



Munich Personal RePEc Archive

# **DETERMINANTS of poverty by gender of beneficiaries of microfinance in Mali**

Koloma, Yaya

LAREFI-GED, ISTOM

30 April 2012

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/40644/>  
MPRA Paper No. 40644, posted 13 Aug 2012 23:27 UTC

# Déterminants de la pauvreté et genre des bénéficiaires de microfinance au Mali

Yaya KOLOMA

Enseignant-chercheur – ISTOM, Ecole d'ingénieur d'agro-développement international

E-mail : koloma33@gmail.com/y.koloma@istom.net

**Résumé :** *En utilisant les données de l'estimation de la pauvreté au Mali (Koloma, 2011), l'objet du papier est d'examiner les déterminants de « l'écart » de pauvreté selon le genre des bénéficiaires de microfinance. Les résultats du modèle de régression selon l'approche de décomposition de Blinder-Oaxaca (1973) indiquent, premièrement, que l'écart de l'incidence de la pauvreté entre les hommes et les femmes est essentiellement dû aux différences dans les caractéristiques (74,7 %). Deuxièmement, les rendements des caractéristiques expliquent 25,3 % de l'écart de pauvreté. Ainsi, si les différences dans les caractéristiques entre hommes et femmes venaient à disparaître, l'écart de pauvreté entre les deux groupes serait réduit de 4,9 %. L'écart de pauvreté serait encore réduit de 1,7 % si les rendements étaient similaires. Même si cela n'est pas systématique, la contribution globale de l'accès aux services microfinanciers induirait une réduction de l'écart de pauvreté entre hommes et femmes bénéficiaires.*

Mots-clés : Microfinance, Pauvreté non monétaire, Modèle de décomposition Blinder Oaxaca, Mali

## **Abstract: Determinants of poverty by gender of beneficiaries of microfinance in Mali**

*This study is based on the results of the non-monetary poverty estimation of the beneficiaries of microfinance in Mali (Koloma, 2011). Its aim is to examine the determinants of the "gap" of poverty by gender. The regression model according to the approach of decomposition of Blinder-Oaxaca (1973) was used. First, the results show that the poverty gap is largely explained by differences in the characteristics up to 74.7%. Second, the coefficients – result of characteristics – account for 25.3% of the poverty gap. Thus, this would mean that if the differences in the characteristics of men and women beneficiaries were to disappear, the poverty gap would be reduced by 4.9%. Regarding coefficients, the gap would be further reduced by 1.7% if both groups of members presented the same achievements (coefficients). While this not systematic, access to microfinance program could involve a reduction in the poverty gap between men and women beneficiaries.*

Keywords: Microfinance, Non-monetary poverty, Decomposition model of Blinder Oaxaca, Mali

## Introduction

La présente recherche s'inscrit dans une perspective d'identification des déterminants de l'écart de pauvreté selon le genre, en mobilisant les données d'enquêtes menées en 2007-2008 auprès des ménages bénéficiaires de programme de microfinance au Mali. Pour ce faire, nous nous posons la question de savoir *à quoi serait due la différence de pauvreté entre hommes et femmes bénéficiaires de microfinance au Mali.*

Pays pauvre, situé en Afrique de l'Ouest, le Mali connaît une crise politique et militaire, sans précédent dans son histoire récente, qui a sérieusement affecté les différents secteurs d'activité. Malgré les énormes difficultés rencontrées avant et pendant cette crise, la dynamique du secteur de la microfinance s'est stabilisée grâce à l'implication de différentes parties prenantes par la professionnalisation du secteur à travers l'expérience acquise et la formation reçue des nombreux praticiens. En fin d'année 2011, le secteur comptait plus d'un million de bénéficiaires avec un encours de dépôts estimés à 59 milliards de FCFA et un encours de crédits de 71 milliards de FCFA.

La volonté des pouvoirs publics de réduire significativement la pauvreté d'ici 2015 s'était traduite, ces dernières années, par la prépondérance des écrits sur l'estimation du profil de pauvreté au Mali. Cette évolution nécessaire a permis une meilleure compréhension des mécanismes de la pauvreté qui doit être d'une contribution fondamentale à la mise en œuvre des politiques de réduction de la pauvreté. Pour autant, en dehors de quelques études parcellaires, la plupart des analyses se sont contentées d'une estimation de la pauvreté selon le sexe des individus ou des chefs de ménage sans accorder un intérêt spécifique aux facteurs influençant le niveau de pauvreté (Dabitao et al, 2010 ; ODHD, 2008<sup>1</sup>).

Du point de vue des bénéficiaires des programmes de microfinance, Koloma (2011), en utilisant une approche non monétaire basée sur la méthodologie de Chakravarty, Mukherjee et Ramade (1998) a montré que l'incidence de la pauvreté était plus élevée chez les femmes (0,444) que chez les hommes bénéficiaires (0,437). Si cette différence d'incidence de pauvreté n'était pas significative ( $\eta=-0,322$ ) au niveau global, l'étude a montré que la pauvreté était significativement différente selon le genre en fonction de la durée d'adhésion dans les milieux urbain et rural. Pourtant, il semble important de remarquer que cette spécification omet de considérer deux éléments qui sont susceptibles respectivement de biaiser la mise en œuvre de politiques efficaces de réduction de la pauvreté et d'avoir un impact sur la pauvreté.

D'une part, les résultats des analyses à la fois sur le milieu de résidence et surtout le genre des bénéficiaires des institutions de microfinance ne confirment que partiellement ceux des analyses monétaires de la pauvreté<sup>2</sup> (DNSI et al, 2007). D'autre part, l'estimation de la pauvreté ne permet pas d'indiquer le comportement « spécifique » de certaines variables dans la différence de l'incidence ou de la sévérité de la pauvreté. Les inégalités des privations sont plus ou moins influencées et profondes à cause de sa corrélation avec certains facteurs. Ceux-ci peuvent constituer de fortes contraintes économiques et sociales pour certaines catégories de la population, en particulier les femmes.

---

<sup>1</sup> Le rapport de l'ODHD (2008) étudie les impacts de la microfinance sur la pauvreté au Mali

<sup>2</sup> Ces études indiquent que la différence de pauvreté entre hommes et femmes n'est pas significative.

Ainsi, l'étude suggère d'identifier les sources de divergence de pauvreté selon le genre via un exercice de décomposition, impliquant la spécification des parts relatives de l'écart de pauvreté dues, respectivement, aux caractéristiques des bénéficiaires et aux rendements de ces dotations. Notre objectif est de mettre en œuvre un modèle de régression fondée sur la méthode des moindres carrés ordinaires selon l'approche de décomposition de Blinder-Oaxaca (1973). Après avoir présenté les sources des données et les statistiques descriptives ainsi que le cadre analytique et le choix du modèle, les résultats économétriques seront décomposés selon le genre des bénéficiaires des services microfinanciers.

## **I. Sources des données et statistiques descriptives**

L'étude porte sur les données d'enquêtes « Microfinance et réduction de la pauvreté » réalisées, entre décembre 2007 et janvier 2008, par l'Observatoire du développement humain durable et de la lutte contre la pauvreté (ODHD/LCP) et l'Institut national de la statistique. Le principal objectif de cette enquête transversale est l'évaluation de l'impact de la microfinance sur la réduction de la pauvreté au niveau national (ODHD, 2008). Deux sources de données ont été utilisées : des données des IMF au niveau des caisses de base et au niveau des faîtières, d'une part, et les données obtenues par enquête, d'autre part. Les données obtenues au niveau des caisses de bases et institutions faîtières ont permis de constituer la base de sondage aux niveaux régional et local. L'enquête a retenu un échantillon de 37 institutions de microfinance réparties dans différentes régions du Mali et concerne 2400 individus/ménages stratifiés selon les zones de résidence. Pour notre étude, nous avons considéré l'ensemble de l'échantillon, sachant que 1430 sont chefs de ménages. Le fichier est constitué de 762 femmes adhérentes (31,7 pour cent) et 1638 hommes adhérents (68,3 pour cent)<sup>3</sup>. Il faut souligner que l'ensemble des individus échantillonnés participe aux différents programmes de microfinance, mais tous ne bénéficient du microcrédit.

Quelques statistiques descriptives relatives aux femmes et aux hommes sont présentées dans les tableaux 1 et 2 et en annexes dans les tableaux A1 et A2. Elles appellent quelques commentaires. L'analyse des caractéristiques sociodémographiques montre que les hommes adhérents sont en moyenne plus âgés que les femmes (43 ans contre 41 ans) et sont essentiellement des chefs de ménage (81% contre 13,5% pour les femmes). Il ressort également que 41,0% et 40% des femmes sont respectivement dans une situation maritale monogamique et polygamique, contre 51,6% et 36% des hommes. Autre élément d'analyse, on constate que près de 60% des bénéficiaires de microfinance vivent en milieu rural avec un écart de 10 points de pourcentage entre hommes (61%) et femmes adhérents (51%) est observé. S'agissant des caractéristiques liées à l'activité économique, l'énumération du statut d'occupation montre que 69% des femmes travaillent à leur propre compte, contre 61% des hommes bénéficiaires de microfinance. Ils sont par contre beaucoup plus nombreux (23,5%) à être employés par des tiers (secteur public, secteur privé) comparativement aux femmes (13%). On peut également noter que 2,4% et 4,8% respectivement des femmes et des hommes ont un statut d'occupation d'« employeurs ».

Les femmes sont relativement plus représentées en tant qu'aide familiale, avec un écart de 5 points de % par rapport aux hommes. Le type d'activité entreprise par les adhérents au programme de microfinance permet de comprendre également que, si au niveau global, les bénéficiaires des services microfinanciers sont principalement des agriculteurs (33,2%) et des

---

<sup>3</sup> Pondération normalisée.

commerçants (29,9%), une différence nette s'établit entre hommes et femmes. Elles ont une activité agricole largement inférieure aux hommes (22,7% contre 38,1%), mais elles sont beaucoup plus représentées dans les activités commerciales (51,0%), comparativement aux hommes (20,2%). Néanmoins, les hommes (16,2%) et les femmes (14,5%) présentent des parts relativement similaires dans les secteurs de l'administration, la santé ou l'éducation.

**Tableau I: Statistiques descriptives des variables socioéconomiques**

SEXE	Paramètres	Indépendant	Employeur	Employé	Travailleur familial	Activité agricole	Commerce/vente
FEMME	Moyenne	0,688	0,024	0,130	0,159	0,227	0,510
	N	762	762	762	762	762	762
	Ecart-type	0,463	0,152	0,336	0,365	0,419	0,500
	Minimum	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	Maximum	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
HOMME	Moyenne	0,611	0,048	0,235	0,106	0,381	0,202
	N	1638	1638	1638	1638	1638	1638
	Ecart-type	0,488	0,214	0,424	0,308	0,486	0,401
	Minimum	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	Maximum	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
ENSEMBLE	Moyenne	0,635	0,041	0,202	0,123	0,332	0,299
	N	2400	2400	2400	2400	2400	2400
	Ecart-type	0,481	0,197	0,401	0,328	0,471	0,458
	Minimum	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	Maximum	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

Source : auteur à partir des données de l'enquête Microfinance et pauvreté Mali [2007]

Les variables liées à la microfinance révèlent des différences entre les hommes et les femmes. Parmi les adhérents des programmes de microfinance, 72,8% des femmes ont accès au microcrédit, alors que ce sont seulement 64,5% des hommes. De même, une proportion légèrement plus élevée de femmes comparativement aux hommes utilisent du microcrédit à des fins productives. En revanche pour ce qui de l'accès à l'épargne, la part relative des hommes (56,8%) est plus élevée que celle des femmes (36,3%).

La nature des données des enquêtes 2007-2008 a par ailleurs permis de conduire une évaluation de la pauvreté des bénéficiaires à partir d'un indicateur<sup>4</sup> de la pauvreté non monétaire micro-multidimensionnel (Koloma, 2011). Les résultats de l'estimation de la pauvreté selon le sexe des bénéficiaires de microfinance montrent au niveau global une prépondérance de la pauvreté chez les femmes bénéficiaires (44,4%) comparativement aux hommes (43,7%), sans être statistiquement significative ( $\eta = -0,322$ ). La distinction bénéficiaires de longue date et nouveaux bénéficiaires indique plus particulièrement que, pour les bénéficiaires de longue date, les femmes présentent une incidence de la pauvreté significativement plus élevée (22,9%) que les hommes (15,7%) en milieu urbain ( $\eta = -2,081$ ). Ce résultat est confirmé au niveau rural avec une incidence de pauvreté de 68,1 % pour les femmes et 62,3 pour les hommes ( $\eta = -1,797$ ).

<sup>4</sup> Cet indicateur de pauvreté est un indicateur composite multidimensionnel non monétaire basé sur différentes dimensions de capacités individuelles et collectives des bénéficiaires dont disposent les bénéficiaires des services microfinanciers. La création de l'indice fut nécessaire car le fichier de données n'intègre pas de données sur les dépenses de consommation ou des variables de revenus de l'ensemble des bénéficiaires de microfinance.

**Tableau 2 : Décomposition des mesures de la pauvreté non monétaire des ménages P ( $\alpha=0$ ) par dimensions de capacités retenues selon le statut d'adhésion, le genre et le milieu de résidence- Mali 2007**

Domaines		Actifs physiques		Actifs humains	Actifs sociaux	Moyenne générale	Contribution en %	$\eta_6$	N
Dimensions de capacités		Habitat	Biens durables	Éducation	Capital social				
<b>Pauvreté non monétaire <math>\alpha = 0</math></b>									
Statut d'adhésion	MILIEU/genre								
	Urbain	<b>0,121</b>	<b>0,318</b>	<b>0,201</b>	<b>0,131</b>	<b>0,193</b>	<b>0,188</b>	-	<b>1024</b>
Nouvel adhérent	Masculin	0,111	0,361	0,133	0,153	0,189	0,050	-1,092	277
	Féminin	0,065	0,419	0,370	0,078	<b>0,233</b>	0,037		167
	<b>TOTAL N.A</b>	0,094	0,383	0,222	0,125	<b>0,206</b>	0,087	-0,919	443
Adhérent de longue date	Masculin	0,125	0,234	0,099	0,170	0,157	0,055	-2,081**	371
	Féminin	0,174	0,328	0,339	0,077	<b>0,229</b>	0,046		210
	<b>TOTAL A.A</b>	0,142	0,268	0,185	0,136	0,183	0,101	-	581
Statut d'adhésion	Rural	<b>0,840</b>	<b>0,770</b>	<b>0,552</b>	<b>0,329</b>	<b>0,623</b>	<b>0,813</b>	<b>-23,934***</b>	<b>1376</b>
Nouvel adhérent	Masculin	0,783	0,761	0,488	0,287	<b>0,580</b>	0,144	0,450	262
	Féminin	0,718	0,676	0,652	0,162	0,552	0,044		84
	<b>TOTAL N.A</b>	0,767	0,740	0,528	0,256	0,573	0,188	2,196**	346
Adhérent de longue date	Masculin	0,844	0,759	0,525	0,362	0,623	0,429	-1,797*	728
	Féminin	0,914	0,829	0,648	0,332	<b>0,681</b>	0,195		302
	<b>TOTAL A.A</b>	0,865	0,779	0,561	0,354	0,640	0,624	-	1030
Moyenne générale		<b>0,533</b>	<b>0,577</b>	<b>0,403</b>	<b>0,245</b>	<b>0,439</b>			-
Contribution- %		<b>0,303</b>	<b>0,328</b>	<b>0,229</b>	<b>0,139</b>	-	<b>1,000</b>		-
N		2400	2400	2400	2400	-	-		2400
<p>(1) Voir le texte. Les pondérations sont égales <math>a_j : a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = 1/4</math> ; (2) Les scores relatifs aux niveaux de précarité - 0 = non précaire ; 1 = précaire - des huit actifs de l'habitat - voir texte - sont additionnés, et le niveau de subsistance est de 4, c'est-à-dire qu'il correspond à <i>au plus trois handicaps sur sept</i> ; (3) Les scores relatifs aux niveaux de précarité - 0 = non précaire ; 1 = précaire - des 28 actifs des biens durables - voir texte - sont additionnés, et le niveau de subsistance est de 10, c'est-à-dire qu'il correspond à <i>au plus 10 handicaps sur 28</i> ; (4) Les scores relatifs aux niveaux de précarité - 0 = non précaire ; 1 = précaire - des deux actifs liés à l'instruction - voir texte - sont additionnés, et le niveau de subsistance est de 1, c'est-à-dire qu'il correspond à <i>un handicap sur deux</i> ; (4) Les scores relatifs aux niveaux de précarité - 0 = non précaire ; 1 = précaire - des deux actifs liés au capital social - voir texte - sont additionnés, et le niveau de subsistance est de 1, c'est-à-dire qu'il correspond à <i>un handicap sur deux</i> ; (5) Les informations ne sont pas reproduites pour <math>P_a = 0</math> et 2. (6) Test de différence des moyennes - Kakwani (1990), Lachaud (2009) ;  Source : Koloma [2011] à partir des données de l'enquête Microfinance et pauvreté Mali [2007], pondération normalisée.</p>									

La contribution relative des hommes à l'incidence de la pauvreté est plus importante que celle des femmes bénéficiaires, notamment en milieu rural, respectivement de 42,9 pour cent et 19,5 pour cent. La caractérisation multidimensionnelle de la pauvreté a également permis d'indiquer que les différences observées entre hommes et femmes étaient dues aux privations de capacités éducatives en ville et de biens durables et habitat en milieu rural.

Malgré quelques divergences intrinsèques observées entre hommes et femmes, les données semblent montrer que les caractéristiques des hommes et des femmes sont relativement similaires et que certains états profiteraient parfois aux femmes. La proportion plus élevée de femmes bénéficiaires du microcrédit comparativement aux hommes en est un exemple,

ce qui montrerait que les programmes de microfinance sont davantage ouverts aux femmes et que les hommes seraient discriminés dans l'accès aux services financiers au Mali.

Cette lecture descriptive sur l'état des caractéristiques socioéconomiques ouvre la voie à l'analyse des déterminants de la pauvreté. Elle nous permet, via le constat d'une similarité globale des caractéristiques, de déduire une hypothèse plus ou moins implicite selon laquelle « *les variables explicatives qui vont être introduites dans la régression ont, pour les deux groupes, le même impact sur la variable à expliquer* » (Bonnal et al, 2010). Pour la vérifier, il est nécessaire de mettre en œuvre le modèle de régression des moindres carrés ordinaires selon l'approche de décomposition de Blinder-Oaxaca (1973).

## **II. Modèle théorique de décomposition des sources de divergence de pauvreté**

Dans la littérature, plusieurs approches permettent d'analyser les déterminants de la pauvreté. On peut distinguer des modèles moindres carrés ordinaires (MCO), logit ou probit ou modèle logistique multinomial qui consistent à identifier les variables déterminant la probabilité d'un ménage d'être pauvre ou non (logit ou probit) ou sur une distribution du niveau de vie selon les quintiles (Lachaud, 1998). Plus récemment, la méthode de décomposition de Blinder-Oaxaca, qui a été développée dans les années 1970, va constituer l'outil de base dans les différentes études cherchant à identifier les différences salariales, de pauvreté ou de gains de profits entre les sexes, les milieux de résidence, les groupes socioéconomiques.

Blinder et Oaxaca (1973) ont cherché à spécifier les déterminants des écarts de salaires dans le temps entre les hommes et les femmes, en distinguant les effets dus aux caractéristiques et les effets associés au rendement des caractéristiques. Comme le soulignent Adoho et Boccanfuso (2007), cette « *méthode de décomposition va être adaptée par plusieurs auteurs comme Bourguignon et al. (2002), Yun (2004, 2005) et Yun et al. (2006)* ». Byung-Hee Lee et Sangheon Lee (2007) ont cherché, dans le cas de la Corée, à savoir dans quelle mesure les écarts salariaux entre les différents types de contrats de travail ou groupes de travailleurs pouvaient être associés aux différences dans les caractéristiques personnelles et professionnelles (effet de productivité) ou aux différences dans les rendements (effet prix). D'autres comme Lachaud (2002, 2010) ou Adoho et Boccanfuso (2007) ont plus examiné les paramètres influençant les écarts de pauvreté selon le genre ou les milieux de résidence dans certains pays en Afrique.

Malgré certaines limites existentielles liées au modèle des moindres carrés ordinaires (nous y reviendrons), l'analyse des déterminants de la pauvreté selon le genre des bénéficiaires de microfinance peut être réalisée à partir d'une décomposition des écarts de l'incidence de la pauvreté en 2007 au Mali.

### **I- Présentation du modèle théorique de décomposition**

La méthode de décomposition de l'incidence de la pauvreté non monétaire poursuit globalement trois étapes (Adoho et Boccanfuso, 2007) : (i) la spécification et la régression du modèle; (ii) la décomposition des écarts de pauvreté selon l'approche d'Oaxaca-Blinder ; (iii) la contribution (part) d'une variable  $k$ , à l'écart total de pauvreté entre deux groupes selon l'approche proposée. Selon cette méthode, les équations de l'incidence de la pauvreté peuvent être estimées en distinguant la sous-population des hommes bénéficiaires et le sous-groupe des femmes bénéficiaires des services des institutions de microfinance [1] et [2] :

Hommes

$$P_h = \beta_h X_h + \Pi_h \quad [1]$$

Femmes

$$P_f = \beta_f X_f + \Pi_f \quad [2]$$

Dans ces équations,  $P_h$  et  $P_f$  sont les variables dépendantes représentant la valeur de l'incidence de la pauvreté des hommes et des femmes bénéficiaires pris séparément ;  $\Pi$  est le terme d'erreur ayant toujours la spécificité d'avoir une moyenne nulle  $E(\pi)=0$  pour tout  $h$  et  $f$ ;  $X_h$  et  $X_f$  représentent le vecteur des variables explicatives désignant le vecteur des caractéristiques individuelles observées des hommes et des femmes bénéficiant des différents programmes de microfinance,  $\beta$  représente les coefficients associés aux caractéristiques observées. A partir de ces équations, nous pouvons estimer les déterminants spécifiques aux femmes et aux hommes.

Cependant, comme le souhait est d'estimer l'écart de l'incidence de la pauvreté et des principaux déterminants de cet écart, il s'agit d'associer les deux équations sous une forme additive. Pour ce faire, nous supposons, a priori, que les rendements des caractéristiques individuelles et (aussi des ménages) sont différents selon les genres masculin et féminin, ce que viendra confirmer le test de Chow (tableau 3). L'approche Oaxaca (1973) et Blinder (1973) et ses extensions, suggèrent d'utiliser la moyenne des caractéristiques et des coefficients estimés pour mener la décomposition. Ceci se traduit donc par une désagrégation de l'incidence de la pauvreté en deux parties : une composante des caractéristiques et une composante des rendements ou coefficient.

Ainsi, on distingue les moyennes estimées des deux équations suivantes :

$$\text{Hommes :} \quad \overline{P_h} = \beta'_h \overline{X_h} \quad [3]$$

$$\text{Femmes :} \quad \overline{P_f} = \beta'_f \overline{X_f} \quad [4]$$

La différence moyenne en termes d'incidence de pauvreté entre les hommes et les femmes bénéficiaires est donnée par :

$$P_h - P_f = \underbrace{[\phi(\beta'_h X_h) - \phi(\beta'_h X_f)]}_{\text{Différences des caractéristiques}} + \underbrace{[\phi(\beta'_h X_f) - \phi(X_f \beta_f)]}_{\text{Différences des coefficients (effets) des caractéristiques}} \quad [5]$$

Où  $\phi$  désigne la matrice de poids relatif que prennent les coefficients et les caractéristiques moyennes. Différentes hypothèses quant à la forme de  $\phi$  peuvent être mises en évidence. Reimers (1983) et Cotton (1988) traitent  $\phi$  comme une matrice scalaire. Reimers (1983) propose la matrice de pondération  $\phi = (0,5) I$  avec  $I$  la matrice identité, tandis que Cotton (1988)<sup>5</sup> choisit la matrice de pondération  $\phi = sI$ , où  $s$  désigne le poids relatif de l'échantillon du groupe majoritaire. Toutefois, dans le cadre d'un modèle de régression linéaire, Neumark (1988) et Oaxaca et Ransom (1994) propose l'estimation d'un

<sup>5</sup> Cité par Jann [2008].



modèle « pooled » qui permet d'obtenir la matrice des coefficients du vecteur  $\beta^*$  à partir du poids relatif des sous-échantillons. Nous considérons dans notre cas la démarche de Reimers (1983) qui consiste à considérer une matrice de pondération ou  $\phi = (0,5) I$ , afin de pouvoir estimer les différences d'incidence de pauvreté selon le sexe des bénéficiaires de services microfinanciers. Même si cette méthode apparaît arbitraire, elle a l'intérêt de ne pas sous-estimer l'apport des différents sous-groupes à l'incidence de la pauvreté non monétaire.

$\bar{\beta}$  désigne la moyenne des coefficients estimés et  $\bar{X}_h$  et  $\bar{X}_f$  représentent les caractéristiques moyennes des adhérents hommes et femmes en 2007-2008. Dans ces conditions, la différence de l'incidence de pauvreté entre les sexes provient de deux sources, d'une part, les différences quant aux valeurs – quantités – des caractéristiques  $\bar{X}_h$  et  $\bar{X}_f$  évaluées selon le premier membre de droite de l'équation [5], et d'autre part, le différentiel des rendements des caractéristiques –  $\gamma$  compris l'écart entre les termes constants – estimé par le second membre de [5].

Le premier terme est considéré comme la partie expliquée de l'écart de pauvreté entre hommes et femmes, particulièrement dues aux différences relevées au niveau des caractéristiques observées des bénéficiaires. Le second terme, le coefficient, représente la contribution (rendement) des caractéristiques dans la détermination de l'écart de pauvreté. C'est la partie non expliquée indiquée pour signifier une certaine discrimination/inégalité raciale ou face à la pauvreté, donc une partie non observable.

En mobilisant la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), la technique de décomposition de Blinder-Oaxaca va nous permettre d'identifier à la fois les causes de l'écart de pauvreté entre hommes et femmes (et de quantifier les contributions séparées), et la contribution des différences de rendement de ces caractéristiques.

## 2- Spécification des variables explicatives retenues

Sur le plan de la procédure économétrique, l'estimation des équations prendra l'incidence de la pauvreté<sup>6</sup> comme la principale variable dépendante séparément pour les femmes et les hommes. Cette variable continue est influencée par l'accès aux services microfinanciers et un ensemble de caractéristiques observables des bénéficiaires ( $X_n$ ).

Les variables indépendantes de plusieurs types (sociodémographiques et économiques) sont identiques pour les bénéficiaires hommes et femmes et prennent en considération : (i) la région de résidence – base = Bamako la capitale; (ii) milieu de résidence – base = urbain ; (iii) l'âge, sexe – base = homme ; le statut de chef du ménage et la situation matrimoniale – base = marié monogame ; (iv) statut d'occupation du bénéficiaire sur le marché du travail – base = indépendant ; type d'activités exercées – base = agriculture/pêche et annexes.

La principale variable d'intérêt représentant la microfinance. Elle représente soit (i) l'accès au microcrédit – base = sans accès au crédit ; soit (ii) le crédit productif – crédit destiné à la production – base = crédit destiné à la consommation du ménage ; soit (iii) l'accès à l'épargne – base = sans accès à l'épargne. Ainsi, nous utiliserons successivement les variables accès au crédit, accès au crédit productif et l'accès à l'épargne afin d'éviter les problèmes de colinéarité. A ce titre, nous spécifierons trois modèles.

---

<sup>6</sup> Voir KOLOMA [2011] pour plus de détail sur la méthode de calcul de l'indice de pauvreté non monétaire.

Par ailleurs, dans notre fichier de données, nous pensons que les variables retenues constituent les variables pertinentes à intégrer dans le modèle spécifié. Cette modélisation des déterminants du niveau de pauvreté non monétaire selon le genre des bénéficiaires des programmes de microfinance repose sur une approche simplifiée en considérant un ensemble de variables explicatives supposées exogènes, notamment pour ce qui concerne la participation de l'adhérent au marché du travail<sup>7</sup>. La formalisation simplifiée du modèle est en partie dictée par la nature des données disponibles. Par conséquent, l'impact des caractéristiques des ménages est proportionnel aux paramètres estimés.

Sur un plan économétrique<sup>8</sup>, les  $t$  sont corrigés de l'hétéroscédasticité (grâce à la fonction « Het » de LIMDEP), et le  $\chi^2$  de Breusch-Pagan est affiché dans le tableau I. De plus, le test de Chow relatif à la stabilité entre les coefficients des équations relatifs aux *différents groupes de bénéficiaires*, est calculé. Il permet de rejeter l'hypothèse nulle. L'estimation selon le genre du bénéficiaire de la microfinance est globalement plus appropriée pour expliquer les mécanismes de l'écart de pauvreté. Les déterminants de la pauvreté diffèrent entre les femmes et les hommes bénéficiaires. Les résultats du tableau montrent que tous les autres tests sont significatifs. Les  $R^2$  des trois procédures sont tous supérieurs 0,52, ce qui signifie que la variabilité des variables explicatives du modèle expliquerait plus de 52% de la variabilité de la variable dépendante, qu'est l'incidence de la pauvreté. Par conséquent, l'hypothèse nulle est rejetée pour la plupart des tests.

### **III. Les déterminants de la pauvreté non monétaire des bénéficiaires**

Les résultats sont obtenus en estimant l'influence des variables explicatives sur l'incidence de la pauvreté selon que l'adhérent est un homme (groupe 1) ou une femme (groupe 2). Nous avons, ensuite, décomposé l'écart entre l'incidence de pauvreté moyenne pour les femmes et l'incidence de pauvreté moyenne des hommes en effets dus aux caractéristiques des bénéficiaires/ménages et en effets liés aux coefficients des caractéristiques.

#### **I- Des éléments explicatifs de l'incidence de pauvreté selon le sexe des bénéficiaires de microfinance**

Au total, notre modèle retient 21 variables permettant d'appréhender les facteurs influençant l'incidence de la pauvreté chez les personnes bénéficiaires des services microfinanciers. Les résultats sont constatés au tableau 3 et au tableau A3, en annexes, selon nous considérons l'accès au crédit (sexe de l'adhérent (1)), l'accès à l'épargne (sexe de l'adhérent (2)) ou le crédit productif (sexe de l'adhérent (3) en annexes) comme variable d'intérêt.

Premièrement, dans les trois modèles, les caractéristiques démographiques affectent systématiquement le bien-être des bénéficiaires, notamment celui des hommes, l'impact n'étant pas significatif chez les femmes. En effet, par exemple, chez les hommes bénéficiaires, l'âge est corrélé positivement et significativement – seuil de 1 pour cent – avec l'incidence de la pauvreté. Ceci signifie que l'accroissement de l'âge des hommes induit une hausse de

---

<sup>7</sup> Il est en effet couramment reconnu que des caractéristiques individuelles observables (comme le capital humain en général), mais aussi inobservables des individus, influent à la fois sur des décisions de participation et sur le niveau des gains individuels.

<sup>8</sup> Pour cette procédure économétrique, nous avons utilisé LIMDEP.

l'incidence de la pauvreté, ceci jusqu'à un certain seuil (l'âge au carré), où l'impact devient négatif. On peut ainsi parler d'un seuil de retournement. Au niveau global, le statut de *femme* influence à la hausse l'incidence de la pauvreté. Au niveau global, le statut de *femme* influence à la hausse l'incidence de la pauvreté. Le fait d'être une femme bénéficiaire est positivement et significativement lié à la pauvreté, ce qui signifierait que les femmes bénéficiaires (base = hommes bénéficiaires) présentent une incidence de la pauvreté plus élevée comparativement aux hommes. Ce résultat confirme celui obtenu précédemment sur le plan descriptif. Egalement, le statut de *chef de ménage* est positivement et significativement (à 1 pour cent) lié à la pauvreté, tant au niveau global qu'au niveau des bénéficiaires masculins. Mais, la corrélation n'est pas significative chez les femmes bénéficiaires. En ce qui concerne l'*état matrimonial*<sup>9</sup>, même si les coefficients ne sont pour la plupart pas significatifs, les résultats montrent que le fait d'être célibataire ou en union libre serait un facteur réducteur de l'incidence de la pauvreté (au seuil de 1 pour cent). Pour les femmes bénéficiaires, aucun coefficient n'est significatif. Pour les hommes, par contre, deux situations apparaissent. D'une part, lorsque l'homme est dans un ménage polygame, cela constitue une source d'accroissement de la pauvreté dans la mesure où la variable est positivement et significativement liée (seuil de 5 pour cent). D'autre part, le statut de célibataire ou d'union libre impliquerait une réduction de la pauvreté pour les hommes bénéficiaires.

Deuxièmement, dans les trois modèles, les caractéristiques de localisation semblent jouer un rôle dans la détermination du bien-être des adhérents. Aussi bien pour les hommes que pour les femmes, le fait de résider dans les régions (base= Bamako) est positivement et significativement lié à une incidence de pauvreté plus élevée. Aussi, en ce qui concerne le *milieu de résidence*, pour un bénéficiaire des services microfinanciers, le fait de résider dans une zone rurale – à l'instar d'une zone urbaine – significativement et positivement lié à l'incidence de la pauvreté (seuil de 1 pour cent). Ainsi, vivre en ville est un facteur essentiel de mieux-être pour les femmes et les hommes bénéficiaires.

Troisièmement, la participation au marché du travail est un déterminant majeur du bien-être individuel et des ménages. Dans les trois modèles, concernant le statut d'*occupation*<sup>10</sup>, au niveau global, le statut d'employeur est négativement et significativement lié à la pauvreté. Cela signifie que le statut de bénéficiaires d'employeur, dans la globalité, est source de mieux-être comparativement à un travailleur à statut d'indépendant. Cependant, la distinction selon le genre montre que le statut d'employé influence significativement à la baisse l'incidence de pauvreté chez les hommes bénéficiaires. Les coefficients des autres variables ne sont pas significatifs. Pour les femmes bénéficiaires, par contre, être employées dans une structure donnée est un facteur aggravant de l'incidence de la pauvreté. Cela suppose que les travailleurs indépendants (ou à propre compte) bénéficiaires des programmes de microfinance sont moins ou aussi vulnérables que les autres catégories, sachant qu'un des objectifs principaux de la microfinance est de promouvoir l'auto-emploi, afin de faire face au phénomène de chômage au Mali et de permettre l'accumulation de la richesse nécessaire à l'amélioration du bien-être du ménage. Un tel résultat devrait inciter à une promotion de l'entrepreneuriat féminin.

---

<sup>9</sup> Base = ménage monogame.

<sup>10</sup> Base = travailleur indépendant.

<b>Tableau 3 : Coefficients de régression des estimations par les moindres carrés des déterminants de l'incidence de la pauvreté selon le genre des adhérents – Mali 2007<sup>1</sup></b>								
Paramètres	Sexe de l'adhérent(1)				Sexe de l'adhérent(3)			
	Masculin		Féminin		Masculin		Féminin	
	Coef.	t <sup>2</sup>	Coef.	t <sup>2</sup>	Coef.	t <sup>2</sup>	Coef.	t <sup>2</sup>
Age de l'adhérent	0,010	2,96***	-0,005	-1,15	0,010	3,00	-0,005	-1,02
AGE <sup>2</sup>	-0,0001	-3,55***	0,00005	0,88	-0,0001	-3,58***	0,00004	0,82
Chef de ménage	0,074	3,70***	-0,002	-0,06	0,077	3,82***	-0,004	-0,12
Marié polygame	0,027	1,84*	0,006	0,32	0,028	1,90*	0,003	0,16
Divorcé/séparé/veuf	-0,040	-0,76	0,008	0,23	-0,040	-0,77	0,008	0,24
Célibataire/union libre	-0,080	-3,11***	-0,028	-0,72	-0,082	-3,18***	-0,041	-1,08
Milieu rural	0,227	9,14***	0,066	9,17***	0,230	9,34***	0,336	9,23***
<b>Régions</b>								
Kayes	0,101	3,95***	0,066	1,64	0,108	3,91***	0,056	1,39
Koulikoro	0,064	2,20**	0,059	1,80*	0,066	2,26**	0,090	1,78*
Sikasso	-0,012	-0,46	0,066	1,67*	-0,010	-0,38	0,087	2,19**
Ségou	0,027	-0,95	0,046	1,09	-0,024	-0,85	0,058	1,36
Mopti	0,099	2,32**	0,157	3,31***	0,094	2,22***	0,152	3,22***
Région Nord	0,100	1,28	0,108	1,34	0,103	1,32	0,127	1,58
<b>Statut d'occupation</b>								
Employeur	-0,024	-0,90	-0,068	-1,26	-0,028	-1,04	-0,078	-1,55
Employé	-0,066	-3,05***	0,077	1,87*	-0,064	-2,94***	0,072	1,80*
Travailleur familial	0,011	0,48	0,057	2,38**	0,009	0,40	0,303	1,38
<b>Types d'activités</b>								
Transformation/construction/transport	-0,027	-9,74***	-0,110	-1,91*	-0,261	-9,88***	-0,091	-1,68*
Commerce/vente	-0,170	-8,53***	-0,057	-2,57**	-0,169	-8,40***	-0,055	-2,43**
Administration/santé/éducation	-0,241	-8,83***	-0,287	-6,78***	-0,242	-8,83***	-0,281	-6,70***
Autres services	-0,303	-12,80***	-0,181	-4,28***	-0,304	-12,8***	-0,186	-4,35***
Accès au crédit	0,017	1,13	0,075	3,53***				
Accès à l'épargne					-0,005	-0,33	-0,055	-2,52***
Constante	0,181	2,33**	0,374	3,38***	0,188	2,43**	0,433	3,92***
R <sup>2</sup> ajusté	0,523		0,556		0,522		0,553	
F (sig)	69,38 (0,000)		37,83 (0,000)		69,26 (0,000)		37,37 (0,000)	
Chi <sup>2</sup> Test hétéroscédasticité (white)	CORRECTION		CORRECTION		CORRECTION		CORRECTION	
Test de Breusch-Pagan	69,267		72,570		70,912		78,532	
Test Chow <sup>4</sup> masculin/féminin (sig.)	4,736 (0,000)				4,666 (0,000)			
N- pondéré	1638		762		1638		762	

(1) La variable dépendante est l'incidence de la pauvreté des bénéficiaires des services de microfinance – ayant au moins 15 ans (2) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le  $\beta$  et l'erreur type ; Note : \*\*\*= significatif à 1 pour cent ; \*\* = significatif à 5 pour cent ; \* = significatif à 10 pour cent. (3) voir texte pour le détail sur les différentes variables ; (4) Stabilité des coefficients relatifs aux MCO selon le genre pour une année donnée.  
Source : A partir des bases de données de l'enquête « Microfinance et réduction de la pauvreté au mali » 2007— pondération normalisée

La considération du *type d'activités exercées*<sup>11</sup> met en évidence le même constat chez les hommes et chez les femmes bénéficiaires. Toutes les catégories présentent des coefficients

<sup>11</sup> Base = agriculture et ses activités annexes.

significativement<sup>12</sup> – au seuil de 1 pour cent – et négativement corrélés à l'incidence de la pauvreté non monétaire. Tant au niveau global qu'au niveau individuel, chez la femme ou chez les hommes bénéficiaires, le fait de travailler dans tout domaine autre que l'agriculture et ses activités affiliées – base – agirait négativement sur l'incidence de la pauvreté non monétaire. En effet, cela induirait une baisse de la pauvreté. Un tel résultat met en évidence, à la fois, que les travailleurs du milieu rural sont victimes de plus privations des capacités. Il implique, en termes de politiques économiques, l'ouverture de meilleures opportunités aux femmes et aux hommes du milieu rural travaillant, notamment, dans le domaine agricole.

Quatrièmement, la considération des nos variables d'intérêt conduit à une certaine perplexité par rapport à l'apport d'un accès aux services microfinanciers. En effet, sans prendre en compte l'endogénéité éventuelle des variables d'intérêt (l'accès au microcrédit, le crédit productif, l'accès à l'épargne) par rapport à l'incidence de la pauvreté, tous les coefficients des indicateurs de microfinance n'ont pas le signe négatif attendu, et certains ne sont significativement différents de zéro. A ce titre, il n'est pas évident de réaliser une sommation globale des impacts directs et indirects (tableau 3 suite).

Globalement, on constate que *l'accès au microcrédit* influence positivement et significativement (seuil de 1 pour cent) la pauvreté chez les femmes bénéficiaires, et au niveau global, mais, n'a pas d'impact chez les hommes bénéficiaires. Ce résultat soutient que l'accès au microcrédit simplement pourrait aller de pair avec la pauvreté des femmes. En ce qui concerne *l'utilisation du crédit à des fins productives*, au niveau global et chez les hommes bénéficiaires, on constate un impact significativement réducteur de la pauvreté non monétaire (seuil de 1 pour cent). Chez les femmes bénéficiaires, son impact ne serait pas significatif. En revanche, *l'accès à l'épargne* est susceptible de réduire la pauvreté chez les femmes bénéficiaires des services microfinanciers. En effet son coefficient est significativement et inversement lié à l'incidence de la pauvreté. Ceci conforte des analyses qui indiquent que *l'accès à l'épargne, à travers sa disponibilité, peut être un facteur d'amélioration du bien-être*. L'incidence n'est pas significative chez les hommes bénéficiaires et au niveau global.

En somme, les résultats relevés pourraient traduire la difficulté du microcrédit à réduire la pauvreté au niveau des femmes (0,052), contrairement aux hommes (-0,057) bénéficiaires. Pour les hommes, ils montrent l'intérêt d'une utilisation efficiente du crédit « à des fins productives » (Khandker, 1998). Au niveau des femmes, les retombées liées à une participation accrue au programme de microfinancement, à travers l'épargne, sont plus importantes que le simple accès au microcrédit (Rutherford, 1999 ; Littlefield, et al, 2003). En effet, elles sont appelées à apprendre des programmes et des autres femmes, puis à faire face à un certain nombre d'imprévus grâce en particulier à l'épargne constituée. Toutefois, si l'on suit Poursat et al. (2006), on peut se poser la question : *Comment pourrait-on mettre de l'argent de côté si l'on a à peine assez de revenus pour satisfaire ses besoins essentiels ?* Ceci peut paraître paradoxal pour les femmes pauvres épargnantes et pourrait expliquer l'importance tardive accordée à l'épargne des femmes pauvres par les institutions de microfinance.

Malgré des résultats assez contrastés, ils sont globalement plus favorables aux hommes. S'il s'agit d'une analyse de corrélation et non de causalité, il apparaît nécessaire de mettre en œuvre une procédure d'estimation permettant de mieux apprécier les effets du microcrédit. Une des premières méthodes est de s'intéresser aux déterminants de l'écart de pauvreté

---

<sup>12</sup> Sauf pour la catégorie Transformation/construction/Transport chez les femmes bénéficiaires qui n'est pas significative au seuil de 10 pour cent, malgré la présence du signe négatif escompté.

entre hommes et femmes bénéficiaires, dont l'intérêt est de rendre compte de la part relative des dotations et des rendements à travers une décomposition du différentiel de l'incidence de pauvreté non monétaire en 2007.

## **2- La décomposition des effets des caractéristiques et des rendements**

Les résultats de décomposition de l'écart d'incidence de la pauvreté de  $-0,007$  ( $0,437-0,444$ ) entre les hommes et les femmes adhérents sont présentés dans le tableau 4. Au niveau agrégé, l'effet des caractéristiques est égal à  $0,0491$  et l'effet des rendements (coefficients) est égal à  $0,0166$ . Cela suppose que l'écart de pauvreté est essentiellement expliqué par les différences observées au niveau des caractéristiques à hauteur de  $74,7$  %. Nos résultats montrent que les coefficients des bénéficiaires expliquent  $25,3$  % de l'écart de pauvreté entre les hommes et les femmes bénéficiaires. Cela voudrait dire que, si les différences constatées dans les caractéristiques des hommes et des femmes bénéficiaires venaient à disparaître, l'écart de pauvreté entre les deux groupes serait réduit de  $4,9$  points de pourcentage. En ce qui concerne les écarts dus aux coefficients, l'écart de pauvreté serait encore réduit de  $1,7$  point de pourcentage, si les deux groupes d'adhérents étaient similaires d'un point de vue des réalisations (coefficients) de leurs caractéristiques.

Le tableau 4 met également en évidence l'importance de l'écart des rendements dû à la constante (statistiquement significative) pour les deux groupes de bénéficiaires (hommes et femmes). La forte contribution de la constante à l'écart de l'incidence de la pauvreté est due aux coefficients  $-0,0965$  ( $-146,9$  pour cent). Ceci signifie que, même si les femmes avaient les mêmes caractéristiques que les hommes et que l'effet atténuateur de l'inégalité de la pauvreté associé aux caractéristiques des bénéficiaires était plus faible (effet coefficient), l'écart se réduirait de  $9,7$  points de pourcentage entre l'incidence de la pauvreté des femmes bénéficiaires et celle des hommes adhérents. Dans la mesure où le terme constant a une significativité plus importante dans la régression, cela peut suggérer, dans une certaine mesure, une spécification inadéquate du modèle. En effet, si l'appréhension des déterminants de la pauvreté est incorrecte, le terme constant peut capter certains éléments des erreurs de mesure (Lachaud, 2003 : 160).

L'analyse des caractéristiques et des coefficients montre que l'âge des bénéficiaires contribue à hauteur de  $0,3184$  des écarts de pauvreté entre les femmes et les hommes, dont  $0,0108$  pour les caractéristiques et  $0,376$  pour les rendements des coefficients. Parmi les déterminants de l'écart de pauvreté, l'âge demeure la contribution la plus importante à l'écart de pauvreté. Cette contribution est contrecarrée par la contribution négative des régions de résidence, des statuts d'occupation et le type d'activités exercées par les bénéficiaires hommes et femmes. Les régions participent à hauteur de  $-0,0010$  à la différence d'incidence de pauvreté, dont  $-0,0038$  dû aux effets des caractéristiques et  $-0,0048$  dû aux effets des coefficients. La contribution de la participation au marché du travail, notamment en ce qui concerne les activités exercées, est de  $-0,0166$  ( $-25,3$  pour cent) dont  $-0,0307$  dû aux coefficients et  $0,0141$  dû aux dotations des bénéficiaires des services microfinanciers.

<b>Tableau 4 : Décomposition de l'incidence de la pauvreté selon des dotations et des rendements – Mali 2007<sup>1</sup></b>						
Paramètres Variables	Effets des dotations-caractéristiques		Effets des coefficients /Fonction-rendement		Effets agrégés	
	Estimés	%	Estimés	%	Estimés	%
<b>Age de l'adhérent</b>	<b>0,0108</b>	<b>16,4</b>	<b>0,3076</b>	<b>468,2</b>	<b>0,3184</b>	<b>484,6</b>
<b>AGE<sup>2</sup></b>	-0,0113	-17,2	-0,1508	-229,5	-0,1621	-246,7
<b>Chef de ménage</b>	0,0249	37,9	0,0051	7,8	0,0300	45,7
<b>Situation matrimoniale<sup>4</sup></b>	<b>0,0001</b>	<b>0,2</b>	<b>-0,0005</b>	<b>-0,8</b>	<b>-0,0004</b>	<b>-0,6</b>
Marié polygame	-0,0005	-0,8	0,0042	6,4	0,0037	5,6
Divorcé/Séparé/Veuf	0,0022	3,3	-0,0029	-4,4	-0,0007	-1,5
Célibataire/union libre	-0,0016	-2,4	-0,0018	-2,7	-0,0034	-5,2
<b>Milieu rural</b>	0,0112	17,0	0,0407	61,9	0,0519	79,0
<b>Régions<sup>3</sup></b>	<b>0,0038</b>	<b>-5,8</b>	<b>-0,0048</b>	<b>-7,3</b>	<b>-0,0010</b>	<b>-1,5</b>
Kayes	0,0013	0,7	0,0039	-1,9	0,0052	-0,8
Koulikoro	0,0021	3,2	0,0002	0,3	0,0023	3,5
Sikasso	-0,000	0,0	-0,0060	-9,1	-0,0060	-9,1
Ségou	0,0015	2,3	-0,0011	-1,7	0,0004	0,6
Mopti	-0,0008	-1,2	-0,0017	-2,6	-0,0025	3,8
Région Nord	-0,0003	-0,5	-0,0001	-0,2	-0,0004	-0,6
<b>Statut d'occupation<sup>5</sup></b>	<b>-0,0041</b>	<b>-6,2</b>	<b>-0,0125</b>	<b>-19,0</b>	<b>-0,0166</b>	<b>-25,3</b>
Employeur	-0,0003	-0,5	0,0005	0,8	0,0002	0,3
Employé	-0,0035	-5,3	-0,0093	-14,2	-0,0128	-19,5
Travailleur familial	-0,0003	-0,5	-0,0037	-5,6	-0,0040	-6,1
<b>Activités principales exercées<sup>6</sup></b>	<b>0,0141</b>	<b>21,5</b>	<b>-0,0307</b>	<b>-46,7</b>	<b>-0,0166</b>	<b>-25,3</b>
Transformation/construction/Transport	-0,0010	-1,5	0,0008	1,2	-0,0002	-0,3
Commerce/vente	0,0262	39,9	-0,0288	-43,8	-0,0026	-4,0
Administration/Education/Santé	-0,0020	-3,0	0,0033	5,0	0,0013	2,0
Autres services	-0,0091	-13,9	-0,0060	-9,1	-0,0151	-23,0
<b>Accès au crédit</b>	<b>-0,0007</b>	<b>-1,1</b>	<b>-0,0211</b>	<b>-32,1</b>	<b>-0,0218</b>	<b>-33,2</b>
<b>Crédit productif</b>	<b>0,0008</b>	<b>1,2</b>	<b>-0,0290</b>	<b>-44,1</b>	<b>-0,0282</b>	<b>-42,9</b>
<b>Accès à l'épargne</b>	<b>-0,0005</b>	<b>-0,8</b>	<b>0,0091</b>	<b>13,9</b>	<b>0,0086</b>	<b>13,1</b>
<b>Constante</b>	<b>-</b>	<b>0</b>	<b>-0,0965</b>	<b>-146,9</b>	<b>-0,0965</b>	<b>-146,9</b>
<b>Effets agrégés</b>	<b>0,0491</b>	<b>74,7%</b>	<b>0,0166</b>	<b>25,3%</b>	<b>0,0657</b>	<b>100%</b>

(1) Calcul basé sur le Two-fold division, Voir texte équation [2]. Compte tenu des arrondis relatifs aux valeurs, la somme des pourcentages peut différer légèrement du total. La description des variables est donnée dans le texte et au tableau 5.3;  
Note : \*\*\*= significatif à 1 pour cent ; \*\* = significatif à 5 pour cent ; \* = significatif à 10 pour cent.  
Source : A partir des bases de données des enquêtes de l'étude « Microfinance et réduction de la pauvreté au mali » 2007— pondération normalisée

Par ailleurs, on peut remarquer que la contribution relative aux variables de la microfinance est relativement nuancée. L'accès au microcrédit et l'utilisation du crédit à des fins productives participent négativement à l'écart de la pauvreté entre les hommes et les femmes bénéficiaires, alors que l'accès à l'épargne présente une contribution positive. La contribution de l'accès au crédit est de -0,0218 aux différences d'incidence de pauvreté, dont -0,0211 dû aux effets des coefficients et -0,0007 dû aux effets des caractéristiques. Pour le crédit productif, la contribution est de -0,0282, dont 0,0008 dû aux effets des dotations et -0,0290 dû au rendement des coefficients. En ce qui concerne l'accès à l'épargne des bénéficiaires, la contribution positive à l'écart de pauvreté est de 0,0086, dont 0,0091 dû aux réalisations des coefficients et -0,0005 dû aux effets des caractéristiques. Globalement, si nous faisons la sommation  $[(-0,0218) + (-0,0282) + 0,0086]$  des trois variables liées à l'impact de la microfinance dans la description de l'écart de pauvreté entre les hommes et les femmes bénéficiaires, on constate que l'accès aux services microfinanciers a une contribution globalement négative (-0,0414). Ce résultat global signifie que, si les caractéristiques des femmes et des hommes étaient identiques, et que l'effet atténuateur de la différence de la pauvreté associé aux caractéristiques des bénéficiaires était plus faible (effet coefficient), l'écart de pauvreté se réduirait de 4,1 points de pourcentage.

## Conclusion

La spécification des déterminants de la pauvreté selon le genre permet de rendre compte que l'écart de l'incidence de la pauvreté entre les hommes et les femmes bénéficiaires est essentiellement dû aux caractéristiques individuelles et collectives, c'est-à-dire aux caractéristiques « apparentes » intrinsèques des hommes et des femmes. En dehors de quelques différences, ces dotations initiales paraissent globalement similaires, en particulier au niveau global avec une différence non significative de la pauvreté. Ainsi, dans le cadre des politiques économique et sociale, un ensemble de mesures non discriminatoires devraient être mises en œuvre, sans exclusive de sexe. Elles devraient être axées sur la « réduction » des différences au niveau du statut d'occupation ou des services de microfinance, en particulier pour l'accès au crédit. A ce propos, on note un possible paradoxe, l'épargne des femmes a une influence réductrice de l'incidence de la pauvreté alors qu'elles sont relativement peu nombreuses à accéder à l'épargne. Pour les hommes, qui ont un accès relativement peu facilité au crédit par rapport aux femmes, le crédit à des fins productives a un impact réducteur de la pauvreté. Il apparaît donc important d'encourager l'épargne des femmes et une utilisation des crédits davantage à des fins productives pour les hommes.

Ces énumérations s'ajoutent aux résultats quant à la contribution des dimensions de capacités à la pauvreté selon le sexe et chez les membres de longue date. Ils indiquent l'existence d'une différence significative, entre hommes et femmes, qui serait davantage due aux privations de capacités éducatives dans le milieu urbain et de biens durables et habitat pour les ruraux (Koloma, 2011). Ce résultat est confirmé par l'effet coefficient (25,3%) qui montre que la réduction des différences dans les caractéristiques observables seules des bénéficiaires ne suffit pas pour réduire considérablement l'écart de pauvreté des hommes et des femmes bénéficiaires. Il faudrait alors prévoir d'autres actions, non seulement sur le plan économique mais aussi et surtout en prenant en compte les réalités socioculturelles.

De même, les politiques visant à lutter contre la pauvreté au niveau national, par la création et l'augmentation des opportunités économiques et sociales seront nécessaires pour réduire notablement les différences de pauvreté entre les régions et les milieux rural et urbain. Comparativement à Bamako, la plupart des régions ont une contribution négative à l'écart de pauvreté. Par conséquent, il serait intéressant de regarder pourquoi une région comme Sikasso, avec des dotations factorielles plus favorables semble jouer un rôle important dans l'analyse de la pauvreté des bénéficiaires des programmes de microfinance.

En définitive, l'approche de décomposition de Blinder-Oaxaca permet d'enrichir la compréhension de la pauvreté et ses déterminants selon le genre, ce qui pourrait contribuer à mieux cibler les options de politique économique en direction de l'ensemble des catégories socioéconomiques, en privilégiant pour les femmes l'auto-emploi et l'épargne, et pour les hommes, l'amélioration de l'accès au crédit en plus des mesures de sécurité de l'emploi.

## Références bibliographiques

Adoho, F.M., Boccanfuso, D., 2007. *L'approche Blinder-Oaxaca permet-elle d'identifier les causes des écarts de pauvreté en Guinée ?*, Cahier de recherche/ Working Paper 07-16, Groupe de Recherche en Économie et Développement International, Université de Sherbrooke, juin 2007, 22p.

Blinder, A. S., 1973. « Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates », *The Journal of Human Resources*, vol.8, pp. 436-455.



Boccanfuso, D., Siméon, A., 2006. *Dynamique de la pauvreté en Haïti et ses déterminants*, GREDI, Cahier de recherche, Working Paper 06-15, Université de Sherbrooke, 31p.

Bonnal, L., Boumahdi, R., et Favard, P, (2010), « Une réécriture simple de la décomposition d'Oaxaca-Blinder », *Document de travail T2010-12*, CRIEF, Université de Poitiers, 18p.

Byung-Hee Sangheon Lee Lee, 2007. « Minding the Gaps: Non-regular employment and labour market segmentation in Korea », *28<sup>th</sup> International Working Party on Labour Market Segmentation*, Aix en Provence, 5-7 July 2007, 26p.

Chakravarty, S.R., Mukherjee, D., Ranade, R.R., 1998. « On the family of sub-groups and factor decomposable measures of multidimensional poverty » in D.J. Slottje Editor, *Research on Economic Inequality*, Vol. 8, Stamford, Connecticut and London, JAI Press, pp.175-194.

Cotton, J. 1988. « On the Decomposition of Wage Differentials ». *The Review of Economics and Statistics*, vol.70, pp 236–243.

CSLP 2<sup>e</sup> génération., 2007. *Cadre Stratégique pour la Croissance et de réduction de la pauvreté*, adopté en conseil des ministres le 4 octobre 2006, République du Mali, 68p.

CSLP 1<sup>e</sup> génération., 2002. *Cadre Stratégique de Lutte contre la pauvreté*, adopté par le gouvernement le 29 mai 2002, République du Mali, 98p.

DNSI, CSLP, ODHD, 2007. « Tendances et déterminants de la pauvreté au Mali (2001-2006), *Rapport Enquête Légère Intégrée auprès des Ménages (ELIM) 2006*, vol.2, Ministère de l'Economie, de l'Industrie et du Commerce, République du Mali, 42p.

Foster, J.E., Greer, J., Thorbecke, E., 1984. « A class of decomposable poverty measure », *Econometrica*, Vol. 52, n°3, pp. 761-766.

Jann, B., 2008. *A Stata implementation of the Blinder-Oaxaca decomposition*, *ETH Zurich Sociology*, Working Paper n°5, May 2008, 25p.

Kakwani, N., 1990. *Testing for Significance of Poverty Differences, with Application to Côte d'Ivoire*, Lsms Working Paper 62, World Bank, Washington, 52p.

Khandker, S-R., 1998. *Fighting Poverty with Microcredit: Experience In Bangladesh*, publié pour la Banque Mondiale par Oxford University Press, 228p.

Kpodar, K., 2006. *Développement financier, instabilité financière et croissance économique : implications pour la réduction de la pauvreté*, Thèse de doctorat, présentée et soutenue publiquement le 23 octobre 2006, Université d'Auvergne- Clermont 1, 340p.

Koloma, Y., 2011. *Microfinance and gender: poverty assessment of beneficiaries in Mali*, Document de travail, Cahier de recherche, CEREN 28p.

Koloma, Y., 2009. *Microfinance, Genre et Pauvreté au Mali*, Thèse de doctorat, présentée et soutenue publiquement le 15 décembre 2009, Université Montesquieu Bordeaux 4, 356p.

Lachaud, J-P., 2002. *Pauvreté monétaire et privations des capacités en Afrique, Contribution à l'analyse des interactions*, Université Montesquieu Bordeaux 4, CED, Série de recherche 6, 274p.

Lachaud, J-P., 1998. « Modélisation des déterminants de la pauvreté et marché du travail en Afrique : le cas du Burkina Faso », *document de travail 32*, CED, Université Montesquieu Bordeaux 4, 47p.

Littlefield, E., Morduch, J., Hashemi, S., 2003. « La microfinance est-elle une stratégie efficace pour atteindre les Objectifs du Millénaire pour le Développement? » *Focus note n°24*, CGAP, janvier 2003 12p.

Neumark, D., 1988. « Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination », *The Journal of Human Resources*, vol. 23, pp. 279–295.

Oaxaca, R., 1973. « Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets », *International Economic Review*, vol.14, n°3, pp. 693–709.

Oaxaca, R. L., Ransom, M. R., 1994. « On discrimination and the decomposition of wage differentials », *Journal of Econometrics*, vol.61, pp. 5-21.

Observatoire du Développement Humain Durable (ODHD), 2008. *Microfinance et réduction de la pauvreté au Mali*, Rapport national sur le développement humain durable, Editions 2008, MDSSPA, PNUD, République du Mali, Bamako, 170p.

Khandker, S-R., 1998. *Fighting Poverty with Microcredit: Experience In Bangladesh*, publié pour la Banque Mondiale par Oxford University Press, 228p.

Reimers, C. W., 1983. « Labor Market Discrimination Against Hispanic and Black Men », *The Review of Economics and Statistics*, vol.65, pp. 570–579

Rutherford, S., 1999. *The poor and their money*, Institute for Development Policy and Management University of Manchester, January 1999, 65p.

## ANNEXES

**Tableau A1: Statistiques descriptives**

SEXE	Paramètres	Age de l'adhérent	AGE <sup>2</sup>	Chef de ménage	Marié monogame	Marié polygame	Divorcé/séparé/veuf	Célibataire/union libre	milieu rural
FEMME	Moyenne	41,01	1817,01	0,135	0,410	0,398	0,121	0,071	0,506
	N	762	762	762	762	762	762	762	762
	Ecart-type	11,625	1033,36	0,342	0,492	0,490	0,326	0,257	0,5003
	Minimum	15	225,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	Maximum	80	6400,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
HOMME	Moyenne	43,16	2004,73	0,809	0,516	0,361	0,013	0,111	0,605
	N	1638	1638	1638	1638	1638	1638	1638	1638
	Ecart-type	11,916	1106,41	0,393	0,499	0,480	0,114	0,314	0,489
	Minimum	15	225,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	Maximum	97	9409,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
ENSEMBLE	Moyenne	42,48	1945,15	0,596	0,482	0,372	0,047	0,098	0,573
	N	2400	2400	2400	2400	2400	2400	2400	2400
	Ecart-type	11,864	1087,06	0,491	0,499	0,484	0,212	0,298	0,495
	Minimum	15	81,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	Maximum	97	9409,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

**Tableau A1 : Statistiques descriptives (suite)**

SEXE	Paramètres	Construction/ transport	Administration/ santé/Education	Autres services	Accès au crédit	Accès à l'épargne	Crédit productif
FEMME	Moyenne	0,020	0,145	0,099	0,728	0,363	0,575
	N	762	762	762	762	762	762
	Ecart-type	0,140	0,352	0,298	0,445	0,481	0,495
	Minimum	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	Maximum	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
HOMME	Moyenne	0,097	0,162	0,159	0,645	0,568	0,552
	N	1638	1638	1638	1638	1638	1638
	Ecart-type	0,296	0,369	0,366	0,479	0,496	0,497
	Minimum	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	Maximum	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
ENSEMBLE	Moyenne	0,072	0,157	0,140	0,671	0,503	0,559
	N	2400	2400	2400	2400	2400	2400
	Ecart-type	0,259	0,363	0,347	0,470	0,500	0,497
	Minimum	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	Maximum	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

**Tableau A2 : Décomposition des mesures de la pauvreté non monétaire P ( $\alpha = 0, 2$ ) par dimensions de capacités retenues selon le genre des bénéficiaires - Mali 2007**

Domaines	Actifs physiques		Actifs humains	Actifs sociaux	Moyenne générale	Contribution en %	$\eta_6$	N
Dimensions de capacités	Habitat	Biens durables	Education	Capital social				
<b>Pauvreté non monétaire <math>\alpha = 0</math></b>								
<b>SEXE</b>								
Féminin	0,503	0,584	0,502	0,188	<b>0,444</b>	0,321	-0,322	1638
Masculin	0,548	0,573	0,356	0,271	0,437	0,679		762
<b>Moyenne générale</b>	<b>0,533</b>	<b>0,577</b>	<b>0,403</b>	<b>0,245</b>	<b>0,439</b>			-
<b>Contribution%</b>	<b>0,303</b>	<b>0,328</b>	<b>0,229</b>	<b>0,139</b>	-	<b>1,000</b>		-
N	2400	2400	2400	2400	-	-		2400
<b>Pauvreté non monétaire <math>\alpha = 2</math></b>								
<b>SEXE</b>								
Féminin	0,046	0,033	0,126	0,047	<b>0,063</b>	0,338	-0,627	1638
Masculin	0,047	0,024	0,089	0,068	0,057	0,659		762
<b>Moyenne générale</b>	<b>0,047</b>	<b>0,027</b>	<b>0,101</b>	<b>0,061</b>	<b>0,059</b>			-
<b>Contribution%</b>	<b>0,199</b>	<b>0,114</b>	<b>0,428</b>	<b>0,258</b>	-	<b>1,000</b>		-
N	2400	2400	2400	2400	-	-		2400
<p>(1) Les pondérations sont égales <math>a_j</math> : <math>a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = 1/4</math> ; (2) Les scores relatifs aux niveaux de précarité - 0 = non précaire ; 1 = précaire - des huit actifs de l'habitat - voir texte - sont additionnés, et le niveau de subsistance est de 4, c'est-à-dire qu'il correspond à <i>au plus trois handicaps sur sept</i> ; (3) Les scores relatifs aux niveaux de précarité - 0 = non précaire ; 1 = précaire - des 20 actifs des biens durables - voir texte - sont additionnés, et le niveau de subsistance est de 10, c'est-à-dire qu'il correspond à <i>au plus 9 handicaps sur 20</i> ; (4) Les scores relatifs aux niveaux de précarité - 0 = non précaire ; 1 = précaire - des deux actifs liés à l'instruction - voir texte - sont additionnés, et le niveau de subsistance est de 1, c'est-à-dire qu'il correspond à <i>un handicap sur deux</i> ; (5) Les informations ne sont pas reproduites pour <math>P_a = 1</math>. (5) Les informations ne sont pas reproduites pour <math>P_a = 1</math>. (6) Test de différence des moyennes – Kakwani (1990), Lachaud (2009) Calcul réalisé par rapport à Bamako ; Source : Koloma [2011] à partir des données de l'enquête Microfinance et pauvreté Mali [2007].</p>								

**Tableau A3 : Coefficients de régression des estimations par les moindres carrées des déterminants de l'incidence de la pauvreté selon le genre des adhérents – Mali 2007<sup>1</sup>**

Paramètres	Ensemble (1)		Ensemble (2)		Ensemble (3)	
	Coef	t <sup>2</sup>	Coef	t <sup>2</sup>	Coef	t <sup>2</sup>
Age de l'adhérent	0,006	2,03**	0,005	1,93*	0,006	2,09**
AGE <sup>2</sup>	-0,75E04	-2,56**	-0,73 E04	-2,46**	-0,77E04	-2,60***
FEMME	0,058	3,75***	0,057	3,63***	0,059	3,77***
Chef de ménage	0,021	1,76*	0,019	1,57	0,022	1,86*
Marié polygame	0,023	1,89*	0,029	2,41**	0,024	1,95*
Divorcé/séparé/veuf	0,021	0,89	0,026	1,15	0,022	0,94
Célibataire/union libre	-0,100	-4,94***	-0,110	-5,37***	-0,106	-5,21***
Milieu rural	0,257	12,80***	0,260	12,91***	0,260	12,96***
<b>Régions</b>						
Kayes	0,101	4,56***	0,097	4,35***	0,100	4,46***
Koulikoro	0,079	3,24***	0,085	3,48***	0,083	3,36***
Sikasso	0,018	0,81	0,021	0,95	0,021	0,97
Ségou	0,008	0,33	0,014	0,59	0,011	0,46
Mopti	0,139	4,37***	0,141	4,38***	0,136	4,24***
Région Nord	0,106	1,88*	0,111	1,96**	0,110	1,96*
<b>Statut d'occupation</b>						
Employeur	-0,043	-1,78*	-0,042	-1,75*	-0,047	-2,02**
Employé	-0,030	-1,59	-0,026	-1,37	-0,028	-1,46
Travailleur familial	0,009	0,53	0,008	0,50	0,002	0,12
<b>Types d'activités</b>						
Transf/construc/transp	-0,213	-9,19***	-0,217	-9,54***	-0,216	-9,33***
Commerce/vente	-0,124	-8,39***	-0,123	-8,31***	0,122	-8,22***
Admi/santé/éducation	-0,248	-11,06***	-0,252	-11,32***	-0,250	-11,10***
Autres services	-0,279	-13,21***	-0,275	-13,11***	-0,281	-13,19***
<b>Accès au crédit</b>	0,256	2,09***				
<b>Crédit productif</b>			-0,040	-3,91***		
<b>Accès à l'épargne</b>					-0,010	-0,90
Constante	0,260	4,17***	0,302	4,78***	0,276	4,440***
<b>R<sup>2</sup> ajusté</b>	0,513		0,516		0,512	
<b>F (sig)</b>	97,83 (0,000)		98,84 (0,000)		97,48 (0,000)	
<b>Test hétéroscédasticité (white)</b>	CORRECTION		CORRECTION		CORRECTION	
<b>Test de Breusch-Pagan</b>	103,921		106,779		108,355	
<b>Test Chow<sup>4</sup> masculin/féminin (sig.)</b>	4,736 (0,000)		5,262 (0,000)		4,666 (0,000)	
<b>N- pondéré</b>	2400		2400		2400	

(1) La variable dépendante est l'incidence de la pauvreté des bénéficiaires des services de microfinance – ayant au moins 15 ans (2) Probabilité «two-tailed» que le coefficient soit égal à zéro. Le t est le rapport entre le  $\beta$  et l'erreur type ; Note : \*\*\*= significatif à 1 pour cent ; \*\* = significatif à 5 pour cent ; \* = significatif à 10 pour cent. (3) voir texte pour le détail sur les différentes variables. (4) Stabilité des coefficients relatifs aux MCO selon le genre pour une année donnée.  
Source : A partir des bases de données de l'enquête « Microfinance et réduction de la pauvreté au mali » 2007— pondération normalisée