

ASYMETRIE D'INFORMATION ET RATIONNEMENT DU CREDIT BANCAIRE DANS LES PME CAMEROUNAISES

Dagobert NGONGANG, Enseignant-chercheur, Université de Ngaoundéré-FSEG

B.P. : 454 Ngaoundéré-CAMEROUN, dangongang@yahoo.fr

Résumé :

Cette étude a pour objet d'un part de mettre en évidence les caractéristiques de l'asymétrie d'information et du rationnement du crédit bancaire et, d'autre part, d'analyser les facteurs explicatifs du rationnement du crédit bancaire.

L'étude par questionnaires auprès de 93 PME montre que celles-ci évoluent dans un contexte d'asymétrie d'information et qu'elles sont aussi rationnées. Les tests de régression logistique montrent que le caractère opaque des PME et l'incertitude liée au projet d'investissement influencent positivement sur le comportement de rationnement du crédit bancaire et que la relation bancaire de long terme entre la banque et l'entreprise, et la capacité à présenter des garanties ont une influence négative sur le comportement de rationnement du crédit bancaire.

Mots clés : Opacité informationnelle, Risque de substitution, Relation, Garantie, Rationnement

BANK CREDIT RATIONING ON CAMEROONIAN'S SMES

Summary:

This study aims firstly to high light the characteristics of the information asymmetry and bank credit rationing, secondly, to analyze the factors explaining the rationing of bank credit.

The survey study of 93 SMEs shows that they operate in a context of asymmetric information and they are also rationed. The logistic regression tests show that the opaque nature of SMEs and the uncertainty of investment project positively influence the behavior of bank credit rationing and the bank long-term relationship between the bank and the company, and the ability to provide guarantee shave a negative impact on the behavior of bank credit rationing.

Keywords: Informational opacity, Risk substitution, Relationship, Guarantee, Rationing

Introduction

La gestion du risque de crédit et les objectifs de rentabilité poussent les banques à adopter la forme organisationnelle qui rationne le crédit. Le rationnement du crédit aux PME est un sujet de discussion qui suscite beaucoup de controverses. Les PME camerounaises sont potentiellement plus vulnérables que les grandes entreprises en termes de financement.

Des études diverses ont recherché les facteurs explicatifs de croissance ou de survie des petites entreprises (Verna, 1991 ; Marniesse et Morrisson, 2000). Mayoukou (1996) a noté que dans les PME se pose un problème d'accès au crédit et les possibilités d'accumulation de capital. Ainsi, les problèmes de financement demeurent les plus importants et limiteraient leur croissance.

Les perspectives de reprise économique ont redonné à la problématique du financement des PME un regain d'intérêt. L'une des préoccupations des pouvoirs publics réside dans le fait que la contribution des PME puisse être contrainte par les imperfections du marché du crédit. Ces entreprises présentent en effet un risque moyen élevé (Bekolo, 1996). Leur système d'information est par ailleurs particulièrement opaque (Barber et al, 2007). Ces entreprises sont exposées au phénomène de rationnement qui peut se développer sur le marché du crédit (Berger et al, 2007). Fort de ces observations, nous avons jugé opportun d'examiner l'impact de l'asymétrie d'information sur le rationnement du crédit bancaire des PME camerounaises. Cette étude cherche à répondre aux questions suivantes : y-a-t-il asymétrie d'information ? Le crédit bancaire est-il rationné ? Quels sont les facteurs qui expliquent le rationnement du crédit bancaire au Cameroun ?

L'objectif de cette étude est double. Elle vise d'abord, à mettre en évidence les caractéristiques de l'asymétrie d'information et du rationnement et, ensuite, d'analyser les facteurs explicatifs du rationnement du crédit bancaire.

Cette réflexion s'ouvre sur la définition des concepts et la présentation des hypothèses. La méthodologie utilisée est exposée dans un second temps, et les résultats de l'étude empirique sont analysés dans la dernière section.

1. Problématique du rationnement du crédit bancaire

Après avoir défini les concepts qui sous-tendent cette étude, nous analyserons successivement la relation entre l'opacité informationnelle, le risque de substitution des actifs, la relation bancaire de long terme et la présentation des garanties, le rationnement du crédit bancaire.

1.1. Définition des concepts

En économie, l'asymétrie d'information caractérise un échange dans lequel certains participants disposent des informations que d'autres n'ont pas. Les asymétries d'information pour ce qui est du rationnement de crédit, désignent la disparité entre l'information dont disposent les entreprises à la recherche de crédit et les fournisseurs de fonds dont on suppose habituellement qu'ils sont désavantagés sur le plan de l'information. L'asymétrie d'information peut avoir deux origines selon Roger (1988) : elle peut provenir soit du fait d'un partenaire disposant d'information de plus que l'autre, soit des coûts d'obtention de l'information et ces derniers entraînent probablement le phénomène de rationnement de crédit.

Pour sa part, Goyer (1995), identifie trois types d'asymétrie : l'asymétrie d'information *ex ante* qui résulte de l'incapacité du prêteur à évaluer correctement la demande de financement de l'entreprise ; elle est à l'origine du phénomène de sélection adverse sur le marché du crédit (Stiglitz

et Weiss, 1981) et est susceptible de conduire le banquier à limiter son offre de financement et à exclure du marché les entreprises les plus risquées, en particulier les PME (Psillaki, 1995) ; l'asymétrie d'information *on going*, relative à l'incapacité du prêteur à s'assurer de l'usage des fonds distribués. Le prêteur supporte alors un risque de substitution des actifs (Jensen et Meckling, 1976) ou aléa moral (Stiglitz et Weiss, 1981) ; l'asymétrie d'information *ex post*, marquant l'incapacité d'observer les performances de l'entreprise.

Le rationnement du crédit intervient quand la quantité demandée excède la quantité offerte sur le marché de crédit et que le taux d'intérêt n'augmente pas jusqu'au taux d'équilibre (Stein, 2002). Yan (1997) précise que le rationnement existe si l'offre du prêteur ne satisfait pas en totalité la demande de l'emprunteur. Keeton (1979) distingue, d'une part, le rationnement de type 1 (lié au niveau de remboursement) et, d'autre part, le rationnement de type 2 (lié au niveau du taux d'intérêt). Ang (2000), pour sa part, a identifié quatre types de rationnement :

- le rationnement de type 1 : la banque accorde un crédit pour un montant inférieur à celui demandé ;
- le rationnement de type 2 : la banque refuse de s'engager envers certains emprunteurs ;
- le rationnement de type 3 : la banque refuse de prêter au taux désiré par l'emprunteur ;
- le rationnement de type 4 : les emprunteurs sont très risqués.

1.2. Opacité informationnelle et rationnement du crédit :

La théorie bancaire a considérablement évolué ces dernières années grâce à la prise en compte des asymétries informationnelles. Un large consensus s'est formé autour du rôle de production d'information des PME. Cette idée est également au cœur de nombreux modèles s'interrogeant sur la place respective du financement bancaire. Selon ces travaux, le crédit bancaire s'adresserait avant tout à des emprunteurs risqués ou posant d'intenses problèmes informationnels. Ainsi, Binks et Ennew (1996), analysant la croissance des firmes et les contraintes de crédit, ont constaté que les jeunes entreprises à forte croissance ont plus de difficulté à obtenir des capitaux que les grandes entreprises, faute de transparence de l'information sur les entreprises affichant une forte croissance.

Cette assertion est confirmée par Lehman et Neuberger (2002) qui relèvent que l'asymétrie d'information est plus remarquée dans le cas des PME, notamment dans les pays en développement où le droit de propriété est mal protégé, les gens ainsi que les entrepreneurs ayant tendance à garder la confidentialité de leurs informations. Peterson et Shulman (1987) analysent la structure de capital des PME et affirment qu'elles hésitent à partager l'information pertinente avec des tiers lorsqu'elles ont trouvé de bons projets d'investissement. Ce qui devrait contribuer fortement à l'asymétrie informationnelle entre les PME et les fournisseurs de fonds. Le raisonnement de Knight (1921) est transposable à l'activité de prêt bancaire. Une demande de crédit émanant de la petite entreprise présente une incertitude relative à l'exactitude de l'information fournie et à l'évolution future de l'entreprise.

Pour Manchon (2001), l'imperfection du savoir bancaire résulte uniquement d'une volonté de l'emprunteur de masquer la qualité de ses projets. Une entreprise dispose quelquefois d'une information imparfaite sur ses propres perspectives de revenus. Pour Binks et al. (1992), la barrière à l'accès aux crédits bancaires des PME pourrait résulter des problèmes liés à la disponibilité de l'information sur les projets à financer. Il ajoute à cela l'incapacité de l'entrepreneur à bien évaluer son projet. Dans ce cas, quelle que soit sa volonté de communiquer, l'emprunteur est alors dans l'impossibilité de construire une représentation du futur qui permette à lui-même et *a fortiori* à la banque d'évaluer la rentabilité prévisionnelle de son projet.

Pour Berger et Allen (1998), le phénomène de rationnement du crédit touche tout particulièrement les PME. Selon eux, celles-ci représentent, à la fois, la fraction du tissu productif la plus opaque, celle pour laquelle les asymétries d'information sont les plus importantes, et la plus tributaire du financement bancaire. Berger et *al.* (2005) de leur côté relèvent que les entreprises opaques se trouvent plus souvent rationnées que les autres. C'est dire que le caractère opaque des PME agirait positivement sur le rationnement du crédit bancaire.

L'opacité se définit comme l'incapacité dans laquelle se trouvent les potentiels apporteurs de financement extérieurs à comprendre entièrement les caractéristiques de risque des entreprises, potentiellement due au manque d'information financière complète et fiables disponibles. Elle s'explique par la petite taille (Ang, 2001 ; Besanko et Kanatas, 1993) et par la jeunesse des entreprises (Ang, 2001 ; Vigneron, 2008). Le système d'information des PME souffre de nombreuses déficiences (Ennew et Binks, 1995). Pour Levratto (2000), l'incapacité des PME à fournir une information quantitativement et qualitativement conforme aux attentes des banques justifie leur exposition au rationnement du crédit.

En nous basant sur les résultats des études et des recherches sus exposées, nous nous proposons de tester l'hypothèse selon laquelle

H1 : L'opacité informationnelle des PME a une influence positive sur le rationnement du crédit.

1.3. Risque de substitution et rationnement du crédit

Pour Psillaki (1995), la théorie du *redlining* (rationnement) illustre la situation des PME sur les marchés de crédits bancaires, car leur risque est plus important. Nous pouvons relever dans les travaux de Stiglitz et Weiss (1981) certains arguments qui annoncent la thèse de Psillaki (1995). Les deux auteurs considèrent que le *redlining* est plus important dans les entreprises où les projets nombreux sont risqués, ce qui semble être le cas dans la PME. Ainsi, pour Williamson (2002), compte tenu d'une faible spécialisation, les PME ont une flexibilité des investissements qui augmente leur risque de substitution des actifs et, par conséquent augmente le risque de refus de financement bancaire. Wamba et Tchamanbe (2002) aboutissent à la conclusion que la plupart des PME rationnées sont celles qui présentent un risque de substitution d'actif élevé. De plus, comme le soulignent Danielson et Scott (2000), la réalisation des projets risqués par les PME à l'insu de leur banque constitue un facteur explicatif du rationnement en crédit bancaire.

Cependant, De Bodt et *al.* (2000), dans une étude portant sur les stratégies mises en place par les banques pour gérer les problèmes de risque moral auxquels elles sont confrontées dans le financement des PME, ont relevé que la fraction des PME qui n'obtenaient pas la totalité de crédit bancaire demandé présentait un risque de changement de projet d'investissement après avoir reçu une partie des fonds. Boot (2000) aboutit à la même conclusion en constatant que la plupart des PME subissant le rationnement de type 2 sont celles qui, malgré la mise en œuvre par les banques de contrats de dette renouvelables, couvrant plusieurs périodes, présentent un risque de substitution d'actif élevé.

Ainsi, Persais (2004) conclut que l'incertitude sur le projet d'investissement et sur la qualité de l'emprunteur à mettre en œuvre la réussite du projet effectivement financé donne lieu à des comportements de rationnement. Bukart et Ellingsen (2004) soulignent qu'une incertitude sur les conditions qui prévaudront durant l'exécution du contrat et à la plus ou moins grande complexité des tâches à accomplir contribuent à accroître le risque que l'emprunteur change de projets d'investissement durant l'exécution du contrat et, par conséquent, peut ainsi donner lieu à des refus partiels ou totaux de crédit. Selon Krahn et Weber (2001), le risque de substitution d'actif très présent dans les PME engendre l'incertitude de la relation contractuelle, et fait naître pour la banque le risque de non remboursement de son emprunt. C'est dire que moins l'entreprise investit dans le projet pour lequel elle sollicite un financement, plus ses chances d'obtenir un crédit bancaire sont faibles. Autrement dit, plus la probabilité qu'elle change de projet une fois le crédit accordé est grande, plus elle sera rationnée.

De plus, pour Ward et Foster (1997), le partage inéquitable du savoir concernant le risque de changement de projet attaché aux financements rend problématique l'identification des bons emprunteurs et fait naître un problème de risque moral ; ce qui incite la banque à refuser le crédit. Levratto (2000) pense que les entreprises qui n'obtiennent pas de financement bancaire sont celles dont les banquiers relevaient un risque à changer de projet une fois le financement accordé. Diamond (1989) démontre que les entreprises les plus anciennes sont incitées à ne sélectionner que les projets non risqués dans la mesure où le coût d'une perte de réputation est élevé. Le risque de substitution d'actif très présent dans les PME engendre l'incertitude de la relation contractuelle, et fait naître pour la banque le risque de non remboursement de son emprunt.

En nous basant sur les éléments sus énoncés, nous nous proposons de tester l'hypothèse selon laquelle :

H2 : Le risque de substitution des actifs par les PME influence positivement le rationnement du crédit bancaire.

1.4. Relation bancaire de long terme et rationnement du crédit

Certaines études affirment que le rationnement du crédit aux PME présente une liaison positive avec sa croissance et son jeune âge. Plus l'entreprise est jeune et en forte croissance, plus elle est rationnée, et les jeunes entreprises éprouvent donc la plus grande difficulté à obtenir un financement, car elles n'ont pas encore établi une solide relation avec les fournisseurs de fonds (De Bodt et al., 2005).

Plusieurs études empiriques mettent en évidence l'impact positif des relations à long terme sur la disponibilité du crédit (Petersen et Rajan, 1994; Harhoff et Körting, 1998). Elles ont souligné les bénéfices associés à l'existence d'une relation bancaire de long terme. Pour Chan et al. (1986), les informations recueillies sur un emprunteur lors des opérations de prêt précédentes peuvent être réutilisées par la banque pour évaluer les nouvelles demandes de crédit de ce dernier. Par ailleurs, le fait de traiter avec un grand nombre d'emprunteurs permet à la banque de recouper les informations entre elles et d'en tirer des enseignements pour l'évaluation des nouveaux clients. Comme le suggèrent Mayer (1988) et Hellwig (1991), l'information privilégiée obtenue par la banque après l'octroi du crédit garantit la pérennité de la relation.

L'existence de relations étroites entre l'emprunteur et sa banque semble être le dispositif le plus efficace pour limiter les problèmes de rationnement. Les résultats empiriques de Petersen et Rajan (1994) sont particulièrement clairs sur ce point. Selon eux, plusieurs variables permettent, en effet, d'augmenter la disponibilité du crédit : l'âge de l'emprunteur et l'ancienneté des relations bancaires, la multiplicité des services offerts par les banques prêteuses. D'autres auteurs arrivent à des résultats comparables et affinent la notion de « force des relations bancaires ». Hoshi et al. (1990) et Elsas et Krahn (1998) montrent ainsi que les banques ayant eu une longue relation avec les emprunteurs fournissent à ces derniers une assurance de liquidité en cas de dégradation non anticipée de leur situation. Comme le soulignent Petersen et Rajan (1994), les PME pourraient avoir intérêt à entretenir leur relation d'endettement afin de faciliter leur accès au crédit. Pour eux, une banque n'examinera une demande de crédit que si elle espère récupérer les coûts fixes associés à l'évaluation initiale de la demande. L'espérance de revenu étant plus importante en situation de monopole, on en conclut que la probabilité d'un rationnement est plus faible lorsque l'entreprise entretient une longue relation avec une seule banque.

Foglia et al. (1998) affirment que les entreprises les plus risquées ont un endettement bancaire diversifié (plus grand nombre de banques ; engagement moins fort avec une seule banque) que les entreprises de bonne qualité. Pour certains, la multiplicité des relations bancaires des entreprises les plus fragiles proviendrait d'une volonté de cacher les informations passées les concernant. Les emprunteurs les plus risqués, rationnés par leur ancienne banque, seraient donc contraints de changer leurs sources de financement.

Dietsch et Golitin-Boubakari (2002) constatent également que les relations sociales sont cruciales pour que les PME élargissent leurs ressources disponibles. Carletti (2004) avance que les prêteurs aiment prolonger ou accorder plus de crédits aux PME ayant eu des transactions préexistantes avec la banque qu'aux nouveaux demandeurs. En effet, les relations et les expériences précédentes de cette même banque avec l'entreprise demandeuse de fonds atténuent l'incertitude des bailleurs de fonds quant à la capacité de remboursement par l'emprunteur des fonds obtenus, dès lors qu'ont été captées les informations pertinentes propres et réelles sur la santé financière de la PME concernée ainsi que sur le comportement de l'entrepreneur. Pour Saurina et Trucharte (2003), les relations de long terme permettraient de réduire les problèmes de rationnement du crédit. Pour Dietsch (2003), les relations de long terme sont donc présentées comme un moyen d'assurer les emprunteurs contre le rationnement du crédit, notamment dans les périodes de politique monétaire restrictive. De même, Bédué et Lévy (1997) constatent que lorsque les banques ont pour objectif de maximiser leur profit sur le long terme et pas seulement sur le court terme, les relations de clientèle entre les « emprunteurs-déposants » et leurs banques conduisent ces dernières à favoriser leurs anciens clients. Par conséquent, une banque rationnera essentiellement les nouveaux clients emprunteurs qui ne sont pas déposants à la banque et avec lesquels elle n'a donc pas (encore) engagé de relations de clientèle.

De plus, de nombreuses études empiriques confirment l'action positive de la mise en place d'un financement relationnel bancaire sur les problèmes de rationnement du crédit dont souffrent les PME et ce pour de nombreux pays. Elles relèvent que les entreprises opaques travaillant avec un nombre plus réduit de banques et travaillant depuis plus longtemps avec une banque particulière obtiennent plus facilement le crédit que leurs homologues (De Bodt et al, 2005; Ziane, 2003). C'est dire qu'une relation de longue durée avec la banque au sein de laquelle l'entreprise sollicite un financement serait un atout pour elle. Autrement dit, cette relation la mettrait à l'abri d'un éventuel rationnement total ou partiel de la part de sa banque.

De nombreux auteurs ont présenté les relations de long terme comme moyen d'assurer les emprunteurs contre le rationnement (Eber, 1999), de réduire le problème d'information et de coût de leurs emprunts bancaires (Berger et Udell, 1995), d'améliorer leur accès au crédit (Perterson et Rojan, 1994). Il existe de nombreux indicateurs pour mesurer la force de la relation tels que l'étendue (Udell, 2008), la durée (Elsas, 2005), la longueur (De Young et al., 2008) et l'inverse du nombre des banques (Cole, 1988 ; Foglia et al., 1998).

En nous basant sur les résultats des études et des recherches sus exposées, nous nous proposons de tester l'hypothèse selon laquelle

H3 : Les relations de long terme entre la banque et l'entreprise influencent négativement le rationnement du crédit

1.5. Garantie et rationnement du crédit

Berger et Udell (1995) ont effectué des analyses empiriques des données d'une enquête portant sur plus de 3 000 PME américaines et ont constaté que les emprunteurs ayant une longue relation avec la banque bénéficiaient de taux d'intérêt plus faibles et de moins d'exigence de la part de la banque en termes de biens à fournir en garantie.

Udell et al, (2006), quant à eux, affirment dans leur étude que les biens fournis en garantie jouent un grand rôle dans l'octroi de crédit. Les PME ont moins de garanties à offrir que les plus grandes entreprises. Elles pourraient avoir besoin de fournir plus de garanties que ces dernières pour le même montant de prêt en prenant en compte un faible taux de survie de l'entreprise. L'étude des conditions de crédit auxquelles sont soumises des PME irlandaises et écossaises, étude faite par McKillop et Hutchinson (1994) conclut également que les garanties exigées sont plus restrictives pour les plus petites entreprises.

Les prêteurs tendent la main vers les entreprises offrant les garanties requises pour combler l'incertitude des imperfections du marché du prêt. Autrement dit, ils acceptent plus aisément les

demandes de prêts émanant des entreprises pouvant fournir des biens en garantie et celles des entreprises entretenant une bonne et longue relation avec eux. Comme l'indique Bester (1994), le recours aux garanties est une solution classique aux problèmes de sélection adverse et de hasard moral. Dans la mesure où les actionnaires ont une responsabilité limitée, la banque peut approuver le crédit aux propriétaires à titre personnel plutôt qu'à l'entreprise. Les biens en garantie obligent les entreprises à faire de leur mieux pour le remboursement du prêt reçu.

Dans le cadre de cette théorie, un point à souligner est l'impact de la taille sur l'importance des conflits d'agence. Michaelas et al. (1999) ont noté une importance des problèmes d'agence dans les petites entreprises, principalement à cause des risques d'opportunisme des dirigeants et de substitution des actifs. Titman et Wessels (1988) considèrent que le risque de substitution des actifs diminue avec l'augmentation de la rigidité du capital productif ce qui augmente l'offre de dette. De ce fait, la structure des actifs a un impact sur l'accès aux crédits bancaires. La relation est donc positive entre les indicateurs des apports de garanties et le taux d'endettement (Titman et Wessels, 1988). Un consensus apparaît autour de l'impact positif de la tangibilité des actifs sur la valeur des garanties et donc sur l'octroi des crédits par les banques (De Miguel et Pindado, 2001). De lourdes garanties ainsi que des restrictions sur les éléments d'actif sont nécessaires avant d'arriver à la solution extrême de rationnement bancaire.

C'est dire que le fait de présenter les garanties diminuerait la probabilité que l'entreprise se voit refuser le financement bancaire. Il est donc intéressant pour les PME d'avoir les garanties lors de leur demande de financement bancaire.

En nous basant sur les éléments sus énoncés, nous nous proposons de tester l'hypothèse selon laquelle :

H4 : La capacité à présenter des garanties a une influence négative sur le rationnement du crédit bancaire.

2 . METHODOLOGIE

Le cadre méthodologique nous permettra de présenter successivement l'échantillon, la mesure des variables, les outils d'analyse statistiques utilisés et les caractéristiques de l'échantillon.

2.1. Echantillon

L'échantillon est constitué de 93 PME exerçant dans divers secteurs d'activité des villes camerounaises de Yaoundé, Douala et Bafoussam. Au départ, nous avons constitué un échantillon de convenance de 120 PME, mais nous avons obtenu un taux de récupération de 85,83 % et un taux de bonnes réponses de 75,5 %.

2.2. Mesure des variables

La mesure de l'asymétrie d'information est faite par quatre variables, à savoir l'opacité informationnelle, le risque de substitution d'actif, la relation de long terme entre la banque et la PME et les garanties. L'opérationnalisation de ces variables résulte des travaux de Vigneron (2008).

La mesure du rationnement du crédit résulte des travaux de Tuan (2009).

2.3. Outils d'analyse statistique

Deux outils d'analyse statistiques ont été utilisés pour cette analyse :

- le tri à plat qui permet d'avoir une idée sur la distribution de certaines variables ; ce test nous permet de caractériser l'échantillon ;
- la régression logistique qui est une technique utilisée pour une étude ayant pour but de vérifier si des variables indépendantes peuvent prédire une variable dépendante dichotomique ; elle s'utilise lorsque la variable à expliquer est qualitative, le plus souvent binaire. Les variables explicatives peuvent être par contre soit qualitatives, soit quantitatives.

2.4. Caractéristiques de l'échantillon

Les caractéristiques les plus saillantes des entreprises de l'échantillon sont présentées dans le tableau 1.

Tableau 1: Caractéristiques de l'échantillon

Variables	Modalités	Eff.	%
Forme juridique	Entreprises individuelles	19	20,4
	Société en commandite	5	5,4
	S N C	4	4,3
	SARL	41	44,1
	SA	17	18,3
	Coopérative	7	7,5
	TOTAL	93	100
Age de l'entreprise	Moins de 20 ans	65	69,9
	Plus de 20 ans	28	30,1
	TOTAL	93	100
Secteur d'activité	Industrie	6	6,45
	Commerce	59	63,44
	Bat et T P	7	7,52
	Service	21	22,59
	TOTAL	93	100
Effectif du personnel	Moins de 6 personnes	1	1,1
	Entre 6 et 20 personnes	79	84,9
	21 à 100 personnes	13	14
	TOTAL	93	100

Ce tableau nous montre que :

- 44,1 % des PME sont des SARL, 20,4 % des entreprises individuelles, 18,3 % des sociétés anonymes et 7,5 % des coopératives ;
- 69,9 % des PME ont moins de 20 ans d'âge alors que 30,1 % ont plus de 21 ans ;
- 6,45 % exercent dans l'industrie, 63,44 % dans le commerce, 7,52 % dans le BTP et 22,59 % dans les services ;
- 1,1 % sont des TPE, 84,9 % sont des petites entreprises et 14 % sont des moyennes entreprises.

3. RESULTATS

Les résultats procèdent à une description de la situation de l'asymétrie et du rationnement du crédit dans les entreprises camerounaises. Après une appréciation de l'asymétrie d'information et du rationnement du crédit bancaire, ils examinent d'abord les déterminants du rationnement et ensuite dans un modèle global l'effet conjugué de ces déterminants.

3.1. APPRECIATION DE L'ASYMETRIE D'INFORMATION DANS LES PME

Les PME camerounaises présentent un risque d'asymétrie d'information élevé avec 88,17 % d'entreprises qui ont des documents comptables peu fiables car non certifiés. Pour mieux appréhender cette asymétrie d'information, nous avons pris en compte à l'opacité informationnelle, le risque de substitution des actifs, la durée de la relation entre la banque et la PME et la présence des garanties lors de la demande de financement.

3.1.1. Analyse de l'opacité informationnelle

Les variables logarithme népérien de l'effectif et logarithme népérien de l'âge sont, d'après ce que la littérature nous révèle, un indicateur de mesure de l'opacité informationnelle. Le tableau suivant nous présente les caractéristiques descriptives de l'âge et de l'effectif des entreprises de notre échantillon.

Tableau 2: Appréciation de l'effectif et de l'âge des entreprises de l'échantillon

	N	Min.	Max.	Moy.
Age de l'entreprise	93	3,00	25,00	9,688
LNAGE	93	1,10	3,22	2,166
Effectif de l'entreprise	93	6,00	56,00	13,655
LNEFF Final	93	1,79	4,03	2,454
N valide (listwise)	93			

L'âge des entreprises de notre échantillon est compris entre 3 et 25 ans pour un effectif compris entre 6 et 56 employés. Ainsi, ces entreprises sont en moyenne jeunes avec une moyenne d'âge de 9,7 ans et de petites tailles soit 13 employés en moyenne. Ces deux conclusions témoignent bien du caractère opaque des PME camerounaises qui, avec une moyenne d'âge inférieure à 10 ans, sont jeunes et, par conséquent, l'historique de leurs affaires n'est pas visible par les banquiers car elles n'ont pas encore eu le temps de prouver la viabilité de leurs activités. A cela, s'ajoute leur petite taille qui n'offre pas la possibilité au prêteur d'observer leurs actions.

3.1.2. Analyse du risque de substitution des actifs

Le risque de substitution des actifs a été mesuré par le ratio équipements productifs/capital engagé. Le tableau ci-après nous donne un aperçu de la situation.

Tableau 3: Appréciation du risque de substitution des actifs

	N	Min.	Max.	Moy.	Ecart type
RISQUE	92	0,01	0,67	0,2730	0,1536
N valide (listwise)	92				

Nous constatons que le risque de substitution des actifs dans les PME de notre échantillon est en moyenne de 27,30 %. Ce seuil est largement inférieur à 50 % qui est le minimum accepté. Cela signifie que les entreprises n'investissent pas dans les équipements productifs pour les projets pour lesquels elles demandent le financement. Or, ce manque d'investissement est perçu par les banquiers comme un risque de changer le projet une fois que le crédit leur est accordé.

3.1.3. Analyse de la relation bancaire

Le tableau ci-après met en évidence la répartition des entreprises de l'échantillon selon la relation qu'elles entretiennent avec leur banque.

Tableau 4: *Appréciation de la durée de la relation de clientèle avec la banque*

	<i>Eff.</i>	<i>%</i>
Inférieure à 10 ans	76	81,7
Supérieure à 10 ans	17	18,3
Total	93	100,0

Nous constatons que la majorité des PME de notre échantillon n'a pas une relation de longue durée avec leur banque. En effet, 81,7 % des PME de notre échantillon entretiennent des relations de court terme avec leur banque ; seul 18,3 % des PME ont des relations de long terme avec leur banque. Ceci peut se justifier par le fait que leur âge est en moyenne inférieur à 10 ans. Toujours dans le cadre de leur relation bancaire, l'analyse du nombre de banque détenu par chaque entreprise montre que 91,4 % des entreprises possèdent plus d'une banque et que seul 8,6 % des entreprises possèdent une seule banque.

3.1.4. Analyse des garanties bancaires

Les garanties ont été mesurées à l'aide de 8 items. La cohérence interne de ces items a été mesurée. Après une double analyse, la qualité de représentation est bonne, car toutes les communalités sont supérieures à 0,5. La variance totale expliquée passe de 62,613 à 68,651 % ; ce qui témoigne d'une amélioration de la qualité de restitution de l'information. Le résultat de l'ACP étant satisfaisant, nous avons procédé au calcul de l'alpha de Cronbach ; celui-ci est de 0,765. Ce résultat est acceptable car il est supérieur au minimum exigé (0,6). L'indice de KMO (0,641) est acceptable et le test de sphéricité de Bartlett est très significatif (de l'ordre de 0,000). Etant donné que plusieurs variables sont corrélées, nous avons procédé à la factorisation. L'ACP a produit trois facteurs qui expliquent 68,651 % de l'information initiale. La perte n'est donc que de 31,349 %. En effectuant une rotation VARIMAX et en retenant les facteurs dont la valeur propre est supérieure à 1, nous avons extrait les données suivantes :

Tableau 5 : *Résultats de l'ACP des items de garantie*

Items	Composante			Comunalités
	1	2	3	
Importance de la surface financière	0,813			0,678
Compte bancaire dont le solde est égal aux 20 % de la valeur du crédit	0,610			0,631
Quote part du remboursement doit être proportionnelle au crédit	0,521			0,773
Délégation d'une assurance tous risques		0,569		0,794
Avoir les biens en garantie appartenant à l'entreprise		0,0708		0,656
La présence d'un tiers porteur de caution			0,826	0,613
Dépôt d'une caution/aval			0,802	0,660
Valeurs propres	1,552	1,293	1,007	
% variance expliquée	25,171	22,478	68,651	
% cumulé variance expliqué	25,171	40,649	21,002	
Coefficient α de Cronbach	0,654	0,607	0,498	

Le premier axe que nous nommons « *garanties financières* » est fortement corrélé à trois items (« *Compte bancaire dont le solde est égal aux 20 % de la valeur du crédit* », « *Importance de la surface financière* » et « *Quote part du remboursement doit être proportionnelle au crédit* ») ayant des communalités et des loadings élevés. Le deuxième axe nommé « *garanties matérielles* » est corrélé à deux items (« *Avoir les biens en garantie appartenant à l'entreprise* » et « *Délégation d'une assurance tous risques* »). Le troisième axe est composé de deux items (« *Dépôt d'une caution/aval* »

et « La présence d'un tiers porteur de caution ») et est nommé « *présentation de caution* ». Avec un alpha de Cronbach largement inférieur à 0,60 (0,498), nous retiendrons cet axe au regard de la forte contribution des items qui le composent à l'explication du concept de garantie (leurs communalités et leurs loadings sont satisfaisants).

Il ressort de cette analyse que trois facteurs sont regroupés autour de la garantie. Nous avons les garanties financières, les garanties matérielles et la présence de caution. Ce sont là quelques indicateurs de mesure de la capacité à présenter les garanties.

3.2. APPRECIATION DU RATIONNEMENT DU CREDIT BANCAIRE

Nous étudierons, ici, tour à tour, les résultats de la demande de financement et les raisons avancées par les banquiers pour rationner les PME de notre échantillon.

3.2.1. Analyse descriptives des résultats de demande de crédit

Il s'agit ici d'analyser les résultats de la demande de financement bancaire des PME en fonction de la nature des documents comptables fournis à la banque et de l'attitude de l'entreprise face à la dette.

Tableau 6 : Demande de financement en fonction de la nature des documents comptables

		Résultat de la demande de financement				Total
		Accord intégral		Refus total ou partiel		
		Eff.	%	Eff.	%	
Nature des documents comptables	Aucuns documents comptables	0	0	4	100	4
	documents comptables non certifié	10	12,19	72	87,81	82
	Documents comptables vérifiés et certifiés	6	85,71	1	14,29	7
Total		16	17,2	77	82,8	93

Nous pouvons constater que 82,80 % des PME de notre échantillon sont rationnées. Ceci pourrait se justifier par l'absence de documents comptables fiables et de qualité. En effet, 87,81 % des entreprises qui n'ont pas certifiés leurs documents comptables sont rationnées. De même, celles qui ne tiennent pas de comptabilité n'arrivent pas à obtenir un financement bancaire. Ces résultats montrent également l'intérêt que portent les banquiers sur la qualité de l'information fournie. Ceci d'autant plus que le taux (93,5 %) relativement élevé de la demande du rapport d'audit laisse penser que les banques sont toujours exigeantes en ce qui concerne l'authenticité des documents fournis par les PME.

Tableau 7: Demande de financement en fonction de l'attitude de l'entreprise face à la dette

		Résultat de la demande de financement				Total
		Accord intégral		Refus total ou partiel		
		Eff.	%	Eff.	%	
Attitude de l'entreprise face à la dette	Ne pas avoir de dette	0	0	1	100	1
	Rembourser les dettes à l'échéance	11	91,67	1	8,33	12
	Ne pas rembourser les dettes à l'échéance	5	6,25	75	93,75	80
Total		16	17,2	77	82,8	93

De même que pour la nature des documents comptables, nous pouvons constater que 93,75 % des PME qui ne remboursent pas leurs dettes à l'échéance sont rationnées. Concernant les entreprises qui obtiennent le financement bancaire, il s'agit pour la plupart de celles qui n'ont pas de dettes ou alors qui remboursent leurs dettes à l'échéance. 91,67 % des PME ne sont pas rationnées quand elles respectent l'échéance de remboursement de leur dette.

3.2.2. Appréciation des raisons du rationnement du crédit bancaire

Il est question de rechercher ici les raisons pour lesquelles le crédit a été refusé aux PME. Le tableau suivant en donne un bref aperçu.

Tableau 8: Appréciation des raisons du rationnement du crédit.

Quelle raison le banquier a-t-il donné pour refuser l'octroi du crédit ?	Oui		Non		Total	
	Eff.	%	Eff.	%	Eff.	%
Absence de disponibilité	4	4,3	89	95,7	93	100
Taille de prêt trop élevé	34	36,6	59	63,4	93	100
Flux de trésorerie insuffisants	83	89,2	10	10,8	93	100
Garanties insuffisantes	90	96,8	3	3,2	93	100
Mauvais dossiers de crédit	12	12,9	81	87,1	93	100

L'insuffisance des garanties est la raison qui pousse le plus les banques à rationner les PME camerounaises. Ainsi, 96,8 % des entreprises fourniraient des garanties insuffisantes pour le montant de crédit demandé, seuls 3,2 % des entreprises présentent des garanties satisfaisantes. L'autre raison fournie par les banquiers pour refuser le crédit aux PME est l'insuffisance des flux de trésorerie dans des PME avec 89,2 % des entreprises. L'importance de la taille du prêt est également avancée par les banquiers pour refuser le crédit puisque 36,6 % des entreprises de notre échantillon sont rationnées pour cette raison. Par ailleurs, l'absence de liquidités dans les banques et la mauvaise qualité du dossier de crédit sont rarement avancées par les banquiers pour refuser le crédit aux PME.

3.3. Analyse de l'Incidence des déterminants de l'asymétrie d'information sur le rationnement du crédit

L'asymétrie d'information est appréciée par quatre aspects : opacité informationnelle, risque de substitution des actifs, durée de la relation bancaire et présentation des garanties lors d'une demande de financement. Chaque aspect est relié au rationnement pour analyser la relation. Pour conclure cette analyse, l'effet global des déterminants est examiné par la démarche « pas à pas ».

3.3.1. Incidence de l'opacité informationnelle sur le rationnement du crédit bancaire

Les résultats de la régression logistique entre l'opacité informationnelle et le rationnement du crédit bancaire sont présentés dans le tableau suivant :

Tableau 9: Résultats de la régression logistique binaire de l'opacité informationnelle

		B	E.S.	Wald	ddl	Signif.	Exp(B)
Etape 1(a)	LNEFF	3,768	1,291	8,517	1	0,004	1,423
	LNAGE	2,512	1,207	4,329	1	0,037	2,081
	Constante	18,059	4,439	16,548	1	0,000	69639285
Khi 2 du modèle : 39,722		Signif : 0,000					
Degré de concordance entre les valeurs prédites et les valeurs observées : 97,8							

La statistique du rapport de vraisemblance LAMBDA est égale à 23,762, la probabilité critique associée est 0. Le modèle est donc globalement très significatif. Il existe donc une relation entre les variables LNEFF et LNAME et la variable rationnement du crédit.

En étudiant individuellement les coefficients liés à chaque variable explicative, au risque de 5 %, nous constatons que l'effectif et l'âge des entreprises (c'est-à-dire l'opacité informationnelle) influencent significativement le rationnement du crédit, car la significativité du test du khi-deux de Wald est de 0,000. Cependant, cette influence est positive puisque le coefficient Bêta de ces deux variables est positif.

Ainsi, le fait que l'entreprise soit de petite taille multiplie pratiquement par une fois et demie ses chances de ne pas obtenir le crédit bancaire ($\text{Exp}(B) = 1,423$). De même, le fait que l'entreprise soit très jeune multiplie par deux fois ses chances de ne pas avoir un financement bancaire ($\text{Exp}(B) = 2,081$).

Ces résultats confirment ceux de Bouaiss et Refait-Alexandre (2009) qui, dans leur étude sur les entreprises françaises ont conclu qu'une entreprise est d'autant plus rationnée qu'elle est opaque. Nos résultats rejoignent aussi ceux de Berger et al. (2005) qui ont montré qu'il existe un lien positif entre la nature opaque des entreprises et le refus de financement bancaire.

Par conséquent, nous rejetons l'hypothèse nulle H_0 d'absence de relation. Et nous acceptons donc l'hypothèse alternative H_1 : *L'opacité informationnelle des PME a une influence positive sur le rationnement du crédit.*

3.3.2. Influence du risque de substitution des actifs sur le rationnement du crédit bancaire

Les résultats de la régression logistique entre le risque de substitution des actifs et le rationnement du crédit bancaire sont présentés dans le tableau suivant :

Tableau 10 : Résultats de la régression logistique du risque de substitution des actifs

		B	E.S.	Wald	ddl	Signif	Exp(B)
Etape 1(a)	RISQ	4,153	1,003	17,133	1	0,000	2,016
	Constante	12,260	2,674	21,020	1	0,000	211042,16
Khi 2 du modèle : 25,564						Signif : 0,000	
Degré de concordance entre les valeurs prédites et les valeurs observées : 96,8							

Ce tableau montre que la variable liée au risque de substitution des actifs a une contribution significative sur le rationnement du crédit bancaire des PME camerounaises, car la valeur de la probabilité est de 0,000 inférieure à celle du seuil (0,05). L'ajustement de ce modèle indique que le risque de substitution des actifs explique à 58,6 % le rationnement du crédit bancaire chez les PME camerounaises. De plus, la significativité du test du khi-deux de Wald pour le risque de substitution des actifs est de 0,000 (très significatif) montrant que le risque de substitution des actifs a un lien positif avec le rationnement du crédit bancaire ($B=4,153$). Autrement dit, le risque de substitution des actifs varie dans le même sens que le rationnement du crédit. Plus précisément, plus le risque de substitution des actifs augmente plus l'entreprise est rationnée.

Nous pouvons donc dire que le fait que l'entreprise soit susceptible de changer de projet attaché aux financements multiplie deux fois ses chances de ne pas obtenir un crédit bancaire ($\text{Exp}(B) = 2,016$).

Ce constat a été aussi fait par Levratto (2000) qui est arrivé à la conclusion que les entreprises qui n'obtenaient pas de financement bancaire étaient celles dont les banquiers relevaient un risque à changer de projet une fois le financement accordé. C'est ainsi que Persais (2004) démontre que l'incertitude sur le projet d'investissement des PME favorise les comportements de rationnement de la part des banques. Pour Wamba et Tchamanbe (2002), la plupart des PME rationnées sont celles qui présentent un risque de substitution d'actif élevé.

Ainsi, nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle H_0 d'absence de liaison, et accepter notre hypothèse H_2 : *Le risque de substitution des actifs par les PME influence positivement le rationnement du crédit bancaire.*

3.3.3. Incidence de la relation bancaire de long terme sur le rationnement du crédit bancaire

Les résultats de la régression logistique entre la relation bancaire de long terme et le rationnement du crédit bancaire sont présentés dans le tableau suivant :

Tableau 11: Résultats de la régression logistique binaire de la relation bancaire

		B	E.S.	Wald	ddl	Signif.	Exp(B)
Etape 1(a)	V21	-4,435	1,118	15,744	1	0,002	0,012
	Constante	4,317	1,007	18,395	1	0,000	75,0
		Khi 2 du modèle : 29,328			Signif : 0,000		
Degré de concordance entre les valeurs prédites et les valeurs observées : 90,3							

L'examen du tableau nous indique le coefficient du test de régression pour la variable relation de long terme entre la banque et la PME. La signification du test de Wald nous permet d'affirmer que ce coefficient est significatif (avec une valeur de 0,002). De plus, le modèle nous montre que la variabilité du rationnement du crédit bancaire dans les PME est expliquée à peu près à 54,7 % par la durée de la relation entre la banque et la PME, ce qui est acceptable car ce résultat est supérieur à 50 %.

Ce modèle de régression est donc significatif avec une probabilité du test de 0,02. Ce qui montre que la relation de long terme entre la banque et l'entreprise influence négativement le rationnement du crédit bancaire chez les PME camerounaises ($B = - 4,435$). En d'autres termes, plus l'entreprise entretient une longue relation avec sa banque, moins elle est rationnée. La relation de long terme et le rationnement du crédit bancaire évoluent donc en sens contraire.

Nos résultats confirment l'idée développée par Saurina et Trucharte (2003) qui, dans leur étude sur le crédit aux entreprises espagnoles, concluent que les relations de long terme entre la banque et l'entreprise permettraient de réduire les problèmes de rationnement du crédit. De même, Dietsch (2003) arrive à la conclusion que les relations de long terme sont un moyen d'assurer les emprunteurs contre le rationnement du crédit. De plus, la relation de long terme entre la banque et les emprunteurs influence positivement la disponibilité de crédit bancaire (Berger et Udell, 2002). Ainsi, la relation bancaire de long terme à travers l'échange d'informations réduit les problèmes d'asymétrie d'information, et par conséquent, réduit le rationnement du crédit.

Par conséquent, nous pouvons donc rejeter l'hypothèse nulle H_0 relative à l'absence de liaison, et accepter l'hypothèse H_3 : *les relations de long terme entre la banque et l'entreprise influencent négativement le rationnement du crédit.*

3.3.4. Incidence de la présentation des garanties sur le rationnement du crédit bancaire

Les résultats de la régression logistique entre la présentation des garanties et le rationnement du crédit bancaire sont présentés dans le tableau suivant :

Tableau 12 : Résultats de la régression logistique binaire des garanties

		B	E.S.	Wald	ddl	Signif.	Exp(B)
Etape 1	FAC1_1	-,777	,309	6,338	1	0,012	2,475
	FAC2_1	-,280	,241	1,347	1	0,046	,756
	FAC3_1	-,224	,234	0,917	1	0,048	1,451
	Constante	1,554	,300	26,735	1	0,000	4,729
Khi 2 du modèle : 29,328							Signif :
0,000							
Degré de concordance entre les valeurs prédites et les valeurs observées : 90,3							

La statistique du rapport de vraisemblance LAMBDA est égale à 34,539, la probabilité critique associée est 0,02. Le modèle est donc globalement significatif, il existe bien un lien entre les variables de garanties et la variable rationnement du crédit.

Etudiant isolément les coefficients liés à chaque variable explicative, au risque de 5 %, nous constatons que les garanties financières, matérielles et la présentation de caution influencent significativement le rationnement du crédit, car la significativité du test du khi-deux de Wald est de 29,634 pour un seuil de 0,000. De plus, les coefficients de régression des variables explicatives sont négatifs et sont différents de zéro au seuil de 0,012, 0,046 et 0,048 respectivement pour les garanties financières, matérielles et la présentation de caution. Nous en concluons que les garanties proposées par les PME influencent négativement le rationnement du crédit bancaire.

Ainsi, le fait que l'entreprise fournit les garanties matérielles multiplie pratiquement par deux fois et demie ses chances d'obtenir le crédit bancaire ($\text{Exp}(B) = 2,475$). De même, le fait que l'entreprise dépose une caution multiplie par une fois et demie ses chances d'avoir un financement bancaire ($\text{Exp}(B) = 1,451$).

A la vue de ces différents résultats, l'hypothèse H4 (la capacité à présenter des garanties a une influence négative sur le rationnement du crédit bancaire) est confirmée.

Cette assertion rejoint celle d'Udell et al, (2006) qui affirment dans leurs études que les biens fournis en garantie jouent un grand rôle dans l'octroi de crédit. Treacy et Carey (2000) sont arrivés à la conclusion que les garanties constituent un signal pour la PME afin d'éviter un éventuel rationnement du crédit. De même, Ewert et al. (2000) ont montré l'impact positif des garanties sur l'octroi du crédit par les banques. En effet, les garanties constituent un signal pour la PME afin d'éviter un éventuel rationnement du crédit.

3.3.5. Analyse de l'effet global des variables explicatives sur le rationnement du crédit

Après avoir testé les variables explicatives individuellement, il est maintenant question de chercher à construire une équation de régression optimale par le canal d'une procédure de sélection afin d'identifier les variables les plus significatives du rationnement du crédit. A cet effet, nous avons effectué, d'une part, une régression globale du modèle par la méthode « entrée » et, d'autre part, une régression « pas à pas » par sélection qui constitue, selon Howell (1998), la meilleure procédure de sélection des variables.

L'analyse des résultats du modèle globale de la régression logistique des variables explicatives confirme les résultats obtenus précédemment. En effet, toutes les variables explicatives

du rationnement du crédit sont significatives au seuil 0. L'analyse des résultats de la régression logistique « pas à pas » va nous permettre de voir si certaines variables explicatives masquent ou exacerbent le rôle des autres dans l'explication du rationnement du crédit bancaire des PME.

En étudiant simultanément les différents groupes de variables qui expliquent le rationnement du crédit bancaire dans le cas de cette régression « pas à pas », seules les variables qui sont individuellement les plus significatives, *cétéris paribus*, et qui contribuent le plus significativement à l'explication du modèle dans son ensemble sont sélectionnées. Les résultats de la régression logistique entre l'ensemble des variables explicatives et le rationnement du crédit bancaire sont présentés dans le tableau ci-après.

Tableau 13 : Résultats de la régression logistique « pas à pas » des variables explicatives du rationnement du crédit

		B	E.S.	Wald	ddl	Signif.	Exp(B)
Etape 2(b)	V21	-3,097	1,374	6,851	1	0,009	0,027
	LNEFF	3,754	1,276	8,652	1	0,003	0,023
	RISQ	0,577	0,209	7,338	1	0,012	2,475
	FAC2_1	-0,480	0,341	2,347	1	0,046	0,756
	LNAGE	3,324	0,334	1,917	1	0,048	1,451
	FAC1_1	-2,360	0,357	7,947	1	0,042	2,895
	Constante	13,927	3,841	14,149	1	0,000	1117848,7
Khi 2 du modèle : 43,822						Signif : 0,000	
Degré de concordance entre les valeurs prédites et les valeurs observées : 98,9							

La procédure « pas à pas » de la régression a pris fin à la deuxième étape, car l'ajout de la variable la plus significative aurait conduit à la duplication du modèle développé à la dernière étape. L'équation finale reprend six (6) variables statistiquement significatives (statistique du score au seuil de 0,05 et Khi deux de Wald au seuil de 0,1). Le khi deux du modèle passe de 31,203 avec une signification statistique de 0,000 (ddl : 1) dans le modèle global, à 43,822 avec une signification statistique de 0,000 (ddl : 2) dans le modèle « pas à pas ». Le test du rapport de vraisemblance (-2log-vraisemblance) évolue de 26,750 à 19,662. Le R-deux de Cox & Snell et de Nagelkerke s'améliore respectivement de 0,292 à 0,376 et de 0,602 à 0,760. Cela signifie que le poids conjugué des six variables explique mieux le rationnement du crédit bancaire. Ainsi, la variabilité du rationnement du crédit bancaire des PME est expliquée à 76 % par leur effectif, leur âge, la durée de la relation qu'elle a avec la banque et par le fait de proposer les garanties matérielles et financières et le risque de substitution des actifs. Le degré de concordance entre les valeurs prédites et les valeurs observées est de 81,6 % dans le modèle global. Dans le modèle « pas à pas », il est de 98,9 %.

A contrario, seule une variable des garanties, à savoir FAC3_1 (Présentation de caution) n'est pas significative et donc n'explique pas le rationnement du crédit quand on prend en compte l'effet conjugué des autres variables suivant la méthode « pas à pas ». Pourtant, cette variable est significative au seuil de 5 % dans le modèle global. Ce résultat peut s'expliquer par la présence d'autres facteurs qui ne sont pas pris en compte dans le modèle.

Il ressort de cette analyse que c'est la petite taille de l'effectif du personnel des PME qui explique le plus le rationnement du crédit avec le coefficient Beta le plus élevé de 3,754 ; suivi de l'âge de l'entreprise ($B = 3,324$), de la relation de long terme avec la banque ($B = -3,097$), des garanties financières ($B = -2,360$), ensuite le risque de substitution des actifs ($B = 0,577$) et enfin les garanties matérielles ($B = -0,480$).

Ainsi, parmi les variables explicatives du rationnement du crédit dans les PME camerounaises, c'est l'opacité informationnelle des PME qui explique le plus ce phénomène de rationnement de crédit bancaire.

CONCLUSION

L'objet de cette étude était double : mettre en évidence les caractéristiques de l'asymétrie d'information et du rationnement et analyser les facteurs explicatifs du rationnement du crédit bancaire.

Les résultats sur un échantillon constitué en majorité des SARL, très jeunes et ayant en moyenne un petit effectif d'employés, montrent que la plupart des PME ne dispose pas de documents comptables fiables et de qualité, ce qui accroît leur risque d'asymétrie d'information. Le jeune âge de ces entreprises et la faible taille de leurs effectifs les rendent opaques ce qui justifie le fait qu'elles soient rationnées. Le fait qu'elles ne remboursent pas très souvent leurs dettes à échéance et l'insuffisance de leurs flux de trésorerie et des garanties justifient le taux élevé du rationnement du crédit bancaire.

De plus, les tests de régression logistique nous font penser que :

- le caractère opaque des PME et l'incertitude lié au projet d'investissement influencent positivement sur le comportement de rationnement du crédit bancaire ;
- la relation bancaire de long terme entre la banque et l'entreprise, et la capacité à présenter des garanties ont une influence négative sur le comportement de rationnement du crédit bancaire.

Notre étude fait ressortir deux implications managériales : d'abord les raisons du rationnement sont principalement la petitesse et la jeunesse des structures ; ensuite, pour se protéger du rationnement bancaire, les PME doivent certifier les documents comptables afin de réduire ou limiter le risque d'information.

Cette étude présente trois limites : d'abord la taille de l'échantillon qui est réduite, ensuite la constitution de l'échantillon faite par la méthode boule de neige qui ne facilite pas la généralisation des résultats et enfin, l'utilisation du seul critère effectif du personnel pour caractériser la PME alors qu'il existe d'autres critères tels que le chiffre d'affaires et le total du bilan.

BIBLIOGRAPHIE :

- BARBE D. (2006), « Les fondements contractuels des relations entre banques et emprunteurs », *Revue Française d'Economie*, vol. 37, n° 4, pp. 102-120.
- BEDUE A. et LEVY N. (1997), « Relation Banque- Entreprise et coût du crédit », *Revue d'Economie Financière*, n° 39, pp. 124-141.
- BERGER A, ROSEN R et UDELL G, (2007), « Does market size structure affect competition: the case of small business lending », *Journal of Banking and Finance*, vol. 31, pp. 11-33.
- BERGER A. et UDELL G., (2002), « Small business credit availability and relationship lending: the importance of bank organizational structure », *The Economic Journal*, vol. 112, pp. 32-53.
- BERGER A. et ALLEN N. (1998), « Did Risk-Based Capital Allocate Bank Credit and Cause a Credit Crunch in the United States? », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 26, pp. 585-628.

- BERGER A. N. et UDELL G. F. (1995), "Relationship lending and lines of credit in small firm Finance", *The Journal of Business*, vol. 68, Issue 3, July, pp. 352-381.
- BERGER A.N., FRAME W.S. et MILLER N.H (2005), "Credit Scoring and the Availability, Price, and Risk of Small Business Credit", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 37, n° 2, April, pp. 191-222.
- BESANKO D. et KANATAS G. (1993), « Credit market equilibrium with bank monitoring and moral hazard », *The Review of Financial Studies*, vol. 6, pp. 213-232.
- BESTER H. (1994), « The Role of Collateral in a Model of Debt Renegotiation » *Journal of Money, Credit and Banking*, n° 26, pp. 72-86.
- BINKS M.R. et ENNEW C.T. (1996), "Growing Firms and The Credit Constraint", *Small Business Economics*, Vol. 8 (1), pp. 17-25.
- BINKS, M.R., ENNEW C.T. et REED G.V. (1992), « Information Asymmetries and the Provision of Finance to Small Firms », *International Small Business Journal*, vol. 11, n° 1, pp. 35-52.
- BOOT A., (2000), "Relationship banking : What do we know ?", *Journal of Financial Intermediation*, n° 9, pp. 7-25.
- BOUAISS K. et REFAIT-ALEXANDRE H (2009), "The complementary of regularly and governance mechanism in banks", *Banque et marchés*, n° 98, pp. 6-15.
- BUKART M. et ELLINGSEN T. (2004), « In-Kind Finance : A theory of trade credit », *American Economic Review*, vol. 94, pp. 569-590.
- CARLETTI A. (2004), « The Structure of Bank Relationships, Endogenous Monitoring and Loan Rates », *Journal of Financial Intermediation*, vol. 13, n° 1, pp. 58-66.
- CHAN Y., GREENBAUM S. et THAKOR A. (1986), « Information Reusability, Competition and Bank Asset Quality », *Journal of Banking and Finance*, vol. 10, pp. 243-253.
- COLE R., (1998), «The importance of relationships to the availability of credit », *Journal of Banking and Finance*, vol. 22, pp. 959-977.
- DANIELSON M. et SCOTT J. (2004), « Bank Loan Availability and Trade Credit Demand », *The Financial Review*, vol. 39, pp. 489-600.
- DE BODT E., LOBEZ F. et STATNIK J.C, (2000), « Credit decision and adverse selection: an empirical study of banking behaviour », Congrès annuel de l'EFMA Athènes.
- DE BODT, LOBEZ F. et STATNIKJ. (2005), « Credit rationing, customer relationship and the number of banks: an empirical analysis », *European Financial Management*, vol. 11, pp. 195-228.
- DE MIGUEL A. et PINADO J. (2001), "Determinants of capital structure : New evidence from Spanish panel Data", *Journal of Corporate Finance*, vol. 7, pp. 77-99.
- DE YOUNG R., LENNON D. et NIGRO P. (2008), «Borrower–lender distance, credit scoring, and loan performance : evidence from informational-opaque small business borrowers », *Journal of Financial Intermediation*, vol.17, pp. 113–143.
- DIAMOND D.W., (1989), "Reputation acquisition in debt market", *Journal of Political Economy*, vol. 97, pp. 828-862.
- DIETSCH M. (2003), « Financing small business in France », *European Investment bank*, EIB papers, vol. 8, n° 2, pp. 58-66.
- DIETSCH M. et GOLITIN-BOUBAKARI V. (2002), « L'évolution des relations banques-entreprises dans les années 1990 », *Bulletin de la Commission Bancaire*, n° 27, novembre, pp. 74-107.
- EBER N (1999), *Les relations de long terme banque-entreprise*, Vuilbert, Paris, 160 p.
- ELSAS R (2005), « Empirical Determinants of Relationship Lending », *Journal of Financial Intermediation*, vol. XIV, pp. 32-57.
- ELSAS R. et KRAHNEN J. K. (1998), « Is Relationship Lending Special ? Evidence from Credit-File Data in Germany », *Journal of Banking and Finance*, vol. 22, n° 10-11, pp. 1283-1316.
- ENNEW C.T et BINKS M.R (1995), "Financial structure and aggregate economic activity: An overview ", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 20, pp. 559-588.
- EWERT R., SCHENK G. et SZCESNY A., (2000), « Determinants of bank lending performance in Germany », *Schmalenback Business Review*, vol. 52, pp. 344-362.
- FOGLIA A., LAVOLIA S. et MARULLO REEDT P. (1998), « Multiple Banking Relationships and the Fragility of Corporate Borrowers », *Journal of Banking and Finance*, vol. 22, pp. 1441-1456.

- GOYER M., (1995), "Corporate finance, banking institutional structure and economic performance : a theoretical framework", Document de travail, MIT.
- HARHOFF D. et KÖRTING T. (1998), « Lending Relationships in Germany : Empirical Evidence from Survey Data », *Journal of Banking and Finance*, vol. 22, pp. 1317-1353.
- HELLWING, M. (1991), Banking, financial intermediation and corporate finance in: A. Govionnini and C. Mayer, *European Financial Integration*, pp. 35-63.
- JENSEN M. C. et MECKLING W. (1976), "Theory of the firm managerial Behaviour, agency costs and ownership structure", *Journal of Financial Economics*, vol. 3, Issue 4, October, pp. 305- 360.
- JOSEPH A. (2000), « Rationnement du crédit des PME dans les pays en voie de développement : le cas du Cameroun et Madagascar », *Revue Internationale des PME*, vol. 09, n° 1, pp. 119-145.
- KASHYAP A., STEIN J. C. et WILCOX D. W. (1993), "Monetary policy and credit conditions : Evidence from the compositions of external finance", *American Economic Review*, vol. 83, Issue 1, March, pp. 78-99.
- KEETON W. R. (1979), *Equilibrium credit rationing* New York: Garland Press.
- KNIGHT F. H (1921), *Risk, uncertainty and profit*, Houghton Mifflin Company, Boston- New York, 381 p.
- KRAHNEN J.P. et WEBER M. (2001), « Generally Accepted Rating Principles: A Primer », *Journal of Banking and Finance*, vol. 25, n° 1, janvier 2001, pp. 3-23.
- LEHMAN B. et NEUBERGER D. (2002), « Do lending relationships matter? Evidence from bank survey data in Germany », *Journal of Economic Behavior and Organisation*, vol. 45, pp. 339-359.
- LEVRATTO N. (2000), « Poids des asymétries informationnelles et de l'aléa de moralité Dans les relations entre banques et pme », *Cahier de recherche de UMR*, n° 2000-06, 18 p.
- MANCHON E. (2001), *Analyse bancaire de l'entreprise*, Paris, Economica, 5ème édition, 541 p.
- MARNIESSE S. et C. MORISSON (2000), « La dynamique des microentreprises dans les PED : de nouveaux enseignements », *Revue d'économie du développement*, n° 4, pp. 3-33.
- MAYER C. (1988), « New Issues in Corporate Finance », *European Economic Review*, vol. 32, pp. 1167-1189.
- MAYOUKOU, C. (1996), "Le financement de la création des PME-PMI au Congo », in La création d'entreprises en Afrique, édité par Albagli et Henault, EDICEF-AUPEL, p. 93-101.
- McKILLOP D.G. et HUTCHINSON. P. (1994), "Small businesses and bank financing: A Regional Review", *Applied Financial Economics*, vol. 4, Issue 1, February, pp. 69-73.
- MICHAELAS N., CHITTENDEN F. et POUTZIOURIS P. (1999), "Financial Policy and Capital Structure Choice in U.K SMEs : Empirical Evidence from Company panel Data", *Small Business Economics*, vol. 12, Issue 2, March, pp. 113-131.
- PERSAIS E., (2004), « Les compétences relationnelles peuvent-elles s'avérer stratégiques ? », *Revue Française de Gestion*, vol. 30, pp.119-145.
- PETERSEN P et RAJAN. R (1994), "The benefits of lending relationship : Evidence from small business data", *The Journal of Finance*, vol. 49, N° 1, March, pp. 3-37.
- PETERSON R. et SHULMAN J., (1987), "Capital structure of growing small firms: a 12-country study on becoming bankable", *International Small Business Journal*, vol. 5, n° 4, pp.10-22.
- PSILLAKI M. (1995), "Rationnement du crédit et PME : Une tentative de mise en relation", *Revue Internationale des PME*, vol. 8, n° 34, pp. 58-66.
- ROUGES V. (2010), « influence des informations comptables sur les crédits bancaires aux entreprises », *Revue Comptabilité Contrôle Audit*, vol. 26, pp. 35-52.
- SAURINA J. et TRUCHARTE C. (2003), "The impact of Bales II on lending to small and medium-sized firms", *Banque d'Espagne*, juin, pp. 185-210.
- STEIN J. C. (2002) "Information production and capital allocation: Decentralized vs. Hierarchical firms", *Journal of Finance*, vol. 57, n° 5, octobre, pp. 1891-1921.
- STIGLITZ J.E. et WEISS A. (1981), « Credit Rationing in Markets with Imperfect Information », *American Economic Review*, vol. 71, pp. 394-404.

- TITMAN, S. et R. WESSELS (1988), "The determinants of capital structure choice", *Journal of Finance*, vol. 32, pp.1467-1484.
- TREACY W.F. et CAREY M. (2000), « Credit Risk Rating Systems at Large US Banks », *Journal of Banking & Finance*, vol. 24, n° 1/2, janvier 2000, pp. 167-201.
- UDELL G. F. (2008), « What's in a relationship? The case of commercial lending », *Business Horizons*, vol. 51, pp. 93–103.
- UDELL G., UCHIDA H. et YAMORI N. (2006), «Loan officers and relationship lending », *RIETI discussion paper* n°06-E-029.
- VERNA, G. (1991), "Croissance ou survie? Quelle est l'attitude la plus probable pour une entreprise légitime du Tiers Monde ? ", *Gestion* 2000, n° 4, pp. 93-113.
- VIGNERON L. (2008), « Conditions de financement de la PME et relations bancaires », *Thèse de doctorat*, Université de Lille 2.
- WAMBA. H. et TCHAMANBE- DJINE. L. (2002), "Information financière et politique d'offre de crédits bancaires aux PME : Cas du Cameroun", *Revue Internationale des PME*, 2^{ième} Trimestre, vol. 15, n° 1, pp. 119-145.
- WARD T.J. et FOSTER B.P. (1997), « A Note on Selecting a Response Measure for Financial Distress », *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 24, n° 6, juillet 1997, pp. 869-879.
- WILLIAMSON. O E, (2002), "The lens of Contract", *American Economics Review*, vol. 92, Issue 2, summer, pp. 438- 443.
- YAN Y.,. (1997), "Credit rationing, Bankruptcy cost and optimal debt contract for small business", *Working Paper, Federal Reserve Bank of Cleveland*, n° 9702, March, pp. 71-98.
- ZIANE Y. (2003), « Number of bank and credit relationships empirical results from French small business data », *European Review of Economics and Finance*, vol. 2, pp. 32-44.