

Microfinance et Réduction de la Pauvreté dans les Économies Développées : Données de Panel Européen (2005–2020)

Microfinance and poverty reduction in developed economies: European panel data (2005-2020)

ESSABIR MOHAMED

Docteur

Faculté des sciences juridiques, économiques et sociales d'Agadir

Université IBN ZOHR

Laboratoire d'Etudes et de Recherche en Economie et Management Appliqué

Maroc

Date de soumission : 09/07/2026

Date d'acceptation : 23/08/2026

Pour citer cet article :

ESSABIR. M. (2026) «Microfinance et Réduction de la Pauvreté dans les Économies Développées : Données de Panel Européen (2005–2020)», Revue Internationale du chercheur « Volume 7 : Numéro 3 » pp : 791-810

Résumé

Cet article examine l'association entre la microfinance et la réduction de la pauvreté dans les économies développées, avec un accent particulier sur les États membres de l'Union européenne. À partir de données de ménages observées au sein d'un panel de 14 pays de l'UE couvrant la période 2005–2020 (224 cellules pays-année), soit 1 960 observations ménages-années après appariement des sources EU-SILC, EMN/MIX Market, WGI et Eurostat, nous mobilisons des modèles de choix discrets binaires spécifications Probit et Logit pour analyser la probabilité qu'un accès au microcrédit soit associé à une sortie mesurable de la pauvreté au niveau des ménages. Nos résultats indiquent que l'accès à la microfinance est associé à une probabilité significativement plus élevée de sortir de la pauvreté, en particulier au sein des populations financièrement exclues, avec un effet marginal moyen estimé entre 15,6 et 16,1 points de pourcentage selon la spécification (Logit et Probit respectivement). La qualité institutionnelle et les cadres réglementaires semblent jouer un rôle modérateur dans la relation entre la portée de la microfinance et les résultats en matière de pauvreté, et la littératie financière est associée à une amplification de cet effet. Les résultats se maintiennent à travers plusieurs tests de robustesse, incluant une approche par variables instrumentales et l'exclusion de la période de crise 2008–2010, sans toutefois permettre d'établir une identification causale définitive. Ces travaux contribuent à la littérature émergente sur l'inclusion financière dans les économies à revenu élevé et esquissent des pistes pour les stratégies de développement européennes.

Mots-clés : Microfinance, Réduction de la pauvreté, Modèle Probit, Modèle Logit, Inclusion financière, Économies développées, Union européenne, Données de panel.

Abstract

This article examines the association between microfinance and poverty reduction in developed economies, with a particular focus on the Member States of the European Union. Using household-level data drawn from a panel of 14 EU countries covering the period 2005–2020 (224 country-year cells), comprising 1,960 household-year observations after merging EU-SILC, EMN/MIX Market, WGI, and Eurostat sources, we employ binary discrete choice models specifically Probit and Logit specifications to analyze the probability that access to microcredit is associated with a measurable exit from poverty at the household level. The findings indicate that access to microfinance is associated with a significantly higher likelihood of escaping poverty, particularly among financially excluded populations, with an estimated average marginal effect of between 15.6 and 16.1 percentage points depending on the specification (Logit and Probit, respectively). Institutional quality and regulatory frameworks appear to play a moderating role in the relationship between the outreach of microfinance and poverty outcomes, and financial literacy is associated with an amplification of this effect. The results hold across several robustness checks, including instrumental variable estimation and the exclusion of the 2008–2010 financial crisis period, although they do not yet permit a definitive causal identification. This study contributes to the growing literature on financial inclusion in high-income economies and outlines directions for European development strategies.

Keywords: Microfinance, Poverty Reduction, Probit Model, Logit Model, Financial Inclusion, Developed Economies, European Union; Panel Data.

Introduction

La microfinance a longtemps été associée à la lutte contre la pauvreté dans les pays en développement, proposant des services financiers aux populations exclues du secteur bancaire formel. Néanmoins, sa pertinence dans le contexte des économies développées a suscité beaucoup moins d'attention dans la littérature académique. Au cours des dernières décennies, la montée des inégalités de revenus, la persistance de poches d'exclusion financière et les séquelles de la crise financière mondiale de 2008 ont relancé l'intérêt pour les programmes de microcrédit au sein des pays à revenu élevé, et tout particulièrement au sein de l'Union européenne (UE).

L'UE a connu une expansion significative de l'activité de microfinance depuis le début des années 2000, portée à la fois par des initiatives de politique publique telles que la Facilité européenne de microfinancement Progress et par la prolifération d'institutions de microfinance (IMF) non gouvernementales. Malgré cette expansion, les données empiriques sur l'efficacité de la microfinance dans la réduction de la pauvreté au sein des États membres de l'UE restent rares et méthodologiquement fragmentées.

Cette lacune est d'autant plus préoccupante que la pauvreté relative en Europe touche environ 95 millions de personnes selon les derniers chiffres d'Eurostat (2021), dont une part significative présente des caractéristiques d'exclusion financière absence de compte bancaire, accès limité au crédit formel, recours aux prêteurs informels. Dans ce contexte, comprendre si et dans quelle mesure la microfinance constitue un instrument efficace de réduction de la pauvreté revêt une importance tant académique que politique.

Cet article comble cette lacune en mobilisant des modèles de choix discrets binaires spécifications Probit et Logit pour analyser la probabilité qu'un accès au microcrédit conduise à une réduction statistiquement significative des taux de pauvreté des ménages dans 14 pays de l'UE entre 2005 et 2020. Notre approche permet de tenir compte de la nature binaire du résultat de sortie de pauvreté tout en contrôlant un ensemble étendu de covariables macroéconomiques, institutionnelles et individuelles. Nous complétons l'analyse par une décomposition des effets marginaux, des tests d'hétérogénéité entre sous-groupes et une stratégie d'identification par variables instrumentales.

Les principales contributions de cet article sont au nombre de trois. Premièrement, nous fournissons l'une des premières analyses économétriques rigoureuses de l'impact de la microfinance sur la sortie de pauvreté dans un panel européen. Deuxièmement, nous documentons

le rôle modérateur de la qualité institutionnelle et de la littératie financière dans cette relation. Troisièmement, nous mettons en évidence une hétérogénéité significative des effets selon le niveau d'inclusion financière initiale du pays.

La suite de l'article est organisée comme suit. La section 2 présente une revue de la littérature pertinente. La section 3 décrit les données et la construction des variables. La section 4 expose la méthodologie empirique. La section 5 discute les résultats d'estimation. La section 6 présente les analyses d'hétérogénéité et les tests de robustesse. La section 7 conclut en dégagant les implications politiques.

1. Revue de la Littérature

1.1 Microfinance dans les Économies Développées : Contexte et Enjeux

Les fondements théoriques de la microfinance sont issus des modèles inspirés de la Grameen Bank développés en Asie du Sud (Yunus, 1997), qui mettent l'accent sur le prêt de groupe et le capital social comme substituts aux garanties physiques. La transplantation de ces modèles dans les pays développés a suscité un débat considérable. Morduch (1999) et Armendáriz & Morduch (2010) soulignent que les impacts de la microfinance sont dépendants du contexte, et que les résultats des évaluations dans les pays en développement ne se transfèrent pas nécessairement aux pays à revenu élevé, caractérisés par des marchés du travail et des filets de protection sociale différents.

En Europe, la microfinance a évolué vers un instrument de politique spécifique ciblant les personnes financièrement exclues, les micro-entrepreneurs et les chômeurs de longue durée. Carboni et al. (2010) fournissent une première évaluation du paysage européen de la microfinance, identifiant une hétérogénéité marquée selon les environnements réglementaires et les modèles institutionnels. Le Réseau européen de la microfinance (EMN, 2021) documente une croissance du secteur, avec plus de 400 IMF actives dans 34 pays européens, un encours total de portefeuille dépassant 3,5 milliards d'euros. Néanmoins, les évaluations d'impact rigoureuses restent limitées.

1.2 Impact de la Microfinance sur la Pauvreté : Bilan Empirique

La relation entre microfinance et réduction de la pauvreté a fait l'objet d'une abondante littérature dans les contextes de pays en développement, avec des résultats mitigés. Les essais contrôlés randomisés (ECR) conduits par Banerjee et al. (2015) dans six pays ont révélé des effets modestes mais positifs du microcrédit sur la consommation des ménages et l'activité entrepreneuriale, sans impact majeur sur la pauvreté au sens strict. Dupas & Robinson (2013) documentent des effets significatifs de l'accès à l'épargne sur l'investissement et la consommation, suggérant des complémentarités entre crédit et épargne.

Pour les économies développées, les preuves sont plus récentes et plus fragmentées. Cowling (2010) met en évidence une relation positive entre les microprêts soutenus par le gouvernement britannique et le taux de survie des petites entreprises. Balkenhol (2007) passe en revue les données européennes et conclut que la microfinance contribue à l'inclusion sociale, bien que l'ampleur des effets réducteurs de pauvreté soit modeste. [Référence à vérifier] La référence D'Espallier et al. (2017) est citée ici pour ses résultats sur les performances des IMF européennes et le rôle médiateur de la qualité institutionnelle, l'entrée bibliographique correspondante indiquée en fin d'article (« Female Borrowers in Microfinance: An Enduring Controversy ») porte cependant sur un autre objet, et doit être remplacée par la source appropriée avant publication. [Référence à vérifier] De même, l'affirmation selon laquelle Périlleux & Szafarz (2015) distingueraient les IMF orientées vers la mission sociale de celles adoptant une logique commerciale ne correspond pas à l'entrée bibliographique fournie pour cette référence (portant sur la gouvernance féminine et la performance sociale de coopératives financières au Sénégal), cette citation doit également être vérifiée et, le cas échéant, remplacée.

1.3 Inclusion Financière et Pauvreté : Cadre Théorique

Sur le plan théorique, la relation entre accès au crédit et réduction de la pauvreté s'inscrit dans le cadre des trappes à pauvreté (Azariadis & Stachurski, 2005) : en présence de marchés du crédit imparfaits, les ménages pauvres sont incapables de financer des investissements productifs rentables, se retrouvant piégés dans un équilibre de bas revenu. L'accès au microcrédit peut briser ce mécanisme en permettant de financer une activité génératrice de revenu. Cependant, l'efficacité de cet accès dépend de conditions complémentaires : littératie financière, stabilité macroéconomique et qualité de l'environnement institutionnel (Demirgüç-Kunt et al., 2018).

1.4 Contributions Méthodologiques

Sur le plan méthodologique, les modèles Probit et Logit constituent le cadre de référence pour l'analyse de variables dépendantes binaires (Greene, 2012, Wooldridge, 2010). Appliqués à l'analyse de la sortie de pauvreté, ces modèles permettent de quantifier l'effet marginal d'un changement d'une unité du microcrédit sur la probabilité de franchir le seuil de pauvreté, tout en contrôlant l'ensemble des déterminants observables. L'utilisation de données de panel avec effets fixes bidirectionnels (pays et année) atténue les biais liés aux facteurs confondants invariants dans le temps (Hsiao, 2014). Notre contribution méthodologique principale réside dans l'estimation d'effets hétérogènes et dans la décomposition des effets marginaux selon le profil institutionnel des pays.

1.5 Hypothèses de recherche

Sur la base de la revue de littérature qui précède, les contributions annoncées sont traduites en quatre hypothèses testables. H1 : l'accès au microcrédit est positivement associé à la probabilité de sortie de pauvreté des ménages. H2 : la littératie financière modère positivement cette association, l'effet du microcrédit étant plus marqué chez les bénéficiaires les plus lettrés financièrement. H3 : la qualité institutionnelle modère positivement cette association, l'effet du microcrédit étant plus marqué dans les pays dotés d'institutions plus solides. H4 : l'effet marginal de l'accès au microcrédit est plus élevé dans les pays caractérisés par une plus faible inclusion financière initiale. Ces hypothèses sont testées respectivement dans les sections 5 (H1), 6.1 (H2) et 6.2 (H3 et H4), conformément à la nature des données mobilisées, elles sont formulées et interprétées comme des relations d'association plutôt que d'effet causal démontré, la section 4.3 discutant des conditions sous lesquelles une lecture causale peut être envisagée.

2. Données et Construction des Variables

2.1 Sources des Données

Notre jeu de données est construit à partir de cinq sources principales, harmonisées au niveau pays-année. Les indicateurs de pauvreté des ménages sont extraits des micro-données de l'Enquête européenne sur le revenu et les conditions de vie (EU-SILC), harmonisées sur 14 États membres de l'UE. Les données d'activité de microfinance portée, encours de crédit, nombre d'emprunteurs actifs sont issues des enquêtes annuelles du Réseau européen de la microfinance (EMN) et de la base de données MIX Market. Les variables de contrôle macroéconomiques proviennent d'Eurostat et des Indicateurs du développement mondial de la Banque mondiale. Les variables de qualité institutionnelle sont extraites des World Governance Indicators (WGI). Les données sur la littératie financière proviennent du supplément EU-SILC et des enquêtes OCDE/INFE.

Le panel final équilibré couvre 14 pays de l'UE Allemagne, Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, Finlande, France, Hongrie, Italie, Pays-Bas, Pologne, Portugal, République tchèque et Suède sur la période 2005–2020, soit 16 années d'observations pour chaque pays, ce qui définit une grille macro-institutionnelle de 224 cellules pays-année (14×16). Les variables de pauvreté, d'accès au microcrédit et de montant du prêt sont en revanche mesurées au niveau du ménage (section 3.2.1–3.2.2) : plusieurs ménages sont observés au sein de chaque cellule pays-année, les variables macroéconomiques et institutionnelles (PIB par habitant, qualité institutionnelle, cadre réglementaire, inclusion financière, etc.) étant ensuite fusionnées à ces ménages par pays et par année. L'échantillon final comprend ainsi 1 960 observations ménages-années, et non 224

observations pays-années, cette distinction entre le niveau macro de construction du panel (224 cellules) et le niveau micro de l'unité statistique effectivement analysée (1 960 ménages-années) est essentielle à la lecture des résultats. Le nombre de clusters pertinent pour l'inférence statistique demeure toutefois celui des pays (14), ce qui est discuté comme limite à la section 4.1 et à la section 7.3. Le choix de ces 14 pays est dicté par la disponibilité simultanée des données EU-SILC, EMN et WGI sur l'intégralité de la période.

2.2 Définition des Variables

2.2.1 Variable dépendante

La variable dépendante, Sortie de pauvreté (y), est un indicateur binaire égal à 1 si un ménage sort de la pauvreté entre la période $t-1$ et la période t définie comme un revenu disponible du ménage inférieur à 60 % du revenu médian national et à 0 sinon. Cette définition correspond au seuil de risque de pauvreté officiel de l'UE (Eurostat, 2021) et est cohérente avec la méthodologie EU-SILC. Environ 41,2 % des ménages initialement en situation de pauvreté connaissent une sortie au cours de l'année suivante dans notre échantillon.

2.2.2 Variable d'intérêt

La variable clé, Accès microcrédit, est un indicateur binaire égal à 1 si l'individu déclare avoir reçu un prêt d'une institution de microfinance (défini comme un prêt inférieur ou égal à 25 000 euros) au cours de la période de référence. Cette définition est conforme au seuil réglementaire européen du microcrédit (Règlement UE n° 1296/2013). Le taux d'accès au microcrédit dans l'échantillon est de 28,7 %, avec une hétérogénéité marquée entre pays (de 8,4 % en Finlande à 47,3 % en Hongrie).

2.2.3 Variables de contrôle

L'ensemble des variables de contrôle comprend : (i) le Montant du prêt (en milliers d'euros, transformé en logarithme) pour tenir compte des rendements d'échelle non linéaires du crédit, (ii) l'Indice de littératie financière, score composite (0–1) issu des modules complémentaires EU-SILC, mesurant les connaissances, attitudes et comportements financiers, (iii) le PIB par habitant (log) comme proxy du niveau de développement économique, (iv) le Taux de chômage pour contrôler les conditions du marché du travail, (v) l'Indice de qualité institutionnelle (moyenne des six indicateurs WGI), (vi) le Score du cadre réglementaire, mesurant la robustesse des dispositions légales applicables aux IMF, (vii) l'Indice d'inclusion financière, mesurant la proportion de la population disposant d'un compte bancaire, (viii) la Densité du réseau IMF (nombre d'agences pour

100 000 habitants), (ix) les Dépenses de protection sociale (% PIB), et (x) l'Indice d'inégalité de Gini.

Le Tableau 1 ci-après présente les statistiques descriptives pour l'ensemble des variables.

Tableau N°1 : Statistiques Descriptives

Variable	Moy.	Éc.-T.	Min	Méd.	Max	N
Sortie de pauvreté (0/1)	0,412	0,492	0	0	1	1 960
Accès microcrédit (0/1)	0,287	0,453	0	0	1	1 960
Montant prêt (k€, log)	2,121	0,531	-0,69	2,08	3,22	1 960
Indice littératie financière	0,561	0,198	0,10	0,57	0,95	1 960
PIB/hab. (log, milliers €)	10,21	0,430	9,12	10,25	11,04	1 960
Taux chômage (%)	8,74	4,32	2,10	7,85	27,50	1 960
Indice qualité institutionnelle	0,724	0,189	0,30	0,74	1,00	1 960
Score cadre réglementaire	0,681	0,211	0,25	0,70	1,00	1 960
Taux inclusion financière (%)	62,4	14,7	28,1	63,2	91,5	1 960
Densité réseau IMF (pour 100k)	4,21	2,87	0,30	3,85	14,60	1 960
Dépenses protection sociale (% PIB)	18,3	5,4	7,8	17,9	31,2	1 960
Indice inégalité (Gini × 100)	30,1	5,8	23,2	29,8	46,5	1 960

Sources : EU-SILC, EMN, Eurostat, Banque mondiale (2005–2020)

Le Tableau 2 présente la matrice de corrélations entre les principales variables, permettant d'évaluer l'absence de multicollinéarité sévère. Les corrélations entre les variables de contrôle restent généralement modérées ($|r| < 0,5$), à l'exception notable de la corrélation entre qualité institutionnelle et cadre réglementaire ($r = 0,689$), qui, bien que significative, reste en deçà du seuil problématique de 0,8. Des tests de facteur d'inflation de la variance (VIF) confirment l'absence de multicollinéarité invalidante (VIF maximum = 3,12).

Tableau N°2 : Matrice de Corrélations

Variable	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
(1) Sortie pauvreté	1,000							
(2) Accès microcrédit	0,341	1,000						
(3) Montant prêt (log)	0,198	0,412	1,000					
(4) Litt. Financière	0,287	0,231	0,178	1,000				
(5) PIB/hab. (log)	0,156	0,098	-0,043	0,312	1,000			
(6) Chômage	-0,214	-0,187	-0,092	-0,143	-0,389	1,000		

(7) Qual. instit.	0,298	0,213	0,089	0,341	0,478	-0,312	1,000	
(8) Cadre régl.	0,256	0,198	0,076	0,298	0,421	-0,267	0,689	1,000

Sources : Corrélations de Pearson calculées sur l'échantillon complet.

3. Méthodologie Économétrique

3.1 Spécification des Modèles

Pour analyser la probabilité de sortie de pauvreté en fonction de l'accès à la microfinance et des variables de contrôle, nous mobilisons deux modèles de choix discrets binaires complémentaires : le modèle Probit et le modèle Logit. Ces deux modèles sont adaptés lorsque la variable dépendante est dichotomique, mais se distinguent par leur hypothèse sur la distribution du terme d'erreur.

Le modèle Probit suppose que le terme d'erreur latent suit une distribution normale standard, conduisant à la spécification suivante :

$$P(y_{it} = 1 | X_{it}) = \Phi(\alpha + \beta_1 \cdot MFC_{it} + \beta_2 \cdot \ln Prêt_{it} + \beta_3 \cdot LF_{it} + \beta_4 \cdot \ln PIB_{it} + \beta_5 \cdot Chôm_{it} + \beta_6 \cdot QI_{it} + \beta_7 \cdot CR_{it} + \beta_8 \cdot IF_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}) \quad [1]$$

Où $\Phi(\cdot)$ désigne la fonction de répartition de la loi normale standard, y_{hit} est l'indicateur binaire de sortie de pauvreté pour le ménage h du pays i à l'année t , X_{hit} est le vecteur des covariables (mesurées au niveau du ménage pour MFC, $\ln Prêt$ et LF , et au niveau pays-année pour les variables macroéconomiques et institutionnelles), μ_i représente les effets fixes pays, λ_t désigne les effets fixes année, et ε_{hit} est le terme d'erreur idiosyncratique. Les erreurs-types sont clusterisées au niveau pays (14 clusters) pour tenir compte de la corrélation des résidus des ménages d'un même pays.

Le modèle Logit suppose une distribution logistique pour le terme d'erreur, donnant :

$$P(y_{it} = 1 | X_{it}) = \Lambda(\alpha + \beta_1 \cdot MFC_{it} + \beta_2 \cdot \ln Prêt_{it} + \dots + \beta_8 \cdot IF_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}) \quad [2]$$

Où $\Lambda(\cdot)$ est la fonction de répartition logistique, définie par $\Lambda(z) = e^z / (1 + e^z)$. Les deux modèles sont estimés par maximum de vraisemblance (MV). Les effets marginaux moyens (Average Marginal Effects, AME) sont calculés et reportés pour l'interprétation économique. Les erreurs-types sont clusterisées au niveau pays pour tenir compte de la corrélation intra-pays des résidus au fil du temps (Cameron & Trivedi, 2005). Deux réserves méthodologiques doivent être signalées. D'une part, l'estimation d'un modèle Probit à effets fixes pays peut être affectée par le problème des paramètres incidents lorsque le nombre d'unités transversales est faible, ce qui est le cas ici avec 14 pays, un modèle Logit à effets fixes conditionnels et un modèle de probabilité linéaire à effets fixes constitueraient des spécifications de comparaison utiles et devraient être présentés dans

une version révisée de cet article. D'autre part, le clustering des erreurs-types à seulement 14 pays peut conduire à des niveaux de significativité optimistes, les seuils de significativité rapportés dans cet article devraient donc être interprétés avec prudence, une correction de type wild cluster bootstrap étant recommandée avant publication.

4. Choix entre Probit et Logit : considérations pratiques

Les modèles Probit et Logit diffèrent par leur fonction de lien : le Probit utilise la fonction de répartition de la loi normale standard $\Phi(\cdot)$, tandis que le Logit emploie la fonction logistique $\Lambda(\cdot)$. En pratique, les deux approches produisent des estimations très similaires en termes de signe, de significativité et d'effets marginaux. La différence principale réside dans les queues de distribution : le Logit présente des queues plus épaisses, ce qui peut être pertinent lorsque les observations extrêmes sont nombreuses. Dans notre contexte, les deux spécifications convergent, ce qui renforce la robustesse des résultats.

4.1 Effets Marginaux

Compte tenu de la nature non linéaire des modèles Probit et Logit, les coefficients estimés ne sont pas directement interprétables en termes d'effet quantitatif sur la probabilité de l'événement. L'effet marginal de la variable j sur la probabilité de sortie de pauvreté, calculé au point moyen de l'échantillon, est donné pour le modèle Probit par :

$$\partial P(y=1|X) / \partial X_j = \phi(\bar{X}'\beta) \times \beta_j \quad [3]$$

Où $\phi(\cdot)$ est la densité de la loi normale standard et $\bar{X}$ est le vecteur des valeurs moyennes des régresseurs. Pour le modèle Logit, la formule correspondante est $\partial P / \partial X_j = \Lambda(\bar{X}'\beta) [1 - \Lambda(\bar{X}'\beta)] \times \beta_j$. Ces effets marginaux permettent de quantifier la variation de probabilité de sortie de pauvreté associée à une variation d'une unité de chaque régresseur. Il convient de préciser une distinction terminologique : la formule [3] correspond à un effet marginal évalué au point moyen des régresseurs (Marginal Effect at the Mean, MEM), tandis qu'un effet marginal moyen au sens strict (Average Marginal Effect, AME) se calcule en moyennant les effets marginaux individuels $ME(X_{hit})$ sur l'ensemble des observations, soit $AME = (1/N) \sum_i ME(X_i)$. Les deux approches donnent généralement des résultats proches mais non strictement identiques, les effets rapportés dans le Tableau 3 sont désignés « AME » par cohérence avec la pratique la plus courante en économétrie appliquée, mais devraient être recalculés et explicitement documentés comme AME (moyenne des effets individuels) plutôt que comme MEM avant publication, afin de lever toute ambiguïté.

4.2 Stratégie d'Identification

Notre identification repose sur la variation intra-pays de la portée de la microfinance au fil du temps, après absorption des effets fixes pays et année. Bien que nous ne puissions pas exclure entièrement l'endogénéité en particulier la possibilité que l'expansion des IMF soit corrélée avec des déterminants inobservables de la dynamique de pauvreté l'inclusion d'un ensemble étendu de covariables variant dans le temps et d'effets fixes bidirectionnels atténue substantiellement cette préoccupation.

Pour renforcer l'identification causale, nous utilisons une approche par variables instrumentales (VI) dans les analyses de robustesse. Suivant Burgess & Pande (2005), nous instrumentons l'accès au microcrédit par la distance géographique des ménages à l'agence IMF la plus proche, interagissant avec la densité nationale des IMF, cette variable est construite au niveau du ménage, puis agrégée avec les caractéristiques pays-année lors de l'estimation, conformément à la structure hiérarchique des données précisée à la section 3.1. Cet instrument satisfait à la condition de pertinence (corrélation forte avec l'accès au microcrédit, statistique F de premier étage > 15). La condition d'exclusion (absence d'effet direct de la distance géographique sur la sortie de pauvreté au-delà du canal de l'accès au microcrédit) constitue en revanche une hypothèse forte et non testable directement, dans la mesure où la distance à une agence financière peut être corrélée à la ruralité, aux infrastructures locales, à l'accès à l'emploi ou au niveau de développement économique local, autant de facteurs susceptibles d'affecter directement la pauvreté. Cette hypothèse est donc maintenue à titre d'approximation plutôt que démontrée, et les résultats obtenus par cette voie doivent être interprétés comme indicatifs plutôt que définitifs. Par ailleurs, avec un instrument unique pour une variable endogène unique, le modèle est juste identifié : un test de suridentification de type Sargan-Hansen n'est alors pas pertinent et ne devrait pas être rapporté comme validant l'instrument, seul le test de pertinence en première étape et une discussion qualitative de l'exclusion restriction sont appropriés dans ce cadre.

4. Résultats Empiriques

4.1 Résultats Principaux

Le Tableau 3 reporte les estimations par maximum de vraisemblance pour les modèles Probit et Logit, ainsi que les effets marginaux moyens correspondants. Les deux spécifications produisent des résultats qualitativement cohérents, renforçant la confiance dans nos conclusions principales.

Tableau N°3 : Résultats d'Estimation du Modèles Probit, Logit et Effets Marginaux

Variable	Modèle Probit		Modèle Logit		Effets Marg.	
	Coeff.	E.-T.	Coeff.	E.-T.	dF/dx	E.-T.
Accès microcrédit	0,412	(0,087)	0,389	(0,082)	0,161	(0,034)
Montant prêt (log)	0,156	(0,064)	0,148	(0,061)	0,061	(0,025)
Littératie financière	0,287	(0,093)	0,271	(0,088)	0,112	(0,036)
PIB/hab. (log)	0,198	(0,078)	0,187	(0,074)	0,077	(0,030)
Taux chômage	-0,043	(0,012)	-0,041	(0,011)	-0,017	(0,005)
Qualité institutionnelle	0,334	(0,102)	0,317	(0,097)	0,130	(0,040)
Cadre réglementaire	0,221	(0,089)	0,210	(0,085)	0,086	(0,035)
Inclusion financière	0,009*	(0,005)	0,008	(0,005)	0,004	(0,002)
Constante	-2,145	(0,412)	-2,089	(0,398)		
Observations	1 960		1 960		1 960	
Pseudo R ²	0,2134		0,2089		—	
Log-vraisemblance	-987,43		-991,27		—	
AIC	1 990,86		1 998,54		—	
Effets fixes pays	Oui		Oui		Oui	
Effets fixes année	Oui		Oui		Oui	

Note : $p < 0,01$, $p < 0,05$, $p < 0,10$. Erreurs-types robustes clusterisées au niveau pays entre parenthèses. Variable dépendante : Sortie de pauvreté (binaire). Effets fixes pays et année inclus dans toutes les spécifications.

4.2 Analyse des Coefficients

Le coefficient associé à l'Accès microcrédit est positif et statistiquement significatif au seuil de 1 % dans les spécifications Probit ($\beta = 0,412$, e.t. = 0,087) et Logit ($\beta = 0,389$, e.t. = 0,082). Traduit en effet marginal moyen, l'accès au microcrédit est associé à une probabilité de sortie de pauvreté supérieure d'environ 16,1 points de pourcentage. Ce résultat est économiquement important et compatible avec les prédictions théoriques selon lesquelles l'accès financier contribue à desserrer les trappes à pauvreté, sa portée causale reste toutefois conditionnée aux réserves d'identification.

Le coefficient du Montant du prêt est positif et significatif au seuil de 5 % ($\beta_{\text{Probit}} = 0,156$, e.t. = 0,064), suggérant que des microprêts de montants plus élevés dans la limite du seuil de microcrédit sont associés à une probabilité plus élevée de sortie de pauvreté. En termes d'effet marginal, une augmentation de 10 % du montant du prêt est associée à une augmentation de la probabilité de sortie de pauvreté de 0,61 point de pourcentage. L'Indice de littératie financière entre également de manière significative avec un signe positif ($\beta = 0,287$), cohérent avec l'hypothèse selon laquelle l'efficacité de la microfinance est conditionnée par la capacité des bénéficiaires à gérer les ressources financières.

Parmi les variables de contrôle macroéconomiques, le PIB par habitant entre positivement et significativement, tandis que le Taux de chômage a un effet négatif et significatif, confirmant que les conditions générales du marché du travail médiatisent la dynamique de pauvreté. Les variables de Qualité institutionnelle et de Cadre réglementaire portent toutes deux des coefficients positifs et significatifs, soulignant l'importance d'un environnement de gouvernance favorable pour que la microfinance réalise son potentiel de réduction de la pauvreté. L'Inclusion financière entre marginalement avec un signe positif ($\beta = 0,009$), ce qui suggère que les effets de la microfinance sont amplifiés dans les économies présentant un niveau global d'inclusion financière plus élevé.

4.3 Effets Marginaux Détaillés

Les effets marginaux moyens confirment la direction et la significativité de tous les coefficients clés. L'AME de l'Accès microcrédit (16,1 p.p. pour le Probit, 15,6 p.p. pour le Logit) est le plus élevé parmi les régresseurs, suivi de la Qualité institutionnelle (AME $\approx$ 13,0 p.p.) et de l'Indice de littératie financière (AME $\approx$ 11,2 p.p.). Ces résultats soulignent que des facteurs à la fois côté offre (portée des IMF) et côté demande (littératie financière) sont essentiels pour traduire l'accès à la microfinance en résultats de réduction de la pauvreté. L'effet du Taux de chômage est négatif et significatif (AME = -1,7 p.p. par point de pourcentage de chômage supplémentaire), soulignant l'importance des conditions macroéconomiques générales.

5. Analyses d'Hétérogénéité et Tests de Robustesse

5.1 Tests de Robustesse

Pour évaluer la solidité de nos résultats principaux, nous conduisons cinq séries d'analyses supplémentaires, résumées dans le Tableau 4. Premièrement (M1), nous ré-estimons les modèles de base en excluant les années de crise financière mondiale (2008–2010) pour vérifier que nos conclusions ne sont pas portées par une dynamique spécifique à la crise. Les coefficients d'intérêt

restent stables en signe, ampleur et significativité ($\beta = 0,398$), ce qui indique que les résultats ne sont pas artéfacts de la période de crise.

Deuxièmement (M4-VI), nous employons une approche par variables instrumentales (VI) pour traiter l'endogénéité potentielle de l'accès à la microfinance. Les estimations VI vont dans le même sens que l'effet positif obtenu en Probit/Logit, avec un coefficient légèrement plus élevé ($\beta = 0,487$), ce qui serait cohérent avec une interprétation en termes d'effet moyen local du traitement (Local Average Treatment Effect, LATE) si l'hypothèse d'exclusion de l'instrument était admise. La statistique F de premier étage ($F = 18,7$) confirme la pertinence de l'instrument. Le modèle étant juste identifié (un instrument pour une variable endogène), le test de Sargan-Hansen précédemment rapporté ($p = 0,34$) n'est pas un test de suridentification valide dans cette configuration et devrait être retiré, seule une discussion qualitative de la plausibilité de l'exclusion restriction, peut ici étayer la crédibilité de l'instrument.

Troisièmement (M3), nous testons les non-linéarités en introduisant un terme d'interaction entre l'Accès microcrédit et l'Indice de littératie financière. L'interaction positive et significative ($\beta = 0,182$) indique que l'effet réducteur de pauvreté de la microfinance est amplifié pour les bénéficiaires les plus financièrement lettrés, fournissant un appui aux interventions politiques complémentaires ciblant l'éducation financière. Quatrièmement (M5-M6), nous limitons l'échantillon aux pays n'ayant pas connu de crise bancaire systémique au cours de la période, et les résultats restent robustes.

Tableau N°4 : Tests de Robustesse

Variable	(M1)	(M2)	(M3)	(M4-VI)	(M5)	(M6)
Accès microcrédit	0,412	0,398	0,427	0,487	0,401	0,445
	(0,087)	(0,091)	(0,094)	(0,143)	(0,089)	(0,097)
Interaction : MC × Litt.	—	—	0,182	—	—	0,201
			(0,076)			(0,079)
Observations	1 540	1 960	1 960	1 960	1 680	1 680
Pseudo R ²	0,2098	0,2134	0,2287	—	0,2156	0,2301
Spécification	Probit	Probit	Probit	Probit-VI	Probit	Probit
Exc. crise 2008–10	Oui	Non	Non	Non	Oui	Oui
Interaction MC×Litt.	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui

Pays ex-crise seuls	Non	Non	Non	Non	Oui	Oui
---------------------	-----	-----	-----	-----	-----	-----

Note : $p < 0,01$, $p < 0,05$, $p < 0,10$. M4-VI = modèle Probit avec Variables Instrumentales. MC = microcrédit, Litt. = littératie financière.

5.2 Analyse d'Hétérogénéité

Nous examinons l'hétérogénéité des effets de la microfinance selon deux dimensions : le niveau d'inclusion financière et la qualité institutionnelle. Les résultats, présentés dans le Tableau 5, suggèrent des différences de magnitude entre sous-groupes, ces différences sont commentées ci-après à titre descriptif, dans la mesure où elles reposent sur une comparaison de coefficients estimés séparément sur des sous-échantillons scindés à la médiane, et non sur un test formel d'égalité des coefficients (test de Wald sur un modèle avec termes d'interaction, par exemple), qui devrait être ajouté avant publication pour étayer statistiquement le terme « significatif ».

Concernant l'inclusion financière, l'effet de la microfinance sur la sortie de pauvreté est plus prononcé dans les pays à faible inclusion financière ($\beta = 0,489$) par rapport aux pays à forte inclusion ($\beta = 0,301$). Ce résultat est intuitivement cohérent : dans les environnements où l'accès aux services financiers formels est limité, le microcrédit représente une innovation plus radicale pour les ménages pauvres, et son impact marginal sur les conditions d'existence est d'autant plus fort.

S'agissant de la qualité institutionnelle, l'effet de la microfinance est significatif dans les deux sous-groupes, mais légèrement plus élevé dans les pays à forte qualité institutionnelle ($\beta = 0,445$ contre $\beta = 0,378$). Ce résultat suggère que des institutions solides amplifient l'efficacité de la microfinance, probablement en réduisant les coûts de transaction, en renforçant les droits des emprunteurs et en garantissant la concurrence entre IMF. Ce constat plaide pour une approche intégrée combinant développement de la microfinance et réformes institutionnelles.

Tableau N°5 : Analyse d'Hétérogénéité par Sous-groupes

Variable	Faible inclusion	Forte inclusion	Faible inst.	Forte inst.
Accès microcrédit	0,489	0,301	0,445	0,378
	(0,112)	(0,134)	(0,098)	(0,118)
PIB/hab. (log)	0,187	0,213	0,201	0,176
	(0,098)	(0,087)	(0,089)	(0,095)

Qualité institutionnelle	0,298 (0,089)	0,387 (0,097)	0,312 (0,091)	0,356 (0,101)
Observations	980	980	980	980
Pseudo R²	0,2201	0,2089	0,2178	0,2134

Note : $p < 0,01$, $p < 0,05$, $p < 0,10$. Sous-échantillons définis par la médiane. Toutes les spécifications sont des modèles Probit avec effets fixes pays et année.

Conclusion

Cet article a fourni des données empiriques suggérant que l'accès à la microfinance est associé à une probabilité significativement plus élevée de sortie de pauvreté dans les économies développées de l'UE, à partir de données de ménages nichées dans un panel de 14 États membres sur la période 2005–2020, en mobilisant des modèles de choix discrets binaires. Nos estimations Probit et Logit indiquent de manière cohérente que l'accès au microcrédit est associé à une probabilité de sortie de pauvreté supérieure d'environ 15,6 à 16,1 points de pourcentage, après contrôle des conditions macroéconomiques, de la qualité institutionnelle et de la littératie financière. Ces résultats se maintiennent à travers plusieurs tests de robustesse, incluant l'exclusion de la période de crise, une stratégie VI et des tests de non-linéarité, ils doivent néanmoins être lus comme des associations robustes plutôt que comme une preuve causale définitive.

Un résultat particulièrement saillant est le rôle modérateur de la littératie financière : l'effet réducteur de pauvreté de la microfinance est significativement amplifié parmi les bénéficiaires présentant des niveaux plus élevés de littératie financière (terme d'interaction $\beta = 0,182$). Ce résultat est cohérent avec la littérature sur la finance comportementale qui souligne l'importance des capacités cognitives dans la valorisation des opportunités d'accès au crédit (Lusardi & Mitchell, 2014). Il plaide pour une conception intégrée des programmes de microfinance, associant systématiquement l'octroi de crédit à des volets de formation financière.

L'analyse d'hétérogénéité révèle des résultats nuancés importants. L'effet de la microfinance est plus fort dans les pays à faible inclusion financière initiale, ce qui suggère une décroissance marginale des rendements de la microfinance à mesure que l'accès au crédit formel se généralise. Par ailleurs, la qualité institutionnelle joue un rôle amplificateur : dans les environnements à gouvernance robuste, les IMF opèrent de manière plus efficace, les droits des emprunteurs sont mieux protégés et la concurrence sectorielle est plus saine. Ces résultats ont des implications importantes pour le séquençage des réformes politiques.

Nos résultats dégagent plusieurs implications politiques concrètes pour les décideurs européens. En premier lieu, il convient de poursuivre et d'approfondir le soutien institutionnel au développement des réseaux d'IMF, en particulier dans les régions présentant de fortes concentrations de populations financièrement exclues. Les mécanismes de garantie de crédit, les bonifications d'intérêt et les structures de cofinancement public-privé pourraient constituer des instruments utiles pour stimuler l'offre de microcrédit, sous réserve d'une identification causale plus solide des effets estimés.

En second lieu, les programmes de littératie financière doivent être considérés comme une intervention complémentaire à l'octroi de microcrédit. Nos résultats suggèrent que la formation financière amplifie l'effet réducteur de pauvreté de la microfinance, justifiant une conception intégrée des politiques d'inclusion financière. Des initiatives telles que le Plan d'action de l'UE pour l'éducation financière mérite d'être renforcées et systématiquement couplées aux dispositifs de microcrédit.

Troisièmement, les améliorations de la qualité institutionnelle et des cadres réglementaires sont associées à des impacts plus forts de la microfinance, plaidant pour une harmonisation de la réglementation européenne du secteur. La proposition de règlement de la Commission européenne sur les prestataires européens de services de financement participatif (Règlement UE 2020/1503) constitue un pas dans cette direction, mais des efforts supplémentaires sont nécessaires pour couvrir l'ensemble du spectre des IMF.

Notre analyse comporte plusieurs limites qui ouvrent des voies de recherche futures. La limite la plus importante concerne la structure des données elle-même : comme précisé à la section 3.1, l'échantillon combine une grille macro-institutionnelle de 224 cellules pays-année avec 1 960 observations ménages-années, les variables de pauvreté et de microcrédit étant mesurées au niveau du ménage. Cette structure hiérarchique, bien que cohérente une fois explicitée, implique que l'inférence statistique repose en dernier ressort sur 14 clusters pays pour les variables macroéconomiques et institutionnelles, ce qui fragilise la précision des erreurs-types clusterisées et doit être traitée comme une limite centrale de cette étude, à corriger et documenter intégralement avant toute publication. Deuxièmement, bien que notre stratégie VI améliore potentiellement l'identification causale, elle repose sur des hypothèses d'exclusion qui ne peuvent être testées directement. Des approches expérimentales ou quasi-expérimentales telles que les discontinuités de régression exploitant les seuils d'éligibilité au microcrédit constituent des pistes prometteuses pour des études futures. Troisièmement, si les données sont mesurées au niveau du ménage, les modules complémentaires mobilisés (EU-SILC, EMN/MIX Market) ne permettent pas, en l'état de



leur documentation actuelle, de distinguer systématiquement les effets hétérogènes entre différentes catégories de ménages (chefs de famille femmes vs hommes, zones rurales vs urbaines, différentes tranches d'âge), une analyse mobilisant plus explicitement ces identifiants individuels constituerait une extension utile.

Quatrièmement, nous nous concentrons sur les effets à court terme (sortie de pauvreté d'une année sur l'autre), alors que la microfinance peut avoir des effets de long terme sur l'accumulation de capital humain et physique qui ne sont pas capturés par notre variable dépendante. Des analyses de données de panel plus longues, avec des mesures de bien-être multidimensionnelles, constituent une extension naturelle de ce travail. Enfin, l'extension de l'analyse à des économies développées non européennes États-Unis, Canada, Japon, Australie permettrait de tester la généralité des résultats et d'identifier des effets de contexte institutionnel supplémentaires.

BIBLIOGRAPHIE

- Armendáriz, B., & Morduch, J. (2010). *The Economics of Microfinance* (2e éd.). MIT Press, Cambridge, MA.
- Azariadis, C., & Stachurski, J. (2005). Poverty Traps. *Handbook of Economic Growth*, 1, 295–384. Elsevier.
- Balkenhol, B. (Éd.) (2007). *Microfinance and Public Policy: Outreach, Performance and Efficiency*. Palgrave Macmillan, Londres.
- Banerjee, A., Karlan, D., & Zinman, J. (2015). Six Randomized Evaluations of Microcredit: Introduction and Further Steps. *American Economic Journal: Applied Economics*, 7(1), 1–21.
- Burgess, R., & Pande, R. (2005). Do Rural Banks Matter? Evidence from the Indian Social Banking Experiment. *American Economic Review*, 95(3), 780–795.
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press.
- Carboni, B. J., Calderon, M. L., Garrido, S. R., Dayson, K., & Kickul, J. (2010). *Handbook of Microcredit in Europe*. Edward Elgar Publishing, Cheltenham.
- Cowling, M. (2010). The Role of Loan Guarantee Schemes in Alleviating Credit Rationing in the UK. *Journal of Financial Stability*, 6(1), 36–44.
- Demirgüç-Kunt, A., Klapper, L., Singer, D., Ansar, S., & Hess, J. (2018). *The Global Findex Database 2017: Measuring Financial Inclusion and the Fintech Revolution*. Banque mondiale, Washington, D.C.
- D'Espallier, B., Guérin, I., & Mersland, R. (2017). Female Borrowers in Microfinance: An Enduring Controversy. *Oxford Development Studies*, 45(1), 1–17.
- Dupas, P., & Robinson, J. (2013). Savings Constraints and Microenterprise Development: Evidence from a Field Experiment in Kenya. *American Economic Journal: Applied Economics*, 5(1), 163–192.
- European Microfinance Network (EMN). (2021). *Overview of the Microcredit Sector in the European Union. Rapport de l'enquête annuelle EMN*, Bruxelles.
- Eurostat. (2021). *Living Conditions in Europe Poverty and Social Exclusion Statistics*. Publications Office of the European Union, Luxembourg.
- Greene, W. H. (2012). *Econometric Analysis* (7e éd.). Pearson Education, Upper Saddle River, NJ.

Hsiao, C. (2014). *Analysis of Panel Data* (3e éd.). Cambridge University Press.

Lusardi, A., & Mitchell, O. S. (2014). The Economic Importance of Financial Literacy: Theory and Evidence. *Journal of Economic Literature*, 52(1), 5–44.

Morduch, J. (1999). The Microfinance Promise. *Journal of Economic Literature*, 37(4), 1569–1614.

Nowak, M. (2012). Microcredit in Europe: A Tool Against Financial Exclusion. *Enterprise Development and Microfinance*, 23(3), 192–204.

Périlleux, A., & Szafarz, A. (2015). Women Leaders and Social Performance: Evidence from Financial Cooperatives in Senegal. *World Development*, 74, 437–452.

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* (2e éd.). MIT Press, Cambridge, MA.

Yunus, M. (1997). *Vers un monde sans pauvreté*. JC Lattès, Paris.