

Troisième article : Analyse des déterminants de l'accès au crédit des exploitations agricoles au Bénin

Par : C. H. SOSSOU, T. DOGOT, G. ADJOVI, P. LEBAILLY et O. COULIBALY

Pages (pp.) 27-35.

**Bulletin de la Recherche Agronomique du Bénin (BRAB) - Numéro Spécial Technologie Alimentaire & Sécurité Alimentaire (TA&SA) – Décembre 2017**

Le BRAB est en ligne (on line) sur les sites web <http://www.slire.net> & <http://www.inrab.org>

ISSN sur papier (on hard copy) : 1025-2355 et ISSN en ligne (on line) : 1840-7099

Bibliothèque Nationale (BN) du Bénin



**Institut National des Recherches Agricoles du Bénin (INRAB)**

Centre de Recherches Agricoles à vocation nationale basé à Agonkanmey (CRA-Agonkanmey)

Programme Information Scientifique et Biométrie (PIS-B)

01 BP 884 Recette Principale, Cotonou 01 - République du Bénin

Tél.: (229) 21 30 02 64 / 21 13 38 70 / 21 03 40 59 ; E-mail : [brabinrab@yahoo.fr](mailto:brabinrab@yahoo.fr) / [craagonkanmey@yahoo.fr](mailto:craagonkanmey@yahoo.fr)

## Analyse des déterminants de l'accès au crédit des exploitations agricoles au Bénin

C. H. SOSSOU<sup>8</sup>, T. DOGOT<sup>9</sup>, G. ADJOVI<sup>8</sup>, P. LEBAILLY<sup>9</sup> et O. COULIBALY<sup>10</sup>

*L'article est la communication enregistrée sous le Code JEL : C21-Q13-H81, non éditée, revue et évaluée, qui a été présentée à la 4<sup>ème</sup> Semaine Scientifique Agricole de l'Afrique de l'Ouest et du Centre CORAF/WECARD et SNRA-Niger à Niamey, du 16 au 18 juin 2014*

### Résumé

L'article analyse les facteurs structurels, comportementaux et de performance qui déterminent l'accès au crédit des exploitations agricoles au Bénin. Les données ont été collectées auprès de 475 exploitations agricoles. Un modèle logit binomial a été utilisé au cours de l'analyse. Les résultats ont montré que la taille des ménages, la proximité des IMF, l'appartenance à un groupement de solidarité financière et le revenu issu de la principale culture sont les facteurs qui influencent l'accès au crédit. L'analyse des effets marginaux a indiqué que l'amélioration de la proximité des IMF et l'appartenance à un groupement de solidarité financière sont susceptibles d'augmenter significativement l'accès au crédit. Ainsi, nous recommandons l'amélioration du taux de couverture des IMF présentes au Bénin et la sensibilisation des exploitants agricoles à la formation et/ou l'adhésion à des groupements de solidarité financière.

**Mots clés** : accès, crédit, facteurs, déterminants, exploitations agricoles, Logit

### Analysis of credit access determinants by farms in Benin

### Abstract

The paper examines the factors influencing farmers' access to agricultural credits given by microfinance institutions in Benin using a logistic regression. Data were collected from a household survey on 475 respondents. Evidence showed that household size, the proximity of the credit's institution, the membership of a financial solidarity group and the income level are the determinants of access to the credit. The analysis of marginal effects indicated that an improvement of the proximity of the institutions and the membership of a financial solidarity group can raise significantly the access to agricultural credit. We, therefore, suggest the increase in the number of institutions per capita and the raising of farmers awareness on the advantages of membership of financial solidarity group.

**Key words**: access, credit, determinants, farmers, logit.

### INTRODUCTION

Au Bénin, l'agriculture mobilise environ 75% de la population totale et contribue pour une part importante à la création de la valeur ajoutée (29,89% du PIB en 2008) et à près de 80% des devises d'exportation (PSRSA, 2011). Le secteur agricole y est dominé par les petites exploitations agricoles. L'accroissement de la productivité, identifié comme premier facteur d'amélioration des performances du secteur, ne peut être atteint sans l'adoption d'innovations technologiques éprouvées (Kodjo *et al.*, 2003). Toujours selon Kodjo *et al.* (2003), ces innovations ne peuvent se diffuser dans le système agricole qu'avec la mise en place d'un financement diversifié et adapté aux besoins des producteurs agricoles car, le plus souvent, leur capacité d'autofinancement est limitée. Selon Desjardins Développement International (2005), pour la majorité des pays en développement dont le PIB dépend

<sup>8</sup>Dr. Comlan Hervé SOSSOU, Programme Analyse de la Politique Agricole (PAPA), Centre de Recherches Agricoles d'Agonkanmey (CRA-Agonkanmey), Institut National des Recherches Agricoles du Bénin (INRAB), 01 BP 128 Porto-Novo, E-mail : [sossou7@yahoo.fr](mailto:sossou7@yahoo.fr), Tél. : (+229)97184760, République du Bénin.

Ir. Gildas ADJOVI, PAPA/CRA-Agonkanmey/INRAB, 01 BP 128 Porto-Novo, E-mail : [gildas.adjovi@gmail.com](mailto:gildas.adjovi@gmail.com), Tél. : (+229)96878491, République du Bénin.

<sup>9</sup>Dr. Thomas DOGOT, Unité d'Economie et de Développement Rural (UEDR), Université de Liège (UL), Gembloux Agro-Bio-Tech, Passage des Déportés, 2 B-5030 Gembloux Belgique, E-mail : [thomasdogot@ulg.ac.be](mailto:thomasdogot@ulg.ac.be), Tél. : (+32)81622365, Belgique.

Pr. Philippe LEBAILLY, UEDR/UL, Gembloux Agro-Bio-Tech, Université de Liège, Passage des Déportés, 2 B-5030 Gembloux Belgique, E-mail : [Philippe.lebailly@ulg.ac.be](mailto:Philippe.lebailly@ulg.ac.be), Tél. : (+32)81622365, Belgique.

<sup>10</sup>Dr. Ousmane COULIBALY, Institut International d'Agriculture Tropical (IITA-Bénin), 08 B.P.0932, Cotonou, E-mail : [O.coulibaly@cgiar.org](mailto:O.coulibaly@cgiar.org), Tél. : (+229)95349684, République du Bénin.

fortement de la production agricole, le crédit d'exploitation constitue l'outil de base pour améliorer la productivité de l'agriculture. Les petits producteurs sont souvent pauvres, non pas à cause de la taille de leurs exploitations, mais à cause du manque d'accès aux services institutionnels (Singbo, 2012). L'accès difficile des agriculteurs aux services financiers constitue l'une des contraintes majeures du développement agricole au Bénin. En effet, seulement 14% de l'offre globale de crédit, essentiellement concentré sur le court terme va au secteur agricole des pays de l'UEMOA. (Lesaffre, 2000). Pour Sossa (2011), la structure de financement des IMF confère une bonne part du crédit au secteur tertiaire (commerce et services) avec un taux de 79,18% contre environ 16,4% au secteur primaire (l'agriculture et l'élevage).

Étant donné l'exclusion ou la faible prise en compte du secteur agricole par les banques ou les institutions financières classiques, la microfinance est la principale source de financement de l'agriculture dans les pays en voie de développement. Au Bénin, le secteur de la microfinance a connu une émergence significative avec la création de plusieurs institutions de crédits directs, les caisses rurales, les coopératives et mutuelles d'épargne et de crédit et la mise en place de mécanismes de financement agricoles au sein des projets et programmes de développement rural. En effet, selon Sossa (2011), en l'espace de 8 ans (1998-2005) le nombre d'IMF est passé de 157 à 762, soit une progression de 384%. Dans le même temps le nombre des structures agréées ne représente que 26% du total. Sossa (2011) estime que sur la même période le nombre de guichets a connu une forte augmentation, passant de 312 à 1308 (soit environ 320%) dont 40% sont situés en milieu rural contre 60% en milieu urbain malgré le fait que plus de 60% de la population béninoise soit rural.

Contrairement au décompte de Sossa (2011), un autre décompte effectué par le portail de la microfinance avec l'appui du consortium alafia montre qu'au Bénin, le secteur de la microfinance comprend, à fin décembre 2011, 56 IMF dont 12 principales qui représentent à elles seules 95% du volume des opérations du secteur, pour plus de 1,22 millions de bénéficiaires directs soit +13% par rapport à 2008. Malgré toute son importance dans la réduction de la pauvreté, les populations agricoles n'ont pas accès ou ont un accès difficile aux services financiers. D'une part, la demande de crédit, est, en général, éparpillée et concerne de faibles montants par rapport au besoin réel des exploitants. D'autre part, les perspectives de remboursement ne sont pas sécurisées en raison des aléas climatiques, des rendements faibles, mais aussi d'un environnement socio-économique instable (Deveze, 2000).

Le but de cet article est d'analyser les facteurs qui déterminent l'accès au crédit des exploitations agricoles. Autrement dit, il s'agit d'explorer les facteurs exogènes comme endogènes déterminant l'accès au crédit des exploitations agricoles béninoise. Qui peut avoir de crédit et qui peut ne pas avoir ? Pourquoi lorsque plusieurs exploitations postulent pour un prêt, certaines le reçoivent et d'autres non ? Cette question permettra de mettre en exergue les facteurs structurels, comportementaux et de performance qui justifient l'accès ou non du crédit des exploitants. Avant de répondre à cette interrogation, il convient d'abord de présenter le cadre analytique utilisé, la méthodologie adoptée pour la collecte et l'analyse des données utilisées. Ensuite seront analysés les résultats empiriques obtenus et enfin les conclusions et implications issues des diverses analyses.

## **CADRE ANALYTIQUE**

### **Modèle théorique**

L'approche économétrique cherche essentiellement à relever les facteurs explicatifs du financement du crédit par les Institutions de Micro Finance (IMF). En d'autres termes, il s'agit d'identifier les facteurs pertinents du financement des crédits des exploitations agricoles par les IMF. L'étude cherche ici à faire ressortir les facteurs qui encouragent ou entravent le financement par les IMF des crédits adressés par les exploitations. Pour ce faire, nous postulons qu'il existe un certain nombre de caractéristiques propres aux exploitants et à leurs activités qui soient pertinentes dans la décision de l'IMF de financer ou non le crédit demandé.

L'accès au crédit (*ACCES*) des exploitations agricoles constitue le phénomène à modéliser. Cette décision est représentée par une variable binaire prenant la valeur 1 si une exploitation agricole a accès au crédit et la valeur 0 sinon. Les données utilisées dans cette étude ayant été collectées sur une seule période, le modèle régression logistique (*logit*) binomial a été utilisé afin d'examiner les déterminants de cette décision. La variable dépendante représentant l'accès au crédit est de type dichotomique. Elle ne peut prendre que deux valeurs (0, 1). La probabilité et la proportion de la variable sont également comprises entre 0 et 1, de même que le terme d'erreur, qui suivent ainsi une loi discrète (Bourbonnais, 2005). Dans ce contexte, la régression linéaire simple n'est pas appropriée étant donné qu'elle ne

considère pas de maximum ou minimum et qu'elle assume la normalité des termes d'erreurs (Pampel, 2000). Il convient plutôt d'utiliser un modèle de choix binaire où l'on cherche à estimer la probabilité associée à un événement.

Selon Maddala 1985 et Long 1997 cité par Magrini et *al.* (2010), dans le cas le plus classique d'un modèle de choix à deux modalités (ce qui est notre cas ici à savoir 0 pour le non accès au crédit et 1 pour l'accès), l'estimation de la probabilité d'occurrence de l'alternative considérée se fait par un modèle binaire *probit* ou *logit*. Par contre, si plusieurs alternatives sont possibles, sans ordre prédéfini, il convient d'estimer conjointement la probabilité de chaque alternative par rapport à une alternative prise en référence. Le modèle économétrique requis dans ce cas est alors un *multinomial* de type *logit* ou *probit* selon la loi de distribution retenue sur les termes d'erreur.

Soient  $A_i$ , une variable binaire, indiquant l'accès ou non au crédit des IMF pour une exploitation agricole  $i$  ( $i = 1, \dots, N$ ) avec  $A_i = 1$  si accès et 0 sinon et  $A_i^*$  une variable latente associée à  $A_i$ . Cette variable latente est fonction d'une matrice de variables explicatives  $X_{ij}$  traduite dans l'équation (1) :

$$A_i^* = \alpha + \sum_{j=1}^j \beta_j X_{ij} + \varepsilon_i \quad (1),$$

Où  $\varepsilon_i$  est un terme aléatoire dont la distribution est donnée par la fonction de densité  $f$ .

$$\begin{cases} A_i = 1 \text{ si } A_i^* > 0 \\ A_i = 0 \text{ si } A_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

En remplaçant (1) dans (2), on obtient :

$$P(A_i = 1) = P \left[ \varepsilon_i > - \left( \alpha + \sum_{j=1}^j \beta_j X_{ij} \right) \right] = P \left[ -\varepsilon_i \leq \left( \alpha + \sum_{j=1}^j \beta_j X_{ij} \right) \right] = F \left[ \alpha + \sum_{j=1}^j \beta_j X_{ij} \right] \quad (3)$$

Où :  $F$  est la fonction de répartition correspondant à la fonction de densité  $f$ .

Suivant la nature de la distribution de  $f$  qui peut être normale ou logistique, l'estimation de l'équation (3) est faite par un modèle probit binomial ou un logit binomial. C'est ce dernier modèle qui a été retenu dans cette étude pour les trois raisons suivantes :

- La variable expliquée (accès ou non au crédit) utilisée dans notre étude est qualitative et dichotomique.
- Lorsque les variables explicatives ne sont pas normalement distribuées, les estimateurs du modèle Logit sont plus robustes que ceux obtenus par l'analyse discriminante (Tapsoba, 2007 ; Yabil, 2013).
- Les modèles Logit permettent des calculs simples. Par ailleurs, Gourieroux (1989) cité par Yabil (2013), par la méthode de Monte-Carlo, montre que les estimations des paramètres et leurs précisions obtenues par les modèles Probit sont généralement peu différentes des modèles Logit.

Ainsi, le modèle logit à estimer peut-être spécifié comme suit :

$$\ln \left( \frac{P(A_i)}{1-P(A_i)} \right) = \alpha + \sum_{j=1}^j \beta_j X_{ij} + \varepsilon_i, \text{ où } X_{ij} \text{ représente la matrice de variables explicatives, } \beta_j \text{ les coefficients à estimer et } \varepsilon_i \text{ le terme de l'erreur. } \alpha \text{ est le terme constant.}$$

## Modèle empirique et Données

L'estimation empirique du modèle présenté dans la section précédente s'est faite sur la base d'un certain nombre d'hypothèses. Dans cette section, ces hypothèses sont présentées à travers les variables (tableau 1) incluses dans la spécification.

- Le sexe. Le genre est une variable couramment utilisée comme variable indépendante dans ce type de modèle. Selon le rapport de la Campagne du sommet de microcrédit de 2006, au niveau mondial, 84% des clients les plus pauvres de la microfinance sont des femmes. De nombreux programmes de crédit touchent une population de plus en plus large et un grand nombre de femmes en sont bénéficiaires (Mayout, 1998). Néanmoins d'autres chercheurs pensent que dans le microcrédit les femmes sont toujours lésées (Everett et Savara, 1991 ; Goetz et Sen Gupta, 1996; Mayoux, 1995a cité par Mayoux, 1998). Le signe du coefficient du

sexe pourra alors nous indiquer la présence ou non d'une discrimination des femmes dans l'accès aux crédits agricoles octroyés par les IMF.

- *L'instruction.* Elle accroît l'habileté de l'acteur à prendre des décisions après analyse des informations disponibles à son niveau (Adékambi *et al.*, 2010). Ici, nous espérons une influence positive de l'instruction sur la décision de l'IMF d'accorder un crédit au producteur.
- *L'âge.* L'âge est souvent utilisé comme indicateur de maturité des individus dans les processus de prise de décision (Rahman, 2003). Il est donc supposé que les personnes les plus âgées aient tendance à mieux gérer les crédits qui leur sont alloués que les plus jeunes. De ce fait, on peut supposer une corrélation positive entre l'âge et la possibilité d'accès des producteurs aux crédits offerts par les IMF. Cependant certaines études (Mohamed, 2003 ; Eze *et al.*, 2009) ont montré que les personnes âgées sont conservatrices et préfèrent éviter les situations d'endettement. Le carré de cette variable est également inclus dans le modèle afin de tester la présence d'effets non linéaires entre l'âge et la décision d'accès au crédit et de contrôler les effets de seuil. Aussi, le carré de l'âge permet de capter l'effet de la vieillesse sur l'accès au micro crédit et voir si l'âge a indéfiniment un effet positif sur l'accès au microcrédit (Avocevou, 2003). Ici, on s'attend à un signe négatif pour cette variable ce qui montrerait qu'il y a un âge optimal auquel la probabilité d'obtenir de crédit est la plus élevée.
- *La taille du ménage.* La taille du ménage est souvent utilisée comme un indicateur de la disponibilité en main d'œuvre d'une exploitation agricole. Il est supposé, ici, une corrélation négative entre la taille du ménage et l'accès au crédit. En effet, on suppose une influence négative de la disponibilité de la main d'œuvre sur la demande de crédit. En effet, Spio (2002) a trouvé que plus la taille du ménage est élevée, moins grande est la probabilité d'emprunter pour réaliser les travaux agricoles étant donnée la disponibilité de la main d'œuvre familiale. Mais une taille de ménage élevée ne signifie pas nombre de personnes actives élevé. D'une part, plus le nombre d'actifs (personnes en âge de travailler) du ménage est élevé, plus la main d'œuvre familiale est disponible. D'autre part, plus la taille du ménage est élevée, plus le ratio de dépendance mesuré par le rapport du nombre d'inactifs au nombre d'actifs dans le ménage est élevé (Yabil, 2013). Ainsi, ce ratio de dépendance peut avoir une influence négative sur l'octroi du crédit.
- *La situation matrimoniale.* Cette variable est aussi souvent utilisée comme un indicateur de maturité dans la gestion d'une exploitation et voire d'un crédit. En effet, on pense qu'un exploitant marié est plus responsable qu'un célibataire. Néanmoins, on suppose une influence négative de cette variable sur l'accès au crédit.
- *L'appartenance à un groupement de solidarité financière.* L'appartenance à un groupe de solidarité est supposée accroître les chances d'accès au crédit de l'exploitant. En effet, plusieurs institutions utilisent la notion de caution solidaire comme prérequis à l'octroi de crédit aux individus. Selon Kodjo *et al.*, (2003), être membre d'organisation/structure paysanne ou disposer de garantie matérielle facilitent l'obtention de crédit. Aussi, les résultats obtenus par Avocevou (2003), montrent, qu'en plus de la garantie matérielle, de l'épargne préalable et de la disposition d'avaliseur, l'appartenance à un groupement constitue l'une des conditions les plus importantes d'octroi de crédit. Agnikpé (1998) quant à lui fait remarquer que les regroupements en petits groupes dans les zones rurales semblent donner de bons résultats, notamment dans le sud du Bénin. Ainsi, dans le crédit de groupe (Stiglitz, 1990 et Connig, 1996 cités par Fall, 2006) la caution solidaire est comme une garantie « sociale ». Pour Creusot (2002), le principe de la caution solidaire veut qu'au sein d'un groupe d'emprunteurs qui se sont choisis librement, tous sont responsables du bon remboursement de l'ensemble du groupe. Lanha (2001) en ce qui le concerne pense que le mécanisme de prêt groupé peut être perçu comme une issue conventionnelle au problème d'information précontractuelle, non seulement entre le prêteur et les emprunteurs potentiels mais aussi et également entre ceux-ci. Les clients, prenant l'option de se mettre en groupe de solidarité se connaissent très bien entre eux. C'est dit alors que l'information est parfaite entre eux (Armendariz de Aghion, 2000 ; Ghatak, 1999 ; Stiglitz, 1990 ; Van Tessel, 1999). C'est aussi un instrument de lutte contre la sélection adverse dans une relation de crédit (Armendariz de Aghion et Gollier, 2000 ; Andersen et Nina, 2000 ; Laffont et N'Guessan, 1999 ; Ghatak et Guinnance, 1999 ; Yeon-Koo Che, 2002 ; Xinhua. GU, 2002). Dans ces conditions, appartenir à un groupement de solidarité financière permet de limiter les risques d'impayés. Ainsi le groupe de solidarité offre une garantie supplémentaire aux IMF et influence positivement la décision d'octroi.

- **La production de cultures de rente, le revenu et la formation par une IMF sur la gestion des crédits** influencent positivement la décision d'octroi de crédit par les IMFs. Toutes ces variables sont supposées accroître la garantie de remboursement du crédit par l'exploitant agricole. Les deux premières offrent des garanties financières sur la capacité de remboursement tandis que la dernière est relative à la capacité managériale du producteur. Selon Bélisle (2012), les études empiriques mettent en lumière que le taux de bancarisation est positivement lié au revenu (Honohan et King, 2009) et à l'inclusion financière en Ouganda (Johnson et Nino-Zarazua, 2009)
- **L'existence d'une IMF.** Cette variable indique l'accessibilité physique ou la proximité à l'institution financière, laquelle influence positivement la demande.
- **L'existence de garantie.** Les garanties réelles sont les formes les plus requises par l'institution pour l'octroi d'un crédit. Celles-ci sont demandées pour presque tous les crédits. D'une part, les garanties sont perçues comme éléments atténuateurs du problème de sélection adverse dont fait face le prêteur (Stiglitz and Weiss (1981), Bester (1985), Chan and Kanatas (1985), Besanko and Thakor (1987) and Chan and Thakor (1987)) cité par Diallo, (2006). Toujours pour Diallo (2006), les garanties agissent comme un signal permettant au prêteur de réduire ou d'éliminer le problème de sélection adverse causé par l'existence d'asymétries informationnelles entre prêteur et emprunteurs. Cette variable augmente significativement la probabilité d'octroi du crédit par les IMF.

Avant la spécification et l'estimation du modèle, une analyse systématique des coefficients de corrélation partiels des variables explicatives a été réalisée pour identifier les éventuels problèmes de multi colinéarité. La matrice de corrélation a montré qu'aucun de ces coefficients n'était élevé (sensiblement inférieur à 0,8) pour les variables incluses dans le modèle hormis l'âge et l'âge au carré (Tableau 2). Ainsi, il est espéré que les estimations ne souffrent pas de problèmes de multi colinéarité.

Les données utilisées ont été collectées dans 11 des 12 départements du Bénin. Un échantillonnage aléatoire stratifié a été réalisé pour identifier, dans chacune des huit (08) zones agro écologiques du pays, les communes, les villages puis les exploitations agricoles. Au total, 475 exploitations agricoles ont été interviewées. Les données collectées concernent entre autres (i) les caractéristiques socio-économiques des chefs d'exploitation, (ii) les activités agricoles pratiquées et les différentes sources de financement de ces activités et (iii) les contraintes et opportunités liées à chacune de ces sources de financement. Dans le tableau 3 a été présentée la répartition des communes d'enquête, le nombre d'exploitation par commune et par zone agroécologique et les IMFs enquêtées.

**Tableau 1. Description des variables**

<b>Variables</b>	<b>Libellés</b>	<b>Variables</b>	<b>Libellés</b>
GENRE	Sexe	EDUC	Éducation formelle
MATRI	Situation matrimoniale	IMF	Existence d'une IMF dans l'environnement immédiat
AGE	Age	FORM	Formation par une IMF
AGE2	Age au carré	REVEN	Revenu
TAILL	Taille du ménage	GARAN	Existence de garanti
CULTR	Production des cultures de rente	SUP	Superficie disponible
GRPMT	Appartenance à un groupement	RDEP	Ratio de dépendance

**Tableau 2. Matrice de multi colinéarité**

Caractéristiques	S	SM	A	A <sup>2</sup>	TM	PCR	AG	EF	AB	EIMF	F	NA	RPC	EG	SD	RD
Sexe (S)	1,0															
Situation matrimoniale (SM)	0,34	1,0														
Age (A)	0,02	0,04	1,0													
Age au carré (A <sup>2</sup> )	0,03	0,03	0,98	1,0												
Taille du ménage (TM)	0,05	0,07	0,23	0,23	1,0											
Production culture de rente (PCR)	0,13	0,11	-0,10	-0,10	-0,03	1,0										
Appartenance à un groupement (AG)	0,06	-0,05	-0,07	-0,07	-0,09	-0,04	1,0									
Éducation formelle (EF)	0,21	0,12	-0,15	-0,14	-0,06	0,01	0,02	1,0								
Alphabétisation (AB)	0,07	0,02	-0,10	-0,10	-0,08	-0,01	0,11	0,32	1,0							
Existence d'une IMF dans l'environnement immédiat	0,09	0,02	-0,01	0,00	0,05	0,08	0,22	0,07	0,04	1,0						
Formation par une IMF (F)	-0,11	-0,01	0,05	0,04	0,03	-0,08	-0,01	0,06	0,01	-0,17	1,0					
Nombre d'années d'expérience (NA)	0,01	0,02	0,69	0,69	0,20	-0,05	-0,13	-0,16	-0,08	-0,07	0,10	1,0				
Revenu de la principale culture (RPC)	0,06	0,03	0,15	0,18	0,12	0,03	0,07	-0,01	-0,07	0,10	0,10	0,10	1,0			
Existence de garanti (EG)	-0,05	0,03	0,17	0,14	0,03	0,05	-0,02	-0,07	-0,07	0,05	-0,07	-0,07	0,03	1,0		
Superficie disponible (SD)	0,15	0,08	0,13	0,14	0,18	-0,03	0,08	0,05	0,19	0,09	0,05	0,19	0,47	0,02	1,0	
Ratio de dépendance (RD)	0,05	-0,05	0,07	0,07	-0,19	-0,05	0,20	0,02	0,15	-0,11	0,02	0,15	0,05	0,47	0,06	1,0

**S : Sexe ; SM : Situation matrimoniale ; A : Age ; A<sup>2</sup> : Age au carré ; TM : Taille du ménage ; PCR : Production de culture de rente ; AG : Appartenance à un groupement ; EF : Education formelle ; AB : Alphabétisation ; EIMF : Existence d'une IMF dans l'environnement immédiat ; F : Formation par une IMF ; NA : Nombre d'années d'expérience ; RPC : Revenu de la principale culture ; EG : Existence de garantie ; SD : Superficie disponible ; RD : Ratio de dépendance**

**Tableau 3** Effectif et répartition des exploitations agricoles et des IMFs enquêtées par zone agro-écologique

Zone agro-écologique	Communes	Nombre d'exploitations agricoles enquêtées	Nombre d'IMFs
<b>Zone 1 : zone extrême nord du Bénin</b>	Malanville	22	1
	Gogounou	23	1
<b>Zone 2 : zone cotonnière du nord-Bénin</b>	Kandi	23	1
	Kérou	24	1
	Nikki	25	1
<b>Zone 3 : Zone vivrière du sub-Borgou</b>	Tchaourou	23	1
	Ouaké	24	1
<b>Zone 4 : zone ouest-Atacora/nord-Donga</b>	Natitingou	24	1
	Aplahoué	24	1
<b>Zone 5 : zone cotonnière du Centre Bénin</b>	Kétou	24	1
	Ouèssè	24	1
	Dassa Zoumè	23	1
	Covè	25	1
<b>Zone 6 : zone des terres de barre</b>	Zè	23	1
	Zogbodomè	24	1
	Toffo	24	2
<b>Zone 7 : zone de la dépression</b>	Pobè	23	1
	Athiémé	24	1
<b>Zone 8 : zone des pêcheries</b>	Adjohoun	24	1
	Bonou	25	1
	<b>TOTAL</b>		<b>475</b>

Source : nos enquêtes de terrain

## RÉSULTATS ET DISCUSSION

Après avoir présenté une description des différentes variables utilisées dans notre étude, nous montrons par le modèle logit les caractéristiques pouvant expliquer la probabilité pour une exploitation agricole d'avoir accès ou non au crédit dans notre zone d'étude.

### Statistiques descriptives des variables utilisées

Selon les analyses, les statistiques descriptives de la variable dépendante montrent que sur les 475 exploitations agricoles, 412 ont pu avoir accès au crédit soit environ 87% contre seulement 13% (63) qui n'ont pas eu accès (tableau 4). L'accès au crédit signifie que quel que soit le montant demandé, une partie ou le montant total du prêt a été accordé alors que pour le non accès le prêt est totalement refusé. Ce qui nous amène à conclure que tous les exploitants se retrouvent alors dans une situation de rationnement de crédit ou non de la part des IMF.

**Tableau 4** Nombre d'exploitation ayant eu accès ou non au crédit

Valide	Accès au Crédit			
	Effectifs	Pourcentage	Pourcentage valide	Pourcentage cumulé
Non accès	63	13,3	13,3	13,3
Accès	412	86,7	86,7	100,0
<b>Total</b>	<b>475</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	-

Source : nos enquêtes

Le rationnement du crédit consiste pour l'IMF à octroyer à un exploitant qui sollicite un crédit, un montant inférieur à celui qu'il souhaitait ou refuser totalement d'effectuer l'opération de prêt. Dans le tableau 5 a été présentée la répartition des exploitations agricoles selon que dans le traitement de leur demande de prêt, le crédit qui leur est finalement offert ait été rationné ou pas. Ainsi, 55% des crédits demandés par les exploitations agricoles de l'échantillon ont été soumis au rationnement contre 45%.



Le rationnement est la cause de l'échec de certains projets des exploitations ou des difficultés car cela ne répond pas aux aspirations des exploitations agricoles, encore moins à ses besoins financiers. Par conséquent, les difficultés de fonctionnement et d'exploitation naissent et compromettent la bonne santé financière de l'exploitation qui, en difficulté, rembourse difficilement ses crédits. Autrement dit, Le rationnement affecte directement ou indirectement le plan d'investissement/utilisation efficace du crédit et par conséquent produit un impact sur le rendement de celui-ci, toutes autres choses étant égales par ailleurs. Selon Barham *et al*, (1996) ; Zeller, (1994) cité par Bouquet (2009), le rationnement sur les crédits peut être appréhendé plus directement à travers deux indicateurs : le refus de crédit et une différence entre le montant demandé et le montant obtenu.

**Tableau 5 Niveau de rationnement des crédits**

Valide	Rationnement ou non du crédit			
	Effectifs	Pourcentage	Pourcentage valide	Pourcentage cumulé
Rationné	261	54,9	54,9	54,9
Non Rationné	214	45,1	45,1	100,0
<b>Total</b>	<b>475</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>-</b>

**Source : nos enquêtes**

De façon globale, le montant moyen demandé par les exploitations agricoles et le montant moyen accordé par les IMF (tableau 6). En moyenne 272.639 Fcfa ont été accordée par les IMF aux exploitations contre en moyenne 379.508 Fcfa demandée par ces derniers soit un rationnement moyen de 28%.

**Tableau 6. Montant moyen demandé par les exploitations agricoles et montant moyen accordé par les IMF**

Caractéristiques	N	Minimum	Maximum	Somme	Moyenne	Ecart type
<b>Montant de crédit demandé (Fcfa)</b>	475	12.000	7.500.000	150.285.360	379.508	876.346
<b>Montant de crédit accordé (Fcfa)</b>	475	0	7.000.000	107.964.860	272.639	710.222
<b>N valide (listwise)</b>	475					

**Source : nos enquêtes**

Concernant les variables explicatives incluses dans le modèle, les unités et les statistiques descriptives de ces différentes variables ont été présentées dans le tableau 7. L'analyse descriptive des variables explicatives montre que dans le groupe des exploitations n'ayant pas accès au crédit, il existe environ 16% qui sont dirigées par des femmes contre 84% dirigées par des hommes. Quant aux exploitations ayant eu accès, seulement 9% sont dirigées par des femmes contre 91% pour les hommes. Les proportions d'exploitations agricoles dont les chefs sont mariés ne varient pas de façon significative en fonction de l'accès au crédit. Quant au niveau d'éducation, on retrouve environ 52% sans un niveau d'éducation formelle parmi les exploitants agricoles qui ont eu accès au crédit. En ce qui concerne les exploitations qui n'ont pas pu avoir accès au crédit, plus de 65% n'ont pas reçu une éducation formelle.

Le niveau d'alphabétisation des exploitants agricoles ne varie pas de façon significative en fonction de l'accès au crédit. En effet, dans le groupe des exploitants ayant eu accès environ 77% sont non alphabétisés. En ce qui concerne ce qui n'ont pas pu avoir accès au crédit 78% n'ont pas été alphabétisés. Ces chiffres montrent que dans le contexte du Bénin, les programmes d'alphabétisation ne sont pas accessibles à toutes les régions. Tout le monde ne sait pas lire et écrire dans sa langue nationale.

Dans les zones d'enquête, la plupart des exploitants agricoles ayant eu accès au crédit appartiennent à un groupe de solidarité financière encore appelé groupe de caution solidaire (82%). De ceux qui appartiennent au groupe de caution solidaire, 90% ont eu accès au crédit. Par contre les exploitants qui n'ont pas eu accès au crédit environ 62% appartiennent à un groupement de solidarité financière.

La proximité d'un IMF est-elle une condition d'accès au crédit ? En effet, plus de la moitié (52%) des exploitants agricoles estiment ne pas être proche d'un IMF. Néanmoins, 50% des exploitations n'ayant pas un IMF à proximité ont eu accès au crédit.

L'âge moyen des exploitants agricoles est de 44 ans avec une expérience moyenne dans la production agricole de 20 ans. Si pour l'âge des exploitants on ne note pas de différence significative, il en existe au niveau de l'expérience. Ainsi, l'âge moyen au niveau des exploitants ayant eu accès au crédit est de 44 ans contre 45 ans pour les exploitations dont le crédit a été refusé. En ce qui concerne l'expérience dans la production agricole, le nombre d'année est en moyenne de 21 ans pour les exploitants ayant eu accès au crédit et de 25 ans pour ceux qui n'ont pas eu accès.

**Tableau 7 Statistiques descriptives des variables explicatives utilisées**

<b>Variables</b>	<b>Pas d'accès au crédit</b>	<b>Accès au crédit</b>	<b>Test statistique</b>
Sexe (% d'hommes)	84,13	91,02	2,9116*
Situation matrimoniale (% de mariés)	93,65	96,6	1,3053
Éducation formelle (% de oui)	34,92	48,3	3,9322**
Alphabétisation (% de oui)	31,75	32,77	0,0259
Appartenance à un groupement de solidarité financière (% de oui)	61,9	82,28	13,9617***
Existence d'une IMF (% de oui)	31,75	50,73	7,8859***
Formation par une IMF (% de oui)	36,51	30,58	0,8912
Existence de garanti	98,41	97,09	0,3606
Age (écart-type)	45,01587 (1,535298)	43,90777(0,5628295)	0,7105
Nombre d'années d'expérience	25 (1,484689)	21,44769 (0,5379416)	2,3814**
Taille du ménage	13,4127 (1,069197)	10,41019 (0,3046471)	3,3979***
Revenu	306150,8 (29875,05)	905038,8 (164615,5)	-1,4491
Superficie disponible	7,52380 (0,9870791)	10,63609 (0,698596)	-1,70
Ratio de dépendance	0,429322 (0,0316175)	0,478098 (0,0123616)	-1,44

**Le test Khi-deux de Pearson a été utilisé pour les variables en % et le t de Student est présenté pour les variables quantitatives.\*\*\* significatif au seuil de 1% (p< 0,01) ; \*\* significatif au seuil de 5% (p< 0,05) ; \* significatif au seuil de 10% (p<0,10).**

Les ménages des exploitations agricoles sont en moyenne composés de 11 personnes de façon globale. Toutefois, une différence significative (p <0,05) a existé entre la taille des ménages. Ainsi, la taille des ménages ayant eu accès au crédit est en moyenne de 10 personnes et celle des ménages n'ayant pas eu accès en moyenne de 14 personnes. Dans les deux cas, on note que les ratios de dépendance ne sont pas significatifs. Ces ratios de dépendances sont d'environ 48% pour les exploitations ayant eu accès au crédit et de 43% pour les exploitant n'ayant pas eu accès.

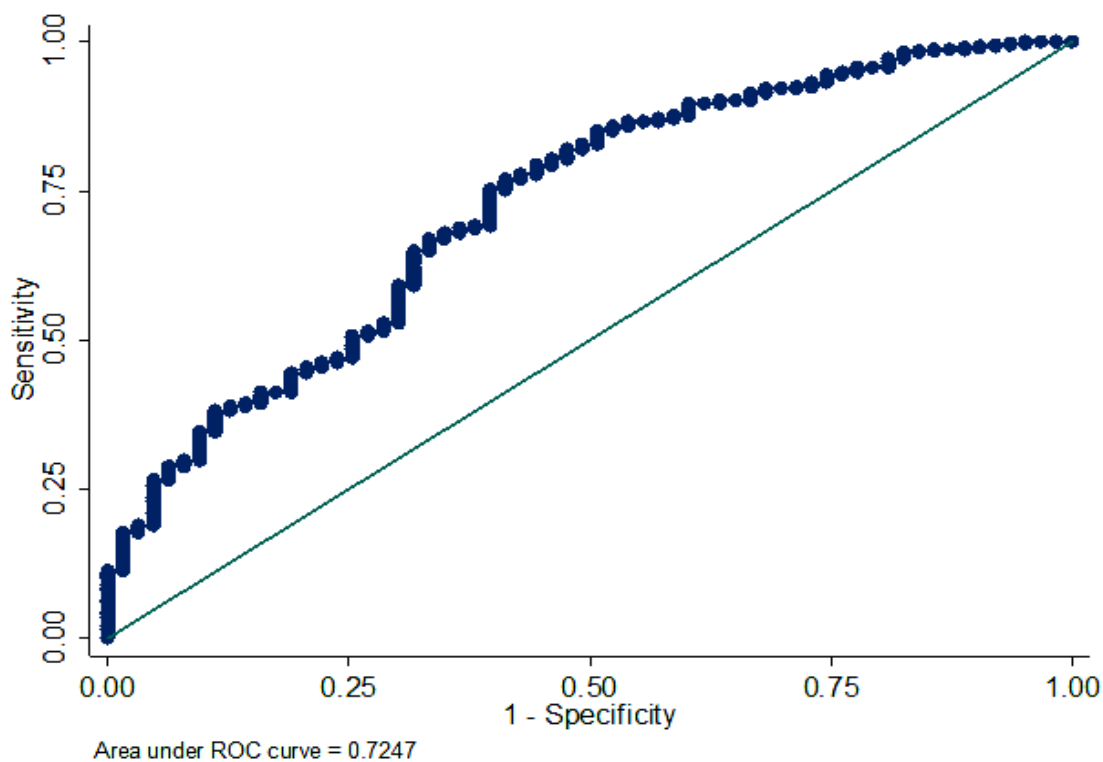
Le revenu moyen des exploitations est de l'ordre de 822.838 Fcfa. Il est en effet de 905.038 Fcfa pour les exploitants ayant eu accès au crédit contre en moyenne de 306.150 Fcfa pour celles qui n'ont pas eu accès. La taille des exploitations varie de façon significative selon que le ménage ait accès ou non au crédit respectivement de 10,6 ha et 7,5 ha pour les exploitations ayant eu accès et ceux qui n'ont pas eu accès. Par contre, les résultats du test de Student montrent qu'il n'existe aucune variation significative entre ceux qui ont accès au crédit et ceux qui ne l'ont pas du point de vue du revenu moyen. Il en est de même pour la superficie disponible et le ratio de dépendance.

### **Déterminants de l'accès au crédit des exploitations agricoles**

Cette sous-section traite de la validation et de la qualité de la prédiction et l'identification des déterminants de l'accès au crédit des exploitations agricoles et l'interprétation des effets marginaux. La statistique de Wald a été utilisée pour tester l'hypothèse nulle selon laquelle tous les coefficients étaient simultanément égaux à zéro. Les résultats de ce test montrent que le modèle est globalement significatif au seuil de 1%. Le résultat du test d'ajustement de Hosmer-Leshmshow (tableau 8) et la valeur d'aire sous la courbe ROC indiquent que le modèle est globalement acceptable. Sur la figure 1 a été présentée la courbe d'évaluation de la qualité prédictive du modèle.

**Tableau 8. Test d'ajustement de Hosmer-Leshmshow**

Number of observations	459
Number of covariate patterns	459
Pearson chi2(447)	447,14
Prob> chi2	0,4890



**Figure 1 Courbe d'évaluation de la qualité prédictive du modèle**

Les résultats ont montré que le modèle prédit correctement la situation d'accès au crédit des exploitations agricoles dans 72% des cas (tableau 9). L'examen des matrices de corrélation montre qu'aucune corrélation critique n'est relevée entre les variables indépendantes continues et qualitatives (tableau 2). En effet, tous les coefficients de corrélation sont sensiblement inférieurs à 0,8 ce qui correspond à la limite proposée par Kennedy (1985) cité par Kacem et Zaouaril (2013) et à partir de laquelle, on commence généralement à avoir des problèmes sérieux de multi-colinéarité dans le modèle de régression. Dans le tableau 9 ont été présentés les résultats de l'analyse des déterminants de l'accès au crédit agricole des IMF par les producteurs au Bénin. L'analyse des coefficients individuels des variables montre que les principaux déterminants de l'accès aux crédits octroyés par les IMF aux exploitants agricoles au Bénin sont i) la taille des ménages, ii) l'appartenance à un groupement de solidarité financière, iii) l'existence d'une IMF dans l'environnement immédiat et iv) le revenu.

Les résultats économétriques montrent que la variable *GENRE* n'est pas significative. Ainsi, le fait d'être un homme ou une femme n'a aucune influence sur l'accès au crédit. Ce résultat n'est pas en concordance avec la littérature qui estime que le genre a un effet considérable sur l'accès au crédit (Morduch, 1999). Aussi, ce résultat est contraire aux études qui pensent que les femmes sont lésées dans l'accès aux services financiers (Everett et Savara, 1991 ; Goetz et Sen Gupta, 1996 ; Mayoux, 1995a cité par Mayoux, 1998). Ce résultat démontre l'absence d'une discrimination entre les hommes et les femmes pour l'accès au crédit au niveau des Institution de micro-finance.

L'estimation du coefficient du modèle logit montre que la variable *AGE* n'est pas significative mais a un coefficient positif comme attendu. Ce résultat dénote que les Institutions de financement préfèrent prêter aux exploitants les plus âgés voire les plus expérimentés. La variable *AGE2* (âge au carré) a un coefficient négatif, ce qui dénote qu'il y a un âge optimal auquel la probabilité d'obtenir du crédit est la plus élevée.

La variable *EDUC* a le signe attendu et montre que plus un exploitant est instruit plus il a des chances d'obtenir des crédits. Ce résultat confirme ceux d'Evans et *al.* (1999), qui ont démontré que le faible niveau d'instruction influe sur la décision d'octroi de crédit au niveau des institutions de micro-finance. Cependant, les statistiques descriptives montrent que parmi les exploitants ayant eu accès au crédit, la catégorie des non instruits domine (52%). Ceci pourrait s'expliquer par la nature et la spécificité du secteur d'activité qu'est le secteur agricole qui emploie le plus de monde au Bénin et le plus de déscolarisés et de non instruits. D'une manière générale, et quel que soit le niveau d'instruction, le demandeur de crédit a la possibilité d'avoir son dossier accepté par les institutions (Kacem et Zouaril, 2013).

**Tableau 9. Résultats du modèle logit d'analyse des déterminants de l'accès au crédit**

Variables	Coefficient	Erreurs standard robustes	z	P>z	[95% Conf.]
GENRE	0,149	0,486	0,31	0,758	-0,802
MATRI	0,705	0,703	1,00	0,316	-0,672
AGE	0,081	0,060	1,34	0,182	-0,038
AGE2	-0,001	0,001	-1,27	0,205	-0,002
TAILL	-0,065***	0,019	-3,45	0,001	-0,102
CULTR	-0,315	0,286	-1,10	0,271	-0,876
GRPMT	0,737**	0,340	2,17	0,030	0,071
EDUC	0,392	0,306	1,28	0,200	-0,208
IMF	0,5538*	0,300	1,84	0,065	-0,035
FORM	-0,464	0,307	-1,51	0,130	-1,065
REVEN	0,000***	0,000	3,00	0,003	0,000
GARAN	-0,417	1,168	-0,36	0,721	-2,706
SUP	-0,007	0,013	-0,56	0,573	-0,033
RDEP	-0,137	0,634	-0,22	0,828	-1,380
Constante	-0,578	1,509	-0,38	0,702	-3,535
Wald Khi-deux (ddl)	42,51(14) ***				
Pseudo R <sup>2</sup>	0,1179				
Aire sous la courbe ROC	0,7247				
Nombre d'observations	459				

\*\*\* significatif au seuil de 1% ( $p < 0,01$ ) ; \*\* significatif au seuil de 5% ( $p < 0,05$ ) ; \* significatif au seuil de 10% ( $p < 0,10$ ).

Dans l'accès aux microcrédits, la taille du ménage est un facteur qui n'avantage point l'exploitant. En effet, le coefficient de la variable " taille du ménage" (seuil de significativité 1%) est, comme attendu, négatif. Ainsi, plus la taille du ménage est élevée, moins l'exploitation agricole a de chances d'avoir accès au crédit. L'explication de cette corrélation négative vient de Foltz (2004) et de Eze et *al.* (2009), qui ont montré que la taille du ménage influence beaucoup plus la demande du crédit que sa satisfaction par l'IMF. Or la formulation de la demande est une condition sine qua none à l'accès. Pour ce qui est du ratio de dépendance, l'estimation montre qu'il n'est pas aussi significatif et a un signe négatif. On pourrait alors dire que plus ce ratio est élevé moins grande est la chance pour l'exploitation d'avoir accès au crédit.

L'appartenance à un groupement de solidarité financière a une influence positive sur l'accès aux microcrédits. L'analyse du coefficient de ce facteur montre qu'il est prépondérant dans l'accès aux microcrédits (+0,74). L'appartenance à une association apparait aussi comme un déterminant pertinent puisque la probabilité d'accorder le crédit est plus élevée pour les demandeurs membres d'un groupement de solidarité financière que les non membres. Ces résultats concordent avec ceux obtenus par Abalo (2007) dans son étude sur les micro-entreprises au Togo. Fall (2006) estime que l'appartenance à un groupement est un obstacle majeur au crédit si ce groupement est débiteur. Selon lui, c'est la première conditionnalité d'obtention de crédit. En réalité, le crédit n'est pas individuel du point de vue de la banque, qui ne reconnaît en pratique que le groupement. Ainsi, le producteur

débiteur est perçu du côté du groupement comme un mauvais payeur et constitue une contrainte à l'obtention de crédit du groupe (Fall, 2006).

Le revenu a aussi un effet positif sur l'accès aux microcrédits et est significatif au seuil de 1%. Autrement dit, lorsque le chiffre d'affaires est élevé, la probabilité d'obtenir le crédit est forte. Ainsi, un exploitant à revenu instable n'a pas la chance d'avoir accès aux services financiers. En effet, les revenus trop instables ne permet pas aux gens de pouvoir se procurer des produits financiers (Kempson et al., 2000 ; Beck et De la Torre, 2004 ; Honohan, 2005 ; Claessens, 2006 ; IMCE, 2006 ; Banque Mondiale, 2008 ; Beck et Demirgüç-Kunt, 2008 ; Demirgüç-Kunt et Levine, 2008 ; Beck et al., 2009 ; Ramji, 2009) cité par Bélisle (2012).

Pour mieux apprécier l'effet des variables explicatives sur la probabilité d'accès au crédit, nous avons calculé les effets marginaux des variables incluses dans le modèle. Les résultats de ce calcul ont figuré dans le tableau 10.

**Tableau 10. Effets marginaux des variables explicatives**

Variables	Coefficient	Erreursstandard	z	P>z	[95% Conf.]	[C.I.]	X
GENRE	0,01	0,04	0,29	0,77	-0,07	0,09	0,90
MATRI	0,07	0,09	0,80	0,42	-0,10	0,24	0,97
AGE	0,01	0,00	1,33	0,19	0,00	0,02	44,09
AGE2	0,00	0,00	-1,25	0,21	0,00	0,00	2074,05
TAILL	-4,95 E-3***	0,00	-3,39	0,00	-0,01	0,00	10,82
CULTR	-0,02	0,02	-1,07	0,28	-0,07	0,02	0,55
GRPMT	0,06*	0,04	1,77	0,08	-0,01	0,14	0,80
EDUC	0,03	0,02	1,31	0,19	-0,01	0,07	0,46
IMF	0,04*	0,02	1,93	0,05	0,00	0,08	0,48
FORM	-0,04	0,03	-1,40	0,16	-0,09	0,02	0,31
REVEN	7,35 E-8***	0,00	3,91	0,00	0,00	0,00	822.838
GARAN	-0,03	0,06	-0,42	0,67	-0,15	0,10	0,97
SUP	0,00	0,00	-0,57	0,57	0,00	0,00	10,27
RDEP	-0,01	0,05	-0,22	0,83	-0,11	0,08	0,48

\*\*\* significatif au seuil de 1% ( $p < 0,01$ ) ; \*\* significatif au seuil de 5% ( $p < 0,05$ ) ; \* significatif au seuil de 10% ( $p < 0,10$ ).

Les résultats de calcul des effets marginaux montrent que la variable *MATRI* est affectée d'un coefficient dont l'estimateur à une réalisation positive. Ainsi, le fait d'être marié, augmente de près de 7% la probabilité d'accès au crédit auprès des institutions de microfinance. Le fait d'être un homme augmente de juste 1% la probabilité pour les exploitants d'avoir accès aux services financiers. Les résultats montrent aussi que le fait pour un exploitant d'être membre d'un groupement de solidarité financière augmente d'environ 7% ces chances d'avoir accès au crédit. Il en est de même pour les exploitants plus instruits. En effet, un niveau d'éducation élevé, augmenterait de 3% la probabilité d'accès au crédit. En ce qui concerne la variable *IMF*, elle est affectée d'un coefficient positif, ce qui montre que l'existence d'une institution de microfinance dans l'environnement immédiat des exploitants agricoles augmente la probabilité d'avoir accès au crédit de 4%. Par contre, la probabilité d'accès au crédit diminue de 2% quand on pratique les cultures de rente. En effet, outre le coton qui est en déclin et dont les impayés aux producteurs se succèdent, les autres cultures de rente sont des cultures pérennes qui sont difficiles à financer pour les institutions de microfinance. Aussi, ne pas recevoir une formation sur l'élaboration des micro-projets de la part des ONG, de l'IMF ou des services étatiques diminue de 4% la probabilité d'accès au crédit. La probabilité d'accès est aussi diminuée quand la taille du ménage et le ratio de dépendance sont élevés.

## CONCLUSION

L'étude identifie et analyse les déterminants de l'accès ou non des exploitations agricoles au crédit octroyés par les Institutions de Micro Finance. Ainsi, la taille des ménages, la proximité des Institutions de Micro Finance, l'appartenance à un groupement de solidarité financière et le revenu sont les facteurs qui influencent l'accès. L'analyse des effets marginaux montre que l'amélioration de la

proximité des Institutions de Micro Finance et l'appartenance à un groupement de solidarité financière sont susceptibles d'augmenter significativement l'accès au crédit. Par conséquent, l'amélioration du taux de couverture des Institutions de Micro Finance présentes au Bénin et la sensibilisation des exploitants agricoles à la formation et/ou l'adhésion à des groupements de solidarité financière s'impose.

## **RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES**

Abalo, K., 2007 : Importance de la micro finance dans le financement des micros entreprises au Togo. African Economic Conference 2007. 'Opportunities and Challenges of Development for Africa in the Global Arena' 15-17 November 2007, Addis Abeba, Ethiopia.

Adekambi, S.A., P.Y. Adegbola, A. Arouna, 2010 : Perception paysanne et adoption des biopesticides et/ou extraits botaniques en production maraîchère au Bénin. African Association of Agricultural Economists (AAAE). 2010 AAAE Third Conference/AEASA 48th. Conference, September 19-23, 2010, Cape Town, South Africa, 22.

Agnikpe, A., 1998 : "La micro finance au Bénin : étude sectorielle approfondie". PNUD. Rapport d'étude. 107 p.

Andersen, L. E., Nina, O., 2000: Micro-credit and group lending: the collateral effect IISEC-UCB, Bolivia, 15 September, pp. 1-4.

Avocevou, C. M. A., 2003 : Déterminants socio-économiques de l'accès au micro crédit en milieu rural : cas de la commune de Zogbodomey. Thèse d'Ingénieur Agronome. Université d'Abomey-Calavi. 116 p.

Belisle, M., 2012 : Accessibilité financière des individus et rôle de la microfinance au Ghana et en Tanzanie. Mémoire présenté en vue de l'obtention du grade de maître ès science. École des Hautes Études Commerciales Affiliée à l'Université de Montréal. 144 p.

Bourbonnais, R., 2005 : Économétrie, 6ème Edition, Dunod. Paris.

Cahuzac, E., Bontemps, C., 2008 : Stata par la pratique: statistiques, graphiques et éléments de programmation. College Station, TX : Stata Press.

Creusot, A-C., 2002 : Potentialités et limites de la caution solidaire. BIM n° 34, 10 p.

De Aghion Armendariz, B., Gollier, C., 2000: Peer group formation in an adverse selection model. The Economic Journal, July, p. 632-643.

Des jardins développement international, 2005 : Financement agricole : un puissant outil de contribution à la sécurité alimentaire des populations. [www.did.qc.ca](http://www.did.qc.ca), 24 p.

Deveze, J.C., 2000 : Comment promouvoir le financement des exploitations familiales ? Dans la rubrique Dossier du Bulletin Trimestriel Grain de Sel No. 16, Inter-Réseaux. Développement Rural, p.10-11, Novembre.

Diallo, B., 2006 : Un modèle de "creditscoring" pour une institution de microfinance Africaine : le cas de Nyesigiso au Mali. Pre- and Post-Print documents halshs-00069163v1, HAL, CCSD/CNRS. 49 p.

Eze, C.C., U. C. Ibekwe, O. C., Korie, 2009: Women's Accessibility to Credit from Selected Commercial Banks for Poverty Reduction in South East Nigeria, Special Themes. 17th International Farm Management Congress, Bloomington/Normal, Illinois, WA, Peer Review Paper.

Fall, A. A., 2006 : Impact du crédit sur le revenu des riziculteurs de la vallée du fleuve Sénégal. Thèse de doctorat. Présentée à l'École Nationale Supérieure Agronomique de Montpellier. 357 p.

Foltz, J.D., 2004: Credit Market Access and Profitability in Tunisian Agriculture. Journal of the International Association of Agricultural Economists 30: pp.229-240.

Ghatak, M., Guinnane, T.W., 1999: The Economics of Lending with Joint Liability: Theory and Practice. Journal of Development Economics, Vol. 60, pp.195-228.

Honohan, P., King, M., 2009: « Cause and Effect of Financial Access: Cross-Country Evidence from the Finscope Surveys », document préparé pour la conférence «Measurement, Promoting, and Impact of Access to Financial Services», Washington, DC, 12-13 mars, Banque Mondiale, 28 p.

Johnson, S., Nino-Zarazua, M., 2009: Financial access and exclusion in Kenya and Uganda, document de travail N° 1, Center for Development Studies (CDS), University of Bath, Bath Papers in International Development, 34 p.

Kacem, S., Zouaril, S. G., 2013 : Analyse des déterminants d'accès aux services financiers des associations de microcrédit dans la Tunisie rurale. Université Sfax. 15 p.

Kodjo, K.Z. M., E. H. Abiassi, M.C. Allagbé, 2003 : Le financement de l'agriculture béninoise dans un contexte de libéralisation : Contribution de la microfinance, Faculté des Sciences Agronomiques (FSA), Université d'Abomey-Calavi, Bénin. 53 p.

Lanha, M., 2001 : « Le prêt de groupe de caution solidaire : Typologie, efficacité et mesure empirique », Mimeo, Août 2001, 35 p.

- Lesaffre, D., 2000 : Quels financements pour l'Agriculture des Pays en Développement ? Revue Grain de Sel. N°16, pp.12-18.
- Magrini, M-B., M'h. Fares, M.Filippi, 2010 : Les déterminants du choix d'adoption entre marque et signe : une étude économétrique de la petite coopération agricole. 4<sup>ème</sup> journées de recherches scientifiques en sciences sociales. 21 p.
- Mayoux, L., 1998 : L'«Empowerment des femmes contre la viabilité ? Vers un nouveau paradigme dans les programmes de micro-crédit» in Yvonne PREISWERK (textes réunis par). Les silences pudiques de l'économie. Economie et rapports sociaux entre hommes et femmes, Commission nationale suisse pour l'Unesco, Direction du développement et de la coopération, Institut Universitaire d'Études du Développement, 1998, p. 73-97.
- Mohamed, K., 2003: Access to formal and quasi-formal credit by smallholder farmers and artisanal fishermen: a case of Zanzibar. Research Report No. 03.6, REOPA.
- Morduch, J., 1999: The Role of Subsidies in Microfinance: Evidence from the Grameen Bank Journal of Development Economics, 60, pp.229-248.
- Pampel, F. C., 2000: Logistic Regression. A Primer. Quantitative Applications in the Social Sciences Volume 132. 96 p. SAGE Publications, Inc. ISBN: 9780761920106.
- Singbo, A., 2012: Analyzing efficiency of vegetable production in Benin. PhD thesis, Wageningen University, 140 p.
- SOSSA, T., 2011: Microfinance et inclusion financière au Bénin, in *La microfinance au Bénin*, Geneva, The Graduate Institute Publications (« eCahiers », n° 10), 2011, URL : <http://iheid.revues.org/355> ; DOI : 10.4000/iheid.355
- Spio, K., 2002: The Impact and Accessibility of Agricultural Credit: A Case Study of Small-Scale Farmers in the Northern Province of South Africa. PhD Thesis. University of Pretoria, Pretoria.
- Tapsoba, D. H., 2007 : Une estimation du choix des consommateurs canadiens en matière de véhicules personnels, de nouvelles technologies et de carburants de remplacement par Logit mixte. Département d'Economie, Faculté des sciences sociales. Université de Laval, Québec. 133 p.
- Xinhua, G., 2002: A search approach to joint liability lending under imperfect information. University of Toronto, Department of Economics, 35 p.
- Yabile, K. R., 2013 : Déterminants de la sous-alimentation des ménages en Côte-d'Ivoire : cas des régions centre et centre-est. European Scientific Journal. Edition vol. 9, N°14, pp. 207-228. ISSN: 1857-7881.
- Yeon, C., 2002: Joint liability and peer monitoring under group lending. University of Wisconsin-Madison, Department of Economics, July 2.