < 0,001$) et la sécurité foncière ($\beta = 0,8401$; $p < 0,001$) stabilisent l'environnement de production.

Le capital social : Cette variable se distingue par un effet particulièrement élevé ($\beta = 122,9870$; $p = 0,011$), soulignant l'importance déterminante des réseaux de solidarité et des organisations paysannes.

Toutefois, l'apport théorique majeur de cette modélisation réside dans l'identification de variables explicatives non significatives. En effet, l'accès direct au financement ($\beta = -0,2793$; $p = 0,239$), le montant reçu ($\beta = 0,2476$; $p = 0,057$), l'appui financier direct ($\beta = -0,0183$; $p = 0,900$), les mécanismes de suivi-évaluation ($\beta = -0,0865$; $p = 0,457$) et l'appropriation locale ($\beta = 0,1825$; $p = 0,546$) n'exercent aucun effet statistiquement significatif sur la résilience paysanne.

Cette absence de significativité est particulièrement révélatrice. Elle démontre que l'accès au crédit ou au financement, en tant que variable brute ou isolée, ne suffit pas à renforcer la trajectoire de résilience des ménages agricoles. De plus, le volume financier octroyé, bien que proche du seuil critique de 5 % ($p = 0,057$), ne garantit pas à lui seul un impact réel. Cela peut s'expliquer par des faiblesses d'allocation, un usage préférentiel pour la consommation courante ou des montants insuffisants pour déclencher des investissements structurants.

L'insignifiance de l'appui financier montre que les transferts monétaires directs s'avèrent moins efficaces que les dotations en équipements ou en encadrement technique. En somme, dans la province de la Mongala, le financement rural international n'agit pas de manière linéaire sur la résilience paysanne. Son efficacité transite indirectement par des canaux techniques, matériels et sociaux. À l'inverse, les dimensions financières pures et certains protocoles de gestion de projets ne produisent pas d'effets tangibles, mettant en exergue des limites institutionnelles dans la conception et l'implémentation des programmes de développement locaux.

3.5. Dimensionnement des variables explicatives sur la résilience paysanne

Les résultats de la régression linéaire entre dimensions de variables explicatives et résilience sont présentés au tableau 5.

Tableau 5. Résultats de régression linéaire entre dimensions de variables explicatives et résilience
Remplacer les points par les virgules SVP

Résilience paysanne	Coefficient		Sdt. Err	Statistique		Prob.
	Individuel	Global		t-student	F (4,741)	
Catégorie sociale	1,616196	-	,401084	4,03	-	0.000
Catégorie économique	-,0969588	-	,322994	-0,30	-	0.764
Catégorie environnementale	,1740447	-	,1693317	1,03	-	0.304
Catégorie institutionnelle	-4,508185	-	,1655204	-27,24	-	0.000
Validité globale						
R-squared	-	0,52350	-	-	203,56	0.000
Adj R-Squared	-	0,52100	-	-	-	-
Root MSE	-	0,69212	-	-	-	-

Les résultats de ce tableau indiquent que les variables explicatives, prises globalement, influencent significativement la résilience paysanne ($F = 203,56$; $p < 0,001$). De plus, le coefficient de détermination ($R^2 = 0,5235$) révèle que le modèle

explique 52,35 % de la variance de la résilience. La forte proximité entre le R^2 ajusté (0,5210) et le R^2 confirme par ailleurs la stabilité et la robustesse du modèle statistique.

L'examen des coefficients individuels met en évidence des effets contrastés selon les dimensions étudiées :

La dimension sociale présente un coefficient positif (1,6162) et hautement significatif ($p < 0,001$). Ce résultat indique que les variables explicatives à caractère social contribuent fortement au renforcement de la résilience paysanne, soulignant ainsi le rôle central des réseaux de solidarité et des dynamiques communautaires dans la capacité d'adaptation des populations rurales.

La dimension institutionnelle, à l'inverse, affiche un coefficient négatif important (-4,5082) et hautement significatif ($p < 0,001$). Cet effet défavorable suggère que les facteurs institutionnels actuels agissent comme des contraintes sur la résilience. Cela peut traduire des défaillances structurelles, un manque d'adéquation du soutien apporté aux exploitants ou des lourdeurs administratives qui entravent les initiatives locales d'adaptation.

Les dimensions économique et environnementale ne s'avèrent pas statistiquement significatives, avec des probabilités respectives de 0,764 et 0,304. Dans le cadre de ce modèle, leurs effets sur la résilience paysanne ne peuvent être confirmés. Bien que les coefficients suggèrent une tendance négative pour l'économie et positive pour l'environnement, ces résultats manquent de robustesse statistique pour faire l'objet d'une interprétation fiable.

En somme, cette modélisation démontre que la résilience paysanne repose principalement sur des leviers sociaux, tandis que l'architecture institutionnelle exerce un rôle contraignant. Les facteurs économiques et environnementaux, bien que théoriquement reconnus, ne se révèlent pas déterminants dans la configuration de ce modèle précis.

4. DISCUSSION

La structure par âge observée, dominée par les tranches des 45–54 ans (41,82 %) et des 35–44 ans (31,10 %), soit 72,92 % d'adultes en pleine maturité, est cohérente avec les analyses d'Erik Erikson (1950) et de Daniel Levinson (1986). Ces auteurs soulignent que cette phase de la vie correspond à une période d'engagement social et professionnel intense. Concernant le genre, la proportion de 72,39 % d'hommes s'inscrit dans la tendance décrite par l'Organisation internationale du Travail (OIT, 2018), qui met en évidence une surreprésentation masculine dans plusieurs secteurs d'activité agricoles et ruraux.

S'agissant du niveau d'instruction, la dominance de l'enseignement secondaire (59,92 %) et primaire (25,47 %), soit 85,39 % au total, corrobore les rapports de la Banque mondiale (2019) indiquant que dans de nombreux contextes en développement,

la majorité de la population se situe à un niveau d'éducation intermédiaire. Enfin, la taille des ménages, caractérisée par des foyers de 4 à 6 personnes (50,67 %) et de 7 à 9 personnes (34,85 %), reflète la prévalence des structures élargies en Afrique subsaharienne. Comme le décrit le Département des affaires économiques et sociales des Nations unies (UNDESA, 2017), ces configurations familiales étendues constituent souvent une stratégie collective d'adaptation économique.

Les résultats montrent également que la taille moyenne des exploitations agricoles (4,42 ha) est relativement faible. Cette observation converge avec les travaux de Christopher Barrett et Michael Carter (2013), pour qui les exploitations familiales de petite taille constituent l'essentiel du tissu agraire en Afrique subsaharienne. En ce qui concerne l'expérience agricole, la moyenne de 15,37 ans traduit un savoir empirique important accumulé au fil du temps, ce que Robert Chambers (1989) qualifie de capital humain essentiel pour l'adaptation aux contraintes locales, notamment climatiques et économiques. Néanmoins, la forte dispersion de cette expérience (écart-type de 6,47) et la valeur maximale élevée (56 ans) suggèrent un vieillissement de la population agricole locale. Ce constat met en exergue les limites des politiques actuelles promouvant le renouvellement générationnel, en phase avec les alertes du Fonds international de développement agricole (FIDA, 2011).

Les tendances moyennes observées sont en accord avec les travaux de Barrett et Constan (2014). À partir de modèles probabilistes basés sur les moments conditionnels, ces auteurs démontrent que la diversification des revenus améliore la probabilité qu'un ménage se maintienne au-dessus d'un seuil minimal de bien-être. Dans le cas de la province de la Mongala, la moyenne élevée de l'indice de diversification des revenus ($M = 3,52$) confirme ce rôle clé. De plus, l'importance de la continuité des projets et de l'appartenance à des coopératives est soutenue par Stefan Dercon (2002). Ses analyses par régressions multivariées prouvent que la participation à des organisations collectives renforce la résilience économique et sociale des ménages ruraux.

À l'inverse, l'insuffisance de la sécurité alimentaire ($M = 2,26$) et de l'épargne ($M = 2,55$) rejoint les analyses de Santos et Barrett (2011). Leurs modèles économétriques sur les effets du crédit informel montrent que le manque d'accès aux ressources financières réduit la capacité des ménages à amortir les chocs et à investir dans des activités productives. Enfin, l'utilisation d'approches sur données de panel par Cissé et Barrett (2018) fournit un cadre théorique solide pour relier les moyennes

et variances de ces indicateurs à des probabilités de résilience. Cela valide la pertinence de notre approche quantitative pour évaluer l'effet des financements ruraux internationaux sur la sécurité alimentaire et l'autonomie paysanne.

Par ailleurs, les écarts-types élevés reflètent des disparités structurelles et sociales majeures. Lansing et Smith (2015) démontrent, par des analyses de réseaux sociaux et financiers ruraux, que l'hétérogénéité dans l'accès aux ressources conditionne fortement les capacités d'adaptation. De même, Smit et Wandel (2006) confirment que les différences individuelles d'actifs et de stratégies expliquent les variations de résilience. Dans la Mongala, la forte dispersion de l'autonomie paysanne peut être partiellement attribuée à un accès inégal au financement rural international. Les agriculteurs captant ces fonds externes renforcent leur autonomie, tandis que les exclus demeurent vulnérables. Ces observations sont conformes aux conclusions de Ian Scoones (2010), qui souligne que les trajectoires de résilience varient selon l'accès aux instruments financiers, confirmant qu'un accès équitable au financement est indispensable pour bâtir une résilience inclusive.

Les résultats issus de l'analyse des valeurs MSA (*Measure of Sampling Adequacy*, issues de la matrice anti-image) indiquent que les variables retenues présentent une adéquation globale satisfaisante à une réduction dimensionnelle. Cette cohérence statistique confirme la pertinence d'une approche multidimensionnelle de la résilience, comprise comme une combinaison dynamique de capacités économiques, sociales et institutionnelles (Adger, 2000 ; Folke, 2006). Les variables fortement contributives telles que la capacité à faire face aux chocs (0,930), la constitution de l'épargne (0,816) et l'appartenance à une coopérative (0,814) traduisent la centralité des mécanismes d'absorption et d'adaptation, rejoignant le modèle théorique de Barrett et Constan (2014) sur l'importance des actifs et des institutions ruraux.

Enfin, les variables liées aux revenus agricoles (0,734), aux pratiques agricoles durables (0,704) et aux interactions sociales (0,670–0,726) mettent en évidence l'interdépendance des capitaux économique, naturel et social. Ces résultats s'alignent parfaitement sur le Cadre des moyens d'existence durables (*Sustainable Livelihoods Framework*), selon lequel la diversification des actifs et l'intensification des réseaux de réciprocité renforcent la viabilité des ménages face aux stress endogènes (Chambers & Conway, 1992 ; Scoones, 1998). Le capital social, en particulier, s'affirme comme un levier déterminant de coordination et de solidarité, facilitant l'accès aux ressources et l'entraide en période de crise (Pretty & Smith, 2004).

Cependant, certaines variables affichent des valeurs MSA faibles, notamment la sécurité alimentaire (0,391) et la diversification des revenus (0,402), suggérant une faible cohérence avec la structure factorielle globale. Ce résultat peut s'expliquer par le caractère transversal ou contextuel de ces dimensions, qui ne s'intègrent pas toujours de manière directe dans une structure latente homogène de résilience. Cette complexité rejoint les observations de Béné *et al.* (2016), qui soulignent la difficulté de mesurer la résilience à travers des indicateurs composites parfois hétérogènes.

L'interprétation des coefficients de scores factoriels permet d'identifier les principaux leviers de résilience dans le contexte étudié :

L'appartenance à une coopérative (0,216) constitue le facteur ayant l'impact positif le plus important. Les coopératives facilitent l'accès aux intrants, aux marchés, au crédit et à l'information, améliorant ainsi la capacité des ménages à absorber les chocs. L'importance de ce capital social institutionnalisé est largement documentée dans la littérature sur le développement rural (Woolcock & Narayan, 2000 ; FAO, 2016).

La fréquence d'interaction sociale (0,207) joue également un rôle central. Elle reflète l'impact des réseaux informels sur la circulation de l'information, l'entraide et la coordination communautaire. Selon W. Neil Adger (2003), le capital social constitue un pilier de l'adaptation des populations aux perturbations environnementales et économiques en renforçant la coopération et la confiance. La capacité à faire face aux chocs (0,192) confirme cette dynamique en traduisant les aptitudes adaptatives directes des ménages face aux crises.

Les revenus agricoles (0,140) contribuent positivement mais de manière modérée à la résilience. Ils représentent une base économique essentielle pour la satisfaction des besoins fondamentaux et le financement des stratégies d'adaptation. Toutefois, leur poids inférieur aux variables sociales suggère que la résilience observée est davantage structurée par les dynamiques collectives que par la seule performance économique individuelle (Ellis, 2000). En revanche, certains résultats négatifs méritent une attention particulière. Le coefficient des **pratiques agricoles durables** (-0,260) peut sembler contre-intuitif, car ces techniques sont généralement associées à une amélioration de la résilience à long terme. Cependant, dans certains contextes, leur adoption engendre des coûts initiaux élevés, une baisse temporaire de rendement ou des difficultés d'apprentissage technique. Le GIEC (IPCC, 2022) souligne à cet effet que les transitions agroécologiques comportent souvent des phases de vulnérabilité transitoire avant de générer des bénéfices durables.

Le coefficient des **réseaux d'entraide** (-0,259) est également négatif, ce qui s'avère paradoxal au regard de la littérature. En théorie, l'entraide renforce la résilience en facilitant le partage de ressources. Toutefois, ce résultat peut traduire une dépendance excessive à une solidarité informelle peu productive, une inefficacité des réseaux existants ou une saturation des mécanismes d'assistance réciproque lors de crises généralisées. Il est aussi probable que cette variable capte une forme de vulnérabilité structurelle où les ménages les plus fragiles mobilisent intensément ces réseaux sans parvenir à améliorer leur résilience globale (Adger, 2003 ; Putnam, 2000).

Enfin, les variables présentant des effets faibles la diversification des revenus (-0,036), la continuité de projet (-0,017), la production agricole (-0,036), la constitution de l'épargne (-0,039) et la sécurité alimentaire (-0,050) contribuent faiblement à la structuration factorielle de la résilience. Cela peut refléter une faible variabilité inter-ménages ou des effets de redondance avec d'autres indicateurs, bien que la littérature reconnaisse généralement la diversification et l'épargne comme des stratégies majeures de gestion des risques (Ellis, 2000).

Les résultats du modèle économétrique confirment le rôle central du capital humain dans l'amélioration de la résilience. L'effet positif et significatif de l'âge ($\beta = 0,1653$; $p = 0,023$) et du niveau d'instruction ($\beta = 0,1548$; $p = 0,022$) indique que l'expérience et l'éducation renforcent les capacités d'arbitrage et l'adoption d'innovations. Ces données s'alignent sur les travaux d'Andrew Foster et Mark Rosenzweig (2010), ainsi que de Esther Duflo *et al.* (2011), montrant que les producteurs instruits et expérimentés obtiennent de meilleurs résultats économiques grâce à une gestion optimisée des ressources.

Par ailleurs, les variables liées aux appuis institutionnels, notamment l'appui matériel ($\beta = 1,9371$; $p < 0,001$) et l'appui technique ($\beta = 1,6181$; $p < 0,001$), présentent des effets hautement significatifs. Ce constat rejoint les conclusions de Kristin Davis *et al.* (2012) sur l'impact majeur des services de vulgarisation et des transferts technologiques. De même, l'implication locale ($\beta = 1,9041$; $p = 0,005$) et le capital social global ($\beta = 122,9870$; $p = 0,011$) confirment les analyses de Deepa Narayan et Lant Pritchett (1999) concernant l'effet des réseaux de réciprocité sur le bien-être des ménages ruraux.

Enfin, les facteurs productifs et structurels valident les théories de l'économie rurale. L'irrigation ($\beta = 3,4002$; $p < 0,001$) ressort comme un déterminant structurel de premier ordre pour stabiliser la production face aux chocs hydroclimatiques (Hussain & Hanjra, 2004). De manière analogue,

l'accès aux services publics ($\beta = 1,1243$; $p < 0,001$) et la sécurité foncière ($\beta = 0,8400$; $p < 0,001$) encouragent l'investissement à long terme et la productivité agricole nette en sécurisant les droits de propriété des exploitants (Besley, 1995 ; Calderón & Servén, 2010).

En revanche, certaines variables présentent des effets négatifs significatifs, en accord avec les contraintes identifiées dans la littérature :

La structure démographique du ménage : La taille du ménage ($\beta = -0,2922$; $p = 0,003$) et le ratio de dépendance ($\beta = -5,1951$; $p = 0,003$) réduisent la performance globale. Ce résultat reflète une pression accrue sur les ressources disponibles et une augmentation des charges de consommation, rejoignant les observations de Barrett *et al.* (2001).

La gouvernance locale : L'effet négatif de cette variable ($\beta = -5,1636$; $p = 0,003$) suggère l'existence de dysfonctionnements institutionnels endogènes. Cela corrobore les analyses empiriques de Acemoglu et Robinson (2012) mettant en évidence l'impact défavorable des institutions extractives ou inefficaces sur les performances économiques et les trajectoires de développement.

Les résultats négatifs enregistrés pour d'autres facteurs tels que la fertilité des sols ($\beta = -1,0284$; $p = 0,045$), les actifs productifs ($\beta = -93,2747$; $p = 0,033$), l'accès à l'information ($\beta = -20,0988$; $p < 0,001$) et les infrastructures rurales ($\beta = -0,5543$; $p < 0,001$), bien que contre-intuitifs à première vue, restent compatibles avec certaines évidences empiriques. En effet, des études démontrent que ces facteurs peuvent générer des effets marginaux ou négatifs lorsqu'ils souffrent d'une mauvaise allocation, d'un ciblage défaillant ou d'inefficacités structurelles (Fafchamps, 2011 ; Mogues *et al.*, 2012). Ces données suggèrent ainsi que la simple disponibilité des ressources ne garantit pas leur efficacité ; celle-ci dépend fondamentalement de leur qualité intrinsèque, de leur accessibilité réelle et de leur mode de gestion.

Enfin, l'absence de significativité statistique des variables liées directement au financement rural international constitue un résultat majeur de cette modélisation. L'accès direct au crédit, le montant reçu, l'appui financier direct, les protocoles de suivi-évaluation et le degré d'appropriation locale ne présentent aucun effet direct significatif sur la résilience. Ce constat s'aligne sur une partie de la littérature empirique qui souligne que l'aide financière internationale n'exerce pas d'impact direct systématique sur les performances économiques en raison de biais de gouvernance, de faiblesses de ciblage ou de défaillances institutionnelles dans les pays récepteurs (Burnside & Dollar, 2000 ; Easterly, 2006). Ce résultat indique que les effets du financement rural international sont de nature indirecte et transitent

nécessairement par des canaux intermédiaires plus structurants tels que l'appui technique, les dotations matérielles ou le renforcement du capital social local.

5. CONCLUSION

Cette étude a permis de mesurer l'effet de financement rural international sur la résilience paysanne dans une province faiblement structurée, comme la Mongala. L'approche structuro-fonctionnaliste, historique et hypothético-déductive a été utilisée pour expliquer les faits. Les données sont issues d'une enquête réalisée auprès des paysans et acteurs ruraux avec un échantillon de 746 répondants. La régression linéaire multiple a permis d'identifier les facteurs associés aux mécanismes d'accès au financement rural international. La résilience paysanne a été mesurée par l'indice composite obtenu par l'Analyse en Composante Principales. LL'hypothèse selon laquelle, le financement rural des organisations internationales a un effet positif et significatif sur la résilience paysanne dans la province de la Mongala.

Les résultats obtenus ont montré que le financement rural international, pris dans sa globalité, n'exerce pas d'effet statistiquement significatif et positif direct sur la résilience paysanne, mais plutôt de manière indirecte à travers des canaux spécifiques tels que l'appui matériel, l'encadrement technique, l'irrigation et le capital social ; et que l'impact du financement dépend moins de son volume que de ses modalités d'opérationnalisation et des dynamiques locales d'appropriation.

L'analyse désagrégée des formes d'appui permet d'affirmer que l'appui matériel et l'appui technique apparaissent comme des déterminants positifs et significatifs de la résilience. En outre, la résilience paysanne dans la Mongala repose davantage sur des dimensions sociales et organisationnelles que sur des facteurs purement techniques ou productifs. Le rôle central des coopératives, des interactions sociales et la capacité d'adaptation aux chocs mettent en évidence l'importance du capital social et institutionnel.

Globalement, cette recherche contribue à nuancer les approches traditionnelles du financement du développement rural en contexte africain. Elle démontre que la résilience paysanne ne résulte pas automatiquement de l'injection de ressources financières externes, mais qu'elle dépend de la qualité des dispositifs d'accompagnement, du renforcement des capacités locales et du degré d'implication communautaire. En ce sens, l'étude enrichit la littérature sur le développement rural en proposant une lecture contextualisée et multidimensionnelle des mécanismes reliant financement international et résilience paysanne.

Références

- Acemoglu D. & Robinson J. A., 2012. *Why nations fail : The origins of power, prosperity, and poverty*. Crown Publishers, 1369-140.
- Adger W. N., 2000. *Social and ecological resilience: are they related?* Progress in Human Geography, pp. 347–364
- Adger W. N., 2003. Social capital, collective action, and adaptation to climate change. *Economic Geography*, 79(4), 387–404.
- Banque africaine de développement, 2020. *Perspectives économiques en Afrique 2020 : développer la résilience économique et sociale*. Abidjan : Banque africaine de développement, 222p.
- Banque mondiale, 2007. *Resilience, livelihoods and development*. World Bank Publications, 32p.
- Banque mondiale, 2019. Rapport sur le développement dans le monde 2019 : Le travail à l'ère de la transformation technologique. Washington, DC : World Bank, 35p.
- Banque mondiale, 2021. *Rapport sur le développement dans le monde 2021 : Les données au service d'une vie meilleure*. Washington, DC : Groupe de la Banque mondiale, 10 p.
- Barrett C. B. & Carter M. R., 2013. The economics of poverty traps and persistent poverty: Empirical and policy implications. *Journal of Development Studies*, 49(7), 976–990.
- Barrett C. B. & Constan M. A., 2014. Toward a theory of resilience for international development applications. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 111(40), 14625–14630.
- Barrett C.B, Benton T.B., Fanzo J., Herrero M., Nelson R. & Béné C., 2001. Socio-technical innovation bundles for agri-food systems transformation. *Proceeding of the National Academy of Sciences (PNAS)*, 118(17).
- Belsley D. A., Kuh E. & Welsch R. E., 1995. *Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Sources of Collinearity*. New York : Wiley, 310 p.
- Béné C., Wood R. G., Newsham A. & Davies M., 2016. Resilience: New utopia or new tyranny? *Journal of International Development*, 24(5), 1–16.
- Béné C., Wood R.G., Newsham A. & Davies M., 2012. *La résilience: nouvelle utopie ou nouvelle tyrannie? Réflexion sur le potentiel et les limites du concept de résilience dans les programmes de réduction de la vulnérabilité*. IDS Working Paper n°405. Brighton : Institute Of Development Studies, 61 p.
- Burnside C. & Dollar D., 2000. Aid, Policies, and Growth. *American Economic Review*, 90(4), 847–868.
- Calderón C. & Servén L., 2011. *Infrastructure and Economic Development in Sub-Saharan Africa*. Journal of African Economies / World Bank Policy Research Working Paper, 70 P;

- Chambers R. & Conway G., 1992. *Moyens d'existence durables : concepts pratiques pour le XXI^e siècle*. IDS Discussion Paper n°296. Brighton : Institute of Development Studies, 16 p.
- Cissé J. B. & Barrett C. B., 2018. Estimating development resilience: A conditional moments-based approach. *Journal of Development Studies*, volume 135, 272-284.
- Collier P., 2008. *The Bottom Billion: Why the Poorest Countries Are Failing and What Can Be Done About It*. Oxford: Oxford University Press, 205 p.
- Davis K., Babu S. C. & Blom S., 2012. The role of information in agricultural development. IFPRI Discussion Paper, p. 24.
- Dercon S., 2002. Income risk, coping strategies, and safety nets. *World Bank Research Observer*, 17(2), 141–166.
- Duflo E., 2011. *The economist guide to decision making*. Cambridge, MA: MIT Press, 356 p.
- Easterly W., 2006. *The white man's burden: Why the West's efforts to aid the rest have done so much ill and so little good*. Penguin Press, 436 p.
- Ellis F., 2000. *Rural Livelihoods and Diversity in Developing Countries*. Oxford University Press, 330 p.
- Erikson E. H., 1950. *Childhood and Society*. New York: Norton, 618 p.
- FAO, 2016. *Resilience index measurement and analysis*. Food and Agriculture Organization of the United Nations, 52 p.
- FAO, 2018. *La situation mondiale de l'alimentation et de l'agriculture : renforcer la résilience des moyens d'existence face aux crises*. Rome : Organisation des Nations Unies pour l'alimentation et l'agriculture, 200 p.
- FAO, 2020. *L'agriculture de subsistance et la sécurité alimentaire : renforcer la résilience des ménages ruraux*. Rome : Organisation des Nations Unies pour l'alimentation et l'agriculture, 74 p.
- Folke C., 2006. Resilience: The emergence of a perspective for social-ecological systems analyses. *Global Environmental Change*, 16(3), 253–267.
- Gabas J.-J., 2011. *Les politiques de développement : acteurs, idées et pratiques*. Paris : Karthala, pp. 7-28.
- GIEC/IPCC, 2022. *Climate change 2022: Impacts, adaptation and vulnerability*. Intergovernmental Panel on Climate Change, 3068 p.
- International Fund for Agricultural Development, 2011. *Rural Poverty Report 2011*. Rome: IFAD, 8 p.
- Levinson D. J., 1986. A Conception of Adult Development. *American Psychologist*, 41(1), 3–13.
- Narayan D. & Petesch P. (eds.), 2004. *Voices of the Poor: From Many Lands*. Washington, DC: World Bank, 509 p.
- Organisation des Nations Unies pour l'alimentation et l'agriculture (FAO), 2020. *The State of Food Security and Nutrition in the World 2020*. Rome: FAO, 320 p.
- Organisation internationale du travail, 2018. *World Employment and Social Outlook 2018*. Geneva: ILO, 403 p.
- Pretty J. & Smith D., 2004. Social capital in biodiversity conservation and management. *Conservation Biology*, 18(3), 631–638.
- Putnam R. D., 2000. *Bowling alone: The collapse and revival of American community*. Simon & Schuster, 114 p.
- Rosenzweig M. R. & Foster A. D., 2010. *Microeconomics of Family and Development*. Handbook of Development Economics, 96 p.
- Santos P. & Barrett C. B., 2011. Persistent poverty and informal credit. *Journal of Development Economics*, 96(2), 337–350.
- Schultz T. W., 1961. Investment in Human Capital. *American Economic Review*, 51(1), 1–17.
- Scoones I., 1998. Sustainable rural livelihoods: A framework for analysis. *IDS Working Paper*, 72 p.
- Scoones I., 2010. Livelihoods Perspectives and Rural Development. *Journal of Peasant Studies / IDS Working Paper*, Vol. 36, No. 1, 171–196
- UNESCO, 2020. *Global Education Monitoring Report 2020*. Paris: UNESCO, 502 p.
- Wandel J. & Smith K., 2006. Climate Change and Vulnerability. *Global Environmental Change*, 16(3), 282–292.
- World Bank, 2020. *Resilience Booster Tool: Guidance for integrating resilience into development projects*. Washington, DC: World Bank Group, 2 p.