ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 74-94.
© Authors: CC BY-NC-ND

Inclusion financière et accès au financement des PME agroalimentaires en République centrafricaine : déterminants et contraintes

Financial Inclusion and Access to Finance for Agrifood SMEs in the Central African Republic: Determinants and Constraints

Cedric de Saint Francois SEBIRO TEWARA, (*Doctorant)*
Laboratoire d'Economie Rurale et de Sécurité Alimentaire (LERSA),
Université de Bangui, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion, Bangui, Centrafrique

Emmanuel MBETID-BESSANE, *(Professeur Titulaire)*
Laboratoire d'Economie Rurale et de Sécurité Alimentaire (LERSA),
Université de Bangui, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion, Bangui, Centrafrique

Adresse de correspondance :	Université de Bangui, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion, Laboratoire d'Economie Rurale et de Sécurité Alimentaire (LERSA), BP 2017 Bangui, Centrafrique
Déclaration de divulgation :	Les auteurs n'ont pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude. Ils assument l'entière responsabilité de tout éventuel plagiat, de l'usage de l'intelligence artificielle dans la rédaction, ainsi que des résultats présentés dans cet article.
Conflit d'intérêts :	Les auteurs ne signalent aucun conflit d'intérêts.
Citer cet article	SEBIRO TEWARA, C. de S. F., & MBETID-BESSANE, E. (2026). Inclusion financière et accès au financement des PME agroalimentaires en République centrafricaine : déterminants et contraintes. *International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics*, *7*(14), 74–94. https://doi.org/10.5281/zenodo.23726395
Licence	**Cet article est publié en open Access sous licence CC BY-NC-ND**

Received: 06/10/2026 *Accepted: 04/11/2026*

Inclusion financière et accès au financement des PME agroalimentaires en République centrafricaine : déterminants et contraintes

Résumé

Cette étude analyse les déterminants associés au financement externe des petites et moyennes entreprises (PME) agroalimentaires en République centrafricaine, en mettant l'accent sur l'inclusion financière par le crédit. Elle se base sur une enquête quantitative transversale menée en juin 2026 auprès de 234 PME sélectionnées aléatoirement dans une population de 600 entreprises implantées à Bangui, Bimbo et Bégoua. Les données déclaratives sont analysées au moyen d'une régression linéaire multiple estimée par les moindres carrés ordinaires, avec des erreurs-types robustes HC3. Le modèle présente un coefficient de détermination ajusté de 0,720. Les résultats indiquent des associations positives entre la part du financement externe et l'accès au crédit (+11,86 points), la disponibilité des garanties (+16,32) et la fréquence de recours au crédit (+2,17). À l'inverse, la liquidité (-4,32) et l'asymétrie informationnelle (-2,88) présentent des associations négatives. Toutefois, ces résultats doivent être interprétés avec prudence, compte tenu du caractère transversal et déclaratif des données, ainsi que du chevauchement conceptuel entre l'accès au crédit et le financement externe, qui ne permettent pas d'établir des relations causales. Il convient d'approfondir l'examen des dispositifs de garantie, de l'information financière et des services de crédit adaptés aux besoins des PME agroalimentaires, sans préjuger de leur efficacité.

Mots-clés : Inclusion financière, financement externe, PME agroalimentaires, République centrafricaine, Afrique subsaharienne.
JEL Classification : G21, G32, O16
Type du papier : Recherche empirique

Abstract

This study analyzes the determinants associated with external financing for small and medium-sized enterprises (SMEs) in the agri-food sector in the Central African Republic, with a focus on financial inclusion through credit. It is based on a cross-sectional quantitative survey conducted in June 2026 among 234 SMEs, randomly selected from a population of 600 enterprises located in Bangui, Bimbo, and Bégoua. The self-reported data were analyzed using a multiple linear regression model estimated via ordinary least squares, incorporating HC3 robust standard errors. The model yields an adjusted coefficient of determination of 0.720. The results indicate positive associations between the share of external financing and access to credit (+11.86 percentage points), the availability of collateral (+16.32), and the frequency of credit usage (+2.17). Conversely, liquidity (-4.32) and information asymmetry (-2.88) show negative associations. However, these findings should be interpreted with caution, given the cross-sectional and self-reported nature of the data, as well as the conceptual overlap between access to credit and external financing, which precludes the establishment of causal relationships. Further examination is warranted regarding guarantee mechanisms, financial reporting, and credit services tailored to the needs of agri-food SMEs, without presupposing their effectiveness.

Keywords: Financial inclusion, external financing, agri-food SMEs, Central African Republic, sub-Saharan Africa.
Classification JEL : G21, G32, O16
Paper type: Empirical Research

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 74-94.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

1. Introduction

Les petites et moyennes entreprises (PME) jouent un rôle essentiel dans les économies africaines grâce à leur contribution à l'emploi, à la création de revenus et au développement du tissu productif (Union africaine 2019). Cependant, leur croissance demeure fortement dépendante de leur capacité à mobiliser des ressources financières. La littérature souligne que les PME font face à des contraintes de financement plus importantes que les grandes entreprises et accèdent moins facilement aux sources formelles de crédit, particulièrement dans les pays où les institutions financières et les systèmes d'information sont peu développés (Beck et Demirgüç-Kunt, 2006). Dans cette perspective, l'inclusion financière ne se limite pas à l'existence d'institutions financières, mais implique un accès réel et une utilisation effective des services financiers tels que les comptes, l'épargne, les paiements et le crédit (Sarma, 2008).

En République centrafricaine, cette problématique est particulièrement importante pour les PME agroalimentaires. Ces entreprises participent à la transformation et à la commercialisation des produits agricoles, à l'approvisionnement des marchés urbains et à la création d'emplois. Alors que le secteur agro-sylvo-pastoral fait vivre près de 70 % de la population active et génère plus de 45 % du PIB national (BAD, 2024), son tissu de PME fait face à un rationnement financier structurel. En effet, le crédit intérieur accordé au secteur privé ne représente que 13,0 % du PIB (Banque mondiale, 2022). Cette contrainte est accentuée par l'étroitesse du système de la CEMAC, où la RCA ne dispose que de 4 banques et de 12 établissements de microfinance sur un marché régional fortement centralisé (BEAC, 2026 ; COBAC, 2025). Leur activité nécessite toutefois des financements pour l'acquisition d'équipements, l'achat de matières premières, la gestion de la trésorerie et l'augmentation des capacités de production. Pourtant, l'environnement financier demeure limité. Selon la Note de synthèse des établissements de microfinance à fin mars 2026 du CNEF-RCA, seulement six établissements de microfinance sont agréés dans le pays, tandis que la qualité de leurs portefeuilles s'est dégradée dans un contexte marqué par l'importance du secteur informel (CNEF-RCA, 2026). En effet, si 12 établissements étaient enregistrés en 2023, la détérioration des portefeuilles de crédit et les contrôles rigoureux de la COBAC ont entraîné des fermetures, des mises sous administration provisoire et des retraits définitifs d'agrément. C'est ce qui explique le fait qu'à la fin de l'année 2025, le CNEF-RCA ne recensait plus que 6 établissements officiellement agréés. Cette fragilité locale fait écho aux constats de la COBAC (2025). Cette dernière souligne une vulnérabilité structurelle de la microfinance dans la zone CEMAC, où à peine 17,9 % des établissements sont considérés comme « globalement sains » et près de la moitié (48,7 %) sont qualifiés de « très fragiles ». Ce profil de risque se traduit par une hausse de 47 % des dotations aux provisions pour créances en souffrance (BEAC, 2025). Ceci est un phénomène qui contracte les liquidités disponibles et accentue, comme le rappelle la Stratégie Régionale d'Inclusion Financière de la CEMAC, l'exclusion financière des MPME de l'arrière-pays (BAD, 2026).

Cette situation justifie l'étude des conditions réelles d'accès au financement des PME. Les difficultés de financement s'expliquent notamment par les asymétries d'information entre prêteurs et emprunteurs. Le manque d'états financiers fiables, d'antécédents de crédit ou de garanties suffisantes accroît l'incertitude et limite l'accès aux ressources externes (Berger et Udell, 1998 ; Beck et al., 2007).

L'approche par l'inclusion financière met également en avant la capacité des entreprises à établir une relation durable avec les institutions financières. Les travaux de Demirguc-Kunt et al. (2018) montrent que l'utilisation des services financiers formels dépend à la fois des caractéristiques des acteurs et de leur environnement. Lorsque les circuits bancaires ou de microfinance sont difficiles d'accès, les PME se tournent souvent vers des mécanismes alternatifs tels que les tontines, les réseaux familiaux ou le crédit fournisseur.

Malgré l'importance du secteur agroalimentaire dans l'économie centrafricaine, les recherches empiriques sur les déterminants du financement des PME restent limitées. Les travaux consacrés au financement des PME mettent en évidence le rôle de l'accès au crédit, des garanties, de l'information disponible sur les emprunteurs et des caractéristiques des entreprises dans les conditions de financement (Beck et Demirgüç-Kunt, 2006). Les recherches sur l'inclusion financière soulignent également l'importance de l'accès effectif aux services financiers formels et de leur utilisation (Demirgüç-Kunt et al., 2018). Toutefois, ces travaux généraux ne permettent pas, à eux seuls, de caractériser les contraintes propres aux PME agroalimentaires centrafricaines. Cette étude vise à combler cette lacune. Plus précisément, elle s'intéresse ainsi à un segment spécifique du tissu productif et examine conjointement plusieurs facteurs susceptibles d'être associés à la part du financement externe, dans un contexte national caractérisé par une offre financière limitée.

Au regard de ces constats, la question centrale de cette recherche est la suivante : dans quelle mesure les conditions d'accès au crédit et les caractéristiques des entreprises sont-elles associées à la part du financement externe des PME agroalimentaires en République centrafricaine ?

Cette interrogation générale se décline en trois questions spécifiques. Premièrement, dans quelle mesure l'accès au crédit et la disponibilité des garanties sont-ils associés à la part du financement externe des PME agroalimentaires ? Deuxièmement, quel est le lien entre la liquidité et l'asymétrie informationnelle, d'une part, et la part du financement externe, d'autre part ? Troisièmement, dans quelle mesure la fréquence de recours au crédit, la taille et l'âge des entreprises sont-ils associés à cette part ?

Ainsi, l'objectif général de l'étude est d'analyser les facteurs associés à la part du financement externe des PME agroalimentaires implantées à Bangui, Bimbo et Bégoua. L'article est structuré en six sections principales. Après cette introduction (section 1) posant le cadre contextuel et la problématique, la section 2 développe la revue de la littérature et le cadre théorique de référence. La section 3 détaille la méthodologie de recherche, décrivant la population, l'échantillon de 234 PME agroalimentaires et la spécification du modèle économétrique MCO. La section 4 présente les résultats empiriques ainsi que les tests de diagnostic et de robustesse. La section 5 est consacrée à la discussion des résultats et au bilan nuancé de la grille d'hypothèses. Enfin, la section 6 conclut l'étude en formulant des implications managériales et politiques tout en soulignant les limites du travail.

2. Revue de littérature

2.1. Revue théorique

L'analyse du financement externe des petites et moyennes entreprises (PME) agroalimentaires s'appuie sur trois théories complémentaires : l'intermédiation financière, le rationnement du crédit et le financement hiérarchique. Selon Gurley et Shaw (1960) et Diamond (1984), les intermédiaires financiers mobilisent l'épargne, évaluent les risques et assurent le suivi des emprunteurs. Pour les PME, l'accès aux ressources dépend ainsi de l'offre de capitaux, mais aussi de la qualité de l'information financière et des relations établies avec les prêteurs (Berger et Udell, 1998). L'inclusion financière ne se réduit donc pas à la présence d'établissements bancaires : elle suppose un accès effectif aux services et leur utilisation (Sarma, 2008 ; Allen et al., 2016). Dans les économies africaines où les coûts de transaction, l'informalité et les exigences documentaires demeurent élevés, la disponibilité des services financiers n'implique pas nécessairement leur accessibilité (Beck et Demirgüç-Kunt, 2006 ; Lefilleur, 2008). La théorie du rationnement du crédit de Stiglitz et Weiss (1981) explique cette situation par les asymétries d'information. Faute de distinguer parfaitement les projets risqués des projets viables, les banques peuvent limiter les volumes prêtés plutôt qu'augmenter les taux, afin de

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 74-94.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

prévenir la sélection adverse et l'aléa moral. La production d'états financiers fiables et la possession de garanties peuvent réduire l'incertitude et faciliter l'octroi de crédit (Berger et Udell, 1998). Toutefois, lorsque les garanties exigées sont excessives, elles deviennent elles-mêmes un facteur d'exclusion des petites entreprises (Honohan et Beck, 2007). La théorie du financement hiérarchique de Myers et Majluf (1984) montre, quant à elle, que les entreprises privilégient les ressources internes avant l'endettement et l'ouverture du capital. Une liquidité élevée peut dès lors réduire les besoins de financement externe ; inversement, elle peut améliorer la solvabilité perçue et faciliter l'accès au crédit (Blundell-Wignall et Browne, 1991). Son effet attendu demeure donc ambigu. La taille et l'ancienneté interviennent également : les entreprises plus grandes disposent généralement de meilleures capacités comptables et de garanties, tandis que les entreprises plus anciennes peuvent bénéficier d'un capital de réputation et de relations bancaires consolidées (Beck et al., 2005 ; Diamond, 1989). Enfin, les PME agroalimentaires sont exposées à la saisonnalité, à la volatilité des approvisionnements et à la périssabilité des stocks, qui compliquent les garanties et la gestion de trésorerie (Miller et Jones, 2010). Le crédit fournisseur, les financements de chaînes de valeur, la microfinance, les tontines et les réseaux familiaux peuvent compléter le crédit bancaire (Aryeetey et al., 1994). Ces approches conduisent à examiner conjointement l'accès au crédit, les garanties, la liquidité, l'asymétrie d'information, la fréquence d'utilisation du crédit, la taille et l'âge des entreprises comme facteurs potentiellement associés à la part de financement externe des PME agroalimentaires centrafricaines.

Ces développements conduisent à formuler les hypothèses de recherche suivantes :

H1 : L'accès au crédit est positivement associé à la part du financement externe des PME agroalimentaires (Beck et al., 2007).

H2 : La fréquence de recours au crédit est positivement associée à la part du financement externe (Ghatak, 1999).

H3 : La disponibilité de garanties est positivement associée à la part du financement externe (Berger et Udell, 1998).

H4 : L'asymétrie informationnelle est négativement associée à la part du financement externe (Triki et Faye, 2013).

H5 : La liquidité de l'entreprise est négativement associée à la part du financement externe (Myers et Majluf, 1984 ; Blundell-Wignall et Browne, 1991).

H6 : La taille de l'entreprise est positivement associée à la part du financement externe (Beck et al., 2005).

H7 : L'âge de l'entreprise est positivement associé à la part du financement externe (Diamond, 1989).

2.2. Revue empirique

Les travaux empiriques sur le financement des petites et moyennes entreprises (PME) montrent que l'accès aux ressources externes dépend conjointement des caractéristiques de l'entreprise, du profil de son dirigeant et de l'environnement institutionnel. Beck et Demirgüç-Kunt (2006) établissent que les petites entreprises rencontrent davantage d'obstacles financiers que les grandes, notamment en raison des coûts d'évaluation des demandes, du manque de garanties et de l'insuffisance d'informations financières. Pour l'Afrique subsaharienne, Lefilleur (2008) et l'ITC (2021) soulignent que la faiblesse des systèmes d'information sur le crédit et des mécanismes de garantie accentue ces difficultés. Les études nationales permettent de préciser ces relations.

Au Cameroun, Taka (2016), à partir de 2 277 PME et d'un modèle logistique, montre que la tenue d'une comptabilité formelle ou d'une déclaration statistique et fiscale est associée à une hausse de 83 % des chances relatives d'obtenir un crédit. L'auteur constate également une association positive avec la taille : les chances relatives d'accès augmentent de 94,9 % pour les

entreprises de 6 à 10 salariés et de 581,3 % pour celles de plus de 25 salariés, comparativement aux catégories de référence. Ces résultats suggèrent que la formalisation comptable et la dimension économique améliorent la capacité à répondre aux exigences bancaires.

En République démocratique du Congo, Kalonji Mukoka et al. (2025) mobilisent une analyse en composantes principales sur 193 PME de Mbujimayi et mettent en évidence l'importance des garanties, du gage espèces, du coût du crédit et de la qualité des états financiers ; ces dimensions occupent une place majeure dans la structure factorielle obtenue. Toujours en RDC, Mapendo Ndoole et Kubuya Tshomba (2024), sur 79 PME de Goma, trouvent à l'aide d'un modèle logistique une association positive entre l'ancienneté de l'entreprise et l'obtention de crédit ($\beta = 3{,}935$; $p < 0{,}01$), ainsi que des coefficients positifs pour le statut formel ($\beta = 1{,}077$) et les garanties immobilisées ($\beta = 1{,}626$). Ils identifient aussi un effet positif de l'expérience managériale supérieure à huit ans ($\beta = 1{,}292$; $p < 0{,}05$). Ces résultats rejoignent l'idée selon laquelle la réputation, les actifs mobilisables et la maîtrise de la gestion peuvent réduire le risque perçu par les prêteurs. Toutefois, l'ancienneté et la formalisation ne produisent pas nécessairement les mêmes résultats selon le financement étudié. En République du Congo, Ganga-Zandzou (2018), à partir d'un modèle Probit estimé sur 1 201 PME, observe que la comptabilité formelle est associée à une réduction de 17,5 % du recours aux aides publiques et que les entreprises âgées de 20 à 30 ans sollicitent moins ces dispositifs que les très jeunes entreprises. Ce constat peut refléter une moindre dépendance aux soutiens publics, sans démontrer à lui seul une amélioration de l'accès au crédit bancaire. Les dimensions humaines et relationnelles sont également importantes.

En Côte d'Ivoire, Vami Bi Goli (2024), sur 125 PME des technologies de l'information et de la communication, montrent par régression logistique que le niveau d'études du dirigeant ($p = 0{,}0408$), son expérience professionnelle ($p = 0{,}0204$) et son réseau relationnel ($p = 0{,}0301$) sont significativement associés à l'accès au financement. La formalisation administrative n'est toutefois pas significative dans leur estimation, ce qui nuance l'idée d'un effet favorable systématique de la formalité, notamment lorsque celle-ci s'accompagne de contraintes fiscales. Les contraintes institutionnelles peuvent, de leur côté, empêcher le financement d'activités disposant pourtant de débouchés commerciaux.

Au Niger, les travaux rapportés par Abdou Manzo (2025) indiquent que moins de 15 % des PME titulaires de marchés publics accèdent à un financement bancaire formel, en lien notamment avec les retards de paiement de l'État, la difficulté de mobiliser les créances et la méfiance entre établissements de crédit et entrepreneurs. Au Cameroun, Taka (2016) relève aussi des associations liées au contexte social et territorial : l'adhésion syndicale du personnel, la localisation rurale, le soutien d'autorités locales et certaines caractéristiques du promoteur interviennent dans les résultats du modèle. Ces observations rappellent que les déterminants de l'accès au crédit varient selon les institutions et les contextes nationaux. Dans les filières agroalimentaires, s'ajoutent des difficultés spécifiques tenant à la saisonnalité des achats, à l'irrégularité des recettes, aux risques climatiques et à la périssabilité des stocks. Miller et Jones (2010) mettent ainsi en avant la nécessité de mécanismes de financement adaptés aux chaînes de valeur agricoles, tels que le crédit fournisseur ou les avances contractuelles. Quartey et al. (2017) soulignent, dans le contexte ghanéen, la persistance des contraintes de financement des PME, tandis qu'Aryeetey et al. (1994) montrent les PME combinent fréquemment plusieurs sources de financement telles que les banques, les institutions de microfinance, les tontines, le crédit-fournisseur ou les réseaux familiaux afin de répondre à différents besoins de court ou long terme.

Dans l'ensemble, la littérature converge sur le rôle des garanties, de l'information comptable et de la taille, mais demeure plus contrastée concernant l'ancienneté, la formalisation et la liquidité. En outre, nombre de travaux mesurent surtout la probabilité d'obtenir un prêt bancaire, sans analyser directement la part des ressources externes dans le financement total. La présente

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 74-94.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

recherche cherche à éclairer cette lacune à partir de 234 PME de Bangui, Bimbo et Bégoua, en étudiant conjointement l'accès au crédit, les garanties, la liquidité, l'asymétrie d'information, la fréquence de recours au crédit, la taille et l'âge, en relation avec la part du financement externe.

3. Méthodologie de recherche

3.1. Type de recherche, population et échantillonnage

Tableau 1 : Description de l'échantillon

Caractéristique	Modalité	Effectif	Fréquence (%)
Ville	Bangui	140	59,83
	Begoua	40	17,09
	Bimbo	54	23,08
Sous-secteur	Boulangerie/Pâtisserie	50	21,37
	Transformation céréales	40	17,09
	Boissons	55	23,50
	Produits laitiers	38	16,24
	Autres	51	21,79
Taille	Micro	116	49,57
	Petite	77	32,91
	Moyenne	41	17,52

Source : Auteurs, à partir de la base d'enquête

L'étude adopte une démarche quantitative, explicative au sens associatif, fondée sur des données d'enquête en coupe transversale. La population cible est constituée des PME agroalimentaires implantées à Bangui, Bimbo et Bégoua. Ces localités couvrent la principale zone urbaine et périurbaine dans laquelle sont concentrées de nombreuses activités de transformation et de commercialisation agroalimentaires. Cette population est estimée à 600 entreprises sur la base des informations disponibles dans la base de données du Ministère des PME. Cette population constitue ainsi la base de sondage de l'étude. À partir de cette population de référence, la taille de l'échantillon a été déterminée à l'aide de la formule de Rea et Parker (2014), conduisant à retenir 234 PME. La sélection de ces dernières est faite de façon aléatoire. Cinq sous-secteurs sont présents : boissons (55), autres transformations (51), boulangerie-pâtisserie (50), céréales (40) et produits laitiers (38). Cette diversité permet d'observer des entreprises exposées à des besoins de financement variés. L'unité d'analyse ici est donc l'entreprise. La base classe 116 unités comme microentreprises, 77 comme petites et 41 comme moyennes.

3.2. Outils de collecte de données

Une fois les entreprises sélectionnées, les données ont été collectées à travers un questionnaire quantitatif. Ce dernier a été adressé aux dirigeants et, dans certains cas, aux chefs services comptables. Le taux de réponse était de 100%, en raison du fait que l'enquête a été réalisée face à face. Ainsi, les répondants ont été abordés après une prise de rendez-vous en amont.
Le questionnaire aborde d'abord les caractéristiques générales des entreprises, notamment la ville, le secteur, l'âge, ainsi que la taille. Par la suite, les questions concernent l'endettement, l'accès au crédit et au financement. Les questions liées à l'asymétrie d'information et à la fréquence de recours au crédit sont mesurées sur des échelles de 1 à 5, allant de « Pas du tout d'accord » à « D'accord ».
Par ailleurs, l'administration du questionnaire est précédée du consentement requis auprès de l'enquêtés. De même, les données collectées dans le cadre de cette étude sont strictement restées dans l'anonymat. La base de données est disponible sous format Excel permettant la reproduction des analyses effectuées dans cet article. Le logiciel SPSS v21 a servi aux analyses

statistiques. Toutefois, pour la méthode HC3 et la distance de Cook, cela a été effectuée avec le langage Python, étant donné que SPSS v21 ne les fournit pas nativement.

3.3. Variables retenues

La variable dépendante (FIN) mesure la part du financement externe dans la structure de financement de l'entreprise et est exprimée en pourcentage. Les variables explicatives regroupent des dimensions financières, informationnelles et structurelles. CREDIT correspond à l'accès au crédit et GAR à la disponibilité de garanties. Ce sont des variables binaires qui prennent des valeurs 1 = Oui ou 0 = Non. LIQ est le ratio de liquidité de l'entreprise. ASYM rend compte de l'asymétrie d'information et varie de 1 à 5. FREQ mesure la fréquence de recours au crédit sur une échelle allant également de 1 à 5. TAILLE est le logarithme du chiffre d'affaires et AGE est l'ancienneté en années.

Tableau 2 : Opérationnalisation des variables

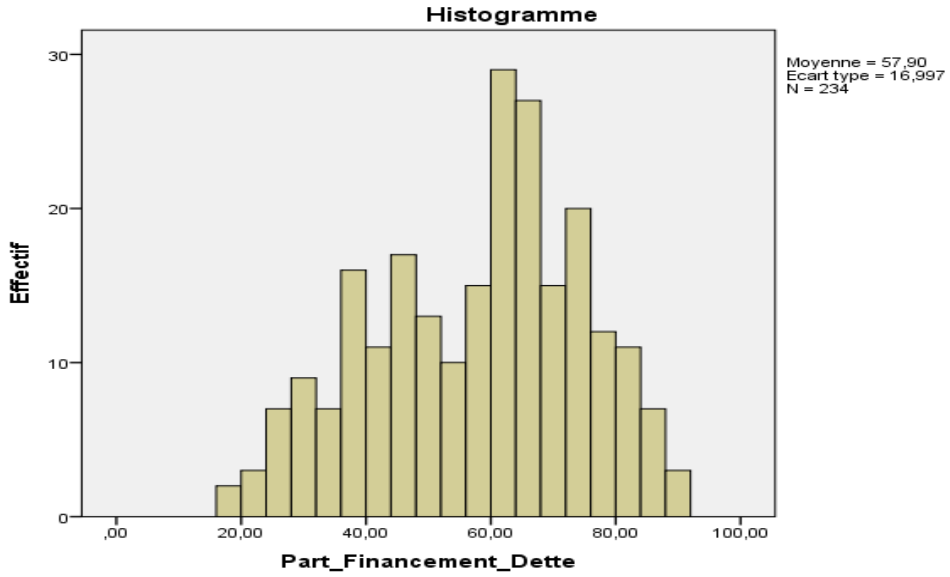
Variable	Rôle	Mesure / codage	Signe attendu
FIN	Dépendante	Part du financement externe (%)	
CREDIT	Explicative	Accès au crédit, variable binaire 0/1	+
GAR	Explicative	Disponibilité de garanties, variable binaire 0/1	+
LIQ	Explicative	Ratio de liquidité	-
ASYM	Explicative	Asymétrie d'information, échelle 1-5	-
FREQ	Explicative	Fréquence de recours au crédit, échelle 1-5	+
TAILLE	Explicative	Indicateur de taille présent dans la base	+
AGE	Contrôle	Âge de l'entreprise en années	+/-

Source : Auteurs, à partir de la base d'enquête et du cadre théorique.

3.4. Modèle économétrique et stratégie d'analyse

Le modèle est estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Pour cause, les valeurs de la variable dépendante FIN se situent entre 17,20 % et 90,00 %. Il n'y a donc pas de valeurs aux bornes extrêmes 0 et 100, ce qui élimine le problème des données censurées. De plus l'histogramme ci-dessous montre une distribution en cloche (presque normale) où les données se concentrent principalement au milieu (entre 36,6 et 75,4) et s'estompent vers les extrémités. Cette forme symétrique est idéale pour les MCO car elle limite grandement le risque que le modèle prédise des valeurs aberrantes (inférieures à 0 % ou supérieures à 100 %).

Figure 1 : Histogramme de distribution de la variable dépendante FIN



Source : Auteurs, à partir des données de l'enquête.

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 74-94.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

Le modèle MCO permet d'évaluer l'association conditionnelle entre la part du financement externe et les caractéristiques retenues, toutes choses égales par ailleurs. Il s'écrit :

$$FIN_i = \beta_0 + \beta_1 CREDIT_i + \beta_2 GAR_i + \beta_3 LIQ_i + \beta_4 ASYM_i + \beta_5 FREQ_i + \beta_6 TAILLE_i + \beta_7 AGE_i + \varepsilon_i$$

où

FIN_i représente la part de financement externe de l'entreprise i ; $CREDIT_i$ son accès au crédit ; GAR_i la disponibilité de garanties ; LIQ_i son niveau de liquidité ; $ASYM_i$ son niveau d'asymétrie d'information ; $FREQ_i$ la fréquence de recours au crédit ; $TAILLE_i$ la taille de l'entreprise ; AGE_i son âge ; β_0 la constante ; β_1 à β_7 les coefficients à estimer ; et ε_i le terme d'erreur.

La démarche d'analyse commence par la distribution descriptive des variables et la structure des sources de financement. Elle poursuit avec les corrélations bivariées de Pearson afin d'identifier le sens des relations simples. En troisième étape, il s'agit de vérifier que les variables explicatives ne présentent pas de multicolinéarité excessive qui pourrait compromettre la qualité des résultats. Ceci sera examinée au moyen du facteur d'inflation de la variance (VIF). La dernière étape consistera à estimer le modèle multivarié. D'abord, l'estimation principale par MCO avec inférence robuste HC3. Le modèle sera ensuite évalué suivant le diagnostic suivant : Le R2, le R2 ajusté, le F-statistic, les tests de Breusch-Pagan et de White (pour la vérification de l'homoscédasticité), de Jarque-Bera et de Shapiro-Wilk (pour la vérification de la normalité des résidus), et les tests de Ramsey RESET (puissance 2) et de Ramsey RESET (puissance 3) pour la qualité de la spécification. La distance de Cook sera également utilisée pour les observations influentes.

Ensuite, le modèle alternatif (MCO sur transformation logit de Y) sera estimé. Avec Y=FIN/100, on définit $L = \ln[Y/(1-Y)]$. Le modèle alternatif estime $L = \alpha + X\gamma + u$ par MCO (HC3). La transformation concerne une proportion strictement intérieure à (0,1). Ses coefficients s'expriment en variations du log-rapport Y/(1-Y). Ils ne sont pas directement des points de pourcentage. Ce modèle alternatif sera admis comme contrôle de robustesse. En raison du problème d'endogénéité et de simultanéité entre le crédit et le financement, une analyse de sensibilité est effectuée. Cela consiste à réstimer le modèle initial en excluant, cette fois-ci, les variables liées au crédit (CREDIT et FREQ).

Par ailleurs, des spécifications complémentaires ont été estimées en introduisant le terme quadratique de la liquidité (LIQ^2) et son interaction avec la taille de l'entreprise (LIQ × TAILLE), permettant d'examiner respectivement l'existence d'une relation non linéaire et d'un éventuel effet modérateur. De plus, des effets fixes sectoriels et géographiques ont été intégrés afin de contrôler les différences liées aux sous-secteurs d'activité et aux localités d'implantation des entreprises. L'ensemble de ces modèles a été estimé par les moindres carrés ordinaires (MCO), avec des erreurs-types robustes HC3 pour tenir compte d'une éventuelle hétéroscédasticité.

Les coefficients sont interprétés à partir de leur signe et de leur significativité statistique. Lorsque la variable explicative est binaire, le coefficient exprime une différence conditionnelle moyenne en points de pourcentage de FIN entre les modalités 1 et 0. Pour les variables continues ou ordinales, il représente la variation moyenne de FIN associée à une unité supplémentaire de la variable, sous réserve des hypothèses du modèle linéaire.

3.5. Précautions et limites méthodologiques

L'interprétation des coefficients reste prudente. Les données sont transversales et ne permettent pas d'établir l'ordre temporel entre l'accès aux services financiers et le niveau de financement externe. Aussi, CREDIT et FIN sont proches du point de vue conceptuelle. Une entreprise qui obtient du crédit augmente une composante de son financement externe. Le coefficient de CREDIT doit donc être lu comme une association descriptive conditionnelle et non comme un effet causal de l'inclusion financière.

4. Résultats

4.1. Statistiques descriptives

Tableau 3 : Statistiques descriptives

Variables	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
FIN (%)	57,90	17,00	17,20	90,00
CREDIT	0,51	0,50	0,00	1,00
GAR	0,63	0,48	0,00	1,00
LIQ	1,98	0,61	0,82	2,99
ASYM	2,97	1,43	1,00	5,00
FREQ	3,00	1,38	1,00	5,00
AGE	13,25	7,16	1,00	25,00
TAILLE	15,18	1,34	13,08	17,97

Source : Auteurs, à partir des données de l'enquête.

La part moyenne du financement externe atteint 57,90 %, avec un écart-type de 17 points. La dispersion est importante : les valeurs s'étendent de 17,20 % à 90 %. Le recours aux ressources externes occupe donc une place notable, mais très inégale selon les entreprises.

La moyenne de CREDIT est de 0,51. Sous le codage binaire utilisé, cela signifie qu'environ 51 % des entreprises présentent la modalité d'accès au crédit. L'accès existe donc pour une majorité de l'échantillon, sans être généralisé. Les garanties sont plus fréquentes, avec une moyenne de 0,63. L'asymétrie d'information et la fréquence de recours au crédit affichent des moyennes proches de 3 sur 5, ce qui suggère des situations intermédiaires et hétérogènes. Enfin, l'âge moyen des entreprises est de 13,25 ans, avec des observations allant d'un à vingt-cinq ans.

La dispersion de FIN est analytiquement importante. Une moyenne élevée ne signifie pas que toutes les entreprises utilisent le financement externe de la même manière. L'écart entre le minimum et le maximum atteint 72,8 points de pourcentage. Cette hétérogénéité justifie l'analyse multivariée, car elle suggère que les différences d'accès, de garantie, d'information et de caractéristiques propres à l'entreprise peuvent contribuer à expliquer les écarts observés.

4.2. Sources de financement mobilisées

Tableau 4 : Répartition des sources de financement externe

Source de financement	Fréquence (%)
Microfinance	32,91 % (n=77)
Banque	24,79 % (n=58)
Tontine	20,09 % (n=47)
Fournisseurs	13,25 % (n=31)
Familles et amis	8,97 % (n=21)
Total	**100 % (n=234)**

Source : Auteurs, à partir des données de l'enquête.

Le Tableau 4 présente la répartition des 234 PME agroalimentaires selon leur source principale de financement externe. Les résultats indiquent que la microfinance constitue le premier canal prépondérant, sollicité à titre principal par 32,91 % des entreprises (n = 77), devant les banques commerciales (24,79 %, n = 58). À eux deux, ces deux établissements formels et semi-formels représentent la ressource prioritaire de 57,69 % de l'échantillon.

Les mécanismes informels et relationnels constituent également la source principale d'une part importante d'entreprises : les tontines sont la ressource prioritaire de 20,09 % des PME (n = 47), le crédit fournisseur de 13,25 % (n = 31) et les réseaux familiaux ou amicaux de 8,97 % (n = 21). Si l'échantillon dans son ensemble témoigne d'une diversité des canaux de financement, chaque entreprise a ainsi été catégorisée selon son mode d'endettement externe prépondérant.

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 74-94.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

4.3. Corrélations entre les variables

L'examen de la matrice de corrélation simplifiée (Tableau 5) met en évidence les relations bivariées entre la part du financement externe (FIN) et l'ensemble des variables explicatives et de contrôle.

Tableau 5 : Matrice simplifiée des corrélations

Variables	FIN	CREDIT	GAR	LIQ	ASYM	FREQ	TAILLE	AGE
FIN	1,00							
CREDIT	0,63	1,00						
GAR	0,63	0,41	1,00					
LIQ	-0,20	-0,02	-0,04	1,00				
ASYM	-0,29	-0,21	0,07	0,03	1,00			
FREQ	0,22	0,03	0,04	-0,06	0,07	1,00		
TAILLE	0,24	0,17	0,11	0,02	0,03	0,06	1,00	
AGE	0,24	0,06	0,04	0,01	-0,08	0,09	-0,03	1,00

Source : Auteurs, à partir des données de l'enquête.

Dans un premier temps, les résultats indiquent que la part du financement externe est fortement et positivement corrélée à l'accès au crédit (CREDIT, r = 0,63) et à la disponibilité des garanties (GAR, r = 0,63). Des corrélations positives plus modérées sont également observées avec la taille de l'entreprise (TAILLE, r = 0,24), son âge (AGE, r = 0,24) et la fréquence de recours au crédit (FREQ, r = 0,22).
À l'inverse, l'asymétrie d'information (ASYM, r = -0,29) et la liquidité (LIQ, r = -0,20) entretiennent une relation négative avec le financement externe.
Enfin, l'analyse des corrélations entre variables indépendantes montre une association positive modérée entre l'accès au crédit et les garanties (CREDIT et GAR, r = 0,41), ainsi qu'une relation négative entre l'accès au crédit et l'asymétrie d'information (CREDIT et ASYM, r = -0,21). Ces corrélations bivariées restant de niveau modéré, elles appellent une vérification formelle de l'absence de multicolinéarité au moyen des facteurs d'inflation de la variance (VIF).

4.4. Diagnostic de multicolinéarité

Les VIF varient 1,01 à 1,32. Ils restent donc nettement inférieurs au seuil usuel de 5 retenu pour signaler une multicolinéarité préoccupante. Les variables explicatives ne présentent pas, au regard de ce diagnostic, de redondance linéaire suffisamment forte pour empêcher l'interprétation de leurs coefficients conditionnels.

Tableau 6 : Facteurs d'inflation de la variance

Variable	VIF
CREDIT	1,32
GAR	1,25
LIQ	1,01
ASYM	1,09
FREQ	1,02
TAILLE	1,04
AGE	1,02

Source : Auteurs, à partir des données de l'enquête.

4.5. Résultats économétriques

4.5.1. Estimation principale : MCO avec inférence robuste HC3

Le modèle est globalement significatif et présente un R^2 ajusté de 0,720. Les variables retenues rendent ainsi compte d'une part importante de la variation observée de FIN dans l'échantillon.

L'accès au crédit présente le coefficient positif le plus élevé. Toutes choses égales par ailleurs, la modalité CREDIT = 1 est associée à une part de financement externe supérieure de 11,8609 points de pourcentage à celle de la modalité de référence. Cette relation est statistiquement significative au seuil de 1 %. Compte tenu de la proximité conceptuelle entre l'accès au crédit et le financement externe, ce coefficient ne doit toutefois pas être interprété comme un effet causal autonome.

Tableau 7 : Estimation du modèle MCO

Variable	β	ET HC3	p HC3	IC 95 % HC3
Constante	21,1238	7,0752	0,00314	[7,1819 ; 35,0656]
CREDIT	11,8609***	1,5398	< 0,001	[8,8266 ; 14,8951]
GAR	16,3205***	1,6170	< 0,001	[13,1341 ; 19,5068]
LIQ	-4,3230***	1,0130	< 0,001	[-6,3190 ; -2,3269]
ASYM	-2,8821***	0,4415	< 0,001	[-3,7521 ; -2,0122]
FREQ	2,1695***	0,4964	< 0,001	[1,1914 ; 3,1477]
TAILLE	1,6844***	0,4633	0,00034	[0,7716 ; 2,5973]
AGE	0,4194***	0,0879	< 0,001	[0,2461 ; 0,5927]

*R^2 = 0,729 R^2 ajusté = 0,720 F-stat = 86,76 Prob(F) = 0,000 *** significatif à 1% ** significatif à 5%*

Source : Auteurs, à partir des données de l'enquête.

La disponibilité de garanties est également positivement associée au financement externe, avec un coefficient significatif de 16,3205 à 1 %. Cela indique qu'une entreprise disposant de garanties présente en moyenne une part de financement externe plus élevée, toutes choses égales par ailleurs. Ce résultat est compatible avec le rôle des garanties dans la réduction du risque perçu par le prêteur.

La liquidité affiche un coefficient négatif de -4,3230, significatif à 1 %. Dans l'échantillon, une baisse au niveau de la liquidité est donc associée à une augmentation de financement externe.

L'asymétrie d'information présente aussi un coefficient négatif de -2,8821, significatif à 1 %. Une hausse d'un point de l'indicateur ASYM est associée, toutes choses égales par ailleurs, à une diminution moyenne de 2,8821 points de la part du financement externe. C'est l'un des résultats les plus importants du modèle, ce qui illustre l'impact défavorable de l'opacité informationnelle sur la capacité de mobilisation des financements externes.

La fréquence de recours au crédit est positivement associée à FIN : le coefficient de 2,1695 est significatif à 1 %. Cette relation peut refléter l'importance de l'expérience de crédit et de la répétition des interactions avec les prestataires financiers. La taille et l'âge de l'entreprise présentent aussi une association positive et significative au seuil de 1 %. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, une augmentation de l'ancienneté d'une entreprise d'une unité augmente de 0,4194 unités le financement externe. Ce dernier augmente aussi de 0,0168 point (soit 1,684 / 100) lorsque la taille de l'entreprise augmente de 1%.

Tableau 8 : Diagnostic du modèle MCO

Test	Statistique	p-value	Décision (α=5 %)
Breusch-Pagan	LM = 13,8439	0,0540	Non-rejet de l'homoscédasticité
White	LM = 41,8918	0,1379	Non-rejet de l'homoscédasticité
Jarque-Bera	JB = 1,5317	0,4649	Normalité non rejetée
Shapiro-Wilk	W = 0,9939	0,4628	Normalité non rejetée
D'Agostino-Pearson	χ^2 = 1,8025	0,4061	Normalité non rejetée
Ramsey RESET (puissance 2)	F = 0,8350	0,3618	Pas de défaut détecté
Ramsey RESET (puissance 3)	F = 1,2847	0,2788	Pas de défaut détecté

Source : Auteurs, à partir des données de l'enquête.

Les tests de Breusch–Pagan et White ne permettent pas de rejeter l'hypothèse d'homoscédasticité au seuil de 5 %. De plus, les tests de normalité révèlent que les résidus suivent une distribution normale. RESET ne met pas en évidence de mauvaise spécification du

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 74-94.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

type recherché. Par conséquent, de façon globale, le modèle MCO avec inférence robuste HC3 est validée selon les diagnostics.

Tableau 9 : Observations influentes et stabilité

Variable	MCO complet (n=234)	Sans 12 observations signalées (n=222)
CREDIT	+11,861	+11,386
GAR	+16,320	+17,274
LIQ	-4,323	-4,729
ASYM	-2,882	-2,630
FREQ	+2,170	-1,665
TAILLE	+1,684	+1,590
AGE	+0,419	+0,426

Source : Auteurs, à partir des données de l'enquête.

Le seuil indicatif de Cook 4/n vaut 0,01709. Douze entreprises le dépassent et la distance maximale observée est de 0,06068. La réestimation sans ces 12 observations conserve les signes de CREDIT, GAR, LIQ, ASYM, TAILLE et AGE. En revanche, FREQ passe de +2,170 à -1,665 (tableau 8). La stabilité des coefficients ne peut donc pas être affirmée pour l'ensemble des variables. Cette sensibilité invite à interpréter avec prudence l'association entre fréquence du crédit et financement externe.

4.5.2. Modèle alternatif : MCO sur transformation logit de Y

Les résultats du modèle alternatif estimé par les moindres carrés ordinaires sur la transformation logit de la variable dépendante confirment la robustesse des conclusions obtenues avec le modèle principal. Comme l'indique le tableau 10, l'ensemble des variables explicatives conserve le même signe que dans le modèle de base et demeure statistiquement significatif au seuil de 1 %. L'accès au crédit (CREDIT) exerce un effet positif significatif sur le financement externe des PME agroalimentaires, avec un coefficient estimé à 0,5335 ($p < 0,001$). De même, la disponibilité des garanties (GAR) apparaît comme le facteur le plus influent du modèle, avec un coefficient de 0,7141 ($p < 0,001$), confirmant l'importance des mécanismes de sûreté dans les décisions de financement des institutions financières. La fréquence de recours au crédit (FREQ) affiche également un effet positif significatif (0,1022 ; $p < 0,001$), suggérant qu'une relation plus régulière avec les établissements de crédit favorise l'accès au financement externe. À l'inverse, la liquidité de l'entreprise (LIQ) présente un coefficient négatif de -0,1987 ($p < 0,001$), ce qui indique qu'une plus grande capacité d'autofinancement réduit le recours aux ressources financières externes. L'asymétrie informationnelle (ASYM) est également associée négativement au financement externe (-0,1277 ; $p < 0,001$), confirmant que les difficultés liées à la qualité et à la disponibilité de l'information financière constituent un obstacle à l'accès au crédit. Par ailleurs, les variables de contrôle conservent des effets positifs statistiquement significatifs. La taille de l'entreprise (TAILLE) affiche un coefficient de 0,0788 ($p = 0,00037$), tandis que l'âge de l'entreprise (AGE) présente un coefficient de 0,0205 ($p < 0,001$), traduisant un avantage des entreprises plus anciennes et de plus grande dimension dans la mobilisation des financements externes.

Tableau 10 : Modèle MCO sur transformation logit de Y

Variable	***Coefficient γ***	***p-value HC3***
Constante	-1,3636	< 0,001
CREDIT	+0,5335	< 0,001
GAR	+0,7141	< 0,001
LIQ	-0,1987	< 0,001
ASYM	-0,1277	< 0,001
FREQ	+0,1022	< 0,001
TAILLE	+0,0788	0,00037
AGE	+0,0205	< 0,001

Source : Auteurs, à partir des données de l'enquête.

Tableau 11 : Diagnostics du Modèle MCO sur transformation logit de Y

Critère	Résultat	Interprétation
R^2 ajusté	0,7072	Pouvoir explicatif sur l'échelle logit
Breusch-Pagan	p = 0,1222	Hétéroscédasticité non détectée à 5 %
White	p = 0,3961	Hétéroscédasticité non détectée à 5 %
Jarque-Bera	p = 0,3621	Normalité non rejetée
RESET, puissance 2	p = 0,9346	Pas de mauvaise spécification détectée

Source : Auteurs, à partir des données de l'enquête.

Les diagnostics du modèle présentés dans le tableau 11 indiquent une bonne qualité globale de l'estimation. Le coefficient de détermination ajusté (R^2 ajusté) s'établit à 0,7072, ce qui signifie que près de 70,7 % de la variabilité observée du financement externe est expliquée par les variables retenues dans le modèle. Les tests d'hétéroscédasticité de Breusch-Pagan (p = 0,1222) et de White (p = 0,3961) ne permettent pas de rejeter l'hypothèse d'homoscédasticité au seuil de 5 %, indiquant l'absence d'hétéroscédasticité significative. Le test de Jarque-Bera (p = 0,3621) ne rejette pas l'hypothèse de normalité des résidus. Enfin, le test RESET de Ramsey, avec une probabilité de 0,9346, ne met en évidence aucun problème de mauvaise spécification fonctionnelle. L'ensemble de ces résultats confirme la validité statistique du modèle alternatif et renforce la robustesse des conclusions obtenues dans l'analyse principale.

4.5.3. Modèles de sensibilité : réduction des variables liées au crédit

Tableau 12 : Résultats d'estimation du modèle sans les variables de crédit

Variable	β	p-value HC3
Constante	21,9857	0,0103
GAR	+21,5250	< 0,001
LIQ	-4,6203	0,00023
ASYM	-3,7282	< 0,001
TAILLE	+2,3847	< 0,001
AGE	+0,4856	< 0,001

Source : Auteurs, à partir des données de l'enquête.

D'après ce tableau, après avoir retiré les variables CREDIT et FREQ du modèle, les variables restantes présentent des coefficients tous significatifs. GAR, TAILLE et AGE maintiennent leur signe (+) tandis que LIQ et ASYM gardent leur signe (-). Ainsi, le fait de retirer les variables de crédit du modèle n'a pas d'effet significatif quant à la relation des autres variables avec le financement externe.

4.5.4. Spécification non linéaire de LIQ et modération par la taille

Ici, le modèle enrichi ajoute le carré de la liquidité et l'interaction entre liquidité et taille. LIQ et TAILLE sont centrées sur leurs moyennes avant construction des nouveaux termes. Tous les autres contrôles du modèle initial sont conservés.

Tableau 13 : Résultats d'estimation du modèle de non-linéarité et d'interaction

Variable	β	ET HC3	pHC3
CREDIT	11,834***	1,538	< 0,001
GAR	16,341***	1,601	< 0,001
LIQ	-4,207***	1,059	< 0,001
ASYM	-2,868***	0,435	< 0,001
FREQ	2,160***	0,494	< 0,001
TAILLE	1,767***	0,473	< 0,001
AGE	0,419***	0,087	< 0,001
LIQ2	-0,244	1,685	0,885
LIQ x TAILLE	1,090	0,764	0,154

*R^2 = 0,731 R^2 ajusté = 0,721 Prob(F) = 0,000 *** significatif à 1% ** significatif à 5%*

Source : Auteurs, à partir des données de l'enquête.

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 74-94.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

Le coefficient quadratique de LIQ est -0,244 (p = 0,885) et l'interaction LIQ×TAILLE est 1,090 (p = 0,154), Aucun de ces deux paramètres n'est significatif au seuil de 5 %, Les données ne fournissent donc pas de preuve statistique d'une courbure quadratique ou d'une modulation de la pente de LIQ selon la taille dans cette spécification.

4.5.5. Contrôles sectoriels et géographiques

Deux extensions sont estimées : effets fixes de sous-secteur, puis effets fixes de sous-secteur et de localité. Il s'agit d'indicatrices catégorielles (une catégorie de référence omise par groupe). Les catégories « Autres transformations » et « Bangui » constituent les modalités de référence respectives des sous-secteurs d'activité et des localités. Leurs coefficients ne sont pas estimés séparément, puisqu'ils sont incorporés dans la constante du modèle. Ensuite, dans ce modèle, la taille en log du chiffre d'affaires est conservée. Par contre, la catégorie micro/petite/moyenne n'est pas ajoutée en parallèle afin d'éviter une redondance.

Tableau 14 : Résultats d'estimation du modèle avec intégration des contrôles sectoriels et géographiques

Variables explicatives	β	ET robuste HC3	p-value HC3
Variables initiales			
CREDIT	12,064***	1,562	< 0,001
GAR	16,199***	1,657	< 0,001
LIQ	-4,403***	1,053	< 0,001
ASYM	-2,823***	0,445	< 0,001
FREQ	2,116***	0,511	< 0,001
TAILLE	1,670***	0,476	< 0,001
AGE	0,421***	0,089	< 0,001
Effets fixes sectoriels			
Autres transformations	Référence	-	-
Boissons	-0,971	1,816	0,593
Boulangerie-patisserie	-0,456	1,946	0,815
Produits laitiers	0,56	2,108	0,791
Transformation des céréales	0,424	2,158	0,844
Effets fixes geographiques			
Bangui	Référence	-	-
Bimbo	1,635	1,476	0,268
Bégoua	-0,175	1,553	0,91

*R^2 = 0,732 R^2 ajusté = 0,716 Prob(F) = 0,000 *** significatif à 1% ** significatif à 5%*

Source : Auteurs, à partir des données de l'enquête.

Les résultats de la régression MCO avec erreurs-types robustes HC3 montrent que l'introduction des effets fixes sectoriels et géographiques ne modifie pas substantiellement les relations observées dans le modèle initial. L'accès au crédit (β = 12,064), la disponibilité des garanties (β = 16,199), la fréquence de recours au crédit (β = 2,116), la taille (β = 1,670) et l'âge des entreprises (β = 0,421) présentent des associations positives et statistiquement significatives avec la part du financement externe au seuil de 1 %. À l'inverse, la liquidité (β = −4,403) et l'asymétrie informationnelle (β = −2,823) sont négativement et significativement associées au financement externe.

En revanche, aucun des coefficients relatifs aux sous-secteurs d'activité et aux localités n'est individuellement statistiquement significatif, ce qui ne permet pas d'établir des différences significatives par rapport aux catégories de référence. Le modèle présente un pouvoir explicatif élevé (R^2 = 0,732 ; R^2 ajusté = 0,716). Ces résultats confirment la stabilité des principales associations après contrôle des caractéristiques sectorielles et géographiques, sans toutefois permettre d'en déduire des relations causales.

5. Discussion

5.1. Confrontation des résultats aux cadres théoriques et aux études empiriques

L'interprétation des résultats doit distinguer la part du financement externe (FIN), mesurée dans cette enquête, de la probabilité d'obtenir un prêt, généralement retenue dans les études comparatives. Cette distinction limite les comparaisons directes des coefficients. Dans le modèle principal portant sur 234 PME agroalimentaires de Bangui, Bimbo et Bégoua, le R^2 ajusté atteint 0,720 et les sept variables présentent des coefficients statistiquement significatifs. Cette qualité d'ajustement décrit toutefois une association au sein de l'échantillon et non une capacité à identifier des effets causaux. La proximité de définition entre FIN, CREDIT et FREQ peut elle-même contribuer au pouvoir explicatif apparent du modèle. Les résultats du modèle excluant CREDIT et FREQ constituent donc un point de comparaison essentiel.

L'accès au crédit (CREDIT) est positivement associé à FIN ($\beta = 11{,}8609$ points de pourcentage ; $p < 0{,}001$). Le sens de la relation (+) rejoint le constat général de Beck et Demirgüç-Kunt (2006), selon lequel les obstacles au crédit pèsent particulièrement sur les petites entreprises. De plus, obtenir un crédit contribue par définition aux ressources externes : une partie de l'association observée peut être mécanique. Le modèle ne permet ni de mesurer le rationnement bancaire proprement dit ni de distinguer une faible demande volontaire d'une exclusion subie.

La disponibilité de garanties (GAR) présente une association positive importante ($\beta = 16{,}3205$ points ; $p < 0{,}001$), maintenue et même renforcée dans le modèle sans CREDIT et FREQ ($\beta = 21{,}5250$; $p < 0{,}001$). Cette régularité est cohérente avec les mécanismes de sélection et de sécurisation du risque décrits par Stiglitz et Weiss (1981) et Berger et Udell (1998). Elle rejoint les résultats présentés par Kalonji Mukoka et al. (2025) auprès de PME de Mbujimayi et ceux de Mapendo Ndoole et Kubuya Tshomba (2024) à Goma, où la mobilisation des garanties est associée à l'obtention du crédit. La portée de la comparaison reste limitée. En effet, les études congolaises examinent d'autres populations et emploient, respectivement, une analyse factorielle et un modèle logistique, tandis que notre coefficient porte sur la part du financement externe. Le signe positif n'établit pas qu'un programme public de garantie augmenterait nécessairement le financement.

L'asymétrie d'information (ASYM) est négativement associée à FIN ($\beta = -2{,}8821$; $p < 0{,}001$). Le signe demeure négatif lorsque CREDIT et FREQ sont exclus ($\beta = -3{,}7282$; $p < 0{,}001$). Cette relation est compatible avec l'hypothèse de sélection adverse de Stiglitz et Weiss (1981) et avec le rôle de la transparence comptable mis en évidence par Taka (2016) au Cameroun. Dans cette dernière étude, la comptabilité formelle est associée à une hausse des chances relatives d'obtenir un crédit, tandis que Kalonji Mukoka et al. (2025) soulignent l'importance des états financiers dans les contraintes de financement. À l'inverse, Khiari et al. (2017) ne trouvent pas d'association statistiquement significative de la formalisation administrative dans leur échantillon ivoirien, ce qui montre que formalisation, qualité de l'information et accès au crédit ne sont pas des notions interchangeables. ASYM étant une échelle perceptuelle ordinale, son coefficient ne saurait être présenté comme un coût monétaire démontré de l'opacité.

La fréquence de recours au crédit (FREQ) est positivement associée à FIN dans le modèle complet ($\beta = 2{,}1695$; $p < 0{,}001$). Ce résultat peut être rapproché du crédit relationnel analysé par Berger et Udell (1998), pour lequel des interactions répétées peuvent rendre l'emprunteur plus observable. Il ne constitue pourtant pas un test de ce mécanisme. En réalité, la fréquence mesurée n'identifie ni la durée de la relation avec un même prêteur ni les conditions successives des prêts. Surtout, le tableau de sensibilité aux observations influentes indique qu'après exclusion de 12 entreprises repérées par la distance de Cook, FREQ devient négatif ($\beta = -1{,}665$). Cette instabilité impose de considérer le résultat relatif à FREQ comme fragile, même si son coefficient est significatif dans l'estimation initiale. La correspondance entre fréquence de crédit et part du financement externe peut en outre refléter un chevauchement de mesure.

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 74-94.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

La liquidité (LIQ) entretient une association négative avec FIN (β = -4,3230 ; p < 0,001), conservée dans le modèle sans CREDIT et FREQ (β = -4,6203 ; p = 0,00023). Ce signe est compatible avec la théorie du financement hiérarchique de Myers et Majluf (1984) : les entreprises disposant de ressources internes plus abondantes peuvent dépendre moins du financement externe. Il contraste avec le mécanisme concurrent de signal de solvabilité, selon lequel une meilleure liquidité pourrait rassurer les prêteurs. La coexistence de ces explications justifie précisément de ne pas attribuer une cause unique au coefficient. En l'absence d'une définition entièrement reproductible de LIQ et d'un test de non-linéarité, le résultat suggère une prédominance associative de la substitution par les ressources internes, sans prouver ce mécanisme. Toutefois, les tests complémentaires ne mettent pas en évidence d'effet quadratique significatif de la liquidité (LIQ au carré), ni d'interaction significative entre la liquidité et la taille.

La taille (TAILLE) est positivement associée au financement externe (β = 1,6844 ; p = 0,00034), comme l'anticipent les travaux de Beck et Demirgüç-Kunt (2006) et l'étude camerounaise de Taka (2016), dans laquelle les entreprises plus grandes présentent des chances relatives d'accès au crédit plus élevées. L'âge (AGE) présente lui aussi une association positive dans l'estimation principale (β = 0,4194 ; p < 0,001), maintenue dans le modèle sans CREDIT et FREQ (β = 0,4856 ; p < 0,001). Ce résultat est compatible avec celui de Mapendo Ndoole et Kubuya Tshomba (2024) sur le crédit à Goma, mais il ne contredit pas directement Ganga-Zandzou (2018), dont la variable étudiée concerne les aides publiques au Congo plutôt que la part de financement externe.

Par ailleurs, la composition des sources déclarées complète cette lecture. La microfinance représente 32,91 % des sources recensées, les banques 24,79 %, les tontines 20,09 %, la famille et les amis 8,97 %, et les fournisseurs 13,25 %. Toutefois, l'analyse menée identifie pour chaque PME sa source externe principale. Si cette hétérogénéité globale traduit la pluralité des instruments mobilisés au sein du secteur agroalimentaire centrafricain, elle ne décrit pas un cumul individuel simultané au sein de chaque structure. Cette coexistence de circuits formels et informels rejoint les analyses d'Aryeetey et al. (1994) et les enseignements de Miller et Jones (2010) sur la pluralité des besoins au sein des chaînes de valeur agricoles. Cependant, elle ne démontre pas que ces canaux soient parfaitement substituables, ni que le recours aux tontines résulte systématiquement d'un refus bancaire. Le constat doit être considéré à la lumière des particularités centrafricaines, notamment la faible profondeur de l'offre financière et la vulnérabilité d'une partie de la microfinance (CNEF-RCA, 2026). Les chiffres descriptifs ne renseignent pas directement sur la saisonnalité, les refus de crédit, l'ampleur des besoins insatisfaits ou l'efficacité des produits sectoriels.

Finalement, les associations concernant les garanties, l'information, la taille et la liquidité paraissent relativement cohérentes entre spécifications. Celles associées à l'accès et à la fréquence de crédit exigent des réserves plus fortes. Les tests de Breusch-Pagan, White, de normalité et RESET n'ont pas révélé d'anomalies qui pourraient compromettre la qualité du modèle, mais aucun de ces diagnostics ne règle l'endogénéité, les variables omises ou le biais de méthode commune.

En somme, les résultats empiriques témoignent d'une corroboration partielle et nuancée des hypothèses. Si les hypothèses H1, H3, H4, H5 et H6 sont en forte cohérence avec les théories du rationnement et de la hiérarchie de financement, H2 est partiellement confirmée en raison de son instabilité économétrique. Quant à H7, elle est retenue à titre de variable de contrôle structurelle.

5.2. Implications de politique économique

La priorité la mieux reliée aux estimations concerne la qualité des dossiers et la lisibilité financière des PME. L'association négative de ASYM et les observations de Taka (2016)

suggèrent l'intérêt d'expérimenter un accompagnement à la comptabilité simplifiée, à la traçabilité des flux et à la préparation des demandes. Les organisations professionnelles, les structures d'appui aux PME et les établissements prêteurs pourraient porter des pilotes ciblés, en mesurant leurs coûts et leurs résultats. L'enquête ne permet toutefois pas de conclure que la digitalisation ou la formation entraîneraient, à elles seules, un accès accru au crédit.

Une deuxième priorité, conditionnelle, consiste à examiner les obstacles liés aux garanties. Le signe positif et la relative stabilité de GAR justifient une évaluation de mécanismes de garantie partielle ou de sûretés mieux adaptées aux actifs disponibles, sous la responsabilité des pouvoirs publics et des institutions financières, en coordination avec les autorités compétentes de la CEMAC. Avant toute généralisation, il faudrait documenter les refus motivés par l'insuffisance de garanties, les coûts de gestion, le partage effectif du risque et les pertes potentielles. L'effet propre d'un tel mécanisme reste à identifier empiriquement. Les résultats présents n'en établissent pas l'efficacité.

Une troisième orientation concerne la solidité de l'intermédiation plutôt qu'une augmentation indifférenciée du crédit. La place de la microfinance et les préoccupations institutionnelles rapportées par le CNEF-RCA (2026) invitent les établissements de microfinance et la COBAC, dans leurs compétences respectives, à privilégier la qualité des portefeuilles, la gouvernance et la transparence des conditions de financement. La BEAC et les instances concernées peuvent également examiner la disponibilité et l'usage d'informations de crédit, sans présumer de l'existence ou de la couverture opérationnelle d'un dispositif particulier en RCA. Le partage d'information devrait respecter les exigences de confidentialité et faire l'objet d'une évaluation préalable.

Enfin, les besoins de financement potentiellement liés aux cycles agroalimentaires méritent une investigation dédiée. Miller et Jones (2010) invitent à considérer les modalités de financement des chaînes de valeur, mais le questionnaire utilisé ici n'identifie ni les maturités souhaitées, ni les flux saisonniers, ni les besoins différenciés de chaque branche. Le ministère chargé de l'Agriculture, les organismes d'appui et les prêteurs pourraient réaliser un diagnostic sectoriel avant de tester, à petite échelle, des crédits de campagne, des facilités de trésorerie ou des remboursements ajustés aux cycles d'activité.

Ces recommandations sont hiérarchisées par leur ancrage dans les résultats, mais leur faisabilité dépend des ressources administratives, de la capacité de supervision des institutions et du coût de suivi dans le contexte centrafricain. Il conviendrait de privilégier des projets pilotes assortis d'indicateurs vérifiables : taux de dépôt et de rejet des demandes, coût du crédit, durée d'instruction, défaut de remboursement et évolution de la part des financements réellement additionnels. Une comparaison entre entreprises bénéficiaires et non bénéficiaires, construite avec des précautions d'identification, serait nécessaire pour apprécier l'effet des dispositifs.

6. Conclusion

Cette étude a examiné les facteurs associés à la part du financement externe de 234 PME agroalimentaires enquêtées à Bangui, Bimbo et Bégoua. Les résultats mettent en évidence des associations positives avec les garanties, l'accès au crédit, la fréquence de recours au crédit, la taille et l'âge des entreprises, ainsi que des associations négatives avec la liquidité et l'asymétrie informationnelle. Le modèle MCO principal présente un R^2 ajusté de 0,720. La microfinance, les banques, les tontines, les proches et les fournisseurs apparaissent dans les sources déclarées, rappelant qu'une part de financement externe élevée ne se confond pas nécessairement avec une forte inclusion bancaire.

Sur le plan théorique, les associations relatives aux garanties et à l'information sont compatibles avec le rationnement du crédit et les problèmes d'information analysés par Stiglitz et Weiss (1981), sans constituer un test causal de ces mécanismes. Le signe négatif de la liquidité est davantage conforme à l'hypothèse de substitution par les ressources internes de Myers et Majluf

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 74-94.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

(1984) qu'à l'hypothèse concurrente de signal de solvabilité. La coexistence de financements formels et informels invite aussi à envisager les décisions de financement comme des arbitrages entre plusieurs canaux, plutôt que comme une simple opposition entre entreprises incluses et exclues.

La confrontation avec les recherches menées au Cameroun, en RDC, en République du Congo, en Côte d'Ivoire et au Ghana confirme l'importance de contextualiser les résultats. Les convergences concernent principalement les garanties, l'information financière et la taille. Les différences observées sur l'âge et sur la formalisation rappellent que les indicateurs, les sources de financement et les méthodes d'estimation ne sont pas directement équivalents. De plus, si les signes de GAR, LIQ, ASYM, TAILLE et AGE restent stables dans le modèle sans CREDIT et FREQ, l'association de la fréquence de crédit change de signe après retrait de 12 observations influentes. Cette sensibilité interdit de présenter l'ensemble des coefficients comme uniformément robustes.

Les implications de l'étude doivent dès lors rester proportionnées à sa portée. En priorité, des dispositifs pilotes d'amélioration de la documentation financière et d'examen des contraintes de garanties pourraient être évalués par les organismes d'appui, les prêteurs et les autorités publiques. En parallèle, la COBAC et les institutions de microfinance, dans leurs attributions respectives, doivent veiller à la soutenabilité de l'intermédiation. Le ministère chargé de l'Agriculture et les acteurs des filières pourraient documenter les besoins saisonniers avant de promouvoir des produits spécialisés.

Par ailleurs, cette étude comporte plusieurs limites. La coupe transversale et les réponses déclaratives ne permettent pas d'établir l'ordre temporel des relations. CREDIT et FREQ recoupent partiellement FIN. De plus, la demande de crédit, les refus et le découragement des emprunteurs ne sont pas directement isolés. L'absence de plusieurs contrôles relatifs aux dirigeants, à la formalisation, à la rentabilité et aux sous-secteurs expose les estimations aux variables omises. Le recrutement dans trois localités, la possibilité d'une sélection des entreprises déjà financées, l'imprécision de certaines mesures, les risques de biais de méthode commune et la sensibilité à certaines observations limitent aussi la généralisation. Enfin, les diagnostics statistiques et la transformation logit de FIN n'éliminent pas l'endogénéité. De futurs travaux devraient suivre un panel d'entreprises, inclure explicitement les entreprises sans financement externe, mesurer séparément les demandes et les refus, comparer les sous-secteurs et les villes de province, puis évaluer, avec une stratégie d'identification appropriée, l'effet d'expérimentations de garanties partielles ou d'accompagnement comptable. Ces approfondissements permettraient de passer d'associations descriptives à des conclusions plus solides pour l'action publique.

Références

(1). Abdou Manzo, M. (2025) « Déterminants de l'accès au crédit bancaire des PME titulaires de marchés publics au Niger », Revue Internationale des Sciences de Gestion, 8(4), pp. 382–402.

(2). Allen, F., Demirgüç-Kunt, A., Klapper, L. & Martinez Peria, M. S. (2016). The foundations of financial inclusion: Understanding ownership and use of formal accounts. Journal of Financial Intermediation, 27, 1-30. https://doi.org/10.1016/j.jfi.2015.12.003.

(3). Aryeetey, E., Baah-Nuakoh, A., Duggleby, T., Hettige, H. et Steel, W.F. (1994) Supply and Demand for Finance of Small Enterprises in Ghana. World Bank Discussion Paper, n° 251. Washington, D.C. : Banque mondiale. https://doi.org/10.1596/0-8213-2964-2.

(4). Banque des États de l'Afrique Centrale (BEAC). (2025). Rapport sur la Stabilité Financière dans la Zone CEMAC. https://www.beac.int/wp-content/uploads/2019/02/RSF-AC-2024-15-Decembre2025-V01.pdf
(5). Banque des États de l'Afrique Centrale (BEAC). (2026). Rapport Annuel 2025 de la BEAC. https://www.beac.int/wp-content/uploads/2016/10/Rapport-Annuel-2025-V-01-09-26.pdf
(6). Banque mondiale. (2022). Global Findex Database 2021: Financial Inclusion, Digital Payments, and Resilience in the Age of COVID-19. World Bank Data.
(7). Beck, T. & Demirgüç-Kunt, A. (2006). Small and medium-size enterprises: Access to finance as a growth constraint. Journal of Banking & Finance, 30(11), 2931-2943. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2006.05.009.
(8). Beck, T., Demirgüç-Kunt, A. et Maksimovic, V. (2005) « Financial and legal constraints to growth: Does firm size matter? », The Journal of Finance, 60(1), pp. 137–177. DOI: 10.1111/j.1540-6261.2005.00727.x.
(9). Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Martínez Pería, M. S. (2007). Banking services for everyone? Barriers to bank access and use around the world. The World Bank Economic Review, 21(2), 211-249.
(10). Berger, A. N., & Udell, G. F. (1998). The economics of small business finance: The roles of private equity and debt markets in the financial growth cycle. Journal of Banking & Finance, 22(6-8), 613-673.
(11). Blundell-Wignall, A. et Browne, F. (1991) Macroeconomic Consequences of Financial Liberalisation, Financial Instability and Credit Rationing. OECD Economics Department Working Papers, n° 97. Paris : Éditions OCDE. DOI: 10.1787/088742707378.
(12). Centre du commerce international (ITC) (2021) SME Competitiveness Outlook 2021: Empowering the Green Recovery. Genève : Éditions du Centre du commerce international.
(13). Comité National Économique et Financier de la République Centrafricaine (CNEF-RCA). (2026, 2 septembre). Note de synthèse EMF à fin mars 2026. https://cnef-rca.org/note-de-synthese-emf-a-fin-mars-2026/ (consulté le 18 septembre 2026).
(14). Commission Bancaire de l'Afrique Centrale (COBAC). (2025). Rapport annuel de la COBAC 2024. Secrétariat Général de la COBAC. https://www.beac.int/wp-content/uploads/2016/10/Rapport-annuel-de-la-COBAC-2024-PDF-14.8-Mo_compressed-1.pdf
(15). Demirguc-Kunt, Asli; Klapper, Leora; Singer, Dorothe; Ansar, Saniya; Hess, Jake Richard.2018. The Global Findex Database 2017: Measuring Financial Inclusion and the Fintech Revolution (English). Washington, D.C.: World Bank Group. http://documents.worldbank.org/curated/en/332881525873182837
(16). Diamond, D. W. (1984). Financial intermediation and delegated monitoring. The Review of Economic Studies, 51(3), 393-414.
(17). Diamond, D. W. (1989). Reputation acquisition in debt markets. Journal of Political Economy, 97(4), 828-862.
(18). Ganga-Zandzou, U.J.A. (2018) « Déterminants de l'accès au financement public des PME en République du Congo », Annales de l'Université Marien Ngouabi (Sciences Économiques et de Gestion), 18(2), pp. 154–167.
(19). Ghatak, M. (1999) « Group lending, local information and peer selection », Journal of Development Economics, 60(1), pp. 27–50. DOI: 10.1016/S0304-3878(99)00036-2.
(20). Gurley, J. G., & Shaw, E. S. (1960). Money in a Theory of Finance. Brookings Institution.

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 74-94.
© Authors: CC BY-NC-ND

(21). Honohan, P. et Beck, T. (2007) Making Finance Work for Africa. Washington, D.C. : World Bank Publications.
(22). Kalonji Mukoka, S., Muangala Kabemba, J.M., Nzengu Nzengu, F. et Ndaya Tshimina, P. (2025) « Déterminants de l'accès au crédit bancaire des petites et moyennes entreprises de la ville de Mbujimayi », Journal of Economics, Finance and Management (JEFM), 4(4), pp. 818–836.
(23). Lefilleur, J. (2008) « Comment améliorer l'accès au financement pour les PME d'Afrique subsaharienne ? », Afrique contemporaine, 2008/3(227), pp. 153–174.
(24). Mapendo Ndoole, J. et Kubuya Tshomba, E. (2024) « Facteurs d'accès au financement des petites et moyennes entreprises dans la ville de Goma, RDC », Annales de l'Université de Goma, 14(1), pp. 182–204.
(25). Miller, C., & Jones, L. (2010). Agricultural value chain finance: Tools and lessons. Food and Agriculture Organization (FAO) & Practical Action Publishing.
(26). Myers, S. C. & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. Journal of Financial Economics, 13(2), 187-221. https://doi.org/10.1016/0304-405X(84)90023-0
(27). Quartey, P., Turkson, E., Abor, J. Y., & Iddrisu, A. M. (2017). Financing small and medium enterprises (SMEs) in Ghana: Challenges and determinants in context. Research in International Business and Finance, 40, 117-128.
(28). Rea, L. M., et Parker, R. A. (2014). Designing and conducting survey research: A comprehensive guide (4th ed.). John Wiley et Sons.
(29). Sarma, M. (2008). Index of financial inclusion (Working Paper No. 215). Indian Council for Research on International Economic Relations (ICRIER)
(30). Stiglitz, J.E. et Weiss, A. (1981) « Credit rationing in markets with imperfect information », The American Economic Review, 71(3), pp. 393–410.
(31). Taka, D. (2016) « Les déterminants de l'accès au financement bancaire par les Petites et Moyennes Entreprises : cas du Cameroun », Revue d'Économie Théorique et Appliquée, 6(1), pp. 77–96.
(32). Triki, T. et Faye, I. (dir.) (2013) L'inclusion financière en Afrique. Tunis : Banque africaine de développement (BAD).
(33). Union Africaine. (2019). Stratégie de l'Union Africaine pour le développement des petites et moyennes entreprises (PME). Conférence des ministres africains de l'industrie (CAMI). https://au.int/sites/default/files/documents/44950-doc-SME_Strategy_-_French.pdf
(34). Vami Bi Goli, L.Z. (2024) « Les déterminants de l'accès au financement des PME des technologies de l'information et de la communication (TIC) en Côte d'Ivoire », International Journal of Strategic Management and Economic Studies (IJSMES), 6(5), pp. 1454–1457.