

Les déterminants du rationnement du crédit des PME en France : un modèle de déséquilibre sur un panel cylindré (2002-2010)

Philippe Adair, Mohamed Adaskou

► To cite this version:

Philippe Adair, Mohamed Adaskou. Les déterminants du rationnement du crédit des PME en France : un modèle de déséquilibre sur un panel cylindré (2002-2010). 2ème Colloque International sur la Défaillance d'Entreprises (CIDE), Oct 2016, Nanterre, France. <hal-01667299>

HAL Id: hal-01667299

<https://hal-upec-upem.archives-ouvertes.fr/hal-01667299>

Submitted on 19 Dec 2017

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

**Les déterminants du rationnement du crédit des PME en France:
un modèle de déséquilibre sur un panel cylindré (2002-2010)**

Philippe ADAIR¹ et Mohamed ADASKOU²

Résumé

Le rationnement de crédit procède de l'existence de l'asymétrie d'information, à la fois *ex ante* et *ex post* à la signature du contrat de prêt. Il constitue un équilibre dans lequel les banques accordent du crédit à certains emprunteurs alors qu'elles en évincent d'autres qui pourraient néanmoins payer un taux d'intérêt plus élevé. Une hypothèse classique est que les petites et moyennes entreprises (PME) sont les plus affectées par le rationnement du crédit. Nous élaborons un modèle de déséquilibre afin d'analyser les déterminants du rationnement du crédit sur un panel équilibré de 2.370 PME françaises au cours de la période 2002-2010. Selon les estimations des équations simultanées, la demande désirée de crédit bancaire est déterminée par des facteurs exogènes du côté de l'offre, tels que le taux d'intérêt et les garanties exigées par les banques. Les banques décident d'accorder un crédit selon la capacité des emprunteurs d'assurer le remboursement des prêts. La part des PME rationnées, que ce soit partiellement ou totalement, s'élève en moyenne à 23,46% de l'échantillon. Ce résultat suggère que l'accès aux prêts bancaires n'est pas un enjeu majeur pour les PME françaises qui en sont en activité depuis une dizaine d'années.

Mots-clés : France, modèle de déséquilibre, panel cylindré, PME, rationnement du crédit

JEL: G21, G23

**The determinants of credit rationing of SMEs in France:
A disequilibrium model upon a balanced panel (2002-2010)**

Abstract

Credit rationing results from the existence of asymmetric information, both *ex ante* and *ex post* the signing of the loan agreement. It refers to an equilibrium wherein which banks grant credit to some borrowers whereas they crowd out others that would pay nevertheless a higher interest rate. A conventional assumption is that Small and medium enterprises (SMEs) are most affected by credit crunch. We design a disequilibrium model to analyse the determinants of credit rationing upon a balanced panel of 2,370 French SMEs over the period 2002-2010. According to the estimates of simultaneous equations, the desired demand for bank credit is determined by exogenous factors from the supply-side such as interest rate and the guarantees required by banks. Banks decide to grant credit based on the means to ensure the payback of loans. The average share of rationed SMEs, whether partially or totally, is 23.46 per cent of the sample. This result suggests that access to bank loans is not a major issue for French SMEs, which have been operating for a decade.

Key words: balanced panel; credit rationing; disequilibrium model; France; SMEs

¹Université Paris Est Créteil, *ERUDITE*, France. Email : adair@u-pec.fr

² Université Ibn Zohr, Agadir, Maroc. Email : m.adaskou@uiz.ac.ma

Les déterminants du rationnement du crédit des PME en France : un modèle de déséquilibre sur un panel cylindré (2002-2010)

Résumé

Le rationnement de crédit procède de l'existence de l'asymétrie d'information, à la fois *ex ante* et *ex post* à la signature du contrat de prêt. Il constitue un équilibre dans lequel les banques accordent du crédit à certains emprunteurs alors qu'elles en évincent d'autres qui pourraient néanmoins payer un taux d'intérêt plus élevé. Une hypothèse classique est que les petites et moyennes entreprises (PME) sont les plus affectées par le rationnement du crédit. Nous élaborons un modèle de déséquilibre afin d'analyser les déterminants du rationnement du crédit sur un panel équilibré de 2.370 PME françaises au cours de la période 2002-2010. Selon les estimations des équations simultanées, la demande désirée de crédit bancaire est déterminée par des facteurs exogènes du côté de l'offre, tels que le taux d'intérêt et les garanties exigées par les banques. Les banques décident d'accorder un crédit selon la capacité des emprunteurs d'assurer le remboursement des prêts. La part des PME rationnées, que ce soit partiellement ou totalement, s'élève en moyenne à 23,46% de l'échantillon. Ce résultat suggère que l'accès aux prêts bancaires n'est pas une préoccupation majeure pour les PME françaises qui en sont en activité depuis une dizaine d'années.

Mots-clés : France, modèle de déséquilibre, panel cylindré, PME, rationnement du crédit

JEL: G21, G23

1. Introduction

Les petites et moyennes entreprises (PME) doivent disposer des sources financières nécessaires au maintien de leur activité. En cas de besoin de financement externe, les PME sont dépendantes des banques et le recours au marché financier n'est pas une alternative envisageable. Malgré cette dépendance et l'importance financière du lien d'affaires, les relations entre les PME et les banques sont caractérisées par l'existence d'un malentendu. Les banques jugent souvent les projets que leur présentent ces entreprises comme étant plus risqués que ceux de leurs homologues les grandes entreprises. Les PME quant à elles se plaignent de la discrimination en matière d'accès aux ressources financières et de la manière dont les banques évaluent et analysent le risque de leurs projets et que les banques leur imposent des primes de risques trop élevées qui sont à la base du renchérissement du crédit.

La plupart des difficultés rencontrées dans ces relations provient de la non-compatibilité de l'objectif des banques avec les spécificités financières des PME. L'objectif d'une banque est de trouver un emprunteur de « bonne qualité », qui est toujours capable de faire face à ses engagements et que sa probabilité de défaut est très faible. Les PME présentent certaines spécificités financières qui font qu'elles sont globalement considérées comme étant plus risquées : dans la plupart des petites entreprises, la propriété et la direction/contrôle sont habituellement concentrées dans les mêmes mains, et ainsi l'entrepreneur joue un rôle central dans le développement de l'activité qui lui permet de faire ses choix personnels sur les façons appropriées d'allouer les fonds ; les PME manquent souvent de ressources en personnel, en finance et en temps ; leur environnement est caractérisé par l'existence d'incertitude liée à leur sensibilité aux événements qui se déroulent dans le circuit économique ; les relations personnelles et les contacts individuels rapprochés sont plus fréquents dans les plus petites entreprises ; l'une des principale difficulté que rencontre une PME consiste dans son incapacité à fournir une information fiable et précise au marché (Berger and Udell, 1998). La non-compatibilité des spécificités financières des PME avec les exigences des banques expose le plus souvent ces entreprises à un rationnement du crédit qui limite leur accès au financement et représente un obstacle majeur à leur développement et à leur survie (Adair et Fhima, 2013 ; Beck and Demirgüç-Kunt, 2006).

Le rationnement du crédit est défini comme une situation d'équilibre dans laquelle certains emprunteurs obtiennent du crédit alors que d'autres, a priori identiques, se voient refuser du crédit, même s'ils proposent de payer un taux d'intérêt élevé. Selon la théorie du rationnement du crédit, le taux d'intérêt, pour lequel la banque maximise son profit, peut être tel qu'il existe une demande résiduelle non satisfaite de crédit (Stiglitz et Weiss, 1981). Le phénomène de rationnement du crédit s'explique par des problèmes d'asymétrie d'information *ex ante* et *ex post* à la signature du contrat de prêt. Les enseignements de cette théorie étant directement liés aux caractéristiques des entreprises ce qui suppose la possibilité de la surexposition des PME à ce phénomène. La mesure du rationnement du crédit est une tâche difficile et complexe puisque l'offre et la demande du crédit ne sont pas des données directement observables. Diverses approches ont été adoptées pour vérifier empiriquement l'existence d'un tel phénomène. Ces approches, mobilisant les résultats des enquêtes d'opinion ou l'utilisation de variables de substitution (*proxys*), se heurtent à des problèmes que les techniques de modélisation et d'estimation des marchés en déséquilibre semblent avoir surmontés.

L'objet de cet article consiste à estimer un modèle de déséquilibre de Maddala and Nelson (1974) afin de vérifier empiriquement les principaux déterminants du rationnement du crédit d'un échantillon de 2370 PME françaises sélectionnées dans la base de données DIANE sur une période récente de 9 ans (2002-2010) et d'identifier les entreprises contraintes financièrement ainsi de calculer leur proportion.

Cet article est structuré comme suit : la section 2 présente la théorie du rationnement du crédit appliquée aux PME ; elle décrit les enseignements du modèle de Stiglitz and Weiss (1981), de Williamson (1986, 1987) et de Yan (1997). La section 3 expose la méthodologie économétrique ; elle présente les mesures empiriques du rationnement du crédit ; elle spécifie le modèle de déséquilibre et les hypothèses retenues dans notre modèle. La section 4 présente l'échantillon, les estimations ainsi que les résultats. La section 5 calcule la proportion des entreprises rationnées sur le marché du crédit. La section 6 récapitule nos principaux résultats, les discute et suggère des pistes de recherche futures.

2. Le rationnement du crédit et PME

La relation banques-PME est caractérisée par l'existence d'un malentendu. Les banques jugent souvent les projets que leur présentent ces entreprises comme étant plus risqués que ceux de leurs homologues les grandes. Les PME quant à elles se plaignent de la manière dont les banques évaluent et analysent le risque de leurs projets et que les banques leur imposent des primes de risques trop élevées qui sont à la base du renchérissement du crédit.

C'est cette difficulté à distinguer les entreprises selon leur degré de risque qui est à la base de l'existence du phénomène de rationnement du crédit d'équilibre dont sont victimes les PME en général et les petites entreprises en particulier. Nous exposons cette thèse en mobilisant les deux principaux modèles d'équilibre de rationnement du crédit : le modèle de Stiglitz and Weiss (1981), qui repose sur l'existence d'une asymétrie d'information *ex ante*, et les modèles de Williamson (1986, 1987) et de Yan (1997), qui reposent sur l'existence d'une asymétrie d'information *ex post*.

2.1. Asymétrie d'information *ex ante* et rationnement du crédit d'équilibre des PME

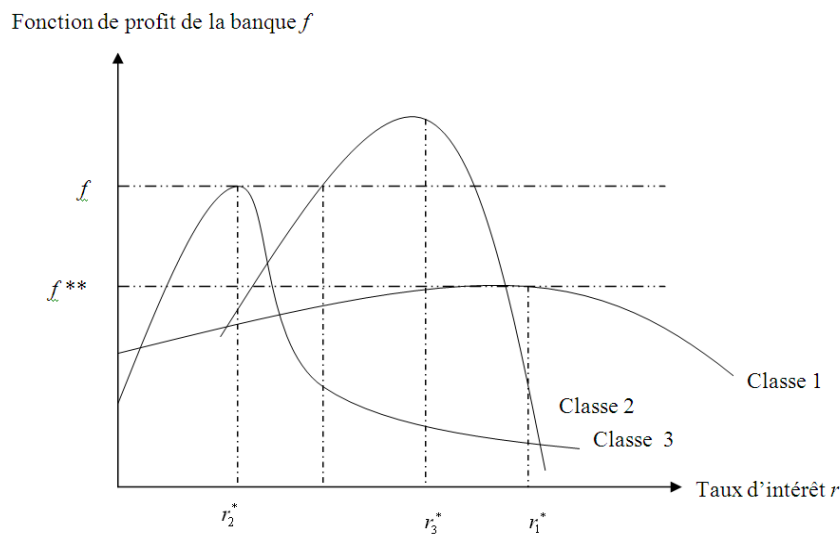
Stiglitz and Weiss (1981) ont montré, sous l'hypothèse de la non observabilité des emprunteurs et de l'existence d'asymétrie d'information, que l'équilibre du marché du crédit peut être obtenu avec un rationnement tel que, parmi les entreprises *a priori* identiques, certaines reçoivent un crédit alors que d'autres n'en reçoivent pas même si elles sont prêtes à payer un prix plus élevé. Ces deux auteurs incorporent la notion de sélection adverse suivant laquelle plus les rendements escomptés d'un projet d'investissement sont élevés, plus il est risqué. Des forts taux débiteurs risquent donc de favoriser l'adoption de comportements téméraires de la part des emprunteurs et d'exercer une influence négative sur les recettes anticipées des banquiers. La fixation d'un

coût du crédit tel que les offres et demandes s'égalisent ne constitue, donc, pas un comportement rationnel de la part des institutions financières (Levratto, 1992). Ces dernières préfèrent alors limiter le volume des crédits octroyés plutôt que d'augmenter les taux ou les garanties requises (Cieply, 1997).

Stiglitz and Weiss (1981) supposent qu'un rationnement peut aussi exister dans le cas où il y a n groupes d'emprunteurs observables par le prêteur. Sur chaque segment de clientèle i , la banque détermine un taux d'intérêt optimal r_i^* qui permet la maximisation de son profit une fois pris en compte les risques d'anti-sélection et d'aléa moral.

La fonction de profit de la banque f_i est représentée en fonction du taux d'intérêt r_i dans la figure 1 ci-dessous. Trois catégories de firmes sont considérées. Elles sont ordonnées en fonction de l'espérance de profit anticipée pour chacune d'elles par le prêteur : si $i > j$ alors $\max f_i(r_i) > \max f_j(r_j)$.

Figure 1. Redlining sur le marché du crédit



Source : Stiglitz and Weiss (1981)

Ces deux auteurs démontrent alors que, si $i > j$, les emprunteurs de la classe j ne reçoivent des crédits que si les emprunteurs de la classe i ont été totalement servis. Si le taux de refinancement des banques s'établit au point f^{**} , on observe que les emprunteurs de la classe 3, qui sont prêts à s'endetter au taux r_3^* , reçoivent les crédits qu'ils demandent. Les emprunteurs de la classe 2 peuvent s'endetter au taux r_2^* mais seront servis après les clients de la catégorie 3. Enfin, aucun emprunteur de la classe 1 ne reçoit de crédit quel que soit le taux d'intérêt que ces entreprises acceptent de payer. Par conséquent, les entreprises de la classe 1 sont exclues du marché du crédit : il n'existe aucun taux d'intérêt pour lequel l'espérance de rentabilité de la banque est supérieure au coût de ses ressources. Ces entreprises sont dites « *redlining* » (Stiglitz and Weiss, 1981, p.407). Si le coût de refinancement des banques passe de f^{**} à f , les entreprises de la classe 2 sont à leur tour exclues du marché du crédit.

La théorie du *redlining* permet d'illustrer la situation des PME sur le marché du crédit pour la seule raison que ces entreprises sont plus risquées que leurs homologues les grandes (Psillaki, 1995). Le *redlining* est fréquent pour les entreprises qui présentent un nombre important de projets relativement risqués. Les risques d'aléa moral sont sensiblement supérieurs dans les PME qui présentent une politique d'investissement plus risquée que les grandes entreprises. Le *redlining* est également important pour les entreprises qui présentent les fonctions de profit les plus convexes.

Ces deux auteurs soulignent aussi la difficulté des banques à identifier les risques parmi les entreprises de la classe 1 pour justifier leur exclusion du marché du crédit. Cette difficulté

conduit les banques à surestimer les probabilités de défaillance. L'inaptitude des banques à discriminer parfaitement les entreprises selon leur risque sur ce segment de clientèle entraîne l'exclusion de certaines entreprises alors que d'autres, qui présentent des caractéristiques identiques, sont financées. L'ensemble de ces éléments nous permet de conclure que les PME sont surexposées à la fois au *redlining* et au rationnement du crédit.

2.2. Asymétrie d'information *ex post* et rationnement du crédit

Dans le modèle de Williamson, les asymétries d'information entre prêteurs et emprunteurs apparaissent une fois que l'investissement a été financé et réalisé. Dans ce modèle, les emprunteurs et les prêteurs sont supposés neutres vis-à-vis du risque et le marché du crédit est supposé concurrentiel. Dans ces conditions, le contrat optimal entre le prêteur et l'emprunteur est un contrat de dette standard. L'entreprise est dans l'obligation de rembourser le principal ainsi que les intérêts à l'échéance. L'entreprise peut être incitée à cacher ses résultats pour ne pas payer le montant requis. C'est la raison pour laquelle le prêteur est dans l'obligation de contrôler la firme pour s'assurer de la conformité de sa déclaration et pour récupérer, le cas échéant, le montant requis ou engager une procédure de mise en liquidation.

L'excédent des revenus anticipés lié à la hausse du taux d'intérêt peut alors être amorti par les coûts anticipés du contrôle. Dans ces conditions, il se peut qu'une variation du taux d'intérêt ne permette pas d'équilibrer le marché du crédit si bien que certains emprunteurs ne reçoivent pas, à l'équilibre, le financement.

Ce modèle confirme les résultats obtenus par Stiglitz and Weiss en considérant l'existence d'asymétrie d'information *ex post*. Mais son inconvénient principal est qu'il est général et ne permet pas de distinguer les entreprises selon leur taille. Ce modèle ne peut être appliqué aux PME puisqu'il ne mentionne pas une spécificité des entités affectées par le risque de rationnement bancaire. Williamson considère en effet que le choix du prêteur est un choix hasardeux dans la mesure où tous les emprunteurs sont identiques, ce qui contredit la composante du marché du crédit où le choix des banques parmi les PME n'est pas un choix au hasard. Yan (1997) montre que, en relâchant l'hypothèse du contrôle non aléatoire de la firme, on peut se prononcer sur la situation des PME sur le marché du crédit.

Dans ce modèle, le prêteur ne contrôle l'emprunteur que si la différence entre le paiement requis et celui obtenu est supérieure au coût du contrôle. Dans le cas contraire, le prêteur accepte une remise de dette (Cieply, 1997). Yan (1997) souligne que le risque de rationnement du crédit est une fonction croissante de la probabilité de banqueroute.

Compte-tenu de l'importance des défaillances des PME, les risques de rationnement du crédit apparaissent particulièrement importants pour ce type d'entreprises. Yan (1997) est favorable à la réforme du droit des faillites et de celle de toutes les procédures judiciaires permettant de simplifier la mise en faillite de ces entreprises.

3. Méthodologie économétrique

3.1. Les mesures empiriques du rationnement du crédit

La mesure du rationnement du crédit est une tâche difficile et complexe puisque l'offre et la demande ne sont pas des données directement observables. Diverses approches et mesures ont été adoptées pour tester l'existence du rationnement sur le marché du crédit, fondées soit sur les résultats des enquêtes d'opinion ou l'utilisation de variables de substitution (*proxys*), soit sur des données en coupe transversale de la sensibilité financière du comportement réel des entreprises. Parmi les études utilisant la technique d'enquête, celle de Cieply (1997) qui a tenté de cerner les opinions et comportements d'un échantillon de 40 chargés d'affaires. Cette étude conclue qu'en situation d'asymétrie d'information, les chargés d'affaires développent un comportement conforme aux prédictions de la théorie du rationnement et que l'existence d'une relation de clientèle permet à la banque de se protéger contre les risques d'aléa moral et

d'opportunisme. Toutefois, bien qu'elles attestent de l'existence d'un rationnement, elles ne fournissent aucune mesure directe de son ampleur. En outre, les résultats ne sont pas convaincants en raison des incohérences et des biais dans les données de l'enquête utilisée.

Plusieurs travaux (par exemple : Fazzari *et al.* (1988), Hoshi *et al.* (1991), Harhoff and Körting (1998) reposent sur des variables de substitution et sur la classification exogène en entreprises *a priori* plus exposées et entreprises *a priori* moins exposées aux contraintes de financement, ce qui est à l'origine d'au moins deux problèmes (Atanasova and Wilson, 2004). D'une part la classification est beaucoup trop restrictive, puisqu'elle ne permet pas aux entreprises de passer du groupe des entreprises contraintes à celui des entreprises non contraintes. D'autre part certaines des variables de substitution utilisées sont des résultats endogènes des décisions des entreprises (politique de dividende, structure du capital, etc.) et par conséquent ne sont pas des mesures appropriées du rationnement du crédit. Les résultats obtenus sont dépendants du degré selon lequel la variable de substitution utilisée reflète réellement le degré du rationnement du crédit (Sealey, 1979).

Les problèmes auxquels se heurtent ces différentes approches adoptées pour vérifier l'existence du rationnement du crédit semblent être surmontés par les développements dans les techniques de modélisation et d'estimation des marchés en déséquilibre. Le recours à des modèles économétriques constitue alors une seconde manière d'apprécier les éventuelles difficultés d'accès des entreprises au crédit bancaire et de mesurer l'influence de leurs caractéristiques sur ces difficultés d'accès (Kremp et Sevestre, 2013).

3.2. Le modèle du déséquilibre : demande et offre de crédit bancaire

Le modèle de déséquilibre adopté initialement par Maddala and Nelson (1974) se compose de trois équations : l'équation de la fonction de demande (1), l'équation de la fonction d'offre (2) et une équation qui représente la condition telle que la quantité observée résulte du minimum entre la quantité offerte et celle demandée (3). Le modèle est sous la forme suivante :

$$\begin{cases} L_t^d = \beta_1 X_{1t}' + u_{1t} & (1) \\ L_t^s = \beta_2 X_{2t}' + u_{2t} & (2) \\ L_t = \min(L_t^d, L_t^s) & (3) \end{cases}$$

L_t^d et L_t^s désignent respectivement la quantité de crédit bancaire demandée durant la période t et la quantité de crédit bancaire offerte durant la période t , mais elles ne sont observables par aucune partie externe, elles sont des variables à déterminer et à expliquer, L_t désigne la quantité observée de crédit bancaire qui est le minimum entre la quantité de crédit bancaire offerte et celle demandée, elle est appelée « équation de transaction », X_{1t}' et X_{2t}' désignent respectivement le vecteur des variables exogènes indépendantes qui influencent la demande et l'offre du crédit bancaire, β_1 et β_2 sont leur coefficient respectif, et u_{1t} et u_{2t} sont les termes d'erreur.

L'estimation d'un modèle de déséquilibre se fait en trois étapes (Maddala, 1983 ; Steijvers, 2008 ; Adair et Fhima, 2013). D'abord, sont estimés les coefficients de chaque variable explicative des équations d'offre et de demande sous l'hypothèse d'équilibre de marché du crédit ; l'équilibre est exprimé par l'égalité : quantité du crédit effectivement octroyée est égale à la quantité du crédit demandée par les entreprises qui est égale à la quantité du crédit offertes par les banques ($L_{it} = L_{it}^d = L_{it}^s$). Ensuite, à partir des coefficients estimés, les valeurs convenables de la demande et de l'offre de crédit pour chaque entreprise de l'échantillon sont calculées ; les valeurs non observables que sont la demande et l'offre de crédit sont ainsi identifiées. Enfin, la proportion d'entreprises rationnées pour chaque année est déterminée. Une entreprise est considérée comme partiellement ou totalement rationnée lorsque le montant de crédit qu'elle demande est supérieur au montant du crédit que la banque est prête à lui offrir ;

soit $L_{it}^d > L_{it}^s$. C'est par la simple comparaison des valeurs convenables de la demande et de l'offre de crédit que les proportions d'entreprises rationnées sont mesurées.

3.3. Choix des variables et hypothèses testables du côté de l'offre de crédit bancaire

Le ratio de solvabilité (*SOLVABILITE*) est défini par le ratio fonds propres/total des dettes. Il mesure la capacité de l'entreprise à rembourser ses créanciers en cas de liquidation. Notre première hypothèse (H1) est formulée comme suit : *la quantité de crédit offerte décroît lorsque l'entreprise est caractérisée par un ratio de solvabilité faible.*

La taille de l'entreprise (*EFF*) constitue, également, un indicateur synthétique du risque lié à l'activité principale de l'entreprise. Les grandes entreprises sont moins exposées au risque de faillite que leurs homologues de petite taille du fait qu'elles diversifient leurs investissements ; par conséquent, la taille doit être positivement liée à l'offre de crédit. Les PME qui décident d'accroître leur effectif salarié peuvent être considérées aux yeux des prêteurs potentiels comme des entreprises qui ont des opportunités de croissance et qui sont en « banne santé » financière. La taille est approximée par $\ln(\text{total actif})$. Notre deuxième hypothèse (H2) est formulée ainsi : *l'offre de crédit est une fonction croissante de la taille de l'entreprise.*

L'âge (*AGE*) correspond à la différence entre la première année d'observation et la date de création de l'entreprise : plus celle-ci est âgée, plus son capital informationnel est important. Selon la théorie du financement hiérarchique (Myers and Majluf, 1984) et en supposant que la capacité d'autofinancement de l'entreprise est une fonction croissante de son âge, nous pouvons inférer que les entreprises plus âgées ont moins recours à la dette bancaire. Inversement, la théorie de l'agence (Jensen and Meckling, 1976) présuppose l'existence d'une relation positive entre l'âge de l'entreprise et l'offre de crédit, du fait que les entreprises plus âgées ont une meilleure réputation et une plus grande expérience qui peuvent conduire à la réduction des coûts d'agence par le biais d'un signal positif sur la bonne qualité des investissements potentiels. Notre troisième hypothèse (H3) est formulée ainsi : *l'offre de crédit est une fonction de l'âge de l'entreprise - croissante selon la théorie de l'agence, vs. décroissante selon la théorie du financement hiérarchique.*

L'exigence de garanties (*GAR*) ou collatéral joue un rôle important dans la relation de crédit (Lopez-Gracia and Sogorb-Mira, 2008 : il s'agit du meilleur moyen utilisé par les bailleurs de fonds pour pallier le risque et constitue un moyen d'auto-sélection des emprunteurs. Cette exigence peut dissuader les dirigeants de sous-investir et de faire des prélèvements discrétionnaires (Jensen and Meckling, 1976 ; Myers, 1977). Elle peut réduire les risques d'aléa de moralité : les garanties, sous forme d'actifs de l'entreprise ou d'apports personnels du dirigeant (Voordeckers and Steijvers, 2006) augmentent les pertes de l'entreprise et de l'entrepreneur en cas de défaut, c'est la raison pour laquelle l'entreprise est incitée *a priori* à entreprendre des projets moins risqués (Besanko and Thakor, 1987 ; Berger and Udell, 1990). Les garanties permettent de réduire les coûts d'agence et incite davantage les créanciers à s'engager dans des prêts rémunérés d'échéance longue (Jensen and Meckling, 1976 ; Harris and Raviv, 1990). Titman and Wessels (1988) soutiennent que les entreprises disposant d'actifs qui peuvent être utilisés comme garanties sont plus endettées.

Cette thèse est rejetée par Stiglitz and Weiss (1981, 1987) qui affirment que l'exigence de garanties les plus élevées peut inciter l'emprunteur à entreprendre des projets plus risqués pour compenser le coût d'opportunité occasionné par la « mise en otage » des actifs collatéraux de l'entreprise. L'exigence de garanties élevées écarte également les agents les moins risqués qui présentent une faible aversion à l'égard du risque. L'augmentation des garanties requises peut donc occasionner le développement d'un phénomène de sélection adverse.

La thèse défendue par Stiglitz and Weiss a été contestée par Bester (1985, 1987) qui démontre que l'apport d'actifs en garantie peut révéler la qualité de la firme. L'emprunteur à haut risque

choisit un contrat dans lequel l'apport en garantie est faible et le taux d'intérêt élevé. En revanche, l'emprunteur peu risqué préfère un contrat doté d'un faible taux d'intérêt et d'un montant important de garantie. Ainsi, les contrats révélateurs, construits sur des combinaisons entre le taux d'intérêt et le montant des garanties, peuvent se substituer à la construction d'une information coûteuse sur l'entreprise.

L'importance des garanties de l'entreprise peut être déterminée à partir du poids des immobilisations corporelles et des stocks dans le bilan (Titman and Wessels, 1988 ; Bourdieu et Collin-Sédillot, 1993). Notre quatrième hypothèse (H4) est formulée ainsi : *l'offre de crédit augmente vs. n'augmente pas si les entreprises sont capables d'offrir plus d'actifs en garantie.*

Le secteur d'activité (*SEC*) a un impact sur l'offre de crédit du fait que chaque secteur est caractérisé par des modes de fonctionnement propres et constitue un indicateur synthétique du risque lié à l'activité principale de l'entreprise (Psillaki et al, 2010). Il peut également refléter des différences de traitement fiscal ou d'information des créanciers sur les perspectives de croissance (Bédué, 1997). Cette variable est mesurée au moyen de 4 indicatrices sectorielles (*dummy* industrie, *dummy* commerce, *dummy* construction et *dummy* services) en utilisant la Nomenclature d'Activité Française (NAF), niveau 60. Notre cinquième hypothèse (H5) peut être formulée comme suit : *le secteur d'activité de l'entreprise exerce un effet spécifique sur l'offre de crédit.*

Tableau 1. Récapitulatif des hypothèses testées concernant l'offre de crédit bancaire

Hypothèses	Variables reflétant	Mode de calcul	Code	L_t^s
H1	La capacité de l'entreprise à rembourser ses créanciers	Fonds propres/total des dettes Taux de couverture	<i>SOLVABILITE</i>	+
H2	Le risque de faillite lié à la taille de l'entreprise	Ln(total actif)	<i>EFF</i>	+
H3	La réputation et l'expérience de l'entreprise dans une perspective dynamique	2002 - date de création	<i>AGE</i>	+ ou -
H4	L'exigence de garanties et les risques d'aléa moral	(Immobilisations corporelles + stocks) / total actif (t-1)	<i>GAR</i>	+ ou -
H5	Le risque lié à l'activité principale (secteur d'activité)	Variables indicatrices (<i>dummy</i> industrie, <i>dummy</i> commerce, <i>dummy</i> construction et <i>dummy</i> services).	<i>SEC</i>	+ ou -

Source : auteurs

3.4. Choix des variables et hypothèses testables du côté de la demande de crédit bancaire

Le niveau d'activité (*ACTIVITE*) est susceptible de peser sur la capacité d'autofinancement et de conduire l'entreprise à emprunter. Nous mesurons le niveau d'activité de l'entreprise par le ratio du chiffre d'affaires sur le total de l'actif de l'année antérieure (Adair et Fhima, 2013). Notre sixième hypothèse (H6) est formulée ainsi : *la demande de crédit est une fonction croissante du niveau d'activité de l'entreprise.*

Le niveau de production (*PRODUCTION*) est également susceptible de peser sur les ressources internes de l'entreprise. Le besoin de financement externe nécessaire à l'entreprise est plus important si cette dernière n'arrive pas à financer seule son niveau de production. Cette variable est approximée par la valeur ajoutée en logarithme. Notre septième hypothèse (H7) est formulée ainsi : *la demande de crédit est une fonction croissante du niveau de production de l'entreprise.*

La liquidité générale (*LG*) est un indicateur de la capacité de l'entreprise à financer par elle-même son cycle d'activité. Cette variable est approximée par le ratio de l'actif circulant (actif à court terme) sur le passif exigible à court terme, c'est-à-dire à moins d'un an. Ce ratio permet de s'assurer que les ressources à court terme de l'entreprise permettent de couvrir ses emplois. Ce ratio n'est pas exprimé en pourcentage : s'il est supérieur à 1 cela signifie que les dettes à

court terme sont inférieures aux actifs à court terme et l'entreprise sera en mesure de respecter ses engagements. En revanche, si ce ratio est inférieur à 1, alors les dettes à court terme sont supérieures aux actifs à court terme et l'entreprise peut ne pas être en mesure de respecter ses engagements. Un ratio de liquidité général supérieur à 1 équivaut à un fonds de roulement positif ; cependant, ce ratio est trop élevé cela implique que l'entreprise n'utilise pas efficacement ses actifs. Notre huitième hypothèse (H8) est formulée ainsi : *la demande de crédit est une fonction décroissante de la liquidité générale.*

Les ressources internes disponibles (CAF) permettent également de mesurer la capacité de l'entreprise à se financer grâce à la richesse produite par son activité. Cette variable peut refléter la pertinence de la théorie du financement hiérarchique dans le cas des PME. L'ensemble des travaux qui ont testé cette théorie affirment que ces entreprises préfèrent recourir en priorité au financement interne et ne recourent aux ressources externes qu'une fois que leur capacité d'autofinancement est épuisée. La variable « ressources internes disponibles » est approximée par le cash-flow en rapportant la capacité d'autofinancement au total de l'actif de l'année antérieure. Notre neuvième hypothèse (H9) est formulée ainsi : *la demande de crédit bancaire est une fonction décroissante des ressources internes disponibles de l'entreprise.*

Le crédit interentreprises (CIE) ou crédit fournisseur constitue une source de financement à court terme importante pour les PME. La théorie financière relie le recours à ce type de financement aux imperfections du marché et à l'existence de l'asymétrie d'information qui incitent les institutions financières à exercer le rationnement du crédit à l'égard de certaines entreprises jugées risquées. L'excès de demande de crédit peut être compensé par l'utilisation du crédit fournisseur qui représente alors un substitut à la dette bancaire de court terme (Atanasova et Wilson, 2004). Ce crédit est facilement accessible même dans un contexte de croissance lente ou de récession, où les banques deviennent très réticentes à accorder un crédit. Les relations d'affaires entre les entreprises et leurs fournisseurs sont généralement plus harmonieuses qu'entre les entreprises et les banques (Dietsch, 1998). Le recours à ce type de financement n'implique pas nécessairement que les entreprises sont victimes d'un rationnement du crédit : certains modèles considèrent le crédit commercial et le crédit bancaire à court terme comme deux modes de financement complémentaires ; le crédit fournisseur peut être considéré par les banques comme un signal de bonne qualité de l'entreprise. Cette variable est mesurée par le montant des dettes fournisseurs nettes des créances clients, rapporté au total de l'actif de l'année précédente. Notre dixième hypothèse (H10) est formulée ainsi : *la demande de crédit bancaire est une fonction croissante vs. décroissante de l'utilisation du crédit fournisseur.*

Tableau 2. Récapitulatif des hypothèses testées concernant la demande de crédit bancaire

Hypothèses	Variabiles reflétant	Mode de calcul	Code	L_t^d
H6	Le niveau d'activité de l'entreprise	Chiffre d'affaires/ Total actif t-1	ACTIVITE	+
H7	Le niveau de production de l'entreprise	Ln(valeur ajoutée)	PRODUCTION	+
H8	La liquidité générale	Actif à court terme sur passif exigible à court terme	LG	-
H9	Ressources internes disponibles	Capacité d'autofinancement sur Total actif t-1	CAF	-
H10	Crédit interentreprises ou crédit fournisseur	Crédits clients-dettes fournisseurs / Total actif t-1	CIE	+ ou -
H11	Le taux d'intérêt selon lequel la banque fixe le coût du crédit	La moyenne du taux interbancaire EURIBOR à un an	EURIBOR	-

Source : auteurs

Le taux *EURIBOR* à un an pour chaque année de l'échantillon représente le taux sur lequel se fonde la banque pour fixer le coût de la dette de chaque entreprise. Notre onzième hypothèse

(H11) est formulée ainsi : *la demande de crédit est une fonction décroissante du taux interbancaire EURIBOR.*

Les variables qui peuvent influencer l'offre de crédit sont les suivantes :

$X'_{2t} = SOLVABILITE (+), EFF (+ ou -), AGE (+), GAR (+ ou -), DUMMYSEC (+ou-)$

Les variables qui peuvent influencer la demande de crédit sont les suivantes :

$X'_{1t} = ACTIVITE(+), PRODUCTION(+), LG (-), CAF (-), CIE (+ ou -), EURIBOR (-)$

4. Echantillon, estimation et résultats

4.1. Echantillon

Les informations sont issues de la base de données DIANE qui recense les comptes sociaux individuels des entreprises françaises. La sélection des PME repose sur les derniers comptes sociaux disponibles (2010), selon huit critères conformes à la définition de la Commission européenne en 2003. Il s'agit d'entreprises en situation normale d'activité et mises à jour, non cotées sur le marché financier et disposant de comptes sociaux pour les exercices 2002 à 2010 ; l'effectif moyen est inférieur à 250 salariés, le total de l'actif s'élève au plus à 43 millions d'euros et le chiffre d'affaires est inférieur à 50 millions d'euros (Cf. Annexe 1) ; elles sont sélectionnées selon leur secteur d'activité suivant la Nomenclature d'Activité Française (Cf. Annexe 2). Nous obtenons un échantillon cylindré de 2370 PME, soit un total de 21330 observations sur la période 2002-2010.

Le tableau 3 présente des statistiques descriptives des variables pour l'échantillon des PME sélectionnées. Nous observons que l'entreprise médiane existe depuis 14,88 ans et dispose de 3116,05 mille euros d'actifs ; sa solvabilité indique que les fonds propres représentent 65% du total des dettes ; elle possède 33% de la richesse mobilisable sous forme de garanties ; enfin sa liquidité générale (1,70) montre qu'elle est capable de financer par elle-même son cycle d'activité, et que ses ressources à court terme couvrent ses emplois à court terme.

Tableau 3. Statistiques descriptives des variables

Variables	Moyenne	Médiane
Total de l'actif	4561,41	3116,05
Valeur ajoutée	2108,74	1601,28
Age	18,76	14,88
Solvabilité	1,08	0,65
Taux de couverture des frais financiers	62,62	10,82
Capacité d'autofinancement	0,10	0,09
Garantie	0,37	0,33
Activité	2,06	1,84
Ln(valeur ajoutée)	7,38	7,38
Liquidité générale	2,17	1,70
Crédit interentreprises	0,06	0,06
Taux Euribor à 1 an	0,029	0,023

Source : DIANE, nos calculs

4.2. Estimations et résultats

Les résultats de l'estimation du modèle à effets fixes (*Within*) et à effets aléatoires (MCQG) indiquent que les R^2 sont relativement faibles. Pour le modèle à effets fixes, le R^2 le plus pertinent est le R^2 *Within* car il indique la part de la variabilité intra-individuelle de la variable dépendante expliquée par celles des variables explicatives. Le test de Fisher et le test de Wald pour le modèle à effets fixes et le modèle à effets aléatoires sont respectivement significatifs à

1%, ce qui montre que nos modèles sont significatifs. La probabilité du test de Breusch-Pagan montre que les effets aléatoires sont globalement significatifs au seuil de 1%. La probabilité du test de Hausman *Within versus* MCQG est significative au seuil de 1%, ce qui implique que les effets spécifiques sont corrélés avec les variables explicatives et que le modèle à effets fixes est préférable au modèle à effets aléatoires.

Tableau 4. Résultats des estimations du modèle de déséquilibre

Offre de crédit bancaire (L_t^c)	Coefficients			
Estimateur	MCO	<i>Within</i>	MCQG	Hausman-Taylor
Solvabilité	0,017*** (0,001)	0,012*** (0,000)	0,013*** (0,000)	0,012*** (0,000)
Effectif	0,005*** (0,001)	0,032*** (0,002)	0,026*** (0,002)	0,026*** (0,002)
Age	-0,001*** (0,000)	--	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)
Garanties	0,267*** (0,005)	0,284*** (0,007)	0,279*** (0,006)	0,281*** (0,006)
<i>Dummy</i> Commerce	0,010*** (0,002)	--	0,012** (0,006)	0,012** (0,006)
<i>Dummy</i> Construction	-0,020*** (0,003)	--	-0,012** (0,007)	-0,012* (0,007)
<i>Dummy</i> Services	0,067*** (0,003)	--	0,069*** (0,007)	0,069*** (0,007)
Constante	0,043*** (0,010)	-0,190*** (0,014)	-0,135*** (0,013)	-0,137*** (0,013)
R ²	0,242	0,138	0,261	
Test de Fisher	970,380	1013,970		
Prob>F	0,000	0,000		
Wald de ch2			3867,970	3725,630
Prob>chi2			0,000	0,000
Test de Breusch-Pagan			37739,570	
Prob>chi2			0,000	
Test de Hausman <i>Within vs</i> MCQG			100,730	
Prob Hausman			0,000	
La demande désirée de crédit (L_t^d)				
Estimateur	MCO	<i>Within</i>	MCQG	Hausman-Taylor
Activité	0,016*** (0,001)	0,052*** (0,001)	0,043*** (0,001)	
Ln(valeur ajoutée)	-0,009*** (0,001)	0,003*** (0,001)	0,000 (0,001)	
Liquidité générale	-0,003*** (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	
Capacité d'autofinancement	-0,052*** (0,013)	-0,198*** (0,010)	-0,188*** (0,010)	
Crédit interentreprises	-0,122*** (0,005)	0,135*** (0,006)	0,079*** (0,006)	
Euribor	0,000 (0,001)	- 0,001** (0,000)	0,001* (0,000)	
Constante	0,265*** (0,010)	0,237*** (0,010)	0,247*** (0,010)	
R ²	0,041	0,126	0,003	
Test de Fisher	149,850	454,500		
Prob>F	0,000	0,000		
Wald de ch2			2088,280	
Prob>chi2			0,000	
Test de Breusch-Pagan			41451,560	
Prob>chi2			0,000	
Test de Hausman <i>Within vs.</i> MCQG			809,170	
Prob Hausman			0,000	

***, ** et * significatif respectivement au seuil de 1%, 5% et 10%. T-statistics entre parenthèses

^a le secteur de l'industrie est considéré comme une référence

Source : auteurs

On peut donc considérer l'estimation du modèle à effets fixes (*Within*) comme une référence. Mais, l'estimation *Within* (ou intra-individuel) ne nous permet pas d'estimer l'impact d'une variable invariante dans le temps (la variable secteur dans notre cas) parce que dans ce modèle

les données sont transformées en différence par rapport à la moyenne individuelle. Afin de surmonter cette limite, il conviendrait d'utiliser *Between* (moyennes inter-individuelles) mais dont les résultats sont très proches de ceux des MCO. C'est la raison pour laquelle nous avons choisi un estimateur des variables instrumentales permettant d'estimer les paramètres d'un modèle qui comporte des variables constantes dans la dimension temporelle, et ainsi d'obtenir des estimations convergentes et efficaces lorsque les perturbations sont corrélées avec certaines variables explicatives du modèle. Les instruments utilisés sont les suivants ; premièrement, les variables explicatives variant dans le temps, doublement exogènes, exprimées à la fois en moyennes individuelles et en écarts à la moyenne individuelle ; deuxièmement, les variables explicatives invariantes dans le temps, doublement exogènes ; enfin, les variables explicatives variant dans le temps, simplement exogènes, exprimées en écarts aux moyennes individuelles (Hausman and Taylor, 1981).

4.2. Les résultats du côté de la fonction d'offre de crédit bancaire

Le coefficient associé à la variable « *SOLVABILITE* » est significatif et positif dans la décision d'octroi du crédit, mais révèle une faible réaction des banques. Une augmentation de 1% des fonds propres en pourcentage des dettes d'une PME se traduit par une augmentation de 0,012% d'offre de crédit. Ce résultat est en concordance avec celui d'Atanasova et Wilson (2004) et de Steijvers (2008). Il valide les prédictions de l'hypothèse H1 : l'offre de crédit bancaire est une fonction croissante de la capacité de l'entreprise à rembourser ses créanciers.

Le coefficient relatif à la variable « taille de l'entreprise (*EFF*) » exerce un effet positif et significatif sur la décision d'offre du crédit bancaire (0,026). Les PME qui décident d'accroître leur effectif salarié peuvent être considérées par les banques comme des entreprises ayant des opportunités de croissance et qui sont en « banne santé » financière, c'est-à-dire moins exposées au risque de faillite. Ce qui encourage les banques à leur offrir plus de crédit bancaire. L'hypothèse H2 d'une corrélation positive est donc vérifiée.

La variable âge de l'entreprise (*AGE*) est significative et négative. L'hypothèse H3 d'une corrélation positive n'est pas validée. Ce résultat infirme les prédictions de la théorie de l'agence et tend à confirmer les prédictions de la théorie du financement hiérarchique.

Les garanties offertes (*GAR*) exercent un effet important sur la décision d'offre de crédit. Les entreprises ayant des immobilisations corporelles et des stocks dans le bilan sont plus endettées que les autres (+28,1 %). Ce résultat est en concordance avec celui de Steijvers (2008 et Adair et Fhima (2013). L'hypothèse H4 est donc validée.

Le secteur d'activité (*SEC*) exerce une influence sur l'offre de crédit bancaire. Les coefficients associés aux variables *dummy* commerce et *dummy* services sont positifs et significatifs. Les banques offrent plus de crédit aux entreprises de services (+0,069) que les entreprises commerciales (+0,012). Le secteur de construction est plus endetté (de 1,2%) par rapport au secteur de l'industrie. L'hypothèse H5 est vérifiée, le secteur d'activité exerce une influence sur la décision d'offre de crédit.

4.3. Les résultats du côté de la fonction de demande désirée de crédit bancaire

Le coefficient relatif à la variable « niveau d'activité de l'entreprise (*VENTES*) » est positif et significatif à 1%. Une augmentation du niveau d'activité de 1% augmente d'environ 5,2% la demande du crédit. Les PME françaises décident leur demande de crédit en fonction de leur niveau d'activité. L'hypothèse H6 d'une corrélation positive est donc vérifiée.

La variable capacité de production (*PRODUCTION*) exerce un effet positif et significatif sur la demande de crédit. Une augmentation de la capacité de production augmente la demande de

crédit d'environ 0,3%. L'hypothèse H7 d'une corrélation positive est donc vérifiée et ce résultat est en accord avec nos prédictions.

Le coefficient relatif à la variable liquidité générale (*LG*) est positif mais non significatif. L'hypothèse H8 ne peut pas être confirmée ou infirmée.

La variable ressources internes disponible (*CAF*) est significative et négative : la demande de crédit est une fonction décroissante des ressources internes de l'entreprise (- 19,8 %). Ce résultat concorde avec les prédictions de la théorie du financement hiérarchique qui stipule que les PME préfèrent recourir en priorité au financement interne et ne recourent aux ressources externes qu'une fois que leur capacité d'autofinancement est épuisée. L'hypothèse H9 est confirmée.

Le crédit interentreprises (*CIE*) est un complément au crédit bancaire : une augmentation de 1% du crédit fournisseur augmente la demande de crédit d'environ 13,5%. L'hypothèse H10 d'une corrélation positive est donc vérifiée.

Le coefficient associé à la variable taux d'intérêt (*EURIBOR*) est significatif et négatif : la demande de crédit diminue (0,1%) lorsque le coût de la dette augmente (1%). L'hypothèse H11 d'une corrélation négative est donc confirmée.

5. La proportion des entreprises rationnées sur le marché du crédit

La proportion des PME contraintes financièrement par les banques est déterminée en comparant et en confrontant les valeurs ajustées d'offre et de demande de crédit des modèles estimés précédemment. Une entreprise est rationnée en année *t* si la probabilité que la demande désirée de crédit dépasse le montant octroyé la même année soit supérieure à 0,5 (Gersovitz, 1980). Cette méthode d'estimation ouvre la possibilité d'un changement de régime entre rationnement et non-rationnement : une entreprise non rationnée une année *t*, pourrait être rationnée une autre année (Antanasova and Wilson, 2004 ; Adair et Fhima, 2013). Une fois les entreprises sont classées selon les deux sous-échantillons (rationnées *versus* non rationnées) et classées par années, nous calculons la proportion d'entreprises rationnées sur l'échantillon total. Le tableau 6 ci-dessous présente les résultats de notre échantillon pour la période 2002-2010.

Tableau 6 : Proportion d'entreprises rationnées sur le marché du crédit entre 2002-2010

Année	Nombre total d'entreprises	Nombre d'entreprises rationnées	entreprises rationnées (%)	Taux de variation (%)
2002	2370	643	27,13%	--
2003	2370	606	25,57%	-1,56%
2004	2370	609	25,70%	0,13%
2005	2370	583	24,60%	-1,10%
2006	2370	551	23,25%	-1,35%
2007	2370	522	22,03%	-1,22%
2008	2370	491	20,72%	-1,31%
2009	2370	507	21,39%	0,68%
2010	2370	492	20,76%	-0,63%
2002-2010	21330	5004	23,46%	--

Source : DIANE, nos calculs

Sur l'ensemble de la période étudiée (2002-2010), les résultats indiquent que la proportion des PME françaises qui demande un crédit et qui sont totalement ou partiellement rationnées sur le marché du crédit bancaire est de 23,46% en moyenne. Ce résultat confirme celui de Kremp et Sevestre (2013) qui observent que seule une très faible fraction des PME françaises déclare souffrir du rationnement du crédit : les principales difficultés mentionnées par les PME sont de

trouver des clients (19%) et de maîtriser les coûts de production (19%), de se conformer à la réglementation (17%), l'accès au financement (13%) n'arrive qu'en quatrième position.

Nous observons que le taux de variation des PME décroît d'une année à l'autre sauf pour l'année 2009 qui enregistre un taux de variation positif le plus élevé. Ce résultat peut être expliqué par les effets de la crise financière et économique de 2008. La crise de liquidité et les lourdes pertes auxquelles les banques ont été confrontées ont conduit une réduction de l'activité de prêt. Les banques ont dû réduire l'activité du prêt afin de pouvoir reconstituer un niveau de fonds propres conforme aux exigences des accords de Bâle II.

6. Conclusion, discussion, limites et pistes de recherche

Nous avons étudié les déterminants du rationnement du crédit d'un panel cylindré de 2370 PME françaises observées sur une période de 9 ans. Notre objectif était également d'identifier la proportion des PME qui ont été rationnées au cours de cette période et, en particulier, l'impact de la crise financière et économique de 2008. A cette fin, nous avons utilisé un modèle de déséquilibre à équations simultanées (Maddala and Nelson ; Steijvers, 2008) qui présente l'avantage de rendre compte de l'existence du rationnement du crédit et de le mesurer en classant les entreprises rationnées et non rationnées de manière endogène.

Les résultats des estimations statistiquement significatives montrent que la demande désirée de crédit bancaire est déterminée par des facteurs « exogènes » tels le taux d'intérêt et les garanties requises par les banques.

Il ressort de notre panel une proportion moyenne de PME rationnées, partiellement ou totalement, de l'ordre de 23,46%. L'accès au financement bancaire ne constitue donc pas un enjeu majeur des PME françaises en activité depuis une décennie. Ce résultat confirme celui Kremp et Sevestre (2013).

Notre étude contient des limites propres à la nature des données comptables, à la mesure approximative de certaines variables ainsi qu'à l'hétérogénéité des PME et est tributaire des outils de l'analyse utilisée, notamment l'absence d'estimation des effets fixes ; certaines données indispensables pour une meilleure mesure du risque font défaut, tels la durée des crédits ou le nombre de crédit contractés. La base de données nous ne fournit pas toutes les informations nécessaires à l'estimation du modèle.

Nos résultats peuvent servir de point de départ à des recherches futures dont nous évoquons deux pistes principales. Une première consiste à examiner les motifs de l'usage du crédit interentreprises par les PME comme un substitut ou un complément au crédit bancaire. La deuxième piste vise à analyser la relation de long terme multi-périodique entre les PME et les banques.

Bibliographie

- ADAI, P. et FHIMA, F. (2013) Le financement des PME en Tunisie : dépendance à l'égard des banques et rationnement du crédit. *Revue internationale PME*, 26(3-4) : 26-52.
- ADAI, P. et FHIMA, F. (2009) Accès au crédit et promotion des PME en Tunisie. *Euro-Mediterranean Economics and Finance Review*, 4(3): 26-52.
- ATANASOVA C.V. and WILSON N. (2004) Disequilibrium in the UK corporate loan market. *Journal of Banking and Finance*, 28(3): 595-614.
- BECK, T. and DEMIRGÜÇ-KUNT, A. (2006) Small and medium-size enterprises: Access to finance as a growth constraint. *Journal of Banking and Finance*, 30(11): 2931-2943.
- BÉDUÉ, A. (1997) *Choix financiers des entreprises et comportement bancaire*. Thèse de doctorat non publiée, Université Paris 10.
- BERGER, A. and UDELL, G.F (1990) Collateral, Loan Quality, and Bank Risk. *Journal of Monetary Economics*, 25: 21-42.
- BERGER, A.N. and 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 and Finance*, 22 (6-8): 613-673.

- BERGER, A.N. and UDELL, G.F. (2006) A more complete conceptual framework for SME finance. *Journal of Banking and Finance*, 30(11): 2945-2966.
- BESANKO, D. and THAKOR, A.V. (1987) Collateral and Rationing: Sorting Equilibria in Monopolistic and Competitive Market. *International Economic Review*, 28(3): 671-689.
- BESTER, H. (1985) Screening vs. rationing in credit markets with imperfect information. *American Economic Review*, 75(4): 850-855.
- BESTER, H. (1987) The role of Collateral in Credit Markets with Imperfect Information. *European Economic Review*, 31(4): 887-899.
- BOURDIEU, J. et COLIN-SEDILLOT, B. (1993) Structure de capital et coûts d'information : le cas des entreprises françaises à la fin des années quatre-vingts. *Economie et Statistique*, 268/269 : 87-100.
- CHAN, Y.S. and KANATAS, G. (1985) Asymmetric valuation and the role of collateral in loan agreements. *Journal of Money, Credit and Banking*, 17(1): 85-95.
- CIEPLY, S. (1997) *Spécificité financière des PME et nouvelles théories du financement : une application à un échantillon d'entreprises françaises*. Thèse de doctorat non publiée, Université Lyon 2.
- CIEPLY, S. et PARANQUE, B. (1998) Le rationnement des PME sur le marché de crédit : mythe ou réalité ? *Revue Banque et Marchés*, 33 : 5-17.
- DIETSCH, M. (1998) Atouts et handicaps du crédit client face au crédit bancaire. *Revue d'économie financière*, 46 : 175-193.
- FAZZARI, S.M., HUBBARD, R.G. and PETERSEN, B.R. (1988) Financing constraints and corporate investment. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 141-195.
- GERSOVITZ, M. (1980) On classification probabilities for the disequilibrium model. *Journal of Econometrics*, 14(2): 239-246.
- HARHOFF, D. and KÖRTING, T. (1998) Lending relationships in Germany – Empirical Evidence from Survey Data. *Journal of Banking and Finance*, 22(10-11): 1317-1353.
- HAUSMAN, J.A. and TAYLOR, E. (1981) Panel Data and Unobservable Individual Effects. *Econometrica*, 49: 1377-1398.
- HOSHI, T., KASHYAP, A. and SCHARFSTEIN, D. (1991) Corporate structure, liquidity, and investment: Evidence from Japanese industrial groups. *Quarterly Journal of Economics*, 106(1): 33-60.
- JENSEN, M.C. and MECKLING W. (1976) Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4): 305-360.
- KREMP, E et SEVESTRE, P. (2013) *Le crédit bancaire aux PME en France : d'abord la persistance d'une faible demande*, dossier- le crédit bancaire aux PME en France, Banque de France.
- LEVRATTO, N. (1992) *Une analyse du marché du crédit en termes de rationnement*. Thèse non publiée, Université de Nice Sophia-Antipolis.
- LOPEZ-GRACIA, J. and SOGORB-MIRA, F. (2008) Testing trade-off and pecking order theories financing SMEs. *Small Business Economics*, 31: 117-136.
- MADDALA, G.S., and NELSON, F.D. (1974) Maximum likelihood methods for models of markets in disequilibrium. *Econometrica*, 42(6): 1003-1030.
- MADDALA, G.S. (1983) *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, New York.
- MEF (2002) *Les chiffres-clefs des PME*, Etudes et Statistiques, Paris, Ministère de l'Economie et des Finances.
- MYERS, S.C. (1977) Determinants of Corporate Borrowing. *Journal of Financial Economics*, 5: 147-175.
- MYERS, S.C. and 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.
- OBSERVATOIRE EUROPÉEN DES PME (2001) *L'accès des entreprises au financement*, Document de travail, Bruxelles, Commission Européenne.
- PEREZ, S.J. (1998) Testing for credit rationing: an application of disequilibrium econometrics. *Journal of macroeconomics*, 20(4): 721-739.
- PETERSEN, M.A. and RAJAN, R.G. (1994) The Benefits of Lending Relationships: Evidence from Business Data. *Journal of Finance*, 49(1): 3-35.
- PSILLAKI, M. (1995) Rationnement du crédit et PME : une tentative de mise en relation, *Revue internationale PME*, 8(3-4) : pp.67-90.
- PSILLAKI, M., TSOLAS, I.E. and MARGARITIS, D. (2010) Evaluation of credit risk based on firm performance. *European Journal of Operational Research*, 201: 873-881.
- SEALEY, C.W. (1979) Credit rationing in the commercial loan market: estimates of a structural model under conditions of disequilibrium, *Journal of Finance*, 34(3): 689-702.
- STELJVERS, T. (2008) Existence of Credit Rationing for SMEs in the Belgian Corporate Loan Market, Limburgs Universitair Centrum (LUC), Working Paper Series.
- STIGLITZ, J.E. and WEISS, A. (1981) Credit rationing in markets with imperfect information. *American Economic Review*, 71(3): 393- 410.

- STIGLITZ, J.E. and WEISS, A. (1987) Credit Rationing with Many Borrowers. *American Economic Review*, 77(1): 228-231.
- TITMAN, S. and WESSELS, R. (1988) The determinants of capital structure choice. *Journal of Finance*, 43(1): 1-19.
- VOORDECKERS, W. and STEIJVERS, T. (2006) Business collateral and personal commitments in SME lending. *Journal of Banking and Finance*, 30: 3067-3086.
- WILLIAMSON, S.D. (1986) Costly Monitoring, Financial Intermediation and Equilibrium Credit Rationing. *Journal of Monetary Economics*, 18(2): 159-179.
- WILLIAMSON, S.D. (1987) Costly Monitoring, Loan Contracts, and Equilibrium Credit Rationing. *Quarterly Journal of Economics*, 102(1): 135-145.
- YAN, Y. (1997) Credit Rationing, Bankruptcy Cost and Optimal Debt Contract for Small Business. *Working Paper, Federal Reserve Bank of Cleveland*, n°9702, March.

Annexes

Annexe 1. Les seuils relatifs aux PME à partir du 1^{er} janvier 2005)

Catégorie d'entreprise	Effectif employé	Chiffre d'affaires	Total du bilan
Moyenne entreprise	50-249	50 millions €	43 millions €
Petite entreprise	10-49	10 millions €	10 millions €
Micro-entreprise	0-9	2 millions €	2 millions €

Source : Commission Européenne

Annexe 2. Classification des secteurs selon la Nomenclature d'Activité Française (NAF niveau 60)

Numéro	Nom de l'activité	Codes activités
1	Industrie agricole et alimentaire (IAA), énergie	10 à 16, 23, 40, 41
2	Industrie des biens de consommation	17 à 19, 35 à 37
3	Industrie automobile	34
4	Industrie des biens d'équipement	29 à 33
5	Industrie des biens intermédiaires	20 à 22, 24 à 28
6	Construction	45
7	Commerce	50 à 52
8	Service (transport, activités immobilières, services aux entreprises, services aux particuliers, éducation, santé et action sociale)	60 à 62, 63 à 64, 70 à 71, 72 à 74, 55, 90, 92 à 97, 80 à 85

En raison du fait qu'elles fonctionnent avec un mode de financement différent : les activités agricoles, de sylviculture et pêche (01 à 05), les activités financières (65 à 67), l'administration publique et les activités associatives et extra- associatives (75, 91, 99) ont été exclues.

Source : INSEE