



**Consortium pour la Recherche  
Economique et sociale**

**SÉRIE DE DOCUMENTS DE RECHERCHE**

**Impact de la microfinance sur la pauvreté  
et les inégalités : Une analyse de causalité hétérogène  
en données de Panel**

**Bangoura Lansana  
Mbow Momar Khary  
Lessoua Albert  
Diaw Diadié**

Consortium pour la Recherche Economique et Sociale  
Rue 10 Prolongée Cité Iba Ndiaye Djadji  
Lot 1 et 2 - Pyrotechnique - Dakar, Sénégal  
CP : 12023 - BP : 7988, Dakar Médina  
Tél : (221) 33 864 77 57 - (221) 33 864 73 98 - Fax : (221) 33 864 77 58  
Email : [cres\\_ucad@yahoo.fr](mailto:cres_ucad@yahoo.fr) / [cres@cres-sn.org](mailto:cres@cres-sn.org)  
Information : [contact@cres-sn.org](mailto:contact@cres-sn.org) / Site Web : [www.cres-sn.org](http://www.cres-sn.org)

**2015 / 76**

**IMPACT DE LA MICROFINANCE SUR LA PAUVRETÉ ET LES INÉGALITÉS :**

**Une analyse de causalité hétérogène en données de Panel**

***BANGOURA Lansana<sup>\*</sup>; MBOW Momar Khary<sup>\*</sup>; LESSOUA Albert<sup>\*</sup> et DIAW Diadié<sup>\*</sup>***

**(VERSION PROVISOIRE)**

- 
- Université d'Angers, ESO-Angers CNRS : UMR 6590, CIAPHS (Univ Rennes 2) et CRESE (Univ Franche-Comté) ([labangoura@gmail.com](mailto:labangoura@gmail.com) / [lansana.bangoura@univ-angers.fr](mailto:lansana.bangoura@univ-angers.fr))
  - University of Rouen, CREAM (Univ Rouen) ([momarmbow@yahoo.fr](mailto:momarmbow@yahoo.fr))
  - ESCE, International Business School, CIRCEE ([albert.lessoua@esce.fr](mailto:albert.lessoua@esce.fr))
  - Université de Rennes 2, CIAPHS et CREAM ([diadie.diaw@univ-rennes2.fr](mailto:diadie.diaw@univ-rennes2.fr))

## Résumé:

Cet article étudie l'impact de la microfinance sur la réduction de la pauvreté et les inégalités de revenus en analysant les liens de causalité entre l'intensité de la microfinance et deux indicateurs de pauvreté et d'inégalité (l'indice de Gini et le taux de pauvreté à 2 \$ / jour). Nous procédons à une analyse de causalité hétérogène sur un panel composé de 44 pays en développement et une période allant de 1996 à 2012. Les résultats de cette analyse macroéconomique montrent que l'intensité de la microfinance réduit de façon significative les inégalités. L'accès au microcrédit à travers l'augmentation du nombre d'emprunteurs actifs semble améliorer le revenu des plus pauvres et conduit à la réduction des inégalités. Un autre résultat important de notre étude est que le montant du prêt individuel semble déterminant pour que l'effet positif puisse exister.

## Abstract:

This paper studies the impact of microfinance on poverty reduction and income inequalities by analyzing the causal links between the intensity of microfinance and two poverty indicators (Gini index and the poverty headcount ratio at 2\$ / day). We use the heterogeneous panel causality techniques on a sample of 44 developing countries in the period from 1996 to 2012. The results of the macroeconomic framework show that microfinance intensity significantly reduces income inequality. The access to microcredit through the increase in the number of active borrowers appears to improve the income of the poor and to lead to the reduction in inequality. Another important result of our study is that the amount of the individual loan seems to matter.

**Mots-clés :** Microfinance, Pauvreté, Inégalité de revenus, Causalité hétérogène

**Classification JEL:** C33 ; G21 ; I32

## 1- Introduction

Depuis le lancement dans les années 70<sup>1</sup> des prêts de ce type, la microfinance a toujours nourri l'espoir d'un avenir meilleur pour les couches pauvres de la population. Depuis, le nombre d'Institutions de Microfinance (IMF) a très fortement augmenté, passant de 618 en 1997 à 3133 en 2005 (Hermes et Lensink, 2007). Mais ces chiffres sous-estiment très nettement le nombre réel de ces institutions, car plusieurs d'entre elles seraient de très petite taille et échappent aux statistiques (Daley-Harris, 2006<sup>2</sup>; Creusot et Poursat, 2009). En même temps, le nombre de pauvres bénéficiaires est passé de 13.5 millions à

---

<sup>1</sup> La *Grameen Bank*, première institution financière spécialisée dans le micro-crédit, est créée en 1976 au Bangladesh par le très célèbre Muhammad Yunus, prix nobel de la paix en 2006.

<sup>2</sup> Microcrédit Summit, 2006

113.3 millions, dont 84 % de femmes (Daley-Harris, 2006). Face à l'urgence dans la lutte contre les situations d'extrême pauvreté, il est important de se questionner sur le bénéfice réel de cette prolifération des IMF dans les pays en développement. En d'autres termes, le développement des services financiers proposés par les IMF favorise-t-il la réduction de la pauvreté et des inégalités de revenu dans les pays en développement ?

Ce qui nous emmène à la question de l'évaluation de l'impact de la microfinance sur la pauvreté qui demeure une tâche complexe (Duflo et al. 2013). Les difficultés, y afférant, résident entre autres dans la spécificité et les particularités du secteur qu'est la microfinance, en particulier les problèmes de ciblage (Tarrozi et al. 2013) et la difficulté de constituer un groupe de contrôle approprié (voir Brau et Woller 2004 et Armendariz de Aghion et Morduch 2010). Devant ces difficultés, la plupart des travaux optent pour les études de cas, rendant ainsi difficiles les comparaisons et l'identification des principaux mécanismes à l'œuvre dans ce lien entre microfinance et conditions sociales.

S'inscrivant dans une démarche proche de celle d'Imai et al. (2012) et Hermes (2014) nous analysons le lien entre la microfinance et la pauvreté sur un échantillon de 44 pays en développement, dans une démarche macroéconomique. L'étude que nous proposons commence par la construction de deux mesures d'intensité de la microfinance dont nous évaluons l'impact sur la pauvreté et les inégalités à partir d'une analyse en panel et se termine par l'analyse de la causalité avec une prise en compte de l'hétérogénéité des pays. L'objectif principal de ce travail reste l'identification des conditions de réussite des IMF dans la lutte contre la pauvreté.

Nos résultats mettent en évidence une relation négative et significative entre l'intensité de la microfinance et les inégalités de revenu. Ils indiquent que les inégalités de revenu ont tendance à baisser dans les pays où l'intensité de la microfinance est forte et s'inscrit dans une logique entrepreneuriale. En effet, nous montrons que pour être efficace, la présence des IMF doit être couplée avec une offre significative de produits et services.

La suite du papier s'organise comme suit : dans une deuxième partie, nous analysons les déterminants macroéconomiques de la pauvreté et la place de la microfinance dans la réduction de la pauvreté et des inégalités et dans une troisième partie, nous effectuons une analyse de la causalité entre l'intensité de la microfinance et la pauvreté. Cette dernière partie nous permettra d'identifier les pays concernés par l'éventuelle causalité.

## **2- Revue de littérature sur le lien entre la microfinance, la pauvreté et les inégalités de revenus**

La microfinance, au même titre que la finance traditionnelle, agit sur la pauvreté via deux canaux. Les études sur la finance traditionnelle montrent d'une part que le développement des services financiers (et donc de la microfinance également) peut déboucher sur une meilleure croissance économique. Dans ce cas, si la distribution des revenus est équitable, cette croissance économique induira une augmentation homogène des revenus de l'ensemble des couches de la population (Soubbotina et Sheram, 2000; Besley et Burgess, 2003; Bourguignon, 2004, Bhargava, 2006; Honohan, 2003). Elles montrent, d'autre part que si ces services sont mieux orientés vers les pauvres (ce qu'est généralement l'objet de la microfinance) ils vont contribuer à réduire les inégalités de

revenu au sein de la population (Datt et Ravallion, 1992; Ravallion, 2001; Bigsten et Levin, 2000; Beck et al, 2007; McKenzie et Woodruff, 2008; Bourguignon, 2004).

La microfinance peut constituer un réel outil de lutte contre la pauvreté, car selon plusieurs auteurs, elle est une alternative à la finance traditionnelle (Yunus, 1997 ; 1999 ; Khandker, 1998). Sa pertinence tient au fait qu'elle permet aux populations pauvres de disposer de fonds leur permettant de maintenir leurs activités économiques ou d'en créer des nouvelles (Yitamben, 2004 ; Ashraf et al., 2006 ; Banerjee et al., 2009 ; Feigenberg et al., 2010 ; Armendáriz and Morduch, 2010 ; Karlan and Valdivia, 2011 ; Ahlin et Jiang, 2008). La microfinance offre des produits très variés qui peuvent aller du simple contrat de crédit à de l'intermédiation financière très complexe – épargnes, assurance, transferts d'argent, etc. (Lelart, 1995). Elle peut ainsi améliorer l'accès à la santé et à l'éducation (Morduch and Haley, 2002). Selon Littlefield et al, (2003), la microfinance constitue aujourd'hui un outil efficace de développement d'activités économiques et de promotion sociale. Sur la question de l'accès des pauvres aux services financiers, des auteurs comme Li et al. (1998), Honohan (2003), Clarke et al. (2006) ou Beck et al. (2007) montrent que les inégalités sont en partie dues aux imperfections de marché dans le secteur financier et qu'un système financier incluant mieux les pauvres (avec le moins d'imperfections possible), ce qui est le cas de la microfinance, constitue un bon vecteur de croissance économique et de réduction des inégalités.

Cela nous renvoie à la périlleuse question de l'évaluation de l'impact de la microfinance sur la pauvreté. Des études d'impact récentes ont été conduites et font aujourd'hui références dans le domaine : Crépon et al. (2015) sur le Maroc, Duflo et al. (2013), Angelucci et al. (2013) sur le Mexique, Augsburg et al. (2012) sur la Bosnie-Herzégovine, Karlan et Zinman (2010, 2011) sur l'Afrique du Sud et en Philippines, etc. Duflo et al. (2013) ont mesuré l'impact des services d'une IMF (Spandana) dans la moitié des 104 bidonvilles de Hyderabad en Inde, sélectionnés de manière aléatoire tout en considérant les autres bidonvilles comme groupe de contrôle. Dans une démarche méthodologique presque similaire à celle de Duflo et al. (2013), Tarrozi et al. (2013) ont effectué la même analyse sur des groupes de villages en Ethiopie. Ils partent du constat que les IMF choisissent généralement de s'implanter dans des endroits ciblés, c'est-à-dire des zones où des impacts positifs de leurs activités sont attendus. Ils ont pour cela jugé pertinent d'étudier l'impact de l'accès aux produits des IMF sur un certain nombre d'indicateurs socio-économiques à partir de données appariées tirées d'une même population choisie aléatoirement au niveau des zones rurales d'Amhara et d'Oromia en Ethiopie sur la période 2003-2006. Plus récemment, Crépon et al. (2015) ont fait le même travail sur les effets de l'accès à la microfinance par les populations en zone rurale au Maroc.

Dans ces deux études, à la différence de Duflo et al. (2013), il y avait très peu d'activité d'autres IMF avant ou pendant l'étude de sorte que les résultats des estimations peuvent être interprétés comme des effets de « première génération d'IMF ». L'impact obtenu par Duflo et al. (2013) est positif et significatif sur l'accès au crédit ainsi que sur les dépenses durables et sur le rendement des activités génératrices de revenus des populations. Par contre, il n'y a pas d'impact réel positif sur les indicateurs de santé, d'éducation, et d'autonomie de la femme. Ces résultats sont compatibles avec ceux obtenus à partir de quatre autres travaux d'évaluation d'impact de programmes similaires dans des

contextes différents, à savoir les travaux de Crépon et al. (2015) en zone rurale au Maroc, Angelucci et al. (2013) sur le Mexique, Attanasio et al. (2011) sur la Mongolie ainsi que Augsburg et al. (2012),

Nous remarquons que la majorité des études empiriques traitant l'impact de la microfinance sur la pauvreté ou sur d'autres indicateurs socio-économiques sont donc de nature microéconomique, avec une utilisation quasi systématique des enquêtes-ménages ou des populations de contrôle. Rares sont les travaux qui ont tenté de mettre en relation la microfinance et la pauvreté dans un cadre macroéconomique. A notre connaissance, très peu d'auteurs abordent ce sujet sous l'angle macroéconomique, à part les travaux de Cuong et al. (2007) et Mahjabeen (2008) qui peuvent être considérés comme des études de cas respectives sur le Vietnam<sup>3</sup> et le Bangladesh, ceux de Kai et Hamori (2009)<sup>4</sup>, Imai et al. (2012)<sup>5</sup> et Hermes (2014)<sup>6</sup> constituent à notre connaissance les plus récents et les seuls qui traitent la question dans un cadre global. Ces auteurs effectuent des études en coupe transversale pour évaluer l'impact de l'intensité de la microfinance sur diverses mesures de la pauvreté et des inégalités. Imai et al. (2012) montrent que le niveau du prêt par habitant a un impact positif sur la pauvreté, s'il dépasse un certain seuil. Cet effet bénéfique est confirmé par Hermes (2014) qui montre qu'une forte implication des populations dans la microfinance permet de réduire les inégalités<sup>7</sup>.

### 3- Méthodologie et données

Dans une démarche proche, mais différente de celle d'Imai et al. (2012) et Hermes (2014), nous analysons dans une perspective macroéconomique l'impact simultané du nombre de personnes touchées par les IMF ( $N_{it}$ ) et le volume des prêts accordés ( $Loans_{it}$ ) sur la pauvreté.

Afin d'évaluer la contribution de la microfinance sur la dynamique de la pauvreté dans certaines régions du monde, nous analysons la relation suivante :

$$POV_{it} = \alpha \cdot \frac{N_{it}}{Pop_{it}} + \beta \cdot \frac{Loans_{it}}{GDP_{it}} + \gamma \cdot X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

---

<sup>3</sup>Les auteurs concluent à l'issue de leur travail que les mesures d'accès au crédit en faveur des pauvres avaient induit une baisse négligeable des inégalités.

<sup>4</sup> Cette étude porte sur un échantillon de 61 pays en développement et sur la période allant de 2005 à 2007. Les auteurs utilisent l'indice de Gini comme mesure des inégalités et le nombre d'emprunteurs ainsi que le nombre d'IMF dans chaque pays comme mesure de l'intensité de la microfinance.

<sup>5</sup> Cette étude porte sur deux échantillons : un premier regroupant 48 pays pour l'année 2007 et un second composé d'un panel de 61 pays sur deux périodes, 2003 et 2007. Les auteurs mesurent la pauvreté à l'aide du ratio de pauvreté au seuil de 1.25\$ par jour.

<sup>6</sup> Cette étude a pour un échantillon de 70 pays en développement et sur la période allant de 2000 à 2008.

<sup>7</sup>L'impact négatif de la microfinance sur les inégalités obtenu par Hermes (2014) reste tout de même modeste et l'auteur justifie cela par la faible taille du secteur de la microfinance dans les pays de son échantillon. Ce faible poids pousse ces auteurs à suggérer que la microfinance doit être combinée avec d'autres instruments afin d'obtenir de meilleurs résultats.

Où les indices  $i$  et  $t$  désignent respectivement des pays ( $i$ ) et des années ( $t$ ) dans notre échantillon;  $Pop_{it}$  et  $GDP_{it}$  représentent respectivement la population et le produit intérieur brut de pays ( $i$ ) à la date ( $t$ ).  $\alpha \in [0,100]$ ,  $\beta \in [0,100]$  et  $\gamma \in [0,100]$ , sont les coefficients estimés du modèle, ils représentent les élasticités des différentes variables.

Or,  $Loans_{it} = l_{it}N_{it}$  avec  $l_{it}$  le montant unitaire moyen des prêts. Ce lien introduit alors un problème de colinéarité dans le modèle estimé et nous conduit à transformer cette relation initiale, en l'écrivant en fonction de  $l_{it}$ .

$$Pov_{it} = \alpha \cdot \frac{N_{it}}{Pop_{it}} + \beta \cdot \frac{N_{it} \cdot l_{it}}{GDP_{it}} + \gamma \cdot X_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$Pov_{it} = \alpha \cdot \frac{N_{it}}{Pop_{it}} + \beta \cdot \frac{N_{it}}{Pop_{it}} \cdot \frac{l_{it}}{pcGDP_{it}} + \gamma \cdot X_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$Pov_{it} = \alpha' \cdot \frac{N_{it}}{Pop_{it}} + \beta' \cdot \frac{l_{it}}{pcGDP_{it}} + \gamma \cdot X_{it} + \varepsilon_{it}$$

En posant  $MI\_nb_{it} = \frac{N_{it}}{Pop_{it}}$  et  $MI\_loans_{it} = \frac{l_{it}}{pcGDP_{it}}$ , nous estimons alors la relation suivante:

$$Pov_{it} = \alpha' \cdot MI\_nb_{it} + \beta' \cdot MI\_loans_{it} + \gamma \cdot X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

En résumé, l'impact de la microfinance est mesuré à travers deux indicateurs d'intensité : le nombre de personnes actives qui accèdent aux produits et services des IMF, pondéré par la population totale du pays et la valeur unitaire moyenne des prêts, pondérée par le PIB par tête du pays.

Nous estimons les paramètres de cette relation (2) en utilisant l'estimation des effets fixes, où  $X$  est un ensemble de variables de contrôle. Comme l'ensemble des variables de contrôle, la population des pays et le PIB par tête en parité de pouvoir d'achat sont issus de la base de données de la Banque mondiale (WDI, 2013). Les variables de contrôle sont : Terres arables (hectares), les dépenses d'éducation (% du PIB), les dépenses de santé (% du PIB), le taux d'inflation et le taux d'ouverture (commerce par rapport au PIB). Comme variable expliquée, nous avons d'une part le taux de pauvreté à 2 dollars par jour (% de la population vivant avec moins de 2 \$ par jour) et l'indice d'inégalité de Gini.

Les données relatives à la pauvreté sont caractérisées par une importante quantité d'observations manquantes. Dans plusieurs pays, sur la période allant de 1996 à 2011, seules quelques observations sont disponibles, et rares sont les pays pour lesquels les données sont complètes. Afin de rendre la base de données exploitable dans une analyse en panel, nous décidons de combler les vides par une méthode d'extrapolation reposant le taux de croissance observé des variables<sup>8</sup>. Mais conscient de l'imperfection de cette

---

<sup>8</sup> Entre deux années ( $n$  et  $n-k$ ) s'il existe des vides nous calculons le taux de croissance de la variable sur l'intervalle puis nous utilisons ce taux pour déterminer les données manquantes entre les deux années. Nous supposons dans cette démarche que les variables évoluent à un

méthodologie, nous vérifions la robustesse de nos résultats en évaluant la sensibilité des résultats par rapport au nombre de données manquantes. Nous présentons donc d'une part, les estimations pour un premier panel composé de pays ayant au moins 4 années d'observations disponibles pour l'indice de pauvreté (colonnes A : 44 pays) et d'autre part, celles d'un panel avec au moins 8 observations disponibles (colonnes B : 25 pays).

Hermes (2014) précise par ailleurs que les études empiriques traitant du lien entre l'intensité de la microfinance et la pauvreté doivent tenir compte du problème d'endogénéité. En effet, bien que l'on évalue l'impact positif que peut avoir l'implantation d'IMF dans un pays, cet impact peut être faussé par le fait que ces IMF tendent naturellement à s'installer dans les régions où la pauvreté est élevée. Ainsi, la causalité entre l'intensité de la microfinance et la pauvreté est bidirectionnelle, et donc source d'endogénéité (Brooks, 2008). Dans la même logique, ce problème d'endogénéité se pose pour l'accès à la santé (Larcher, 2007) et à l'éducation (Henaff et al., 2009). En effet, un taux de pauvreté sévère peut limiter l'accès à la santé et à l'éducation, mais en même temps, un mauvais accès au soin et à l'éducation peut enfermer une personne dans la pauvreté.

Devant ce problème d'endogénéité, nous estimons une dernière fois notre modèle avec la technique des variables instrumentales sur données de panel. Les instruments utilisés sont les variables suivantes ainsi que leurs retards de premier et second ordre : le nombre de lits dans les hôpitaux (par 1000 habitants) ; les crédits domestiques accordés par le secteur financier (en % du PIB) ; les crédits domestiques accordés par les banques au secteur privé (en % du PIB) ; le nombre d'emprunteurs actifs ; la valeur du prêt par habitant ; le taux d'accès aux sources d'eau améliorée (% de la population ayant accès) et cinq indicateurs de la liberté institutionnelle (indice de liberté par rapport à la corruption, l'indice de la liberté d'entreprise, l'indice de liberté fiscale, l'indice de dépenses publiques et l'indice de liberté financière).

La qualité de ces instruments doit être évaluée sur la base principalement de trois tests. Il s'agit tout d'abord du test d'*Overidentification*, puis du test de faiblesse des instruments (*Weak instruments*) et enfin du test d'*Underidentification* d'Anderson<sup>9</sup>.

La principale condition à vérifier est l'hypothèse d'identification. Une possible condition nécessaire pour l'identification est la condition du premier ordre. Cependant, il ne suffit pas (Baum et al., 2007) . La condition du premier ordre pour l'identification implique qu'il doit y avoir au moins autant d'instruments<sup>10</sup> exclus car il ya des variables explicatives endogènes. La régression est exactement identifiée si elles sont d'un nombre

---

rythme constant sur un intervalle déterminé. Le taux de croissance s'écrit alors :

$$g = \left( \frac{v_n}{v_{n-k}} \right)^{1/k} - 1$$

<sup>9</sup> Le test d'underidentification est un test LM qui permet de savoir si l'équation est identifiée, et il permet également de savoir si les instruments exclus sont pertinents, ce qui signifie qu'ils sont en corrélation avec les variables explicatives endogènes.

<sup>10</sup> Les instruments inclus sont des variables explicatives exogènes du modèle qui sont utilisées dans l'ensemble des instruments et les instruments exclus sont d'autres variables qui sont utilisées dans l'ensemble des instruments.



égal ; la régression est overidentification si le nombre d'instruments exclus est plus grand que le nombre de variables endogènes.

Le premier test que nous faisons est le test d'overidentification. La statistique présentée est la p-valeur du test de Sargan (1988). Le deuxième test que nous faisons est le test d'underidentification d'Anderson (1951)<sup>11</sup>. En outre, nous présentons le test des instruments faibles proposé par Stock et Yogo (2005). En effet une des conditions pour une régression valable est d'avoir une corrélation suffisante entre les variables explicatives endogènes et les instruments exclus, si cette corrélation est faible (par exemple, si les instruments sont faibles), la qualité de l'inférence sera affectée.

#### 4- Les résultats

Les résultats présentés dans le Tableau 1 permettent d'identifier les principaux déterminants de la pauvreté et le rôle joué par l'accès à la microfinance.

**Tableau 1 : Résultats des estimations**

Variables	Indice de Gini			Taux de pauvreté (à 2\$/j)		
	A (OLS)	B (OLS)	C (2LS)	A (OLS)	B (OLS)	C (2LS)
Nombre de clients actifs	-0.210*	-0.322	-0.439***	-1.617***	-1.689***	-1.949***
Prêt par client	-0.049**	-0.029***	-0.203*	0.237	0.046*	0.532
Dépenses de santé	-0.054	0.022	-0.570	-1.414**	-0.387	-3.727**
Dépenses d'éducation	-0.195	-0.318	-0.065	-2.178*	-2.703**	-4.773**
Terres arables	-0.266	-0.695	-0.273	-0.889**	-0.447	-0.690
Taux d'inflation	-0.000***	0.016	-0.001	0.004***	0.073**	0.022***
Taux d'ouverture	0.017	0.011	0.014	-0.011	-0.048	0.019
Nombre d'Observations	704	400	616	704	400	616
Nombre de pays	44	25	44	44	25	44
F-test	844.088	4.156	19.098	6914.528	10.486	288.934
Weak identification test (Cragg-Donald Wald F-stat)			16.262			16.262
Overidentification test (pvalue of Sargan)			0.262			0.427
Underidentification test (pvalue of Anderson)			0.840			0.840

Note : Nous utilisons des estimations à effets fixes. Nous présentons dans les colonnes (A) les estimations pour l'échantillon principal (44 pays). Pour vérifier la robustesse de notre méthode d'interpolation, nous présentons dans les colonnes (B) les estimations issues d'un deuxième échantillon de 25 pays. Enfin, nous présentons dans les colonnes (C) les résultats issus de la prise en compte de l'endogénéité. Les niveaux de significativité retenus sont \*\*\*(1%), \*\*(5%), \*(10%).

Les estimations présentées dans les colonnes « B » et « C » ne contredisent pas nos principaux résultats (ceux présentés dans les colonnes A). Cette stabilité des résultats est d'autant plus forte quand nous prenons comme variable dépendante le taux de pauvreté.

Les résultats présentés dans le tableau 1 montrent qu'il existe une relation négative claire entre les mesures des intensités de la microfinance (nombre d'emprunteurs actifs et de prêts par habitant) et les indicateurs de pauvreté (indice de Gini et ratio de

<sup>11</sup> STATA journal : [http://www.stata-journal.com/sjpdf.html?articlenum=st0030\\_3](http://www.stata-journal.com/sjpdf.html?articlenum=st0030_3)

pauvreté). Nous observons que la relation entre le taux de la pauvreté et le nombre d'emprunteurs actifs est significative (-1,617 \*\*\*) indiquant qu'une couverture plus large des IMF permet plus de sortir de la pauvreté. A l'inverse, l'inflation des prix a un impact négatif sur la pauvreté (0,004 \*\*\*). En effet, une hausse de l'inflation accroît la contrainte budgétaire des pauvres et des plus profondes de leur précarité. L'augmentation des dépenses de santé et l'école favorisent l'amélioration des conditions de vie et conduit à la réduction de la pauvreté.

Pour des résultats par rapport à l'indice de Gini, nous trouvons un coefficient négatif et significatif à la fois pour le nombre d'emprunteurs actifs (-0,210 \*) et des prêts par habitant (-0,049 \*\*). Ce résultat nous montre que dans les pays où les montants des prêts individuels sont faibles, les inégalités sont plus élevées.

Ce résultat doit toutefois être nuancé. En effet, selon Mbow (2013) l'impact positif de l'accès à la microfinance sur la pauvreté dépend aussi du nombre de prêts dont bénéficie un emprunteur. Le montant unitaire des prêts<sup>12</sup> que nous utilisons de notre travail rend donc très partiellement compte de la relation entre l'accès à la microfinance et la pauvreté. Le travail de l'auteur a porté sur un panel composé des 8 pays de l'UEMOA sur la période 1989 à 2007. Il trouve un impact non significatif du volume des prêts accordés par les IMF sur la pauvreté, mais parallèlement un impact significatif du nombre de prêts par personne active sur la pauvreté. Ce résultat traduit selon l'auteur d'une part, le fait que les IMF offrent des crédits de petites tailles qui en termes de volumes auraient difficilement un impact dans une approche macroéconomique, ou d'autre part, le problème de la fongibilité et de détournement des petits crédits (Labie et al., 2007). L'auteur insiste ainsi sur le fait que l'action de la microfinance sur la pauvreté s'inscrit dans la proximité et la durée des relations entre populations et IMF. Ainsi, l'introduction dans notre modèle d'une variable « nombre de prêts par personne » aurait sans doute amélioré nos résultats, qui demeurent tout de même très cohérents avec celui de Mbow (2013) dans la mesure si un client bénéficie d'un nombre important de prêts, le montant global du prêt pour ce client sera élevé. Ainsi, nous dirons que le montant du prêt unitaire compte, mais les IMF doivent veiller à son étalement pour éviter que les bénéficiaires n'utilisent une partie importante du prêt à d'autres fins. Ces deux premiers résultats confirment alors le fait que les populations pauvres, à cause de leur défaut de garantie et du risque de sélection ou d'aléa moral, se retrouvent généralement exclues du système financier classique, d'où la nécessité de recourir à la microfinance.

Cependant, nous constatons un résultat négatif sur le lien entre l'inflation et le Gini (-0.001\*\*\*) : les pays pour lesquels l'inflation serait plus élevée auraient globalement les niveaux d'inégalités de revenus les plus bas. Donc, à l'inverse d'Albanesi (2007) et Hermes (2014), nous trouvons un résultat contre-intuitif, mais qui suggère que dans notre échantillon, des pays à niveau d'inflation élevé auraient de meilleurs indices de Gini. Ce résultat opposé entre le Gini, le taux de pauvreté et l'inflation met un doute sur la linéarité de la relation entre les prix et la pauvreté dans ses multiples dimensions.

---

<sup>12</sup> Rappelons que le prêt unitaire que nous utilisons est la moyenne, à l'échelle macroéconomique, des ratios suivants : « Volume total de prêts / Nombre d'emprunteurs » par IMF.

Comme Hermes (2014), nous constatons que la disponibilité des terres arables facilite la lutte contre la pauvreté. Nous trouvons une corrélation négative entre les terres arables et le ratio de pauvreté ; mais là encore, nous ne trouvons pas une corrélation significative avec l'indice de Gini trouvé par Hermes (2014).

Hermes (2014) prolonge son analyse en testant la nature et le sens des effets de causalité entre la microfinance et les inégalités, mais uniquement dans l'hypothèse de l'existence d'une homogénéité des pays de l'échantillon. Afin d'affiner les résultats, nous entreprenons ici d'utiliser une technique de causalité hétérogène pour mieux identifier les pays pour lesquels le bénéfice lié au développement du secteur de la microfinance est valide.

## 5- Analyse de la causalité avec une prise en compte de l'hétérogénéité des pays

La causalité hétérogène que nous proposons repose sur le concept de causalité développé par Granger (1969) : une variable X cause une variable Y si la prédiction de Y est améliorée lorsque les valeurs retardées de X sont incluses dans l'analyse. Sur l'analyse des données de panel, des tests de causalité de Granger sont confrontés à un problème majeur qui est l'hétérogénéité des individus. En effet, un lien de causalité observé dans un groupe peut ne pas inquiéter certains membres de ce groupe. Lorsque la relation de causalité n'est pas homogène, les interprétations ne peuvent être généralisées. Plusieurs études ont minimisé ce problème et l'analyse de causalité développée en données de panel en supposant l'homogénéité. Nous pouvons citer les travaux de Holtz-Eakin et al. (1988) ou Arellano et Bond (1991) sur des panels dynamiques.

Nous suivons l'approche de la causalité hétérogène de Hurlin et Venet (2001) sur la base de l'estimation du modèle ci-dessous, et en comparant la somme des carrés des résidus (SCR1) avec ceux des trois autres modèles contraints.

$$Pov_{it} = \sum_{l=1}^p \alpha_{il} \cdot Pov_{i(t-l)} + \sum_{l=0}^p \beta_{il} \cdot MI\_nb_{i(t-l)} + \sum_{z=1}^n \gamma_z \cdot Z_{iz} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

*avec  $i = 1, \dots, N$  ;  $t = 1, \dots, T$  ;  $Pov = Gini$  ou  $Taux$  de pauvreté.*

Hurlin et Venet (2001) proposent en premier à tester la présence d'une situation homogène non-causalité (HNC) dans l'ensemble du groupe. L'hypothèse HNC sera acceptée que si tous les  $\beta_{il}$  du modèle (5) sont nuls. Nous devons comparer le modèle (5) avec un autre modèle contraint où  $\beta_{il} = 0, \forall (i, l)$ . Si l'hypothèse HNC est rejetée, nous pouvons considérer la présence de la causalité. Dans ce cas, une deuxième étape est de vérifier l'homogénéité de la relation causale (causalité homogène - HC). La relation de causalité est considérée comme homogène si elle est valable pour toutes les personnes dans le groupe, c'est-à-dire, si tous les  $\beta_{il}$  sont simultanément significatifs. Nous devons comparer le modèle (5) avec un autre modèle contraint dans lequel  $\beta_{il} = \beta_l, \forall i$ . Si HC est rejetée, le test indique la présence d'un lien de causalité hétérogène.

Dans ce cas, une dernière étape consiste en l'identification d'individus pour lesquels la relation de causalité existe. Pour ce faire, nous comparons le modèle (5) avec un dernier modèle dans lequel  $\beta_{il}$ , pour un individu donné ( $i$ ) est supposé être non significatif. Pour chaque individu, la causalité sera rejetée si le test n'est pas significatif.

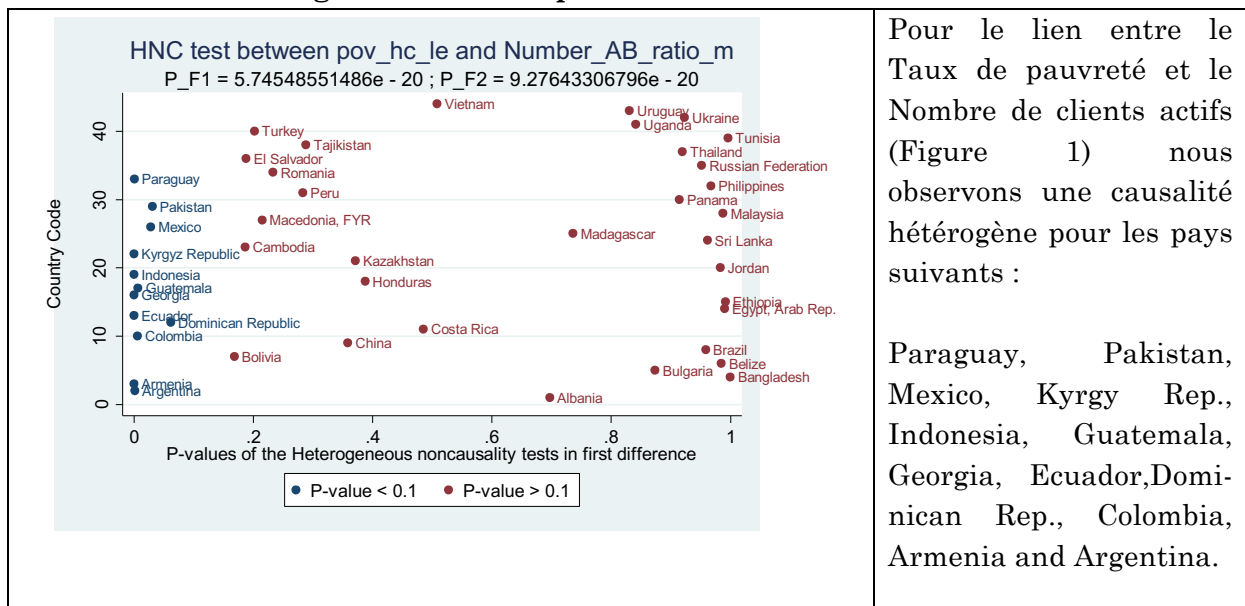
Rappelons que l'étude de la causalité entre l'intensité de la Microfinance ( $MI_{nb}$  ou  $MI_{Loans}$ ) et Pov ( $Gini$  ou le ratio de pauvreté) nécessite des séries stationnaires que nous testons en utilisant les tests de racine unitaire de Levin-Lin-Chu (LLC) et Im-Pesaran-Shin (IPS). Le Tableau 2 ci-dessous montre que toutes les variables sont stationnaires en premières différences. Cela nous donne la possibilité de faire un test de causalité de Granger (1969) entre elles avec cette transformation.

**Tableau 2: Test de racine unitaire en 1ère différence (P-values)**

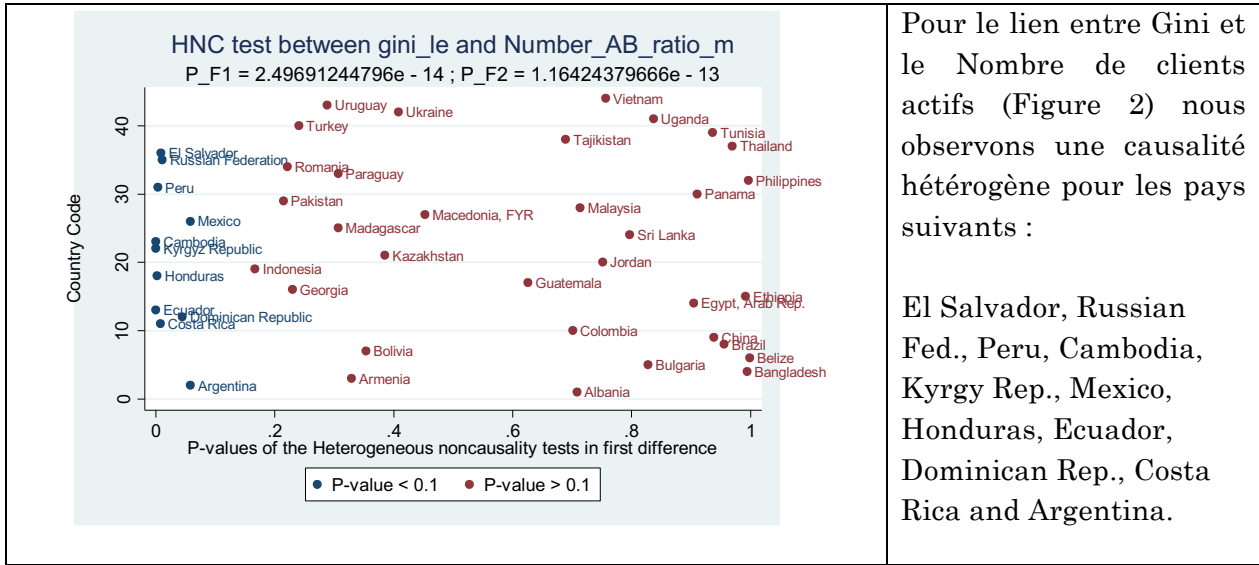
Variables	Levin-Lin-Chu	Im-Pesaran-Shin
Indice de Gini	9.06E-05	5.27E-26
Taux de pauvreté	1.68E-21	1.07E-18
Nombre de clients actifs	3.50E-33	2.05E-23
Prêt par client	0.00	5.21E-208

Afin de faciliter la lecture des résultats des tests de causalité hétérogène, nous les représentons graphiquement. Les graphiques ci-dessous permettent de lire les pays pour lesquels la causalité existe, pour un seuil de significativité de 10%. En complément, le tableau 5 en annexe présente les résultats détaillés pour tous les pays. Chaque graphique présente les résultats (P-values des tests de causalité non-homogène) dans le cas où le lien entre X et Y est significatif dans le tableau 1 précédent (colonne « A »). Les figures prennent en compte les pays avec au moins 4 observations (44 pays).

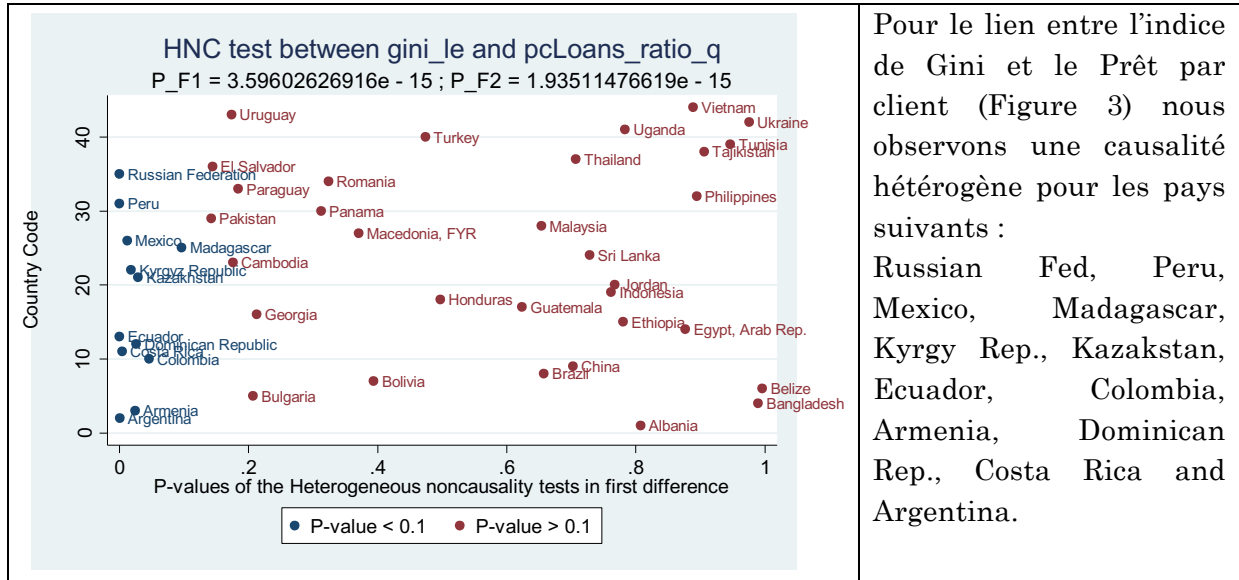
**Figure 1: Taux de pauvreté/Nombre de clients actifs**



**Figure 2: Indice de Gini / Nombre de clients actifs**



**Figure 3 : Indice de Gini /Prêt par client**



Afin de mieux comprendre les raisons de cette causalité hétérogène, nous proposons de garder à l'esprit notre hypothèse de départ selon laquelle la microfinance peut aider à lutter contre la pauvreté suivant du vecteur : le nombre de personnes ciblées et le montant des prêts unitaires. Mais une stratégie de ciblage élargi avec de tous petits montants a-t-elle les mêmes effets qu'une stratégie de ciblage limité, avec des montants importants ?

Comme nous pouvons le lire dans nos trois représentations graphiques réunies, au Bangladesh, berceau de la microfinance, l'impact de la microfinance sur la pauvreté est relativement inexistant. Ce résultat ne nous paraît pas surprenant, car en 2010, plusieurs années après l'expérimentation des premiers projets de microcrédits, le Bangladesh demeure l'un des pays qui présentent le taux de pauvreté à 2 \$ par jour le plus élevé (77% de la population). Et comme le montre le tableau 3 ci-dessous, ce pays a le plus grand nombre de personnes bénéficiaires de programme de microfinance, mais

c'est également le pays pour lequel le montant du prêt unitaire est le plus bas (124\$ par emprunteur, alors que la moyenne sur l'ensemble des pays se situe aux environs de 3252\$). Au regard de l'expérience au Bangladesh, il nous semble donc que la solution n'est pas dans le ciblage extrême, mais dans le financement de projets qui peuvent avoir un réel impact économique.

**Tableau 3 : Les statistiques descriptives en 2010**

<b>Variables</b>	<b>Moyenne</b>	<b>Minimum</b>	<b>Maximum</b>
<b>PIB par tête</b>	4536	302	11520
<b>Taux de pauvreté (à 2\$/jour)</b>	21	0,03	93
<b>Nombre de clients actifs (% pop)</b>	3	0,01 Thailand	15 Bangladesh
<b>Prêt par client (\$)</b>	2921	124 Bangladesh	20200 Indonesia
<b>Nombre d'IMF</b>	19	1 Tunisia	62 Mexico

La question qu'on pourrait se poser à ce moment est de savoir dans quels pays la présence d'IMF est un réel levier pour la lutte contre la pauvreté ?

Toujours sur la base de nos graphiques et du tableau 4 en annexe, nous trouvons que la région qui réunit le plus de pays avec une causalité positive est l'Amérique Latine et les Caraïbes. Sur les 16 pays de cette région inclus dans ce travail, 11 valident la causalité et dans tous ces pays le nombre d'IMF en 2010 est proche ou plus élevé que la moyenne sur tout notre échantillon (nous pouvons citer le cas du Mexique avec 62 institutions, l'équateur avec 48 institutions, etc.). En termes de population touchée également, cette région présente des statistiques bien souvent au-dessus de la moyenne. Au Pérou, par exemple, plus de 11% de la population active et au Paraguay près de 7% de la population active bénéficient d'un accès aux microcrédits. À l'inverse, les pays pour lesquels le taux d'accès aux microcrédits est faible présentent un taux de pauvreté très bas (c'est le cas de l'Argentine) et/ou un prêt unitaire relativement important (c'est le cas du Costa Rica). Ce dernier résultat montre en effet que le montant du prêt reste déterminant dans la lutte contre la pauvreté et les inégalités. En effet, nous observons également que les montants des prêts unitaires sont relativement élevés dans cette région, ce qui montre bien que les projets financés sont économiquement significatifs.

Dans les autres régions, les pays pour lesquels la présence d'une causalité est validée par notre modèle ont les mêmes caractéristiques que ceux identifiés en Amérique Latine et les Caraïbes. Pour le cas des pays d'Europe de l'est et d'Asie centrale, nous dénombrons trois dans lesquels la pauvreté est un réel défi et où la microfinance joue bien son rôle. Dans ces trois pays (Arménie, Géorgie et Kyrgystan), le nombre de personnes actives touchées est relativement élevé, mais le montant des prêts unitaires est également relativement élevé.

Pour la région asiatique et pacifique, le Cambodge semble réunir les critères moyens que dégage notre modèle de causalité. Mais, le cas de l'Indonésie nous permet d'appuyer davantage notre hypothèse de départ selon laquelle plus le montant est élevé, plus

l'impact sur la pauvreté est fort. Les IMF indonésiennes ne ciblent en effet que 0.17% de la population active, mais en leur offrant le montant le plus élevé (comparé aux autres pays de notre échantillon). Cette stratégie de ciblage semble donc pertinente dans la mesure son impact sur la pauvreté et sur les inégalités est significatif. Le Pakistan quant à lui présente des caractéristiques très proches de Bangladesh, mais avec un niveau de pauvreté moins sévère (Taux de pauvreté : 59 pour Pakistan et 77 pour Bangladesh). Cette légère différence expliquerait donc la meilleure réussite des IMF au Pakistan par rapport au Bangladesh.

Enfin, pour nos pays de la région Afrique et Moyen-Orient, la causalité est validée uniquement pour Madagascar (pays qui présente le niveau de pauvreté le plus élevé dans l'échantillon). Dans ce pays, le prêt unitaire est certes faible (560\$), mais dépasse en moyenne le PIB par habitant (419\$). Pour ce pays également, l'impact sur la pauvreté semble passer par le montant de prêt unitaire, car seul 0.44% de la population active a accès aux 9 IMF présentes dans le pays en 2010. De façon générale, les autres pays de ces différentes régions présentent de faibles taux de couverture par les institutions (en nombre d'IMF et en nombre de clients) et un volume unitaire de prêts insuffisants permettant à leurs populations d'avoir des activités génératrices de revenus. Dans ces conditions, les prêts se retrouvent utilisés pour la plupart dans les besoins de consommation finale.

## **6- Conclusion**

Nos résultats suggèrent que l'intensité de la microfinance est négativement et significativement liée aux inégalités de revenus. Cela signifie que dans les pays où la microfinance très développée, les inégalités de revenus ont tendance à diminuer. Assurer l'accès à des prêts à travers la microfinance permet aux personnes pauvres d'avoir des activités génératrices de revenus. Nos résultats confirment également l'hypothèse de la causalité hétérogène. Le lien entre la microfinance et la pauvreté est spécifique à chaque pays, mais il dépend tout de même de la stratégie de ciblage suivie par les institutions de microfinance.

Nous montrons qu'il existe une relation négative entre l'augmentation du nombre d'emprunteurs actifs et les inégalités de revenus. Cela signifie que si les pays insistent sur la croissance du nombre d'emprunteurs auprès des institutions de microfinance, les inégalités de revenu peuvent diminuer. Nous constatons par ailleurs que les institutions de microfinance semblent avoir un meilleur impact sur la pauvreté si le montant du prêt par emprunteur est élevé (cela veut dire que des prêts insignifiants risquent d'entraîner les pauvres dans un cercle vicieux d'endettement sans jamais pouvoir s'assumer financièrement).

L'introduction, dans notre analyse, d'indicateurs relatifs aux Objectifs du Millénaire pour le développement nous a permis de voir que l'accès aux soins de santé d'un plus grand nombre de pauvres améliore les conditions de vie et contribue à réduire la pauvreté et les inégalités.

## Références

- Ahlin, C. and Jiang, N. (2008) Can micro-credit bring development?, *Journal of Development Economics*, 86, 1–12.
- Albanesi, S, 2007. Inflation and inequality, *Journal of Monetary Economics*, vol. 54(4), pages 1088-1114, May.
- Anderson, T. W. (1951), “Estimating linear restrictions on regression coefficients for multivariate normal distributions”, *Annals of Mathematical Statistics* 22: 327-51.
- Angelucci, M., D. Karlan, and J. Zinman (2013). Win some lose some? Evidence from a randomized microcredit program placement experiment by Compartamos Banco. J-PAL working paper.
- Arellano, M. and S. Bond. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58. pp. 277 – 297.
- Armendáriz, B and Morduch, J (2010). *The Economics of Microfinance*, 2nd ed. Cambridge, MA: MIT Press, volume 1.
- Ashraf, N., Karlan, D. and Yin, W. (2006) Tying Odysseus to the mast: evidence from a commitment savings product in the Philippines, *Quarterly Journal of Economics*, 121, 635–72.
- Augsburg, Britta, Ralph de Haas, Heike Harmgart, and Costas Meghir. 2012. “Microfinance at the Margin: Experimental Evidence from Bosnia and Herzegovina.” European Bank for Reconstruction and Development Working Paper 146.
- Baum C.F., Schaffer M.E. and Stillman S. (2007, “Enhanced routines for instrumental variables/generalized method of moments estimation and testing”, *The Stata Journal* 7, n°4, pp. 465–506.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A. and Levine, R. (2007). « Finance, Inequality, and the Poor ». *Journal of Economic Growth*, 12, 27-49 .
- Besley, T, and Burgess R. (2003). « Halving Global Poverty ». *Journal of Economic Perspectives*, 17(3): 3-22.
- Bhargava, V. (2006) Global Issues for Global Citizens: An Introductory to Key Development Challenges, World Bank, Washington, DC.
- Bigsten A and J. Levin (2000). Growth, income distribution and poverty : A review. Working Paper in Economics N32, Goteborg University.
- Bourguignon F, (2004). « Trade exposure and income volatility in cash-crop exporting developing countries », *European Review of Agricultural Economics*, Foundation for the *European Review of Agricultural Economics*, vol. 31(3), 369-387.
- Brau, J. C. and Woller G. M. (2004). Microfinance: A comprehensive review of the existing literature. *Journal of Entrepreneurial Finance and Business Ventures* 9 (1), 1-26.
- Brooks, C. (2008) *Introductory Econometrics for Finance*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Clarke, G., Colin Xu, L. and Zou, H.-Fu. (2006) Finance and income inequality: what do the data tell us?, *Southern Economic Journal*, 72, 578–96.



- Crépon, B., F. Devoto, E. Duflo, and W. Parienté. (2015) Estimating the Impact of Microcredit on Those Who Take It Up: Evidence from a Randomized Experiment in Morocco. *American Economic Journal: Applied Economics*, 7(1): 123-50.
- Creusot A-C. et C. Poursat (2009), « Pour une meilleure inclusion financière : renforcer les institutions intermédiaires », *Revue Tiers Monde*, Vol. 1, n°197, pp. 17-362.
- Cuong N., Bigman D., Van den Berg M. and Vu T. (2007), "Impact of Micro-credit on Poverty and Inequality: The Case of the Vietnam Bank for Social Policies," MPRA Paper 54154, University Library of Munich, Germany.
- Daley-Harris S. (2006), "State of the MicroCredit Summit Campaign Re-port,".
- Datt, G. and Ravallion M (1992). « Growth and Redistribution Components of Changes in Poverty Measures: Decomposition with Applications to Brazil and India in the 1980s ». *Journal of Development Economics*, 38, 275-295.
- De Gregorio, J. and Lee, J.-W. (2002) Education and income inequality: new evidence from cross-country data, *Review of Income and Wealth*, 48, 395–416.
- Duflo, E., Banerjee, A., Glennerster, R., & Kinnan, C. G. (2013). The miracle of microfinance? Evidence from a randomized evaluation (No. w18950). National Bureau of Economic Research.
- Feigenberg B., Field E., and Pande R. (2010). Building Social Capital through Microfinance. NBER Working Paper No.16018.
- Granger C.W.J. (1969), « Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods », *Econometrica*, 37 (3), p. 424-438.
- Greenwood J. and Jovanovic B. (1990), "Financial Development, Growth, and the Distribution of Income," *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 98(5), pages 1076-1107, October.
- Henaff N., Lange M.-F. et Martin J.-Y., (2009), Revisiter les relations entre pauvreté et éducation, *Revue Française de Socio-économie*, vol 1, 3,187 – 194
- Hermes N, (2014). « Does microfinance affect income inequality? », *Applied Economics*, 46:9, 1021-1034
- Hermes N. and Lensink R., (2007). "The empirics of microfinance: what do we know?," *Economic Journal*, Royal Economic Society, vol. 117(517), pages F1-F10, 02.
- Holtz-Eakin, D., Newey, W., and Rosen, HS. (1988). Estimating vector autoregressions with panel data. , 56:137195. *Econometrica*.
- Honohan, P. (2003) Financial development, growth and poverty: How close are the links? Policy research working paper 3203, World Bank, Washington, DC.
- Hurlin, C. et Venet, B. (2001), « Granger Causality Tests in Panel Data Models with Fixed Coefficients », *Cahier de Recherche EURISCO n° 2001-09*, Université Paris IX Dauphine
- Im K.S., Pesaran M.H. et Shin Y. (2003), « Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels », *Journal of Econometrics*, 115, 1, p. 53-74.
- Imai, K. S., Gaiha, R., Gaiha, G. et al. (2012). « Microfinance and poverty: a macro perspective », *World Development*, 40, 1675–89.
- Kai, H. and Hamori, S. (2009) Microfinance and inequality, *Research in Applied Economics*, 1, 1–14.

- Karlan, D. and J. Zinman (2010). Expanding credit access: Using randomized supply decisions to estimate the impacts. *Review of Financial Studies* 23, 433–464.
- Karlan, D. and J. Zinman (2011). Microcredit in theory and practice: Using randomized credit scoring for impact evaluation. *Science* 332 (6035), 1278–1284.
- Karlan, D. and Valdivia, M. (2011). « Teaching entrepreneurship: impact of business training on microfinance clients and institutions », *Review of Economics and Statistics*, 93, 510–27.
- Khandker, S. (1998). « Fighting Poverty with Microcredit: Experience in Bangladesh ». New York: Oxford University Press.
- Labie M., Nyssens, M. et Wélé, P. (2007), « Microfinance et micro-assurance santé : réflexions sur des articulations possibles à partir de quelques expériences au Bénin et au Burkina Faso », *Mondes en développement* 3/ 2007 (n° 139), p. 57-71.
- Larcher P. (2007), « Principales répercussions de la pauvreté sur la santé », *Laennec*, 2007/4 Tome 55, p. 15-26.
- Lelart M., (1995), « Tontines africaines et tontines asiatiques », In *African Contemporaine*, n°176, pp. 75-86.
- Levin, A., Lin, C.F., et Chu.,C.S.J. (2002), « Unit root test in Panel Data: Asymptotic and finite sample properties », *Journal of Econometrics* 108, 1-24.
- Li, H., Squire, L. and Zou, H.-fu (1998) Explaining international and inter-temporal variations in income inequality, *Economic Journal*, 108, 26–43.
- Littlefield E., Murdurch J. and Hashemi S. (2003), “Is Microfinance an Effective Strategy to reach the Millennium Development Goals?”, CGAP Focus Note, Washington, DC.
- Mahjabeen, R. (2008) Microfinance in Bangladesh: impact on households, consumption and welfare, *Journal of Policy Modeling*, 30, 1083–92.
- Mbow M-K, (2013), Les institutions de microfinance ; entre émergence, efficacité et organisation ; quel impact sur la pauvreté et la scolarisation ? Le cas de l'UEMOA, Thèse de Doctorat ès sciences économiques, Université de Rouen, 475 p.
- McKenzie, D. and Woodruff, C. (2008). « Experimental evidence on returns to capital and access to finance in Mexico », *World Bank Economic Review*, 22, 457–82.
- Microcredit Summit (2007), Rapport 2007 de l'État de la Campagne du Sommet du Microcrédit, Microcredit Summit.
- Morduch J. and Haley B. (2002) “Analysis of the Effects of Microfinance on Poverty Reduction”, NYU Wagner Working Paper No. 1014, juin 2002
- Murdoch, J, and B Haley (2002) Analysis of the Effects of Microfinance on Poverty Reduction. NYU Wagner Working Paper No. 1014.
- Ravallion M (2001). Growth, inequality and poverty : Looking beyond averages. *World Development*, 29(11) :1803–1815
- Ravallion, M. (2005) « Inequality is bad for the poor, Policy research » Working paper 3677, World Bank, Washington, DC.
- Sargan, J. (1988), “Testing for misspecification after estimation using instrumental variables”, In *Contributions to econometrics: John Denis Sargan, ed. E. Maasoumi*, vol. 1. Cambridge: Cambridge University Press.
- Soubbotina, T. and Sheram, K. (2000) « Beyond Economic Growth: Meeting the Challenges of Global Development », World Bank, Washington, DC.

- Stock, J. H., and M. Yogo. (2005), "Testing for weak instruments in linear IV regression", In *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*, ed. D. W. K. Andrews and J. H. Stock, 80–108. Cambridge: Cambridge University Press.
- Tarozzi, A., J. Desai, and K. Johnson (2013). On the impact of microcredit: Evidence from a randomized intervention in rural Ethiopia. BREAD working paper no. 382.
- Yitamben G. M. (2004), « La microfinance en Afrique : en lutte contre la pauvreté », *Finance & Bien Commun* vol.3 (n° 20), p. 74-78
- Yunus, M. (1997). « Vers un monde sans pauvreté », J-C Lattès, 339 p.
- Yunus, M. (1999). « Banker to the poor: Micro-lending and the battle against world poverty ». New York: Public Affairs. ISBN: 1-89162-011-8 hc.

## Annexes

Tableau 4 : L'échantillon principal (Présentation des données de 2010)

Pays	Région	PIB par tête	Taux de pauvreté (2\$/j)	Nombre de clients actifs (% pop)	Prêt par client (\$)	Nombre d'IMF
Ethiopia	Moyen-Orient et Afrique	302	68	0,83	154	3
Madagascar		419	93	0,44	560	9
Uganda		472	61	1,15	658	11
Egypt, ArabRep.		2804	14	1,06	215	12
Jordan		4371	2	2,99	844	8
Tunisia		4207	4	1,49	359	1
Bangladesh	Asie du Sud-Est et Pacifique	664	77	14,69	124	34
Pakistan		1025	59	1,09	132	28
Sri Lanka		2400	24	6,51	393	20
Cambodia		783	46	8,69	931	17
China		4433	25	0,19	9874	55
Indonesia		2947	46	0,17	20200	23
Malaysia		8754	2	0,86	1137	1
Philippines		2136	40	3,19	217	50
Thailand		4803	4	0,01	182	1
Vietnam		1334	39	9,73	550	18
Albania	Europe de l'est et Asie centrale	3764	3	2,76	4224	6
Armenia		3125	20	9,32	1907	14
Bulgaria		6453	0	0,61	15009	19
Georgia		2614	36	3,54	2917	12
Kazakhstan		9071	1	0,43	2329	21
Kyrgyz Republic		880	23	6,95	502	16
Macedonia, FYR		4442	9	1,87	6142	4
Romania		8139	1	0,21	7383	6
Russian Fed.		10710	0	0,04	4410	37
Tajikistan		740	24	1,57	3548	32
Turkey		10135	5	0,06	290	2
Ukraine		2974	0	0,04	13778	2
Argentina	Amérique latine et Caraïbe	9133	2	0,08	997	13
Belize		4530	3	1,33	2926	1
Bolivia		1935	25	9,06	2524	25
Brazil		10978	10	0,87	1129	26
Colombia		6179	16	4,57	2071	33
Costa Rica		7773	7	0,57	2690	15
DominicanRep.		5166	10	3,67	1593	12
Ecuador		4501	11	5,02	2270	48
El Salvador		3444	20	2,56	2440	14
Guatemala		2882	12	2,30	566	21
Honduras		2064	27	2,20	1498	21
Mexico		8885	5	4,54	377	62
Panama		7229	14	0,37	1462	4
Paraguay		3101	13	6,81	1677	6
Peru		5386	13	11,34	2111	60
Uruguay		11520	1	0,04	3247	1
Moyenne			4536	21	3	2921

Tableau 5 : P-values des tests de non-causalité hétérogène

Pays	Région	Gini/Nombre de clients actifs	Gini/Prêt par client	Taux de pauvreté/Nombre de clients actifs
Ethiopia	Moyen-Orient et Afrique	0,99	0,78	0,99
Madagascar		0,31	0,10	0,74
Uganda		0,84	0,78	0,84
Egypt, ArabRep.		0,90	0,88	0,99
Jordan		0,75	0,77	0,98
Tunisia		0,94	0,95	1,00
Bangladesh	Asie du Sud-Est et Pacifique	0,99	0,99	1,00
Sri Lanka		0,80	0,73	0,96
Pakistan		0,21	0,14	0,03
China		0,94	0,70	0,36
Indonesia		0,17	0,76	0,00
Cambodia		0,00	0,18	0,19
Malaysia		0,71	0,65	0,99
Philippines		1,00	0,89	0,97
Thailand		0,97	0,71	0,92
Vietnam		0,76	0,89	0,51
Albania	Europe de l'est et Asie centrale	0,71	0,81	0,70
Armenia		0,33	0,02	0,00
Bulgaria		0,83	0,21	0,87
Georgia		0,23	0,21	0,00
Kazakhstan		0,39	0,03	0,37
KyrgyzRep.		0,00	0,02	0,00
Macedonia, FYR		0,45	0,37	0,21
Romania		0,22	0,32	0,23
Russian Fed.		0,01	0,00	0,95
Tajikistan		0,69	0,91	0,29
Turkey		0,24	0,47	0,20
Ukraine		0,41	0,98	0,92
Argentina	Amérique latine et Caraïbe	0,06	0,00	0,00
Belize		1,00	1,00	0,98
Bolivia		0,35	0,39	0,17
Brazil		0,96	0,66	0,96
Colombia		0,70	0,05	0,01
Costa Rica		0,01	0,00	0,49
DominicanRep.		0,04	0,03	0,06
Ecuador		0,00	0,00	0,00
Guatemala		0,63	0,62	0,01
Honduras		0,00	0,50	0,39
Mexico		0,06	0,01	0,03
Panama		0,91	0,31	0,91
Peru		0,00	0,00	0,28
Paraguay		0,31	0,18	0,00
El Salvador		0,01	0,14	0,19
Uruguay		0,29	0,17	0,83