

Le rationnement de crédit individuel des clients des Institutions de Micro finance de la République Démocratique du Congo: Cas de FINCA/Bukavu

Joseph AKILIMALI NTERERWA¹, Jean-Jacques MULUMEODERHWA SHALUKOMA², Bonheur MURHULA LUSHEKE³, and Patient BAHATI MUHAYANGABO⁴

¹Département de Gestion Financière, Faculté des sciences économiques et de gestion, Université de Bukavu Centre, BP : 121, Bukavu, RD Congo

²Département des Sciences Commerciales et Administratives, Section des Sciences Commerciales, Administratives et Informatique de Gestion, Institut Supérieur Pédagogique de Bukavu (ISP/BUKAVU), BP : 854 Bukavu, RD Congo

³Département des Sciences Commerciales et Administratives, Section des Sciences Commerciales, Administratives et Informatique de gestion, Institut Supérieur Pédagogique d'Idjwi (ISP/IDJWI), Idjwi, Sud-Kivu, RD Congo

⁴Département de Gestion Financière, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion, Université de Bukavu Centre, BP : 121, Bukavu, RD Congo

Copyright © 2020 ISSR Journals. This is an open access article distributed under the *Creative Commons Attribution License*, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

ABSTRACT: This study aims at identifying explaining factors of rejection or acceptance of customers individual credit demand of FINCA/Bukavu in South Kivu/The Democratic Republic of the Congo in order to give access to poor clients willing to get credit to prepare and compose their files and to grant different political and economic partners. The Knowledge to manage the financial sector since it is possible for them to be aware about the way these is collected by the microfinance institutions regarding their characteristics.

Relating to the sample of 99 customers files and referring to the maximum method of probability, it seems that the rationing of customers individual credit of FINCA/Bukavu is positively influenced by the credit amount requested and negatively influenced by the revenue of signification threshold of 10%.

KEYWORDS: credit rationing, microfinance institutions.

RESUME: Cette étude a comme objectif d'identifier les facteurs explicatifs du rejet ou d'acceptation de demande de crédit individuel des clients de FINCA/Bukavu au Sud-Kivu en République Démocratique du Congo afin de permettre aux clients pauvres soucieux du crédit de bien préparer et composer leurs dossiers de la demande de crédit et doter les divers intervenants tant politiques qu'économiques des connaissances pour bien réguler le secteur financier dès lors qu'il est possible qu'ils s'imprègnent de la manière dont le crédit est perçu par les IMF compte tenu de leurs caractéristiques.

Sur base d'un échantillon de 99 dossiers de clients et faisant recours à la méthode de maximum de vraisemblance, il s'est avéré que le rationnement de crédit individuel des clients de FINCA/Bukavu est influencé positivement par le montant de crédit sollicité et négativement par le revenu au seuil de signification de 10%.

MOTS-CLEFS: rationnement de crédit, IMF.

1 INTRODUCTION

La micro finance connaît depuis plusieurs années une évolution manifeste. Ce mouvement initié par Mohammad Yunus, fondateur de la Grameen Bank en s'inspirant de la logique tontinière a permis de prêter aux clients n'ayant aucune garantie, avec un succès non négligeable (Lelart et al, 2007). Le taux de remboursement a atteint au début des années 1990, dans certaines institutions comme Grameen Bank 95 à 97%. Ces performances ont été soulignées car elles montraient que les pauvres pouvaient emprunter et rembourser leur prêt, généralement sans retard (Godquin, 2006). Et pourtant que, Morduch

(2000) a montré que la réduction de la pauvreté constitue pour chaque pays un des sujets le plus préoccupant tant au niveau des Etats qu'à celui des institutions financières, c'est dans cette optique de lutte contre la pauvreté que la micro finance, dans le cadre de palier aux insuffisances des banques, a vu le jour entant qu'approche de développement économique orientée vers les populations à faible revenu (Balemba et al, 2014).

Cependant, malgré l'intensification des activités des IMF dans plusieurs pays, la misère persiste et est loin de trouver un remède efficace. Cela se remarque par le fait que malgré la présence de plusieurs IMF, le marché financier demeure inaccessible pour une grande masse à faible revenu, pourtant leur objectif principal était de faire accéder celle-ci au crédit¹(Kodjo et al, 2005). Ce secteur a pour ambition de palier aux insuffisances des banques (Shelden, 2000). Les IMF sont apparues dans les années 1970 au Kivu. Celles du type coopératif sont les premières à s'y être installées. Depuis les années 1990, on a assisté à un déploiement d'autres types d'IMF émanant des églises (associations religieuses) ou des ONG locales et internationales (Mastaki et al, 2007 cité par Balemba et al, 2014)

En RD Congo en général et dans la province du Sud-Kivu en particulier précisément dans la ville de Bukavu, le secteur de micro finance se trouve confronté à d'énormes difficultés telles que la quasi ignorance des clients potentiels, la fragilité du secteur due à la qualification insuffisante des promoteurs, la gestion des impayés, le défaut de remboursement des prêts accordés aux clients, etc. ce qui a poussé certaines IMF de fermer leurs portes. Ainsi, devant cette situation précaire FINCA a résisté et a commencé à rationner les clients afin de se tenir sur le marché financier. Quand bien même il est difficile pour les IMF de prétendre éliminer tous les risques auxquels elles sont exposées, avec un processus efficace de gestion de ceux-ci, elles peuvent et doivent réduire de façon significative leur vulnérabilité².

Eu égard à ce qui précède, ce travail vise à identifier les facteurs explicatifs du rationnement de crédit individuel des clients des IMF.

Du contexte particulier de la ville de Bukavu et son niveau de demande de crédit, nous postulons qu'il existerait des facteurs qui expliquent le rationnement de crédit individuel au sein de Finca tels que l'âge, le genre (sexe), l'état civil, le niveau d'instruction, la taille du ménage, le revenu, l'activité exercée, le montant de crédit sollicité, la relation de long terme, le type de garantie exigée et la durée du prêt.

Plusieurs études ont déjà été menées sur le rationnement de crédit dans le monde entier en général et en RDC en particulier. Cirhuza (2017) a conduit une étude sur le rationnement des crédits des PME par les IMF de la ville de Bukavu. Ses résultats indiquent que le ratio de fonds de roulement, le montant sollicité de crédit, la relation de long terme, garanties offertes, le ratio de rentabilité économique, le ratio de liquidité immédiate ainsi que le sexe expliquent le rationnement de Crédit. Tuan-Anh (2009) a mené une étude sur le rationnement du crédit des PME au Vietman. Ses résultats indiquent qu'il y a de nombreux changements positifs dans le marché financier, mais qui ne répondent pas activement aux besoins croissants de crédit de PME. L'ensemble de ses résultats souligne l'existence d'un rationnement important de crédit des PME Vietnamiennes. Balemba et al (2014) ont mené une étude sur les déterminants de rationnement de crédit en milieux ruraux au Sud-Kivu. Leurs résultats ont montré que le sexe du chef de ménage, la distance séparant le bureau de l'IMF et le domicile sont les variables expliquant la demande de crédit par contre le revenu, la taille de l'exploitation et la distance séparant le bureau de l'IMF du domicile du chef de ménage sont les principales variables expliquant l'obtention du crédit par les ménages ruraux du Sud-Kivu. Celestin et al (2009) ont mené une étude sur l'accès au crédit individuel par les clients des institutions de micro finance du Congo : une analyse des déterminants de l'auto-exclusion et de l'obtention du prêt. Leurs résultats ont montré que les IMF n'ont prêté qu'à 43% de ceux qui ont demandé un prêt. Les clients ne pouvant pas fournir les garanties demandées s'auto-excluent. Les clients membres d'une IMF depuis plus de deux ans ont une chance accrue d'obtenir un crédit.

2 METHODOLOGIE

2.1 TECHNIQUE DE COLLECTE DE DONNÉES : ENQUÊTE PROPREMENT DITE ET ÉCHANTILLONNAGE

Nous avons eu des entretiens avec certains agents de crédit. Ce qui nous a permis d'avoir une idée sur la période qui devrait être prise en compte pour cette étude mais aussi sur la population cible. Ainsi, du point de vue temporel notre étude porte sur cinq ans soit de 2013 à 2017.

¹Des causes qui expliquent la persistance de la pauvreté nous citons le rationnement de crédit, le chômage, l'instabilité, etc.

²Il faut plutôt les prévenir du fait qu'on ne peut pas s'en passer.

La population cible de cette étude est composée de l'ensemble de demandeur de crédit de Finca/Bukavu repartis dans trois communes de ladite ville. Au courant de la période de notre étude, 7240 ménages dont 3878 à la première branche et 3362 à la seconde branche étaient reconnus demandeurs de crédit de Finca (Finca/Bukavu, 2018). Ainsi, nous avons extrait un échantillon plus ou plus représentatif par la formule suivante :

$$n = \frac{N}{1+(N \cdot e^2)} \text{ (Guide méthodologique, 2003).}$$

Où

N : taille de la population d'étude estimée à 7240

n : taille de l'échantillon

e : marge d'erreur (fixée à 10% pour notre étude, donc le seuil de confiance est de 90%).

$$n = \frac{7240}{1+(7240 \cdot 0,1^2)} = 7240 / 73,4 = 98,638 \text{ soit } 99 \text{ demandeurs de crédit}$$

Avec la taille de l'échantillon de 99 ci-haut trouvée, nous l'avons répartie proportionnellement dans les strates en utilisant le taux de sondage de 0,0137 (n/N) identique au sein de chaque strate. Le tableau ci-dessous nous donne les plus amples informations :

Tableau 1. Répartition de l'échantillon par commune

Commune	N	n	%
KADUTU	2430	33	33,3
BAGIRA	1540	21	21,25
IBANDA	3270	45	45,45
Total	7240	99	100

Nos calculs à partir d'Excel

Cependant, pour avoir les données nécessaires afin d'élaborer cet article, nous nous sommes servis de la base des données des demandeurs de crédit de Finca pour nous imprégner de toutes les réalités. De celle-ci nous avons extrait les données relatives à notre travail. Pour certains éléments indispensables comme la taille du ménage n'y figurant pas, nous avons effectué des appels téléphoniques pour les avoir auprès des concernés.

C'est après cette étape que nous avons constitué une base des données des dossiers consultés sous EXCEL laquelle a été importée dans Eviews 3.1.

2.2 SPÉCIFICATION THÉORIQUE DU MODÈLE

Dans cette étude, nous nous sommes inspirés des modèles développés par Tuan-Anh (2009), Cirhuza (2017), et Celestin et al (2015) qui ont mené des études similaires sur le rationnement de crédit respectivement au Vietnam, en République Démocratique du Congo et au Congo Brazza. Ces auteurs avaient utilisés le modèle de régression logistique ainsi que le modèle probit. Nous allons adopter ces modèles moyennant des ajustements au contexte des IMF de la RDC en général et de FINCA/Bukavu en particulier.

2.2.1 LA VARIABLE EXPLIQUÉE

Pour le cas de notre modèle, la variable expliquée de notre étude est le rationnement de crédit avec comme acronyme RAC.

Il y a rationnement de crédit, lorsque les bailleurs des fonds approuvent aux emprunteurs un montant du crédit inférieur à celui demandé même s'ils disposent suffisamment des ressources ou que l'emprunteur est disposé à accepter les conditions de prêt établies par les prêteurs (Tuan-Anh 2009 cité par Cirhuza 2017) ; il s'agit ici d'un rationnement partiel. Cependant, il existe des cas où la demande de crédit est simplement rejetée en bloc ; dans ce cas, il s'agit d'un rationnement total.

Cette variable est dichotomique et doit par conséquent prendre deux modalités : 1 lorsqu'il y a eu rationnement (non octroi ou octroi partiel) et 0 dans le cas contraire.

2.2.2 LES VARIABLES EXPLICATIVES

Dans notre étude, les variables retenues ainsi pour expliquer le rationnement de crédit individuel par les IMF sont notées par :

2.2.2.1 L'ÂGE (AG)

Celestin et al (2015) montrent que l'âge a une incidence négative sur l'obtention du prêt, selon cet auteur, le signe de cette variable révèle que plus le client est âgé plus sa probabilité d'obtenir un prêt diminue. Quant aux travaux de Philippe et al (2016), ils confirment les résultats ci-haut en disant que l'âge de l'entreprise a un impact négatif sur le rationnement de crédit.

Compte tenu de crise qui a frappé certaines IMF de la province du Sud-Kivu en général et de la ville de Bukavu en particulier, nous postulons que cette variable est ambiguë. Elle influence positivement ou négativement le rationnement de crédit.

C'est une variable quantitative exprimée en nombre d'année qu'un emprunteur peut disposer.

2.2.2.2 LE SEXE (SEX)

Lorsque l'emprunteur est une femme, sa probabilité à accéder aux produits financiers des IMF s'accroît. Deux arguments complémentaires sont susceptibles d'expliquer cela : les femmes exhibent des taux de remboursement plus élevés que les hommes et sont donc, pour les IMF, des meilleurs demandeurs, les IMF ont tendance à cibler majoritairement les femmes car lorsqu'une femme accède au crédit, elle dépensera une partie du profit au bien-être de la famille, ce qui est censé accroître l'impact social des IMF (Morduch et al, 2010 cité par Balemba, 2014). Dans l'étude de Cirhuza (2017), il montre que la variable sexe est significative mais elle influence négativement le rationnement de crédit.

Notons que cette variable est souvent neutre pour les études antérieures menées du monde entier telles que Riding et al, 1991 ; Bouhara 2004 ; Naranchimeg et al, 2008 ; etc.

Ce qui nous laisse dire que cette variable est ambiguë. Elle influence positivement ou négativement le rationnement de crédit.

Cette variable est qualitative qui prend la valeur 1 pour la femme et 2 pour l'homme.

2.2.2.3 L'ETAT CIVIL (ETCIV)

Dans les études de Celestin et al, (2015), ils ont trouvé que l'état civil des clients semble avoir une incidence sur la demande et l'obtention du prêt. Etre veuf (ve) augmente la probabilité de demander un prêt, être marié n'a pas d'incidence. Ce résultat est peut être lié à de meilleures conditions financières des couples mariés, qui n'ont pas besoin de solliciter des crédits. Par ailleurs, le fait d'être marié a un impact positif sur les décisions d'octroi des prêts par les IMF.

Cette variable est qualitative et prend la valeur 1 lorsqu'il s'agit d'un marié et 2 pour les autres cas (l'emprunteur est célibataire, veuf ou a divorcé). Le fait d'avoir un(e) conjoint(e) constitue une garantie implicite pour le banquier.

Pour le cas de cette variable, nous émettons l'hypothèse suivante l'état civil de l'emprunteur exercerait une influence négative sur le rationnement de crédit.

2.2.2.4 LE NIVEAU D'INSTRUCTION (NIVINST)

Plus le niveau d'étude du client est élevé, plus la probabilité de demander le prêt baisse. Cette situation serait sans doute la conséquence du niveau de revenu, qui augmente avec le niveau d'étude et réduirait les besoins de demander un prêt auprès des IMF (Celestin et al, 2015).

Il est question du niveau d'étude de l'emprunteur. C'est une variable qualitative codifiée 1 lorsque l'emprunteur a moins d'un diplôme d'Etat et 2 pour un diplôme d'Etat et/ou universitaire. Plus l'individu a été instruit, plus il inspire confiance car il a plus tendance à respecter ses engagements.

Ce qui nous permet de formuler l'hypothèse selon laquelle le rationnement de crédit serait négativement lié au niveau d'instruction de l'emprunteur. Cela pour dire qu'avec un niveau d'instruction supérieur les clients sont moins rationnés.

2.2.2.5 LA TAILLE DU MENAGE (TALMEN)

C'est une variable quantitative exprimée en nombre d'enfants qu'un emprunteur peut disposer.

Selon les études de Morduch et al (2010), ils ont montré que la présence d'adultes exerçant une activité productive est susceptible de renforcer la capacité du chef de ménage à faire face au crédit, la faiblesse de ses ressources étant partiellement couverte et compensée par les revenus des autres membres du ménage.

La relation entre l'octroi de crédit et la taille du ménage³ paraît ambiguë en ce sens que plus la taille du ménage est élevée, plus les dépenses courantes (alimentation, santé, éducation) s'accroissent et moins le chef du ménage bénéficiera du crédit. Dans ce cas, l'IMF doute que l'argent qui servirait au remboursement ne puisse être affecté aux dépenses incompressibles du ménage.

C'est en ce sens que cette variable paraît aussi ambiguë du fait qu'elle peut influencer positivement ou négativement le rationnement de crédit.

2.2.2.6 LE REVENU (REV)

C'est une variable quantitative exprimée en dollars et qui désigne le revenu mensuel d'autres activités dans lesquelles est impliqué l'emprunteur. Il est l'une des variables objectives mesurant le niveau de richesse et du bien-être de l'emprunteur. Ainsi, plus le ménage dispose d'un revenu mensuel plus ou moins élevé, plus il attire l'attention des IMF et moins il sera rationné. Le revenu élevé traduit donc le niveau d'aisance du ménage et donc sa capacité à rembourser le crédit même dans les pires des cas, c'est-à-dire même si le projet financé par le crédit faisait faillite (Morduch et al, 2000).

Les travaux de Balemba et al (2014) montrent que le revenu explique l'obtention du crédit par les ménages ruraux au Sud-Kivu. Par contre, Lahsem et al (2013) montrent que le chiffre d'affaire d'un emprunteur influence positivement le rationnement de crédit des PME dans la ville Agadir.

Ce qui nous permet de formuler l'hypothèse selon laquelle le rationnement de crédit serait négativement ou positivement lié au revenu de l'emprunteur.

2.2.2.7 L'ACTIVITÉ EXERCÉE PAR LE CHEF DU MÉNAGE (ACTIVEXER)

Selon Manchon (2001), les produits différents des entreprises sont associés avec des niveaux de risque différents. Les entreprises fournissant des produits tels que le génie civil, les biens d'équipements, le transport et la location d'équipements et assimilés, sont considérées souvent comme très risqués pour les bailleurs de fonds.

Par contre, Riding et al, (1994) concluent que les entreprises du secteur des services ne sont pas de bonnes candidates pour les crédits bancaires car elles n'apportent pas assez de garanties aux bailleurs vu leur faible actif.

Elle est codifiée 1 lorsque l'emprunteur est commerçant, 2 lorsqu'il est un agent de l'Etat, un enseignant, un médecin, avocat ou autres. En attendant de ceci un signe positif ou négatif, nous formulons l'hypothèse selon laquelle la relation entre la branche d'activité du chef de ménage et le rationnement de crédit serait positive et/ou négative.

2.2.2.8 LE MONTANT DE CREDIT SOLLICITE (MCSOL)

Selon la définition de rationnement de crédit de Jaffee et al, (1976), le montant du prêt demandé est aussi un facteur de refus. Par contre, Lahsen et al, (2013), montrent que la taille du crédit n'influence pas le rationnement du crédit en situation d'asymétrie d'information dans les PME de la ville Agadir.

Elle est une variable quantitative qui mesure le niveau de financement que l'emprunteur désire obtenir pour financer son activité et ainsi répondre à ses besoins. Nous présumons qu'elle joue positivement sur le rationnement de crédit. Cela peut se

³Pour mieux diriger le questionnaire du rationnement de crédit, un ménage est défini comme un groupe d'individus vivant sous le même toit et partageant ainsi régulièrement leurs repas et leurs dépenses, (Moke, 2018). En revanche, une famille ne constitue pas nécessairement un ménage, car elle peut comprendre des membres vivant en dehors du foyer ou qui sont proches mais ne participent ni aux repas ni aux dépenses.

remarquer au niveau où plus l'emprunteur sollicite un crédit d'un montant très élevé moins il a de chance d'en bénéficier comme tel.

2.2.2.9 LA RELATION DE LONG TERME (ANCIENNETÉ) (RELALT)

Selon les études de Degryse et al, (2000), ils mesurent l'intensité de la relation de long terme par la durée. Plusieurs études empiriques ont montré l'importance de cette relation dans la réduction d'asymétrie d'information et son impact sur les termes de crédit (Petersen et al, 1994).

Elle est une variable quantitative qui mesure le nombre d'années. Cependant, en micro finance, cet indicateur est remplacé par le nombre des crédits contractés par un ménage auprès de l'institution de micro finance.

Elle prend la valeur 1 lorsque l'emprunteur a déjà reçu le crédit auprès de la Finca pour plus d'une fois et 2 dans le cas contraire (n'en a pas encore bénéficié).

Comme hypothèse, disons que la relation de long terme expliquerait négativement le rationnement de crédit. Cela s'explique par le fait qu'à un ancien client on a tendance à octroyer le crédit qu'à un nouveau qui le désire.

2.2.2.10 LE TYPE DE GARANTIE EXIGEE (TYPGAR)

Les garanties pourraient également jouer un rôle important parmi les facteurs du rationnement de crédit dans une IMF pour deux raisons : en premier lieu, elles sont perçues comme éléments atténuant la sélection adverse à laquelle les prêteurs font face (Stiglitz et al, 1981) et en second lieu, les garanties laissées peuvent dicter le comportement de l'emprunteur selon qu'elles lui sont importantes ou non.

Rajan et al, (1995) ; Kremp et al, (1999) montrent qu'il existe des relations positives et significatives entre les garanties et le niveau d'endettement.

Cependant, Kremp et al, (1999) a utilisé le ratio actifs corporels nets plus stocks sur total actif pour mesurer la garantie.

Cette variable est codifiée 1 lorsque l'institution n'a exigé que les biens ménagers comme garantie et 2 dans le cas où elle en a exigé d'autres comme véhicule, terrain, etc.

Comme hypothèse, cette variable influencerait positivement le rationnement de crédit.

2.2.2.11 LA DURÉE DU PRÊT (DURP)

Accorder à un emprunteur peu de temps pour honorer sa dette serait une manière de l'exposer au danger du défaut. Mais aussi, lui accorder une longue durée n'est pas aussi synonyme de le rendre plus performant qu'il ne le serait.

Balembe et al, (2014) montrent que la durée du prêt influence négativement les dirigeants de PME à préférer telle ou telle autre forme de structure financière. Par contre les études de Celestin et al, (2015) montrent que la durée du prêt semble ne pas avoir d'incidence, ni sur la demande de prêt, ni sur son obtention.

Ce qui explique une certaine ambiguïté pour cette variable. Elle influencerait positivement ou négativement le rationnement de crédit. Elle prend la valeur 1 lorsque la durée du prêt est d'au plus 12 mois et 2 pour une durée de plus de 12 mois.

2.3 SPÉCIFICATION FORMALISÉE DU MODÈLE ET TEST DE NORMALITÉ DE RÉSIDUS

La variable expliquée de notre étude étant qualitative dichotomique, la littérature propose pour sa modélisation est la méthode de maximum de vraisemblance (les modèles logit et probit).

Ainsi, ces modèles s'écrivent :

$$P_i = \text{Prob}(Y_i = 1/X) = F(\beta X) \text{ Avec } F(\beta X) = \frac{e^{\beta X_i}}{1+e^{\beta X_i}} \quad F(\beta X) = \frac{1}{1+e^{-\beta X_i}}$$

Où $F(\beta X)$ désigne la fonction de répartition et β est le vecteur des paramètres (inconnus) associé au vecteur X . Cependant, la probabilité pour que cet événement n'apparaisse pas est donnée par :

$$\text{Prob}(Y_i = 0)/X = 1 - \text{Prob}(Y_i = 1/X) = 1 - F(\beta X)$$

Ainsi, pour faire un choix entre les deux alternatives, Hurlin propose le test de normalité des résidus.

2.3.1 TEST DE NORMALITÉ

Cette statistique suit une loi de Khi-deux à degrés de liberté. Et les hypothèses formulées à ce test sont les suivantes :

H_0 : Les Résidus sont normalement distribués au seuil α si $S < \chi_{1-\alpha}^2$

H_1 : Les résidus ne sont pas normalement distribués au seuil α si $S > \chi_{1-\alpha}^2$

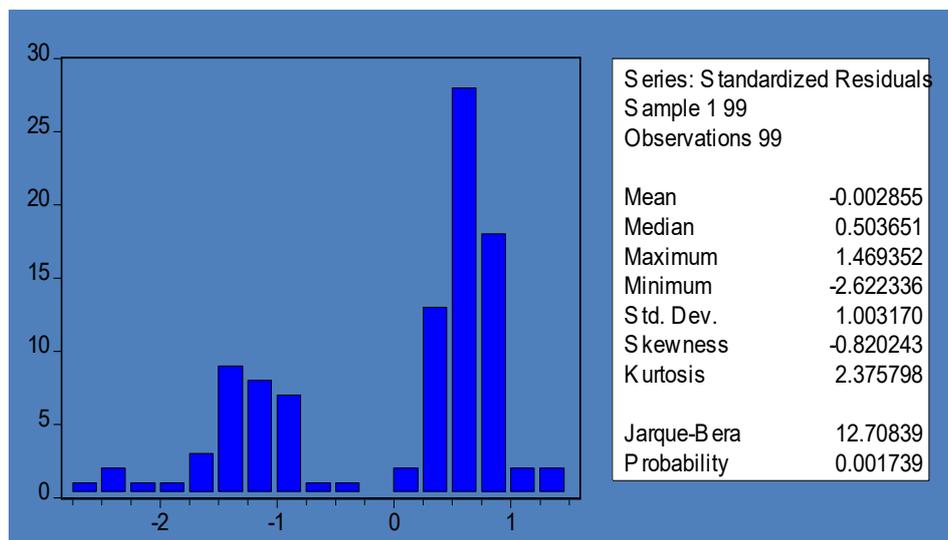


Fig. 1. Test de normalité

Source: nos analyses sur Eviews 3.1

En effet, les résultats de ce graphique nous permettent de tirer deux conclusions. D’une part, la probabilité associée au test de Jarque et Bera est inférieure à 10% (avec la quantité $JB= 12,708 > X_{0,1}^2$ à deux degrés de liberté=4,61) et pour cela les résidus ne suivent pas une loi normale.

Décision : L’hypothèse H_0 est rejetée au profit de H_1 . Dans ce cas le test de normalité n’est pas accepté.

Ainsi, on aboutit à la conclusion selon laquelle les coefficients de skewness (-0,82≠0) et le kurtosis (2,37≠ 3) ne répondent pas aux critères de normalité des résidus.

En nous appuyant sur les critères de *Kurtosis*, de *Skewness* sur base des résultats de la figure (1), nous rejetons l’hypothèse nulle stipulant que les données suivent une distribution normale et acceptons l’hypothèse alternative. Dès lors, il convient d’utiliser le modèle logit à la place du modèle probit.

2.3.2 MODÈLE LOGISTIQUE

Partant du résultat du test de normalité de Jarque-Bera, ci-haut trouvé, la forme fonctionnelle du modèle est donnée par :

$$RAC = \beta_0 + \beta_1 AG + \beta_2 SEX + \beta_3 ETCIV + \beta_4 NIVINS + \beta_5 TALM + \beta_6 ACTIVEX + \beta_7 REV + \beta_8 MCSOL + \beta_9 RELALT + \beta_{10} TYPGAR + \beta_{11} DURP + u_i$$

Où :

RAC : variable dépendante

u_i : Variable aléatoire (terme d’erreur, résidu) ;

β_i Avec $i = 1 -11$: estimateurs (paramètres à estimer) ;

β_0 : Constante (coordonnée à l’origine ou intercepte).

3 RESULTATS ET DISCUSSION

A la suite de l'application du logiciel, nous avons obtenu les résultats suivants :

Tableau 2. Statistique descriptive des variables quantitatives

	AGE	REVENU	MONTANT DE CREDIT SOLLICITE
Mean	42.19192	554.0707	5953.535
Median	42.00000	450.0000	5000.000
Maximum	65.00000	2500.000	30000.00
Minimum	25.00000	80.00000	500.0000
Std. Dev.	8.355222	460.9359	5264.364
Skewness	0.326478	1.935524	2.084458
Kurtosis	2.839593	6.990483	8.416621
Jarque-Bera	1.864840	127.4995	192.7185
Probability	0.393600	0.000000	0.000000
Observations	99	99	99

Source : nos analyses sur base d'Eviews 3.1

Le tableau ci-dessus présente les différentes statistiques descriptives pour les différentes variables quantitatives retenues. En l'observant de plus près, nous constatons qu'en moyenne l'âge des membres est de 42 ans; avec un écart type de 8,35 ans. Cela signifie que les observations sont fortement dispersées autour de la moyenne (autrement-dit, il n'y a pas d'homogénéité en termes d'âge). Le client ayant l'âge le plus élevé a 65 ans contre un minimum de 25 ans d'âge.

Le revenu mensuel est en moyenne de 554 dollars avec un écart type de 460,93. En moyenne le montant de crédit sollicité par un membre de la FINCA/Bukavu est de 5953,53 dollars en moyenne avec un écart type de 5264,364 ; avec un maximum de 30000 dollars et un minimum de 500 dollars.

Tableau 3. Les résultats économétriques reprenant toutes les variables

Dependent Variable: RAC
Method: ML - Binary Logit
Date: 02/26/19 Time: 10:56
Sample: 1 99

Included observations: 99

Convergence achieved after 7 iterations

Covariance matrix computed using second derivatives

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AG	-0.005686	0.029201	-0.194720	0.8456
SEX	-0.020235	0.508738	-0.039776	0.9683
ETCIV	0.770006	0.785278	0.980552	0.3268
TAILMEN	0.190579	0.478180	0.398551	0.6902
NIVINST	0.407758	0.578967	0.704286	0.4813
REV	-0.002872	0.001518	-1.892306	0.0585
ACTIVEX	0.109164	0.513612	0.212541	0.8317
MCSOL	0.000297	0.000150	1.979510	0.0478
RELALT	-0.981951	0.540937	-1.815279	0.0695
TYPGAR	-0.418097	0.523101	-0.799266	0.4241
DURPR	-0.771272	0.598789	-1.288054	0.1977
C	1.865451	2.453827	0.760221	0.4471
Mean dependent var	0.656566	S.D. dependent var		0.477272
S.E. of regression	0.477301	Akaike info criterion		1.412859
Sum squared resid	19.82005	Schwarz criterion		1.727419
Log likelihood	-57.93651	Hannan-Quinn criter.		1.540130
Restr. log likelihood	-63.68543	Avg. log likelihood		-0.585217
LR statistic (11 df)	11.49785	McFadden R-squared		0.090271
Probability(LR stat)	0.402545			
Obs with Dep=0	34	Total obs		99
Obs with Dep=1	65			

Nos analyses sur base d'Eviews 3.1

La qualité globale de l'estimation semble être satisfaisante. La P-value du test de rapport de maximum de vraisemblance (LR) est acceptable puisqu'elle présente une valeur inférieure à 10%. Cependant, l'examen des t-student et la P-value du test de significativité des variables révèlent que trois variables sont statistiquement significatives. Il s'agit du revenu avec une influence négative, du montant de crédit sollicité avec une influence positive ainsi que de la relation de long terme avec une influence négative.

D'autres variables telles que le sexe, l'âge, l'état civil, la taille de ménage, le niveau d'instruction, l'activité exercée, le type de garantie et la durée du prêt ont une influence sur la probabilité de rationnement de crédit mais pas significative statistiquement.

Pour raisons d'amélioration du modèle, nous avons fait plusieurs estimations jusqu'à exclure certaines variables qui ont été jugées non pertinentes pour notre analyse. Cette situation nous pousse alors à recourir au « stepwise process » qui est un processus de sélection des variables significatives à travers l'élimination de certaines variables explicatives (Boubacar, 2006). Cette pratique est connue chez Régis Bourbonnais sous le nom de la méthode Backward élimination (ou élimination progressive) et consiste, sur le modèle complet de k variables explicatives, à éliminer de proche à proche les variables explicatives dont les t-de Student sont en dessous du seuil critique (Regis, 1991). Cette pratique nous permettra de réduire le problème de la multi colinéarité absolue pouvant exister entre les différentes variables.

Tableau 4. Modèle de régression finale à deux variables significatives

Dependent Variable: RAC
 Method: ML - Binary Logit
 Date: 02/26/19 Time: 11:05
 Sample: 1 99
 Included observations: 99
 Convergence achieved after 7 iterations
 Covariance matrix computed using second derivatives

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
REV	-0.002567	0.001329	-1.931789	0.0534
MCSOL	0.000247	0.000128	1.932654	0.0533
C	0.650228	0.341519	1.903932	0.0569
Mean dependent var	0.656566	S.D. dependent var		0.477272
S.E. of regression	0.470493	Akaike info criterion		1.293129
Sum squared resid	21.25090	Schwarz criterion		1.371769
Log likelihood	-61.00988	Hannan-Quinn criter.		1.324947
Restr. log likelihood	-63.68543	Avg. log likelihood		-0.616261
LR statistic (2 df)	5.351115	McFadden R-squared		0.042012
Probability(LR stat)	0.068868			
Obs with Dep=0	34	Total obs		99
Obs with Dep=1	65			

Source : nos analyses sur base d'Eviews 3.1

Au final, apparaissent deux variables qui sont statistiquement significatives au lieu de trois de la première régression. Ces variables sont le revenu et le montant de crédit sollicité. Le revenu a donc une influence négative et le montant de crédit sollicité par contre a une influence positive au sein de la FINCA. Quant à la significativité globale du modèle, en comparant toujours le p-value avec les différents seuils, ce tableau nous révèle que le modèle est globalement significatif au seuil de 10%. Le résultat trouvé ci-haut, ne contredit pas celui du rapport de maximum de vraisemblance d'autant plus que la statistique du Log-vraisemblance (*LR statistic*) est égale à $LR=5,35$ et supérieure au $\chi^2_{2,0.1}$ (khi carré de deux variables significatives au seuil de 10%) qui égaie à 4,61.

Des critères d'information d'Akaike (AIC), de Schwarz criterion (SC) et d'Hannan-Quinn qui tiennent compte du nombre des variables explicatives lorsqu'on évalue la bonté du modèle et son ajustement, comparativement à plusieurs régressions effectuées, notre régression présente les valeurs de la déviance les plus faibles à savoir 1,29 ; 1,37 et 1,32 respectivement pour l'AIC, SC et Hannan-Quinn.

Bien que ces coefficients trouvés soient statistiquement significatifs, l'analyse de la prédiction du modèle est indispensable pour conclure que celui-ci est économiquement de bonne qualité.

Tableau 5. Résultats de prédiction du modèle

	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)≤C	0	0	0	0	0	0
P(Dep=1)>C	34	65	99	34	65	99
Total	34	65	99	34	65	99
Correct	0	65	65	0	65	65
% Correct	0.00	100.00	65.66	0.00	100.00	65.66
% Incorrect	100.00	0.00	34.34	100.00	0.00	34.34
Total Gain*	0.00	0.00	0.00			
Percent Gain**	0.00	NA	0.00			

Source : nos analyses sur base d'Eviews 3.1

A ce seuil fixé à 50%, nos investigations montrent que pour 99 observations, le modèle d'analyse prédit correctement 65 soit 65,66% et a un pourcentage de mauvaise prédiction de 34,34%. Chaque observation étant prise séparément, le tableau ci-dessus montre que les observations pour lesquelles la variable dépendante ($D_p=0$) est zéro et qui ont été estimées correctement sont au nombre de 0 soit 0% et celles dont $D_p=1$ et estimées correctement sont 65 soit 100%. Ce résultat prouve que FINCA détient les caractéristiques définies dans nos variables explicatives avec une probabilité de 65,66 % d'accorder aux clients un montant de crédit inférieur à celui demandé ou bien de ne rien leur accorder comme crédit.

Le taux total de prédiction correcte de notre modèle d'analyse est de 65,66%, soit 65 sur 99 observations retenues. Ces résultats concluent l'acceptabilité du modèle, étant donné que ce dernier est statistiquement de bonne qualité.

FORME DÉFINITIVE DU MODÈLE DE RATIONNEMENT DE CRÉDIT

Après toutes les corrections opérées sur le modèle initial, le modèle définitif du rationnement de crédit peut alors s'écrire :

$$RAC = 0.6502280 - 0.002567REV + 0.000247MCSOL + u_i$$

Le modèle étant logit, l'écrire sous la forme suivante en faciliterait la compréhension :

$$P_i = \text{Prob}(Y_i = \frac{1}{X}) = F(\beta X) \text{ Avec } F(\beta X) = \frac{1}{1 + e^{\beta X_i}}$$

$$F(\beta X) = \frac{1}{1 + e^{0,650228 - 0,002567REV + 0,000247MCSOL}}$$

Dans cette équation, $F(\beta X)$ est la probabilité de rationnement de crédit chez FINCA.

Il suffit donc d'insérer les différentes caractéristiques de FINCA sur deux variables dans l'équation pour prédire la probabilité de rationnement de crédit.

4 DISCUSION DES RESULTATS

4.1 LE REVENU

Ces résultats nous conduisent au constat selon lequel le revenu exerce un impact négatif sur le rationnement de crédit. Ce résultat est confirmé par rapport aux signes attendus. Elle est significative au seuil de 10%. Nos résultats prouvent qu'une diminution de revenu des clients de FINCA octroie 0,2% de chance d'être rationné⁴. Toute chose restante égale par ailleurs, une augmentation de revenu donne 0,2% de chance de ne pas être rationné⁵.

Ces résultats ne sont pas loin de ceux trouvés par Morduch et al (2010) montrant que plus le ménage dispose d'un revenu mensuel plus ou moins élevé, plus il attire l'attention des IMF et moins il sera rationné. Le revenu élevé traduit donc le niveau d'aisance du ménage et donc sa capacité à rembourser le crédit même dans les pires des cas, c'est-à-dire même si le projet financé par le crédit faisait faillite.

Les travaux de Balemba et al (2014) viennent confirmer ces résultats en montrant que le revenu explique l'obtention du crédit par les ménages ruraux au Sud-Kivu. Par contre, Lahsem et al (2013) montrent que le chiffre d'affaire d'un emprunteur influence positivement le rationnement de crédit des PME dans la ville Agadir, ce qui s'écarte avec nos résultats étant donné que la réalité sur le marché financier de la ville de Bukavu est très différente avec celle de la ville Agir.

4.2 LE MONTANT DE CRÉDIT SOLLICITÉ

Ces résultats nous conduisent au constat selon lequel le montant de crédit sollicité exerce un impact positif sur le rationnement de crédit. Ce résultat est confirmé par rapport aux signes attendus. Elle est significative au seuil de 10%. Nos résultats prouvent que lorsque le client sollicite un montant de crédit élevé, il lui offre 0,02% de probabilité d'être rationné. Toute chose restante

⁴ On suppose qu'avec un faible revenu mensuel, l'emprunteur ne sera pas capable de rembourser le crédit lui octroyé

⁵ On suppose qu'avec un revenu mensuel élevé, l'emprunteur sera capable de rembourser le crédit lui octroyé

égale par ailleurs, lorsque le client sollicite un montant de crédit moins élevé, il lui offre 0,02% de probabilité de ne pas être rationné.

Ces résultats ne sont pas loin de la définition de rationnement de crédit de Jaffee et al, 1976, montrant que le montant du prêt demandé est aussi un facteur de refus. Par contre, Lahsen et al (2013), montrent que la taille du crédit n'influence pas le rationnement du crédit en situation d'asymétrie d'information dans les PME de la ville Agadir.

5 CONCLUSION

Nous voici au terme de notre travail qui a porté sur « Le rationnement de crédit individuel par les clients des Institutions de Micro finance de la République Démocratique du Congo : cas de FINCA/Sud-Kivu » pour une période allant de 2013 à 2017, soit 5 ans.

Ce travail avait comme objectif d'identifier les facteurs explicatifs du rationnement de crédit individuel par les clients des IMF. Pour y parvenir, nous avons émis l'hypothèse selon laquelle qu'il existerait des facteurs qui expliquent le rationnement de crédit individuel au sein de Finca tels que l'âge, le genre (sexe), l'état civil, le niveau d'instruction, la taille du ménage, le revenu, l'activité exercée, le montant de crédit sollicité, la relation de long terme, le type de garantie exigée et la durée du prêt. Pour vérifier cette hypothèse et atteindre ainsi l'objectif que nous nous sommes assignés, nous avons fait recours à la méthode de maximum de vraisemblance et à la technique documentaire.

Sur base de l'échantillon de 99 dossiers de clients et après application de la régression logistique via le logiciel EvIEWS 3.1, nous avons trouvé qu'au seuil de signification de 10% les facteurs qui expliquent le rationnement de crédit individuel par les clients des IMF positivement est le montant de crédit sollicité ainsi que le revenu l'influence négativement.

Enfin, cette recherche n'a pas un caractère définitif. Elle constitue néanmoins un apport significatif dans le domaine scientifique et ouvre les voies à tout chercheur qui souhaiterait poursuivre les recherches dans ce domaine.

REFERENCES

- [1] Bourbonnais, R. (2003), *Econométrie, manuel et exercices corrigés*, 5^e éd. Paris : Dunod.
- [2] Celestin M. et al, (2015), l'accès au crédit individuel par les clients des institutions de micro finance du Congo : une analyse des déterminants de l'auto-exclusion et de l'obtention du prêt, In *Mondes en développement*, Vol 43 (169) :121-138.
- [3] Cirhuza, N. et al, (2014), les déterminants du défaut de remboursement des crédits accordés au PME par la Banque Centrale du Congo-Agence de Bukavu (BCDC/Bukavu), In *Cahier du CERUKI, Nouvelle série*, N° :44.
- [4] Cirhuza, N. et al, (2015), les déterminants du défaut de remboursement des prêts individuels à la coopérative d'épargne et de crédit de Cahi (Coopec-Cahi), in *Cahier du CERUKI, Nouvelle série*, N° :47.
- [5] Cirhuza, N., (2017), les déterminants du rationnement des crédits des PME de la ville de Bukavu, In *ISSN*, Vol 29 (1) :50-57.
- [6] Eddy B. et al, (2014), les déterminants du rationnement de crédit en milieux ruraux au Sud-Kivu, In *Bukavu journal of Economics and social sciences*, (2) :19-24
- [7] Eddy B. et al, les déterminants de la structure financière des petites et moyennes entreprises à Bukavu, In *Bukavu journal of Economics and social sciences*
- [8] Godquin M., (2006), *finance rurale au Bangladesh et aux Philippines*, Thèse de doctorat, Université de Paris 1, Sciences Economiques, 329 p.
- [9] Jaffee D. et al, (1969), a theory and test of credit rationing, In *American Economic Review*, vol 59 (5) :850-872
- [10] Lahsem O. et al, (2013), rationnement de crédit en situation d'asymétrie d'information dans les PME de la ville Agadir : Résultats d'une enquête, 6^{ème} Conférence International sur l'Economie et Gestion des Réseaux, In *Economics and Management of Networks* »
- [11] Lelart M., (2007), le père de microcrédit honoré par le prix Nobel de la paix, In *Economie politique*, (117) :197-208.
- [12] Manchon E. (2001), *analyse bancaire de l'entreprise*, Paris, Economica, 5^{ème} édition (Collection Economica-Institut Technique de Banque), p541
- [13] Morduch J., (2000), the micro finance chism, In *World development*, Vol 28 (4): 617-629.
- [14] Philippe ADAIR et al, (2016), les déterminants du rationnement du crédit des PME en France : un modèle de déséquilibre sur un panel cylindrique (2002-2010), In *HAL*
- [15] Pinto, R. et al, (1971), *Méthode de recherche en science sociale*, 4^e éd. Paris : Dalloz.
- [16] Ricco R., *Test de normalité*, cours inédit, Université Lumière Lion 2.
- [17] Stiglitz J. et al, (1981), credit rationing in market with imperfect information, In *the american economic review*, vol 71(3) :393-410
- [18] Tuan-Anh P., (2009), *le rationnement de crédit des PME : le cas de Vietman*, Thèse de doctorat, Université MONTPELLIER I, Sciences de gestion, Paris, 295p.