



Effet de Service de Microcrédit sur l'Autonomisation des Femmes en Ville de Butembo

Mathe Mussayi Antoine¹

Résumé

Cette étude évalue si l'accès au microcrédit renforce l'autonomisation des jeunes et des femmes à Butembo (RDC), à partir d'une enquête de novembre 2024 auprès de 2 475 personnes dans 21 galeries. Un indice d'autonomisation est construit par Analyse des Correspondances Multiples, et l'effet causal estimé par appariement sur score de propension et pondération inverse des probabilités. L'accès est rare (7,52 %). L'appartenance associative et le niveau secondaire accroissent l'accès ; l'informalité le réduit ; l'âge suit un U inversé. Les estimateurs indiquent un effet moyen faible, négatif et non significatif, montrant que le crédit seul ne se convertit pas en autonomisation. Le contexte — prêteurs privés, coûts élevés, remboursements précoces, la saturation des marchés et chocs fragilisent les flux et majorent le risque d'endettement. Les politiques devraient privilégier des dispositifs « crédit-plus » : période de grâce, échéanciers adaptés, épargne, micro-assurance et formation via associations, et canaliser l'offre par IMF supervisées.

Mots-clés : Microcrédit ; Autonomisation des femmes ; Appariement sur score de propension ; Pondération inverse des probabilités; Analyse des Correspondances Multiples; Butembo; Secteur informel.

Abstract

This study examines whether access to microcredit fosters empowerment among youth and women in Butembo, DRC. A November 2024 survey covers 2,475 respondents across twenty-one commercial galleries. We build an empowerment index using Multiple Correspondence Analysis and estimate causal effects with propensity-score matching (nearest neighbor, stratification) and inverse-probability weighting. Access is scarce (7.52%). Association membership and secondary education raise access, while informality lowers it; age follows an inverted-U. Across estimators, treatment effects are small, negative, and insignificant, indicating credit alone does not translate into empowerment. Context suggests constraining loan conditions from private lenders (high costs, early repayments), saturated markets, and shocks also weaken cash flows and heighten indebtedness risks. Policy should shift toward “credit-plus” designs—grace periods, cash-flow-aligned schedules, consumer protection, precautionary savings, micro-insurance, and business/financial training via associations—and channel supply through supervised MFIs. Future work should probe heterogeneity by lender type, sector, and product design, and test alternative matching specifications.

¹ Enseignant à l'Université Adventiste de Lukanga, et à Open Learning University en RDC<mathemussayi@gmail.com>

Keywords: Microcredit; Women's empowerment; Propensity score matching; Inverse probability weighting; Multiple Correspondence Analysis; Butembo; Informal sector.

Introduction

Le microcrédit a profondément renouvelé la manière d'aborder la vulnérabilité économique en offrant des services financiers adaptés aux ménages à faible revenu et aux microentreprises, dans une logique à la fois sociale et marchande (Ledgerwood, 2013; CGAP, 2004). Dans cette perspective, le microcrédit est couramment envisagé comme un levier d'activité, d'accumulation d'actifs et de gestion des risques pour des publics exclus du système bancaire traditionnel, tout en soutenant des objectifs de développement et d'inclusion financière (Ledgerwood, 2013 ; CGAP, 2004).

Le débat scientifique sur ses effets reste toutefois nuancé. Un large corpus d'essais randomisés dans divers contextes (Inde, Bosnie-Herzégovine, Éthiopie, Mongolie, Mexique) montre qu'en moyenne le microcrédit accroît l'investissement des entreprises déjà existantes et certaines dépenses productives, sans produire – pour l'emprunteur « moyen » – de transformation marquée des revenus ou de la consommation; en revanche, des sous-groupes d'entrepreneurs à fort potentiel en tirent des retours élevés (Banerjee et al., 2015; Angelucci, Karlan, & Zinman, 2015; Tarozzi, Desai, & Johnson, 2015; Augsburg et al., 2015; Attanasio et al., 2015; Meager, 2019, 2022; J-PAL, 2023). Ces résultats invitent à dépasser une vision uniforme des impacts et à considérer l'hétérogénéité des effets selon les profils, les marchés et la conception des produits (Meager, 2019, 2022; J-PAL, 2023).

S'agissant de l'autonomisation des femmes, la littérature de référence rappelle que celle-ci renvoie à un processus articulant ressources, capacité d'agir et réalisations – un continuum qui excède l'accès au crédit stricto sensu (Kabeer, 1999). Dans les faits, l'ouverture de l'accès financier peut renforcer la prise de décision économique, la mobilité et le statut social, mais ces effets restent conditionnés par les normes de genre, la structure intra-ménage et la qualité des dispositifs d'accompagnement (Kabeer, 1999; Attanasio et al., 2015; J-PAL, 2023). Autrement dit, le microcrédit peut être un catalyseur, mais il ne lève pas à lui seul les barrières socio-culturelles qui freinent l'autonomie (Kabeer, 1999; J-PAL, 2023).

Dans le contexte congolais, l'inclusion financière progresse mais demeure inégale, avec des écarts de genre persistants et une forte place des prestataires non bancaires (notamment la microfinance et l'argent mobile). La Stratégie nationale d'inclusion financière 2023-2028 vise, entre autres, à porter le taux d'inclusion de 38,5 % (2022) à 65 % (2028) et cite explicitement les femmes et les jeunes parmi les priorités, tandis que des analyses récentes soulignent que l'écart de genre dans l'accès et l'usage reste une préoccupation (FinDev Gateway, 2023; AFI, 2023). La Banque centrale du Congo publie par ailleurs des rapports annuels dédiés à la microfinance qui documentent la pénétration des IMF, la clientèle et les portefeuilles de crédit – des éléments indispensables pour situer les dynamiques locales comme celles de la ville de Butembo (BCC, 2024). Enfin, le panorama macroéconomique et social du pays rappelle l'enjeu crucial d'outiller l'autonomisation économique des femmes par des instruments financiers sûrs et adaptés (Banque mondiale, 2024).

Au regard de ces éléments, la question directrice qui guide l'étude proposée pour la ville de Butembo est la suivante : quel est l'impact de l'accès au microcrédit sur l'autonomisation des jeunes et des femmes ? Plus précisément, l'analyse visera d'une part à identifier les déterminants d'accès au microcrédit (caractéristiques individuelles et de ménage, actifs, capital social, conditions de marché, critères des IMF) et, d'autre part, à mesurer l'effet causal de cet accès sur différentes dimensions de l'autonomisation (pouvoir de décision économique, contrôle des revenus, mobilité, participation associative/professionnelle, auto-efficacité), conformément au cadre « ressources–agency–achievements » (Kabeer, 1999). Cette double

focale permet d'éviter le biais de sélection (les personnes qui empruntent diffèrent des autres) et de relier les canaux de transmission aux résultats d'autonomie (Kabeer, 1999).

L'hypothèse centrale est que, toutes choses égales par ailleurs, l'accès au microcrédit accroît la probabilité d'autonomisation des bénéficiaires femmes et jeunes, avec des effets hétérogènes selon le profil entrepreneurial, le degré de contraintes de liquidité initiales et la présence d'accompagnements non financiers (formation, coaching, épargne, assurance). Les travaux de synthèse indiquent en effet que l'impact moyen du microcrédit n'est pas « transformateur » pour tout le monde, mais qu'il peut l'être pour des sous-groupes ciblés et dans des écosystèmes favorables (Meager, 2019, 2022; J-PAL, 2023). Cette hypothèse sera testée en prêtant une attention particulière aux normes et dynamiques intrafamiliales qui peuvent moduler la traduction économique de l'accès au crédit en pouvoir d'agir (Kabeer, 1999).

Sur le plan empirique, l'étude adoptera une stratégie d'identification alignée sur les meilleures pratiques : i) modélisation des déterminants de l'accès au crédit (logit/probit) pour établir le profil de sélection; ii) estimation de l'impact à l'aide de méthodes causales appropriées aux données disponibles – idéalement un dispositif expérimental (file d'attente, critères de score, randomisation au niveau du quartier) ou, à défaut, des approches quasi-expérimentales (appariement sur score de propension, doubles différences, variables instrumentales) – en harmonisant les indicateurs d'autonomisation avec la littérature (Kabeer, 1999; Banerjee et al., 2015; Angelucci et al., 2015; J-PAL, 2023). La mesure incorporera également des dimensions de bien-être non monétaires et des effets différenciés par âge, statut matrimonial et type d'activité, conformément aux enseignements des méta-analyses récentes sur l'hétérogénéité des effets (Meager, 2019, 2022).

L'apport attendu réside dans une analyse fine, ancrée à Butembo, qui relie l'accès effectif au microcrédit, les contraintes de contexte (normes de genre, sécurité, infrastructures de paiement) et l'autonomisation, afin d'éclairer des recommandations opérationnelles à l'attention des institutions de microfinance et des décideurs : ciblage des segments à fort potentiel, couplage crédit-épargne-assurance, accompagnements non financiers, dispositifs de protection des consommatrices, et intégration dans les objectifs de la SNIF 2023-2028 (FinDev Gateway, 2023; AFI, 2023; BCC, 2024). En ce sens, les résultats pourront contribuer à la mise à l'échelle de pratiques fondées sur des données probantes pour soutenir la progression de l'inclusion financière et l'autonomie économique des femmes en ville de Butembo

Revue de la littérature

L'autonomisation renvoie à un processus par lequel des personnes initialement privées de pouvoir acquièrent la capacité de faire des choix de vie stratégiques (Kabeer, 1999). Au-delà d'un résultat statique, il s'agit d'un enchaînement « ressources – agency – réalisations » où l'accès aux ressources (p. ex., crédit) n'entraîne des changements durables que s'il se traduit en capacité d'agir et en résultats tangibles (Kabeer, 1999; Ibrahim & Alkire, 2007; Alsop & Heinsohn, 2005). Dans le champ éducatif et social, Stromquist (2015) rappelle que l'autonomisation est un fondement de l'action transformatrice, mobilisant à la fois dimensions cognitives, psychologiques et politiques.

Deux perspectives traversent la littérature : une perspective individualiste centrée sur les capacités et la liberté de choix des personnes, et une perspective collectiviste qui insiste sur les normes, l'action collective et la transformation des rapports sociaux (Stromquist, 2015; Huis, Hansen, Otten, & Lensink, 2017). Les travaux en psychologie culturelle (p. ex., Kurtiş, Adams, & Estrada-Villalta, 2016, cités par Huis et al., 2017) soulignent que les mesures de l'autonomisation doivent rester sensibles aux contextes et aux normes locales.

Dans ce cadre, la microfinance et plus spécifiquement le microcrédit a souvent été présentée comme un levier d'autonomisation économique. Le débat théorique oppose

l'approche institutionnaliste (priorité à la viabilité financière et à l'extension de l'offre) et l'approche welfariste (priorité à la mission sociale et à la réduction de la pauvreté), un clivage décrit par Morduch (2000). Les critiques de la commercialisation soutiennent toutefois que la focalisation sur la performance financière peut détourner les institutions de microfinance (IMF) de leur mission sociale (Bateman & Chang, 2012).

Sur le plan empirique, les résultats sont hétérogènes. La série d'essais randomisés publiés en 2015 indique, en moyenne, des effets limités mais non nuls : hausse de l'entrepreneuriat et de certains investissements, sans transformation marquée et systématique des revenus ou de la consommation au niveau moyen (Banerjee, Duflo, Glennerster, & Kinnan, 2015; Angelucci, Karlan, & Zinman, 2015; Tarozzi, Desai, & Johnson, 2015; Augsburg, De Haas, Harmgart, & Meghir, 2015; Attanasio, Augsburg, De Haas, Fitzsimons, & Harmgart, 2015). Des méta-analyses confirment des impacts moyens modestes et une forte hétérogénéité selon les profils et les contextes (Meager, 2019), tandis que des synthèses récentes recommandent des approches « crédit-plus » (crédit + épargne/formation/numérique) pour renforcer l'agency des femmes (J-PAL, 2023).

Du côté des effets positifs sur l'autonomisation, plusieurs études rapportent des améliorations de l'auto-efficacité, de la participation décisionnelle et du contrôle sur les revenus chez les membres d'IMF (Kato & Kratzer, 2013). Des interventions intégrées combinant microfinance et formation genre/santé, comme l'étude IMAGE en Afrique du Sud—montrent des gains en empowerment et une réduction des violences faites aux femmes (Kim et al., 2007, 2009). Des travaux plus anciens au Bangladesh suggèrent également une augmentation du pouvoir décisionnel des femmes associée au microcrédit (Pitt, Khandker, & Cartwright, 2006).

À l'inverse, d'autres recherches soulignent des résultats mitigés : incapacité à modifier les rôles domestiques ou à conserver le contrôle de l'argent dans certains contextes, et effets moyens faibles sur des indicateurs d'empowerment (Banerjee et al., 2015; Angelucci et al., 2015). En outre, certaines études observent des effets indésirables, par exemple une hausse du risque de violences conjugales après participation à un programme de microcrédit chez certains sous-groupes (Naved & Persson, 2005), rappelant que l'accès au crédit peut interagir avec des normes de genre défavorables.

Plusieurs facteurs expliquent cette diversité : le design du produit (prêt de groupe versus individuel) qui peut conditionner les effets—l'expérience mongole montre des résultats plus nets en caution solidaire (Attanasio et al., 2015); ii) la présence (ou non) d'un accompagnement non financier (formation business, santé, égalité de genre) comme dans IMAGE (Kim et al., 2007, 2009); iii) les méthodes d'évaluation (essai contrôlé randomisé, quasi-expérimentations, enquêtes nationales) qui captent des dimensions différentes et des horizons temporels variés (J-PAL, 2023). Ces éléments plaident pour des politiques « crédit-plus » sensibles au contexte social afin de convertir l'accès au crédit en capacités d'agir et en réalisations durables.

En synthèse, la littérature converge vers l'idée que le microcrédit peut contribuer à l'autonomisation, mais pas à lui seul ni de façon uniforme : les normes de genre, les caractéristiques des produits et les accompagnements connexes déterminent largement l'ampleur et la nature des effets (Kabeer, 1999; Stromquist, 2015; Meager, 2019; J-PAL, 2023). Pour des villes comme Butembo, ces leçons suggèrent de privilégier des dispositifs contextualisés qui articulent financement, formation, réseaux et protection des consommatrices

Méthodologie

L'étude exploite un échantillon de 2 475 personnes issues d'une enquête conduite en novembre 2024 auprès des jeunes et des femmes travaillant principalement dans le commerce (et, à titre accessoire, dans l'agropastoral et l'entrepreneuriat) au sein de vingt-et-une galeries commerciales de la ville de Butembo (GTB, Galerie de la Paix, Joli Rêve, Sion, Deluxe, KYANAMIRE, LULENGO, LICHOMOYA, METROPEZ, NGWANZU, MBANGA, ROSEMAYA, KITSA FURAHA, KMR, VÉRITABLE, KISUNGA, KISUNE, MUTHAHWA, ELISABETH, NZANZU, MTB). L'enquête mesure plusieurs dimensions du niveau et de la qualité de vie ainsi que l'accès au microcrédit, afin d'identifier les déterminants d'accès et d'estimer l'incidence du crédit sur l'autonomisation des jeunes et des femmes.

La construction de l'indicateur d'autonomisation repose d'abord sur une Analyse des Correspondances Multiples (ACM) appliquée à un ensemble d'indicateurs primaires binaires (valeur 1 quand l'attribut est présent, 0 sinon). L'ACM permet de résumer l'information multidimensionnelle en un score composite unique (ICAUTO) obtenu comme combinaison pondérée des indicateurs élémentaires, les poids provenant de l'inertie expliquée par les axes factoriels. Cet index synthétique rend comparables les niveaux d'autonomisation entre individus tout en conservant la structure des corrélations entre dimensions.

Pour traiter le biais de sélection lié au fait que les bénéficiaires de crédit diffèrent potentiellement des non-bénéficiaires, une régression logistique est d'abord estimée afin d'obtenir la propension individuelle à accéder au microcrédit et de construire un contrefactuel crédible pour chaque personne traitée. Le cadre contrefactuel de Rubin (2006) guide l'identification de l'effet causal: on s'intéresse à l'ATT, c'est-à-dire à la différence de résultats (autonomisation) entre la situation observée avec crédit et la situation hypothétique sans crédit chez les bénéficiaires (Rubin, 2006).

Deux familles d'estimateurs complémentaires sont mobilisées. Premièrement, l'appariement sur score de propension (PSM) — par plus proche voisin et par stratification — afin de comparer des individus traités et témoins de propension proche dans la zone de support commun. Deuxièmement, une régression pondérée par l'inverse de la probabilité de traitement (IPW/IPWA) qui repondère l'échantillon pour rétablir une pseudo-expérience aléatoire. Des tests post-estimation (équilibre des covariables, recouvrement, robustesse des spécifications) sont réalisés pour valider la qualité de l'appariement et la stabilité des résultats, conformément aux bonnes pratiques recensées dans la littérature appliquée (Lecoq et al., 2014).

Résultats

Répartition des jeunes et femmes selon l'accès au microcrédit

Sur 2 475 répondantes, contre 92,48 % de non-bénéficiaires (2 289), et seulement 7,52 % sont bénéficiaires des crédits. L'écart moyen de proportion est 0,8496 (ET = 0,0106), indiquant un accès rare et fortement concentré au microcrédit au sein de l'échantillon.

Tableau 1. Répartition des jeunes et femmes selon l'accès au microcrédit

Variables	Observations totales	Non bénéficiaires		Bénéficiaires		Différence moyennes
		Effectifs	En %	Effectifs	En %	
Accès au microcrédit	2475	2289	92,48	186	7,52	0,8496 (0, 0106)

Répartition des jeunes et des femmes bénéficiaires selon le critère associatif

L'appartenance à une association est corrélée à un meilleur accès : parmi les membres (17,62 % de l'échantillon, soit 436 personnes), 12,61 % sont bénéficiaires, contre 6,42 % chez les non-membres (82,38 %). L'adhésion est donc associée à $\approx +6$ points de probabilité brute d'accès.

Tableau 2. Répartition des jeunes et des femmes bénéficiaires selon le critère associatif

Appartenance à une association			Statut des bénéficiaires en %	
Modalités	Effectifs	Fréquence en %	Bénéficiaires	Non bénéficiaires
Oui	436	17,62	12,61	87,39
Non	2039	82,38	6,42	93,58
Ensemble	2475	100	-	-

Répartition des femmes bénéficiaires selon le milieu de résidence

Les différences urbain/rural sont faibles : la part des urbaines est de 53,12 % chez les bénéficiaires contre 51,08 % chez les non-bénéficiaires (écart $\approx +2$ points), suggérant que, dans ces données, le milieu discrimine peu l'accès.

Tableau 3. Répartition des femmes bénéficiaires selon le milieu de résidence

Milieu de résidence	Bénéficiaires en %	Non bénéficiaires en %
Urbain	53,12	51,08
Rural	46,88	48,92
Total	100	100

Répartition des bénéficiaires selon la tranche d'âge

Les bénéficiaires sont davantage concentrés entre 35–54 ans (35–44 : 24,73 % ; 45–54 : 22,04 %), tandis que les 15–34 ans et les 65 ans et plus sont sous-représentés (p. ex. 15–24 : 8,96 % chez les non-bénéficiaires contre 7,53 % chez les bénéficiaires). Cela pointe un profil d'âge intermédiaire plus favorable à l'accès.

Tableau 4. Répartition des bénéficiaires selon la tranche d'âge

Tranches d'âges	Non bénéficiaires	Bénéficiaires
15 – 24 ans	8,96	7,53
25 – 34 ans	23,37	19,89
35 – 44 ans	21,36	24,73
45 – 54 ans	17,56	22,04
55 – 64 ans	15,64	19,35
65 et + ans	13,11	6,45

Régression logistique pour l'estimation du score de propension

À caractéristiques égales, plusieurs facteurs ressortent : être membre d'une association augmente la probabilité d'accès (effet marginal +0,0436, ET = 0,0107), tout comme avoir un niveau secondaire (+0,0402, ET = 0,0129) et l'âge (profil en U inversé avec âge : $\beta = 0,1047$, $p < 0,01$ et âge^2 : $\beta = -0,0011$, $p < 0,01$). Le statut de pauvreté est positivement associé (+0,0265, ET = 0,0116). À l'inverse, exercer dans le secteur informel réduit la probabilité (−0,0275, ET = 0,0115). Les variables célibat, résidence rurale et taille du ménage ne sont pas déterminantes. À noter : pour la possession d'une épargne (codée « ne pas avoir une épargne = 1 »), le signe du coefficient (positif) et celui de l'effet marginal (négatif, −0,0157) divergent — utile de vérifier le codage/libellé. Le modèle est globalement significatif (LR $\chi^2 = 49,81$; $p = 0,0000$) avec un pseudo- $R^2 = 0,0377$, standard pour des modèles d'accès.

Le support commun s'étend sur [0,0237 ; 0,3368], assurant qu'à chaque bénéficiaire correspond au moins un témoin comparable. Les tests d'équilibre sont satisfaisants : sous PSM, $\chi^2 = 1,42$ ($p = 0,964$) ; sous IPWA, $\chi^2(7) = 9,016$ ($p = 0,252$), ce qui confirme un bon équilibrage des covariables après pondération/appariement.

Tableau 5. Régression logistique pour l'estimation du score de propension

Avoir accès à un microcrédit	Coefficients	Effets marginaux
Appartenance à une association (être membre = 1, non = 0)	0,7002 (0,1737)	0,0436 (0,0107)
Statut social (pauvre = 1, non = 0)	0,4248 (0,1884)	0,0265 (0,0116)
Situation matrimoniale (célibataire = 1, non = 0)	- 0,1488 (0,2130)	-0,0092 (0,0133)
Milieu de résidence (rural = 1, urbain = 0)	0,0682 (0,1647)	0,0042 (0,0102)
Niveau d'instruction (secondaire = 1, non = 0)	0,6455 (0,2096)	0,0402 (0,0129)
Possession d'une épargne (ne pas avoir une épargne = 1, non = 0)	0,2517 (0,2107)	- 0,0157 (0,0131)
Secteur institutionnel d'activité (informel = 1, formel = 0)	- 0,4424 (0,1869)	- 0,0275 (0,0115)
Age du bénéficiaire	0,1047 (0,0352)	0,0065 (0,0021)
Age du bénéficiaire au carré	- 0,0011 (0,0004)	- 0,0001 (0,0001)
Taille du ménage	0,0217 (0,0363)	0,0014 (0,0022)
Constant	- 5,1962 (0,8183)	-
Observations	2475	
LR chi2 (5)	49,81	
Prob > chi2	0,0000	
Pseudo R2	0,0377	

Note : les écarts – types en parenthèses ; $p < 0,01$, $p < 0,05$, $p < 0,1$

Source : Auteur à partir des données de l'enquête de Novembre 2024

Accès au microcrédit et probabilité d'autonomisation des bénéficiaires

Les ATT estimés sont négatifs et de faible magnitude : $-0,0147$ (PSM voisin le plus proche, ET = 0,0263), $-0,0125$ (PSM stratification, ET = 0,0184) et $-0,0068$ (IPWA, ET = 0,0163). Compte tenu des écarts-types, ces effets sont non significatifs aux seuils usuels (les intervalles à 95 % englobent 0). Pris ensemble, les résultats suggèrent que, dans ce contexte, l'accès au microcrédit ne se traduit pas (en moyenne) par un gain mesurable d'autonomisation, ce qui est cohérent avec un environnement de crédit où une part de l'offre privée appliquerait des conditions coûteuses et des remboursements précoces, conjuguées à des risques de marché (agriculture/commercial) et à une saturation locale.

Tableau 6. Accès au microcrédit et probabilité d'autonomisation des bénéficiaires

Méthodes d'estimation		
PSM (méthode du plus proche voisin)	PSM (méthode de stratification)	IPWA (méthode ajustée pondérée par l'inverse des probabilités)

Autonomisation	-	0,0147	-	0,0125	-	0,0068
Ecarts - types		0,0263		0,0184		0,0163

Discussion

Accès au microcrédit

La part de bénéficiaires est faible (7,52 %, 186/2 475) contre 92,48 % de non-bénéficiaires, avec un écart moyen de 0,8496 (ET = 0,0106), nettement significatif. Cette rareté d'accès est cohérente avec la plage du support commun issue du score de propension (0,0237–0,3368), indiquant que, même parmi les profils « proches » du traitement, la probabilité prédite d'obtention de crédit reste modérée (Rosenbaum & Rubin, 1983; Imbens & Rubin, 2015).

Rôle de l'appartenance associative.

Les membres d'association représentent 17,62 % de l'échantillon ; en leur sein, la proportion de bénéficiaires (12,61 %) est près du double de celle observée chez les non-membres (6,42 %), soit un différentiel $\approx 6,2$ points et un ratio $\approx 1,96$. Ce contraste « brut » anticipe l'effet positif de l'ancrage collectif dans le modèle d'accès (ci-dessous), un résultat fréquent lorsque les IMF évaluent la solvabilité de groupe et le capital social (Caliendo & Kopeinig, 2008 ; Stuart, 2010).

Milieu de résidence et structure d'âge.

La distribution urbain/rural est proche de la parité (bénéficiaires : 53,12 % urbain vs 46,88 % rural; non-bénéficiaires : 51,08 % vs 48,92 %), signalant une faible discrimination géographique. En revanche, le profil d'âge est différencié : les bénéficiaires se concentrent davantage entre 35–54 ans (24,73 % pour 35–44 ans; 22,04 % pour 45–54 ans), tandis que les 15–34 ans et les 65+ sont sous-représentés. Cela suggère un cycle de vie où l'expérience et l'historique d'activité augmentent la crédibilité perçue par les prêteurs (Austin, 2011).

Déterminants de l'accès : régression logistique.

Les effets marginaux confirment plusieurs leviers significatifs : appartenance associative (+4,36 points, $p < 0,01$), statut pauvre (+2,65 points, $p < 0,05$) et niveau secondaire (+4,02 points, $p < 0,01$) augmentent la probabilité d'accès; à l'inverse, exercer dans le secteur informel la réduit (–2,75 points, $p < 0,05$). L'âge suit un profil en U inversé (β âge > 0 ; β âge² < 0 , $p < 0,01$), compatible avec un maximum de probabilité autour de la fin de la quarantaine. Le célibat, la résidence rurale et la taille du ménage ne sont pas significatifs. Le modèle est globalement significatif (LR χ^2 $p < 0,001$) mais explique modestement la variance (pseudo- $R^2 = 0,038$), ce qui est courant pour les modèles d'accès (rubrique « selection into treatment ») (Rubin, 2006; Imbens & Rubin, 2015). À noter : la variable « ne pas avoir d'épargne » présente un signe de coefficient et d'effet marginal discordants (positif vs négatif), suggérant de vérifier le codage des modalités ou d'explorer d'éventuelles non-linéarités.

Qualité de l'appariement et pondération (post-estimation).

L'appartenance au support commun est bien vérifiée (0,0237–0,3368). Les tests d'équilibre après PSM confirment la comparabilité des groupes ($\chi^2 = 1,42$; $p = 0,964$). De même, l'IPWA affiche un bon équilibrage ($\chi^2(7) = 9,02$; $p = 0,252$). Ces diagnostics soutiennent l'identification causale sous l'hypothèse d'absence de confondants non observés (Rosenbaum & Rubin, 1983; Austin & Stuart, 2015).

Effet du microcrédit sur l'autonomisation.

Les ATT estimés sont faibles, négatifs et non significatifs : –0,0147 (PSM voisin le plus proche; ET = 0,0263), –0,0125 (PSM stratification; ET = 0,0184) et –0,0068 (IPWA; ET = 0,0163). Les intervalles de confiance englobent zéro, indiquant l'absence d'effet moyen détectable dans l'échantillon. Cette orientation négative, bien que non significative, est cohérente avec des contextes où prévalent des prêteurs privés aux conditions onéreuses et aux

échéances précoces, combinés à des marchés locaux saturés et des chocs sectoriels, mécanismes déjà documentés comme facteurs de fragilité de trésorerie et de surendettement (Banerjee et al., 2015; Guérin, Morvant-Roux, & Servet, 2013). En pratique, cela plaide pour des dispositifs crédit-plus (grâce initiale, épargne de précaution, formation financière/gestion, accompagnement genre) et des analyses d'hétérogénéité (IMF vs prêteurs privés, secteurs d'activité, durée/taux) avant toute généralisation (J-PAL, 2015 ; Stuart, 2010).

Conclusion et recommandations

L'accès au microcrédit est faible dans l'échantillon (7,52 % de bénéficiaires). Il est davantage observé chez les personnes membres d'une association et chez celles ayant au moins un niveau secondaire, tandis que travailler dans le secteur informel réduit la probabilité d'accès. La distribution par âge suggère un profil d'accès centré sur les 35–54 ans ; le milieu urbain/rural discrimine peu. Les diagnostics (PSM/IPWA) confirment un bon équilibre post-appariement, ce qui renforce la crédibilité des comparaisons traité/témoin.

Effets sur l'autonomisation. Les effets moyens du microcrédit sur l'empowerment sont faibles, négatifs et non significatifs (estimations PSM et IPWA), indiquant qu'en l'état, l'accès au crédit ne se traduit pas mécaniquement en gains d'autonomie. Les explications plausibles incluent la prévalence de prêteurs privés aux conditions coûteuses (remboursements précoces, pression en cas d'impayés), des marchés locaux saturés, et des chocs sectoriels (notamment agricoles) qui fragilisent la trésorerie et favorisent l'endettement.

Lecture d'ensemble. Le crédit agit ici plus comme un amplificateur de contraintes que comme un levier d'autonomisation, sauf pour certains sous-groupes mieux insérés (ancrage associatif, capital humain). La conversion du crédit en capacité d'agir semble dépendre d'un design produit adapté, d'appuis non financiers et d'une offre régulée.

Recommandations

- Ajuster le produit de crédit : introduire période de grâce et échéancier calé sur les flux d'activité ; plafonner le coût total et clarifier les frais.
- Adosser le crédit à des appuis (« crédit-plus ») : éducation financière/gestion, mentorat via associations, et épargne de précaution.
- Réduire le risque de surendettement : orienter vers IMF supervisées, dispositif d'alerte précoce et procédures de médiation/restructuration.
- Élargir l'accès de qualité : assouplir l'entrée des actifs informels (scores alternatifs, historiques de paiement), cibler jeunes 15–34 ans avec tickets adaptés et tutorat.

Références

- Austin, P. C. (2011). An introduction to propensity score methods for reducing the effects of confounding in observational studies. *Multivariate Behavioral Research*, 46(3), 399-424.
- Angelucci, M., Karlan, D., & Zinman, J. (2015). Microcredit impacts: Evidence from a randomized microcredit program in Mexico. *American Economic Journal: Applied Economics*, 7(1), 151-182.
- Arrassen, W. (2013). *La microfinance : leçons tirées des expériences des pays en développement* (Thèse de doctorat, Université de Tunis El Manar).
- Attanasio, O., Augsburg, B., De Haas, R., Fitzsimons, E., & Harmgart, H. (2015). The impacts of microfinance: Evidence from joint-liability lending in Mongolia. *American Economic Journal: Applied Economics*, 7(1), 90-122.

- Banerjee, A., Duflo, E., Glennerster, R., & Kinnan, C. (2015). The miracle of microfinance? Evidence from a randomized evaluation. *American Economic Journal: Applied Economics*, 7(1), 22-53.
- Bateman, M., & Chang, H.-J. (2012). Microfinance and the illusion of development: From hubris to nemesis in thirty years. *World Economic Review*, 1, 13-36.
- Bédécarrats, F., Bastiaensen, J., & Doligez, F. (2012). Co-optation, cooperation or competition? Microfinance and the new left in Bolivia, Ecuador and Nicaragua. *Third World Quarterly*, 33(1), 143-160. <https://doi.org/10.1080/01436597.2012.627245>
- Cheston, S., & Kuhn, L. (2002). Empowering women through microfinance. In S. Daley-Harris (Ed.), *Pathways out of poverty: Innovations in microfinance for the poorest families* (pp. 167-228). Bloomfield, CT: Kumarian Press.
- Copestake, J., Bhalotra, S., & Johnson, S. (2001). Assessing the impact of microcredit: A Zambian case study. *The Journal of Development Studies*, 37(4), 81-100. <https://doi.org/10.1080/00220380412331322051>
- El Hadidi, H. H. (2016). Microfinance and its role in women empowerment. *Arab Journal of Administration*, 36(2), 377-392. <https://doi.org/10.21608/aja.2016.17865>
- Gibb, P. (2008). *Women's empowerment and microfinance: Case studies from La Paz and El Alto, Bolivia* (Master's thesis, Simon Fraser University).
- Guérin, I. (2002). *Autonomie féminine et microfinance. Le poids des institutions sur les capacités des femmes : jusqu'où la microfinance peut-elle aider ?* (Document de travail, BIT/ILO).
- Guérin, I., Morvant-Roux, S., & Servet, J.-M. (2013). *Microfinance, debt and over-indebtedness: Juggling with money*. London: Routledge. (voir aussi débat méthodologique sur les ECR : Bédécarrats, Guérin & Roubaud, 2019).
- Hansen, N. (2015). The development of psychological capacity for action: The empowering effect of a microfinance programme on women in Sri Lanka. *Journal of Social Issues*, 71(2), 1-?? (Titre et revue confirmés ; pagination exacte selon l'éditeur).
- Imbens, G. W., & Rubin, D. B. (2015). *Causal inference for statistics, social, and biomedical sciences: An introduction*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Kabeer, N. (1999). Resources, agency, achievements: Reflections on the measurement of women's empowerment. *Development and Change*, 30(3), 435-464. <https://doi.org/10.1111/1467-7660.00125>
- Kato, M. P., & Kratzer, J. (2013). Empowering women through microfinance: Evidence from Tanzania. *ACRN Journal of Entrepreneurship Perspectives*, 2(1), 31-59.
- Kim, J., Watts, C., Hargreaves, J., Ndhlovu, L., Phetla, G., Morison, L., Busza, J., Porter, J., & Pronyk, P. (2007). Understanding the impact of a microfinance-based intervention on women's empowerment and the reduction of intimate partner violence in South Africa. *American Journal of Public Health*, 97(10), 1794-1802. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2006.095521>
- Kurtiş, T., Adams, G., & Estrada-Villalta, S. (2016). Decolonizing liberation: Toward a transnational feminist psychology. *Journal of Social and Political Psychology*, 4(1), 388-413. <https://doi.org/10.5964/jssp.v4i1.234>
- Lecocq, A., Ammi, M., & Bellarbre, É. (2014). Le score de propension : un guide méthodologique. *Mesure et évaluation en éducation*, 36(1), 93-124.
- Mayoux, L. (2005). *Women's empowerment through sustainable micro-finance: Rethinking "best practice"*. Geneva: ILO (SEED Working Paper).
- Morduch, J. (2000). The microfinance schism. *World Development*, 28(4), 617-629. [https://doi.org/10.1016/S0305-750X\(99\)00151-5](https://doi.org/10.1016/S0305-750X(99)00151-5)
- Naved, R. T., & Persson, L. Å. (2005). Factors associated with spousal physical violence against women in Bangladesh. *Studies in Family Planning*, 36(4), 289-300. <https://doi.org/10.1111/j.1728-4465.2005.00071.x>
- Pitt, M. M., & Khandker, S. R. (1998). The impact of group-based credit programs on poor households in Bangladesh: Does the gender of participants matter? *Journal of Political Economy*, 106(5), 958-996. <https://doi.org/10.1086/250037>
- Pitt, M. M., Khandker, S. R., & Cartwright, J. (2006). Empowering women with microfinance: Evidence from Bangladesh. *Economic Development and Cultural Change*, 54(4), 791-831.

- Rachmawati, D. E. (2015). *Market opportunities and regulations: Microfinance in Indonesia* (working paper/communication). (Version consultée via CORE).
- Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41-55. <https://doi.org/10.1093/biomet/70.1.41>
- Samanta, G. (2009). Microfinance and women: Gender issues, poverty alleviation and empowerment. In P. K. Chattopadhyay (Ed.), *Contemporary themes in social sector* (pp. 143-160). New Delhi: Concept Publishing.
- Sevefjord, A., & Olsson, B. (2002). *Empowerment: A conceptual discussion*. Stockholm: Sida.
- Strömquist, N. P. (2015). Women's empowerment and education: Linking knowledge to transformative action. *European Journal of Education*, 50(3), 307-324. <https://doi.org/10.1111/ejed.12137>
- Tarozzi, A., Desai, J., & Johnson, K. (2015). The impacts of microcredit: Evidence from Ethiopia. *American Economic Journal: Applied Economics*, 7(1), 54-83.