

Introduction

Historiquement, discipline de marché et procédures internes de gestion des risques n'ont pas été à même de gérer correctement la prise de risque des banques (Avery and Berger, 1990, Demirgüç-kunt et al., 2008, Griffith-Jones and Ocampo, 2010, Claessens et al., 2010, Basel Committee on Banking Supervision, 2012, Galindo et al., 2012, Dietrich et al., 2014). Cette incapacité des établissements de crédit à s'auto-réguler s'est traduite par des crises bancaires et financières déstabilisatrices pour l'économie réelle. Ainsi, une rupture du financement bancaire est susceptible de réduire l'investissement, d'abaisser la production, d'augmenter le chômage et les dépenses publiques, tout en réduisant les recettes fiscales, ce qui peut conduire à une spirale récessionniste. Ce phénomène peut se trouver encore renforcé par des effets indirects (*spillover effects*)¹. Il y a donc un risque de contagion à l'ensemble des systèmes bancaires et financiers internationaux par le biais d'interconnexions directes et indirectes entre établissements. Aussi, le canal du capital bancaire amplifie et transmet les chocs financiers à l'économie réelle (Levieuge, 2005; 2015a).

Face aux risques de contraction de l'activité réelle, les autorités régulatrices ont décidé la mise en place de Bâle III (Comité de Bâle sur le contrôle bancaire, 2011). Cette nouvelle réglementation prudentielle bancaire doit limiter les procédures de recapitalisation externes (*bail out*), extrêmement coûteuses pour les contribuables. *A fortiori*, cela crée des phénomènes d'aléas moraux (surtout pour les établissements systémiques) puisque le sauvetage public des banques revient à privatiser les gains et à nationaliser les pertes. Les autorités ont donc instauré un ensemble d'outils réglementaires poursuivant trois objectifs : assurer l'efficacité productive des banques, permettre la stabilité financière et tenir la promesse d'un renflouement interne crédible (Dewatripont, 2014). Aujourd'hui, "l'objectif de ces réformes est d'améliorer la capacité du secteur bancaire à absorber les chocs consécutifs à des tensions financières ou économiques, quelle qu'en soit la cause, et de réduire ainsi le risque de propagation à l'économie réelle" (Comité de Bâle sur le contrôle bancaire (2011), p.1). L'Accord Bâle III doit renforcer la stabilité du secteur bancaire ainsi qu'améliorer le contrôle et la gestion des risques. Cela passe également par une amélioration de la gouvernance, le renforcement de la transparence et de la communication financière des banques. Ces éléments se traduisent par une augmentation de la quantité et de la qualité des fonds propres, la mise en oeuvre d'un ratio de levier ou encore l'instauration de deux ratios de liquidité. Des systèmes bancaires plus sûrs devraient réduire l'ampleur, la fréquence et le coût réel des crises économiques ce qui consoliderait la croissance de long terme (Furlong and Keeley, 1989, Dewatripont and Tirole, 1993, Santos, 2000, Basel Committee on Banking Supervision, 2010a, Macroeconomic Assessment Group, 2010b). Cependant, des exigences ré-

1. La contraction du bilan des banques réduit la valeur boursière de ces dernières ainsi que la valeur de leurs actifs. Par contagion, la valeur des autres établissements est réduite, ce qui fragilise en retour le bilan des banques initialement en situation difficile, ce qui réduit encore leur capacité de financement.

glementaires renforcées peuvent augmenter le coût du financement de l'activité bancaire, ce qui pourrait renchérir le coût des prêts et/ou en réduire le volume ainsi que la maturité. Dans cette perspective, une contraction du financement de l'économie réelle est susceptible de retarder la croissance, de réduire la rentabilité des banques et de modifier la structure des portefeuilles bancaires (Koehn and Santomero, 1980, Rochet, 1992, Reisen, 2001, Griffith-Jones et al., 2010, Institute of International Finance, 2010). La mise en place de nouvelles normes prudentielles peut être résumée à un arbitrage entre l'efficacité réglementaire et la stabilité du système bancaire (Amable et al., 2002). La réglementation prudentielle bancaire présente donc des effets ambivalents et potentiellement déstabilisateurs pour l'activité économique.

Ces craintes de voir le financement bancaire se contracter sont d'autant plus vives pour les emprunteurs risqués que les Accords de Bâle utilisent des actifs pondérés des risques. Ainsi, les expositions les plus risquées consomment plus de fonds propres et d'actifs liquides (Reisen, 2001, Liebig et al., 2007, Griffith-Jones and Persaud, 2008, Dietsch and Tilloy, 2010, Bonino et al., 2011, Schizas, 2011, OECD, 2012). Nous décidons donc de nous intéresser aux emprunteurs risqués et plus particulièrement, aux petites et moyennes entreprises françaises². En effet, cette catégorie d'emprunteur a une probabilité de défaut un tiers plus élevée que celle des grandes entreprises (3,2% contre 2,4%, Ait Yahia et al. (2014)). Par ailleurs, le manque d'historique, de capital et de garantie ainsi qu'un environnement législatif et réglementaire inapproprié rendent les PME dépendantes des banques (Bernanke and Lown, 1991, Peek and Rosengren, 1995*b*, Beck et al., 2005, Demirgüç-kunt et al., 2008, Beck et al., 2010, Schizas, 2011, OECD, 2012). Aussi, les PME françaises se financent pour moitié auprès des banques (Banque de France, 2013). Le financement des petites et moyennes entreprises se fait traditionnellement par financement interne (auto-financement) et par financement bancaire qui domine à 90% leur financement externe (Paris Europlace, 2014). En juin 2015, le montant des crédits aux PME françaises s'établit à 382,7 milliards d'euros dont 55,7 à moins d'un an (Banque de France, 2015*c*). Le manque d'accès à des marchés financiers encore inadaptés ou méconnus des PME explique, entre autres, cet aspect (voir Rameix and Giami (2011)). Au final, le financement bancaire est essentiel aux PME (Chatelain and Amable, 2001) car elles sont *de facto* dépendantes des banques (Dewatripont, 2014). Dans ces conditions, les PME françaises sont susceptibles d'être déstabilisées dans leur accès au crédit bancaire si Bâle III devait être contraignant pour les banques.

Si la question du financement des PME en France est aussi importante, c'est que ces 3,1 millions d'entreprises représentent 99,8% de la population totale des entreprises françaises et embauchent 48,7% de la main d'oeuvre (Ministère de l'Économie, de l'Industrie et du Numérique, 2015). Aussi, Levieuge (2015*b*) souligne l'importance des PME pour l'économie française et leur dépendance au financement bancaire. L'enjeu que représente les petites et moyennes entreprises pour l'économie réelle et la spécificité de leur financement, notamment en France, poussent la littérature à s'intéresser tout particulièrement à ces acteurs (OECD, 2006; 2007, Rameix and Giami, 2011, Betbèze, 2014, Dietsch and Mahieux, 2014, Kremp and Piot, 2014). Les petites

2. Nous retenons la définition du BCBS pour le classement des entreprises en tant que PME, c'est-à-dire les "Entreprises dont le chiffre d'affaires publié du groupe consolidé auquel elles appartiennent est inférieur à €50 millions" (§273, page 70, Comité de Bâle sur le contrôle bancaire (2006)).

et moyennes entreprises apparaissent généralement comme contraintes financièrement et leur besoin de crédit est plus difficilement satisfait que celui des grandes entreprises. Beck et al. (2006) observent que plus les entreprises sont grandes, moins elles sont contraintes financièrement. La littérature conclue généralement que les facteurs liés aux prêteurs et aux emprunteurs permettent d'expliquer empiriquement les prêts bancaires aux entreprises contraintes financièrement (Ogawa and Suzuki, 2000, Atanasova and Wilson, 2004, Voordeckers and Steijvers, 2006, Carbo-Valverde et al., 2009, Kremp and Sevestre, 2013). De plus, les variables utilisées pour estimer les contraintes se retrouvent dans les modèles de *scoring* (Van Gestel et al., 2005, Altman and Sabato, 2007).

Une contrainte retient plus particulièrement notre attention : la distance entre prêteurs et emprunteurs. En effet, le coût des prêts à longue distance est prohibitif selon Elliehausen and Wolken (1990). Pour l'emprunteur, la distance augmente le coût de la recherche de sources alternatives de financement. Pour le prêteur, le coût de transaction du crédit s'accroît avec la distance car les coûts de surveillance et d'évaluation de la solvabilité du client augmentent. Banerjee and Duflo (2014) estiment ainsi que la distance réduit le volume des prêts. Hernández-Cànovas and Martínez-Solano (2008) concluent qu'une relation de confiance entre le prêteur et l'emprunteur améliore l'accès au crédit et en réduit le coût. Aussi, la proximité géographique permet le développement au cours du temps de relations interpersonnelles entre la banque et l'emprunteur. Cette information qualitative et intangible est difficilement quantifiable, stockable, communicable mais aussi vérifiable (Berger and Udell, 2002). La "*soft information*" est donc coûteuse à produire mais permet de développer les "*relationship lending*" qui seraient l'apanage des petites banques locales, proches de leurs clients. A l'inverse, Petersen and Rajan (2002) estiment que les procédures standardisées d'octroi de crédit ont permis l'émergence des "*transaction lending*" : l'utilisation de données comptables associées aux fonctions de score (*scoring*), encouragée par Bâle II et l'approche par les notations internes, a facilité l'accès au crédit bancaire, notamment des PME. Cette "*hard information*" réduit le coût de la supervision des emprunteurs et donc le problème de la distance. L'utilisation de cette technologie est plutôt du ressort des grandes banques internationales sophistiquées qui peuvent, en plus, bénéficier de stratégies de diversification importantes grâce à la taille de leur bilan. L'information quantitative permet donc d'augmenter la distance entre prêteurs et emprunteurs en réduisant le coût de la supervision. Ainsi, Berger and Udell (2005) estiment que les grandes banques ont tendance à prêter à plus longue distance.

Cette question de la distance est importante pour l'évaluation des effets de la réglementation prudentielle sur les PME. En effet, si le coût de transaction augmente avec la distance alors la supervision peut être insuffisante et accroître le risque de l'exposition. Cela se traduirait par une augmentation du montant des exigences réglementaires puisque les normes prudentielles sont pondérées des risques mais pas des stratégies de diversification (Blundell-Wignall and Atkinson, 2010). Plus généralement, Dietsch and Tilloy (2010) estiment que le montant des exigences réglementaires pour les prêts aux PME est surestimé et pèse donc sur leur financement bancaire. Selon Pons and Quatre (2014), les banques doivent réduire leurs actifs pondérés des risques de

20% pour atteindre les exigences en fonds propres de Bâle III. Cette baisse du risque bancaire réduirait le volume des prêts aux PME de 20%.

Au final, nous nous demandons donc si la distance entre le siège social et décisionnel des banques et celui des PME françaises influence les effets de Bâle III ? L'hypothèse nulle est que les procédures standardisées d'octroi de crédit, reposant sur de l'information comptable, permettent une évaluation précise du risque. Ainsi, la distance n'a pas d'effet sur les contraintes réglementaires pesant sur les PME françaises. L'hypothèse alternative est que la distance augmente le risque de supervision inadéquate et donc le montant des exigences réglementaires. Cela se traduirait par une contraction du crédit aux PME françaises suite à l'introduction de Bâle III.

Afin de répondre à cette problématique, nous comparons l'intensité de l'effet de Bâle III sur le volume d'emprunt bancaire de PME françaises en Île-de-France (IDF) à celui de PME établies en province et plus particulièrement en Aquitaine. Nous commençons par déterminer un ensemble de variables explicatives des effets de Bâle III en les associant à des variables plus traditionnelles dans la littérature (Ogawa and Suzuki, 2000, Atanasova and Wilson, 2004, Voordeckers and Steijvers, 2006, Carbo-Valverde et al., 2009, Kremp and Sevestre, 2013, Van Gestel et al., 2005, Altman and Sabato, 2007). Kremp and Sevestre (2013), Kremp and Piot (2014) et Levieuge (2015a) démontrent l'importance des variables spécifiques aux entreprises et aux banques pour prédire l'évolution du crédit bancaire en France. Notre étude empirique est possible car les banques françaises respectaient déjà virtuellement les nouveaux standards réglementaires avant même le début de leur instauration en 2010. A titre d'exemple, le ratio de *Tier 1* des banques françaises est proche de 12% depuis 2008. En effet, suite à la crise de 2007/2008 et sous la pression des marchés, les banques ont été contraintes d'assainir rapidement leur bilan et de revenir à des ratios réglementaires acceptables. Notre modèle à effets fixes teste donc des variables représentant le coût de chacune des normes de Bâle III (ratio de solvabilité, ratio de levier et ratios de liquidité) pour les banques établies en IDF, aux côtés de variables représentant la situation des PME en IDF et en Aquitaine. Par ailleurs, afin de tenir compte des allègements réglementaires en fonds propres (Basel Committee on Banking Supervision, 2006) et en actifs liquides (Comité de Bâle sur le contrôle bancaire, 2010), ainsi que du fait que Bâle III est susceptible de réduire la maturité des prêts, nous les étudions à court, moyen et long terme.

Globalement, nous observons que la distance ne semble pas influencer les effets de Bâle III sur le montant des emprunts bancaires des PME françaises. En effet, les nouveaux standards réglementaires affectent plus fortement les PME en IDF (au moins à court et moyen terme) que celles en Aquitaine. Ces observations sont confirmées par les coefficients très proches des variables explicatives spécifiques aux PME en IDF et en Aquitaine. Nous concluons donc que les fonctions de score ont permis de réduire les problèmes liés à l'éloignement entre prêteurs et emprunteurs. Nous contribuons donc à la littérature en estimant que les grandes banques sophistiquées et appliquant les fonctions de score tendent à compenser l'avantage compétitif que les petites banques locales tirent de la détention d'information intangible. Autrement dit, la distance n'influence pas l'octroi de crédit entre banques françaises et PME françaises. Ces

observations sont cohérentes avec celles de Brun et al. (2013) qui estiment que le passage aux notations internes a permis aux PME françaises d'accéder plus facilement au crédit bancaire. Par ailleurs, si Bâle III devait réduire le coût du capital et/ou de la dette, alors les PME françaises verraient leur crédit bancaire augmenter. De même, un renchérissement du coût de la liquidité est susceptible d'augmenter les prêts bancaires aux PME. Ceci s'explique sans doute par le fait que les PME bénéficient d'allègements réglementaires. A l'inverse, une contraction du ratio de levier réglementaire pourrait réduire le crédit bancaire des PME françaises. Les banques semblent incitées à effectuer des arbitrages réglementaires et à modifier leurs portefeuilles au profit des expositions offrant le meilleur triptyque rendements/risques/exigences réglementaires.

Si les effets nets de Bâle III sont incertains, c'est probablement parce qu'ils dépendent à la fois de la norme prudentielle considérée et de l'évolution de son coût : d'un côté, une augmentation des exigences en fonds propres est susceptible d'augmenter le coût du financement bancaire en remplaçant d'anciennes ressources par des nouvelles plus coûteuses. Les emprunteurs les plus consommateurs risquent donc de voir leur offre de crédit se réduire et/ou se renchérir (Koehn and Santomero, 1980, Rochet, 1992, Reisen, 2001, Griffith-Jones et al., 2010, Institute of International Finance, 2010). D'un autre côté, des normes plus exigeantes permettraient de stabiliser les systèmes bancaires et financiers internationaux en réduisant l'ampleur, la fréquence et le coût réel des crises économiques (Furlong and Keeley, 1989, Dewatripont and Tirole, 1993, Santos, 2000, Basel Committee on Banking Supervision, 2010*a*, Macroeconomic Assessment Group, 2010*b*). Les actionnaires des banques seraient donc enclins à accepter une réduction de leur rendement (Elliott, 2009, Basel Committee on Banking Supervision, 2010*a*, Kashyap et al., 2010, Macroeconomic Assessment Group, 2010*a*, Miles et al., 2011, Santos and Elliott, 2012). Enfin, nous contribuons à l'analyse quantitative des effets de Bâle III sur les PME qui reste jusqu'à présent peu développée, ce qui est encore plus le cas des PME françaises, surtout d'un point de vue empirique.

Nous commençons par présenter le modèle ainsi que les variables utilisées avec leurs statistiques descriptives. Ensuite, nous présentons les résultats de nos estimations. Puis, nous réalisons des tests de robustesse. Enfin, nous concluons.

1 Modèle et variables

1.1 Le modèle à effets fixes

Jusqu'à présent, les effets de Bâle III ont été essentiellement analysés au travers d'une augmentation des taux d'intérêt grâce à des modèles DSGE (voir Angelini et al. (2011) pour une revue, mais aussi Covas and Fujita (2010), Darracq Pariès et al. (2011) et Agénor et al. (2013)) ou de modèles de tarification des prêts (Elliott, 2009, Slovik and Cournède, 2011, Elliott et al., 2012). Ces études concluent généralement qu'une augmentation des exigences réglementaires renchérit le coût des prêts bancaires et en réduit le volume. Historiquement et contrairement aux anticipations de l'époque (Bernanke and Lown, 1991, Peek and Rosengren,

1995a, Hancock and Wilcox, 1998, Repullo and Suarez, 2004, Udell, 2004, Claessens et al., 2008), une augmentation du coût des prêts lors de la mise en oeuvre des deux premiers Accords n'est pas observable. En France, le taux d'intérêt de long terme a chuté de 53,26% entre 1986 et 2008, passant de 9,12% à 4,23%³. La même tendance est donc fortement probable pour Bâle III. *A fortiori* en considérant la politique de taux bas des principales banques centrales, dont la Banque Centrale Européenne. Ainsi, le taux des opérations principales de refinancement est fixé en zone euro à 0,05% depuis le 10 Septembre 2014 (Banque de France, 2015). Cet assouplissement des conditions d'accès au refinancement peut annuler les effets négatifs de la nouvelle réglementation sur le coût du crédit. Par ailleurs, les banques sont incitées à ne pas transférer le coût de la hausse des exigences réglementaires sur leurs clients afin d'éviter, entre autres, la perte de part de marché (Elliott, 2009, Elliott et al., 2012). De fait, l'augmentation du coût des prêts est incertaine, même si les nouvelles normes étaient contraignantes pour les banques. Nous préférons donc tester empiriquement les effets de Bâle III plutôt que de les estimer théoriquement. Comme Petersen and Rajan (1994), Berger (2006) et Berger et al. (2014), nous utilisons un modèle à effets fixes. Des variables spécifiques aux caractéristiques des PME françaises en IDF et en Aquitaine sont associées à des variables représentatives des caractéristiques des banques. Ces dernières correspondent plus particulièrement à Bâle III et au coût de la mise en oeuvre des nouvelles normes prudentielles par les banques établies en IDF. Carbo-Valverde et al. (2009) utilisent une spécification proche dans leur modèle de dépendance au crédit commercial (*trade credit dependence model*). Ce modèle évalue la contrainte financière subie par une entreprise, ce qui est proche de notre but. Notre modèle est donc le suivant :

$$y_{it} = \text{Caractéristiques spécifiques des entreprises}_{it}\beta + \text{Caractéristiques spécifiques des banques}_t\gamma + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

avec $i = 1, \dots, 51274$ ou 1138 , et $t = 2008, \dots, 2013$

Avec y_{it} la variable dépendante qui est le volume des emprunts des PME, les "*Caractéristiques spécifiques des entreprises*_{it}" qui sont les variables expliquées représentatives des spécificités individuelles des PME en IDF et en Aquitaine, les "*Caractéristiques spécifiques des banques*_t" qui sont les variables explicatives représentant les effets de Bâle III sur les banques établies en IDF, α_i l'effet individuel inobservable et ε_{it} le terme d'erreur.

Concernant la période, il semble que les banques françaises ont commencé à restaurer leurs fonds propres dès 2007/2008 sous la pression des marchés. Par exemple, le ratio de *Tier 1* de notre échantillon dépasse les 11,89% dès 2008 et ne cesse d'augmenter depuis. Il est donc légitime de considérer que les banques ont commencé à mettre en place Bâle III bien avant sa publication. En effet, les établissements bancaires, craignant la mise en place d'exigences réglementaires extrêmement contraignantes, ont rapidement cherché à assainir leur bilan et à rétablir leurs ratios de solvabilité et de liquidité. En outre, les ratios réglementaires sont le fait de concertations entre les différentes parties prenantes. Les banques connaissaient donc le montant des exigences avant la publication des nouvelles normes (voir Basel Committee on

3. Source : OECD, 2014.

Banking Supervision (2009), par exemple). Toutes ces raisons justifient le choix de notre période d'observation allant de 2008 à 2013, soit 6 périodes.

Le panel est composé d'entreprises actives avec des emprunts bancaires positifs sur la période 2008-2013 et disponibles dans Diane+. Elles sont 4772 en IDF et 3548 en Aquitaine. Toutes ces entreprises ont un chiffre d'affaires inférieur à 50 millions d'euros (aucune entreprise n'a de CA exactement égal à 50 millions d'euros). Le nombre d'observations (28632 en Île-de-France et 21288 en Aquitaine) permet de considérer nos estimations comme asymptotiquement efficaces et de négliger l'endogénéité ou l'autocorrélation (Murray, 2005, Baltagi et al., 2007, Greene et al., 2011). Toutefois, nous appliquons une version robuste à l'hétéroscédasticité du modèle. Cette correction permet aussi de tenir compte de l'autocorrélation au sein des panels. Ceci est permis par une matrice de covariance des paramètres estimés de type Huber-White, qui donne un estimateur efficace sans hypothèse sur sa distribution ou la validité du modèle.

Afin de faciliter les interprétations, toutes les variables sont logarisées. Cependant, une telle transformation pose un problème pour les variables appartenant à l'intervalle $]0;1]$ qui prennent des valeurs négatives. Nous pré-multiplions donc les observations par 100 pour éviter cette distorsion.

Les tests de spécification sont disponibles sur demande. En résumé, la présence des racines unitaires est impossible car les données ne sont pas cylindrées. Les résidus semblent anormaux et une auto-corrélation intra-individuelle semble exister. Le test de Breusch and Pagan (1979) indique la présence de résidus hétéroscédastiques. Le test d'auto-correlation inter-individuelle n'est pas réalisable à cause de la taille de l'échantillon. Enfin, la validité du modèle à effets fixes est confirmée par le test de Hausman (1978) (le test d'Hausman robuste à l'hétéroscédasticité de Wooldridge (2002) est inapplicable).

1.2 Variables expliquées

Nous ne considérons pas une seule variable expliquée, mais trois. Deux raisons justifient ce choix. D'une part, le traitement réglementaire des prêts aux PME est différencié en fonction de leur maturité. Ainsi, les prêts d'une maturité inférieure à un an bénéficient d'allègements réglementaires : ils peuvent être reconnus en tant que "financement stable disponible" (Basel Committee on Banking Supervision, 2010*b*). D'autre part, la mise en place du ratio de liquidité de long terme risque de réduire la maturité des prêts. La contraction de l'asymétrie des échéances contractuelles peut se faire par la réduction de la maturité des expositions, au lieu de l'augmentation de la maturité des ressources stables. Pour ces deux raisons, nous étudions les prêts bancaires aux PME françaises à court ("emprunts CT"), moyen ("emprunts MT") et long terme ("emprunts LT"). Toutes ces variables proviennent du Bureau Van Dijk's Diane+. En termes de résultats attendus, les emprunts de court terme sont supposés être moins affectés que les autres maturités par Bâle III grâce aux abattements réglementaires dont ils bénéficient. Néanmoins, si la rentabilité des prêts de court terme est trop faible par rapport au rendement exigé par les investisseurs, les nouvelles normes peuvent aussi entraîner leur réduction. Cette réduction peut aussi toucher les prêts de long terme. En effet, les exigences en financement

stable disponible renchérissement le coût de la liquidité des prêts avec un maturité longue. Cependant, les prêts de long terme sont aussi plus risqués et donc plus rentables, ce qui peut attirer les investisseurs. Concernant les prêts à moyen terme, ils sont susceptibles de bénéficier des contraintes pesant sur les prêts de court et de long terme. Un effet positif des nouvelles normes sur cette échéance est donc envisageable.

Les statistiques descriptives des emprunts des PME en IDF et en Aquitaine sont reportées dans le tableau 1.

Tableau 1 – Statistiques descriptives des variables expliquées

	Variable	Obs	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Île-de-France	Emprunt CT	24599	1625.46	95138.34	0	1.02e+07
	Emprunt MT	24596	1075.67	46851.54	0	4983693
	Emprunt LT	24596	429.5447	14966.5	-5.887	1750000
Aquitaine	Emprunt CT	15043	140.5272	2528.963	-.01	141912
	Emprunt MT	15045	89.2831	1213.954	-.005	92500
	Emprunt LT	15045	31.3827	553.5793	-32.094	60500

Les crédits accordés aux PME en IDF et en Aquitaine sont largement dominés par ceux de court terme qui en représentent respectivement 52 et 54%. Suivent les prêts à moyen terme (à 34% pour l'IDF et l'Aquitaine) et en dernier, ceux à long terme (à respectivement 14 et 12%). Notons que le montant des crédits bancaires aux PME d'Île-de-France est 10 fois supérieur à celui des PME en Aquitaine. Si le nombre d'observations diffère de celui du nombre d'individus, c'est parce que nous avons choisi d'inclure les PME n'ayant pas d'emprunts. Cela permet d'intégrer les emprunteurs n'ayant pas eu accès au crédit bancaire notamment à cause de Bâle III.

Au final, l'effet de Bâle III sur le financement bancaire des PME dépend très probablement de l'adéquation entre la maturité des prêts, leur risque, leur rentabilité et les exigences réglementaires qu'ils subissent.

1.3 Les variables explicatives

1.3.1 Les variables spécifiques aux PME

La littérature sur les déterminants du crédit bancaire aux entreprises contraintes financièrement nous fournit un ensemble de variables de contrôle. Nous nommons ces variables "caractéristiques spécifiques des entreprises" comme Atanasova and Wilson (2004), Carbo-Valverde et al. (2009) et Kremp and Sevestre (2013). Elles sont aussi présentes dans les modèles de *scoring* (Altman and Sabato, 2007, Van Gestel and Baesens, 2009).

La première variable de contrôle pour les caractéristiques des PME est le ratio de levier. Nommé "levier PME", il est égal au total des dettes à plus d'1 an et 5 ans au plus, divisé par le montant des capitaux propres de l'entreprise. Nous considérons qu'une entreprise endettée est en besoin

de financement externe, ce qui se traduit par un signe attendu positif^{4 5}.

La deuxième variable spécifique aux PME est leur ratio de liquidité. La "liquidité PME" est égale à la trésorerie nette, divisée par l'actif net total. Atanasova and Wilson (2004), Carbo-Valverde et al. (2009) et Kremp and Sevestre (2013) apprécient cette variable comme une mesure des ressources internes de l'entreprise agissant en substitut du financement externe. Ainsi, l'augmentation de la trésorerie réduit les prêts bancaires. Cependant, la présence de trésorerie facilite l'endettement puisque l'emprunteur peut servir plus aisément sa dette. De plus, la trésorerie peut servir de collatéral et faciliter l'endettement (Ogawa and Suzuki, 2000). Le signe attendu est donc ambigu.

La troisième variable explicative est la profitabilité des PME. Cette variable, "profitabilité PME", est égale à l'excédent brut d'exploitation sur le total de l'actif net. Elle est traitée comme une approximation de la performance et de la qualité de la PME (Carbo-Valverde et al., 2009). A mesure que la profitabilité de l'entreprise augmente, ses possibilités d'accès au crédit en font de même. Cela se traduit par un signe attendu positif.

Le ratio de couverture constitue la quatrième variable caractérisant la situation des PME françaises. La "couverture PME" est le total des réserves légales, contractuelles ou statutaires, réglementées et des autres réserves divisées par l'actif net total. Le signe attendu peut être positif. Ainsi, une entreprise peut anticiper ses obligations et constituer des réserves. Ce comportement précautionneux peut être récompensé par les banques au travers d'un accès facilité au crédit. Toutefois, un signe négatif est tout aussi plausible, puisqu'une augmentation des réserves peut aussi indiquer un manque d'opportunité d'investissement ou une peur du futur. La PME peut donc augmenter ses réserves et réduire sa quantité de crédit bancaire.

Enfin, la cinquième variable spécifique aux petites entreprises est relative à leur activité. Le ratio "activité PME" est égal à l'excédent brut d'exploitation sur les intérêts et charges assimilées. Cette variable est proche du ratio de profitabilité de Kremp and Sevestre (2013). Il s'agit de la capacité d'une entreprise à générer du rendement pour servir sa dette. Carbo-Valverde et al. (2009) l'interprètent comme une approximation du risque de défaut de l'emprunteur. Le financement de l'activité d'une PME peut donc nécessiter la contraction d'un emprunt bancaire. Un signe positif est donc envisageable. Néanmoins, une période de ralentissement de l'activité peut être compensée par un emprunt. En effet, une PME voyant son activité se réduire, peut décider de s'endetter pour réaliser des investissements et garantir sa croissance à plus long terme. Cela se traduirait par un signe négatif.

4. A ce stade, il est primordial d'intégrer le fait que nous ne distinguons pas les facteurs d'offre de ceux de demande dans notre analyse. En effet, s'agissant du volume d'emprunt observé, il n'est pas possible de différencier l'offre de la demande. Du reste, cette distinction ne serait d'aucune utilité pour notre étude. Ainsi, cette variable, comme d'autres, n'est pas purement liée à la demande de crédit bancaire. Il n'en reste pas moins qu'elle est incontestablement une caractéristique liée à l'entreprise et non au système bancaire.

5. Afin de régler immédiatement les critiques liées à une possible endogénéité, 4 points sont à noter : 1- Pour ce type de dette, seuls 35 à 40% sont d'origine bancaire. 2- La division par les fonds propres réduit la corrélation entre la variable expliquée et le total des dettes comprises entre 1 et 5 ans. 3- Cette même corrélation est généralement statistiquement non significative (voir les tableaux de corrélation 8 et 9 en annexe page 22 et 23). 4- Enfin et surtout, la taille du panel fournit des estimations asymptotiquement efficaces qui permettent de négliger les biais d'endogénéité et d'autocorrélation (Murray, 2005, Baltagi et al., 2007, Greene et al., 2011). Ces remarques sont valables pour toutes les autres variables.

Le tableau 2 reprend les statistiques descriptives des variables de contrôle liées aux PME en Île-de-France et en Aquitaine.

Tableau 2 – Statistiques descriptives des variables explicatives PME

	Variable	Obs	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Île-de-France	Chiffre d'affaires	28626	1801.017	4083.363	-1.126	45792.82
	Levier PME	24608	.2112	31.9085	-4178.553	1857.293
	Liquidité PME	28632	.1803	.2337	-2.1389	1
	Profitabilité PME	28632	.0996	.3184	-25.1753	5.4123
	Couverture PME	24582	.1549	1.1909	-.9458	134.8684
	Activité PME	22050	119.8599	52061.2	-5975462	3250405
Aquitaine	Chiffre d'affaires	21288	1379.308	3381.287	0	49718.68
	Levier PME	15044	1.0914	50.3688	-169.9078	5835.273
	Liquidité PME	21288	.1663	.2028	-1.181	1
	Profitabilité PME	21288	.1084	.1899	-9.5274	1.812
	Couverture PME	15041	.2017	.2026	-.0281	3.1446
	Activité PME	14657	139.4124	3480.691	-26869.83	320882

Les PME en Île-de-France et en Aquitaine présentent des ratios proches à l'exception du ratio de levier qui est en moyenne 5 fois supérieur en Aquitaine à celui de l'IDF. L'autre différence est le chiffre d'affaires qui est en moyenne supérieur de 30% en Île-de-France comparé à celui des PME en Aquitaine.

Les variables spécifiques aux caractéristiques des PME nous servent essentiellement de variables de contrôle. Les variables spécifiques aux banques et plus particulièrement à Bâle III sont présentées dans ce qui suit.

1.3.2 Les variables spécifiques aux banques et à Bâle III

Les variables "Bâle III" sont les "caractéristiques spécifiques des banques". Chaque aspect de la nouvelle réglementation est étudié grâce à une variable explicative dédiée, représentative de son coût. Sur la base des modèles de tarification des prêts (Elliott, 2009, Angelini et al., 2011, Slovik and Cournède, 2011, Elliott et al., 2012), nous utilisons le passif du bilan des banques. Il s'agit d'un passage du coût du crédit, qui est la rentabilité de l'actif bancaire, au coût des ressources. Nous faisons aussi ce choix car les ratios prudentiels ne sont pas encore disponibles. Nous considérons une banque représentative en faisant la moyenne des observations car les données croisées entre les petites et moyennes entreprises françaises et les banques auprès desquelles elles empruntent ne sont pas disponibles. Les variables Bâle III ne dépendent donc que du temps. Par ailleurs, le secteur bancaire français est relativement concentré (indice de Herfindahl-Hirschman de 2030⁶). Les 4 plus grosses banques françaises se partagent 52% du

6. Source : Bankscope.

marché domestique⁷. Elles présentent un profil proche en termes de ratios réglementaires et de stratégie. Chaque variable est présentée avec l'aspect réglementaire qu'elle capte.

La première variable Bâle III est le "coût du capital". Il s'agit du *Return On Average Equity* moyen des banques françaises. Cette variable est primordiale puisqu'elle évalue le coût de toutes les normes relatives au capital. Elle intègre le coût de l'augmentation de la quantité et de la qualité des fonds propres bancaires, le coût du volant de conservation, le coût du volant contractuel et le coût de la surcharge en capital pour les établissements systémiques. L'évolution du coût des fonds propres bancaires suite à leur augmentation est un point grandement débattu. En effet, une augmentation du volume de capital peut améliorer la capacité des banques à absorber leurs pertes. Les établissements deviennent donc plus sûrs individuellement et à l'échelle du système. Un système bancaire plus stable et moins risqué incite les actionnaires à réduire leur rentabilité exigée. De plus, King (2010) considère qu'une augmentation de la quantité d'actionnaires va mécaniquement réduire le ROE. Le coût marginal du stock de capital étant inférieur à celui de la levée de fonds propres (Myers and Majluf, 1984, Berger et al., 2008, Gropp and Heider, 2010, Kashyap et al., 2010, Cosimano and Hakura, 2011), les banques augmentent leurs fonds propres par la rétention de bénéfices ce qui réduit le ROE (Hancock and Wilcox, 1994, Repullo and Suarez, 2004, Berger et al., 2008, Angelini and Gerali, 2012, OECD, 2012, Cohen and Scatigna, 2014). Nous supposons donc que le coût du capital (ROE) diminue suite à la mise en place de Bâle III (Elliott, 2009, Basel Committee on Banking Supervision, 2010a, Kashyap et al., 2010, King, 2010, Cosimano and Hakura, 2011, Angelini and Gerali, 2012, Elliott et al., 2012, Cohen and Scatigna, 2014) ce qui se traduirait par une augmentation des prêts aux PME. Un signe négatif est donc attendu, traduisant le fait qu'une contraction du coût du capital va augmenter le volume des prêts bancaires aux PME françaises.

La deuxième variable représentative des effets de Bâle III sur les PME est le "coût de la dette". Il s'agit du coût moyen de la dette ($= \text{Interest expense} / \text{average interest-bearing liabilities}$) des banques françaises. Cette variable est liée au coût du capital puisque les modèles de tarification des prêts divisent le coût du passif bancaire entre capital et dette. Comme pour le coût du capital, une réduction du coût de la dette suite à la baisse de la probabilité de défaut des banques devrait permettre une augmentation du financement bancaire des PME, ce qui se traduirait par un signe négatif.

La troisième variable caractéristique des banques est le "ratio de levier". Ce ratio de levier est égal au capital sur l'actif total des banques françaises. D'un point de vue réglementaire, ce ratio est composé de la mesure du capital (*Capital measure*) et de la mesure de l'exposition (*Exposure measure*)⁸. L'effet de levier est fixé à un minimum de 3% des fonds propres réglementaires. Si le ratio de levier réglementaire devait augmenter, la prise de risque des banques pourrait en faire de même afin de maintenir la rentabilité globale du portefeuille (Koehn and Santomero, 1980, Rochet, 1992, Nguyen The, 2003). Cela pourrait s'avérer positif pour les PME qui verraient leur financement augmenter mais au prix d'une augmentation du risque de la banque. De même, si

7. BNP Paribas : 18%, Crédit Agricole S.A. : 15%, Société Générale : 12%, Banque Populaire Caisse d'Épargne S.A. : 7%.

8. Basel Committee on Banking Supervision (2014).

le ratio de levier réglementaire devait diminuer, les prêts aux PME pourraient en faire de même car les banques pourraient réduire leur prise de risque en augmentant leur effet de levier. Nous attendons donc un signe positif.

Ensuite, nous intégrons deux variables prenant en compte le coût des ratios de liquidité. Pour le coût de la liquidité à court terme ("coût de la liquidité CT"), nous utilisons le taux des Fed Funds (*Daily Effective Federal Funds Rates*). Le BCBS a mis en place le *Liquidity Coverage Ratio* (LCR) qui "consiste à favoriser la résilience à court terme du profil de risque de liquidité d'une banque en veillant à ce qu'elle dispose de suffisamment d'actifs liquides de haute qualité pour surmonter une crise grave durant 30 jours calendaires"⁹. Les *Federal Funds* sont utilisés car ils représentent précisément le coût de la liquidité interbancaire de court terme aux États-Unis. Ces prêts sont contractés sur la base des dépôts obligatoires en réserve à la Réserve Fédérale et qui sont éligibles au titre d'actifs liquides de haute qualité¹⁰ (*High Quality Liquid Assets* - HQLA). En conséquence, si la demande d'HQLA augmente, son coût d'opportunité en fait de même, à mesure que son rendement se réduit. Une augmentation du coût de la liquidité peut restreindre l'octroi de crédit et se traduire par un signe attendu négatif. A l'inverse, une augmentation du coût de la liquidité peut tout aussi bien pousser les banques vers les actifs bénéficiant d'allègements réglementaires. Dans ce cas, les PME pourraient bénéficier de cette nouvelle norme. Un signe positif est donc potentiellement observable.

La dernière variable bancaire est le coût de la liquidité de long terme ("coût de la liquidité LT"). Il s'agit du rendement des obligations américaines à 10 ans (*10 Year daily U.S. Treasury yield curve rates*). Cette variable est appréciée comme le coût du ratio de financement stable disponible qui doit réduire l'asymétrie des échéances contractuelles c'est-à-dire, la transformation de maturité. Cette variable est représentative du coût du numérateur du ratio : le montant de financement stable disponible. Cette variable doit être appréhendée comme le coût minimal de cette ressource puisque les banques sont plus risquées qu'une obligation d'État américaine à 10 ans. Un financement à plus long terme, réduisant la transformation de maturité, est envisagé comme ayant un effet négatif sur le crédit aux PME. Un signe négatif est donc attendu. Par contre, l'augmentation du coût de la liquidité de long terme peut pousser les banques à investir dans des actifs jouissant d'exigences réglementaires allégées. Ainsi, les petites et moyennes entreprises françaises pourraient connaître une augmentation de leur volume de prêts bancaires qui serait représentée par un signe positif dans nos estimations.

Le tableau 3 présente les statistiques descriptives des variables Bâle III et spécifiques aux banques.

9. Comité de Bâle sur le contrôle bancaire (2010), p.3.

10. Basel Committee on Banking Supervision (2010b).

Tableau 3 – Statistiques descriptives des variables explicatives Bâle III

Variable	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Coût du capital	5.8205	4.3503	1.7871	14.1493
Coût de la dette	3.0047	1.3022	1.723	4.7843
Ratio de levier	12.7242	2.1242	8.9295	15.4645
Coût de la liquidité CT	.0867	.0377	.04	.14
Coût de la liquidité LT	2.685	.764	1.78	3.85

La banque représentative a un coût du capital moyen de 5,82% avec une tendance nette à la baisse sur la période mais avec un retour à la hausse en 2013. Le coût moyen de la dette reste inférieur à celui du capital pour s'établir à 3,00%. Quant au ratio de levier, il atteint les 12,71% en moyenne mais connaît une forte baisse depuis 2010 pour arriver à 8,93% en 2013; ce qui reste encore très supérieur aux exigences de Bâle III, fixées à 3%. Nous terminons en soulignant le fait que les banques établies en Île-de-France représentent 75% des banques françaises en termes d'actifs en 2013.

Le tableau récapitulatif 4 reprend la construction, la source et le signe attendu des variables.

Tableau 4 – La construction des variables

Variable	Nom	Construction	Source	Signe attendu	
Variable dépendante	Emprunts CT	Log(100 x Emprunts et dettes auprès des établissements de crédit à un an au maximum à l'origine : montant brut)	BvD Diane+		
	Emprunts MT	Log(100 x Emprunts et dettes auprès des établissements de crédit à plus d'un an à l'origine : à plus d'un an et 5 ans au plus)	BvD Diane+		
	Emprunts LT	Log(100 x (Emprunts et dettes auprès des établissements de crédit à plus de un an à l'origine : montant brut, moins emprunts et dette auprès des établissements de crédit à plus d'un an à l'origine : à un an au plus, moins emprunts et dette auprès des établissements de crédit à plus d'un an à l'origine : à plus d'un an et 5 ans au plus))	BvD Diane+		
Variable explicative	Caractéristique spécifique des entreprises	Levier PME	Log(100 x (Total des dettes à plus d'1 an et 5 ans au plus)/Fonds propres)	BvD Diane+	+
		Liquidité PME	Log(100 x (Trésorerie nette)/(Actif net total))	BvD Diane+	+/-
		Profitabilité PME	Log(100 x (Excédent brut d'exploitation)/(Actif net total))	BvD Diane+	+
		Couverture PME	Log(100 x (Réserves légales + réserves contractuelles + réserves statutaires + réserves réglementées + autres réserves)/(Actif net total))	BvD Diane+	+/-
		Activité PME	Log(100 x (Excédent brut d'exploitation)/(Intérêts et charges assimilées))	BvD Diane+	+/-
	Caractéristique spécifique des banques et de Bâle III	Coût du capital	Log(100 x Return on average equity)	BvD Bankscope	-
		Coût de la dette	Log(100 x (Interest expense)/(Average interest-bearing liabilities))	BvD Bankscope	-
		Ratio de levier	Log(100 x Equity/(Total assets))	BvD Bankscope	+
		Coût de la liquidité CT	Log(100 x Daily Effective Federal Funds Rates)	Federal Reserve Bank of New York	+/-
		Coût de la liquidité LT	Log(100 x 10 Year daily U.S. Treasury yield curve rates)	U.S. Department of the Treasury	+/-

1.3.3 Les variables non retenues

La première variable que nous aurions pu utiliser mais que nous avons choisi de ne pas retenir est la distance entre le siège social des banques et celui des PME. Premièrement, comme toutes les PME sont situées en Île-de-France ou en Aquitaine, l'intérêt de rajouter une variable liée à la distance est limité. Deuxièmement, et surtout, il n'est pas possible de distinguer les banques auprès desquelles empruntent les PME. Cela reviendrait à avoir une variable représentant la distance entre la PME et l'IDF. Par ailleurs, comme l'étude porte sur la France, le LIBOR (*London interbank offered rate*) ou l'EURIBOR (*Euro interbank offered rate*) ainsi que les OAT (Obligation Assimilable du Trésor français) à 10 ans auraient été de meilleurs proxies du coût du LCR et du NSFR. Le problème de ces variables est leur trop forte corrélation avec les variables Bâle III, ce qui empêche leur utilisation.

2 L'effet de la distance sur l'accès au crédit bancaire des PME françaises en présence de Bâle III

Les résultats de nos estimations sont répartis entre ceux portant sur les petites et moyennes entreprises situées en Île-de-France (tableau 5) et celles situées en Aquitaine (tableau 6). Dans un premier temps, seules les variables de contrôle spécifiques aux PME sont testées dans le modèle à effets fixes (colonnes Emprunts CT IDF 1, Emprunts MT IDF 1, Emprunts LT IDF 1, Emprunts CT Aquitaine 1, Emprunts MT Aquitaine 1 et Emprunts LT Aquitaine 1). Dans un second temps, les variables Bâle III, spécifiques aux banques, sont ajoutées aux variables de contrôle (colonnes Emprunts CT IDF 2, Emprunts MT IDF 2, Emprunts LT IDF 2, Emprunts CT Aquitaine 2, Emprunts MT Aquitaine 2 et Emprunts LT Aquitaine 2). Enfin, les tests sont réalisés pour les différentes maturités d'emprunts (CT pour les emprunts à moins d'un an, MT pour les emprunts compris entre 1 et 5 ans et LT pour les emprunts au-delà de 5 ans).

Tableau 5 – Modèle à effets fixes (FE) PME Île-de-France

Variable	Emprunts CT	Emprunts MT	Emprunts LT	Emprunts CT	Emprunts MT	Emprunts LT
	IDF 1	IDF 1	IDF 1	IDF 2	IDF 2	IDF 2
Levier PME	0.0486 (0.0362)	0.8294*** (0.0106)	1.2404*** (0.3980)	0.0726** (0.0366)	0.8511*** (0.0107)	1.2473*** (0.4123)
Liquidité PME	-0.3512*** (0.0396)	0.0160* (0.0086)	0.1225 (0.0821)	-0.3434*** (0.0392)	0.0210** (0.0083)	0.1269 (0.0805)
Profitabilité PME	-0.0317 (0.0698)	-0.0134 (0.0181)	-0.4184 (0.3651)	0.0342 (0.0722)	0.0484*** (0.0183)	-0.3989 (0.3614)
Couverture PME	-0.0243 (0.0491)	0.0645*** (0.0113)	-0.0755 (0.1024)	-0.0532 (0.0498)	0.0405*** (0.0104)	-0.1173 (0.0966)
Activité PME	-0.1604*** (0.0576)	0.0603*** (0.0148)	0.0963 (0.2414)	-0.2145*** (0.0598)	0.0175 (0.0144)	0.1161 (0.2345)
Coût du capital				-0.2874* (0.1734)	-0.1827*** (0.0298)	-0.0341 (0.3695)
Coût de la dette				-0.4160*** (0.1568)	-0.2610*** (0.0294)	-0.5843* (0.3364)
Ratio de levier				0.4611* (0.2420)	0.2129*** (0.0421)	1.6035** (0.7562)
Coût de la liquidité CT				0.2970*** (0.0796)	0.1091*** (0.0137)	-0.0678 (0.1556)
Coût de la liquidité LT				0.8036* (0.4198)	0.5163*** (0.0710)	0.5147 (0.9345)
Constante	7.2569*** (0.3697)	5.3646*** (0.0930)	2.1705 (2.2858)	3.1609 (2.4078)	3.4548*** (0.3986)	-8.6034 (5.6531)
Observations	4,537	6,447	1,384	4,537	6,447	1,384
R ²	0.0610	0.8187	0.1661	0.0687	0.8306	0.1843

Écart-types entre parenthèses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tableau 6 – Modèle à effets fixes (FE) PME Aquitaine

Variable	Emprunts CT Aquitaine 1	Emprunts MT Aquitaine 1	Emprunts LT Aquitaine 1	Emprunts CT Aquitaine 2	Emprunts MT Aquitaine 2	Emprunts LT Aquitaine 2
Levier PME	0.1552*** (0.0474)	0.8272*** (0.0138)	1.2920*** (0.3647)	0.1471*** (0.0481)	0.8425*** (0.0141)	1.2273*** (0.3580)
Liquidité PME	-0.2872*** (0.0492)	0.0402*** (0.0096)	0.0495 (0.1200)	-0.2914*** (0.0494)	0.0420*** (0.0094)	0.0113 (0.1126)
Profitabilité PME	0.1074 (0.0893)	0.0122 (0.0198)	-0.4134 (0.3234)	0.0823 (0.0906)	0.0617*** (0.0203)	-0.3338 (0.2893)
Couverture PME	-0.0166 (0.0470)	0.0889*** (0.0127)	-0.0538 (0.1108)	-0.0172 (0.0470)	0.0634*** (0.0126)	-0.2169* (0.1162)
Activité PME	-0.1529* (0.0819)	0.0371** (0.0163)	0.2699 (0.2817)	-0.1355 (0.0823)	0.0072 (0.0162)	0.2508 (0.2676)
Coût du capital				-0.1925 (0.2088)	-0.1463*** (0.0324)	0.1331 (0.4225)
Coût de la dette				0.0774 (0.2047)	-0.2211*** (0.0348)	-1.7963*** (0.4373)
Ratio de levier				0.3616 (0.2952)	0.2118*** (0.0460)	2.5394*** (0.6673)
Coût de la liquidité CT				-0.0567 (0.1021)	0.0866*** (0.0157)	0.5717*** (0.1888)
Coût de la liquidité LT				0.6790 (0.4919)	0.4530*** (0.0783)	1.6012 (1.0244)
Constante	7.2532*** (0.5375)	5.1930*** (0.1127)	0.9374 (2.2363)	1.7183 (3.0514)	3.2281*** (0.4524)	-17.2140*** (6.1262)
Observations	3,373	5,185	1,416	3,373	5,185	1,416
R ²	0.0434	0.7959	0.1107	0.0472	0.8059	0.1575

Écart-types entre parenthèses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Nous observons que les variables de contrôle se comportent de la même manière qu’elles portent sur les PME en IDF ou en Aquitaine. *Idem* pour les variables Bâle III. Cela semble indiquer que la distance n’influence pas les modalités d’accès au crédit des PME en France. En outre, le modèle est particulièrement bien adapté aux prêts de moyen terme (R^2 autour de 80% quelle que soit la spécification). A l’inverse, notre modèle apparaît peu adapté aux prêts de court terme qui présentent un R^2 aux alentours de 5%. Les prêts de long terme présentent un écart-type plus important avec un R^2 compris entre 11,07 et 18,43%. L’ajout des variables Bâle III ne modifie que marginalement la précision des modèle, de l’ordre d’un à deux points de pourcentage, bien qu’elles soient généralement très significatives.

En considérant les variables unes à unes, le ratio de levier des PME apparaît comme la principale variable explicative. Ainsi, une entreprise ayant un fort effet de levier va voir le volume de ses emprunts bancaires augmenter. Ceci est cohérent avec la littérature soulignant la dépendance des PME au financement bancaire. Cela remet en cause le fait qu’un fort endettement puisse limiter l’accès au crédit bancaire des PME. La liquidité des PME semble agir comme une ressource interne se substituant aux prêts de court terme. Par contre, la trésorerie des PME leur permet un accès facilité aux prêts de moyen terme. Cette dichotomie est cohérente avec la nature des prêts de court terme qui prennent souvent la forme de crédit de trésorerie. Étonnamment, la rentabilité n’influence que faiblement l’accès aux crédits des PME. Néanmoins, elle facilite l’accès aux prêts de moyen terme. Le comportement précautionneux des entreprises, traduit par l’accumulation de réserves, leur permet l’accès aux emprunts de moyen terme mais n’influence pas les autres échéances. Enfin, une baisse de l’activité des PME peut nécessiter la contraction d’un crédit de court terme afin de faire face à des difficultés passagères. Toutefois, une augmentation de l’activité des PME augmente leur capacité à servir leur dette ce qui facilite leur accès au crédit bancaire de moyen terme. Au regard des coefficients des variables de contrôle et des R^2 des modèles, nous concluons que l’usage des données comptables et par extension, des modèles de *scoring* est aussi important pour les PME en Île-de-France que pour celles en Aquitaine. Nous confirmons donc les observations de Petersen (2004), Repullo and Suarez (2004), Altman and Sabato (2005; 2007), Berger and Udell (2006), Beck et al. (2010), Claessens et al. (2008) sur l’importance de l’utilisation des données comptables dans les procédures d’octroi de crédits aux PME.

Concernant l’effet de Bâle III, les coefficients semblent indiquer que les PME d’Île-de-France sont plus fortement affectées par les nouvelles normes prudentielles que celles d’Aquitaine. Cela valide l’hypothèse nulle et tend à démontrer que la distance n’affecte pas les effets de Bâle III sur le crédit bancaire aux PME. De même, l’instauration de Bâle III affecte les emprunts de court terme uniquement en IDF. Ce qui confirme l’hypothèse de voir les prêts de court terme moins affectés par Bâle III que ceux de moyen et long terme. Seuls les emprunts de long terme sont plus fortement touchés par Bâle III en Aquitaine qu’en IDF. A la différence des variables de contrôle, le signe des variables spécifiques aux banques ne changent pas en fonction de la maturité des prêts. Nous observons donc qu’une réduction du coût du capital devrait augmenter la quantité de crédit accordée aux PME en IDF et en Aquitaine. *Idem* pour le coût de la

dette. Par contre, si le ratio de levier réglementaire devait se contracter, les prêts bancaires aux PME en feraient de même ce qui pourrait leur être dommageable. Enfin, l'augmentation du coût de la liquidité de court et de long terme semble soutenir le financement bancaire des PME françaises. Cela s'explique très probablement par les abattements dont elles bénéficient.

Pour résumer, nous observons que le recours à la technologie et aux procédures standardisées permet de réduire le coût de transaction lié à la distance entre prêteurs et emprunteurs. Par là même, la réglementation prudentielle Bâle III n'introduit pas de distorsion supplémentaire dans l'accès au crédit bancaire des PME françaises, qu'elles soient situées en Province ou à proximité des sièges sociaux et décisionnels des banques.

Afin de confirmer la validité de nos résultats, nous réalisons plusieurs tests de robustesse.

3 Tests de Robustesse

Nous réalisons différentes estimations alternatives. Ainsi, nous ajoutons des variables muettes (*dummies*) pour chaque année (à l'exception de 2013 pour éviter la multicollinéarité parfaite (Montoro and Rojas-Suarez, 2012)). Le tableau 10 page 24 en annexe présente nos résultats qui sont globalement identiques à ceux obtenus sans les *dummies*. Néanmoins, la colinéarité qu'il existe entre les variables précédentes et les *dummies* et qui a conduit Stata à les éliminer, nous pousse à traiter ces résultats avec prudence.

De plus, nous nous demandons si le fait que les services marchands représentent 71,3% des PME en Île-de-France (Banque de France, 2015b) et seulement 16,1% en Aquitaine (Banque de France, 2015a) changeait les résultats. L'ajout d'une *dummy* pour tester l'effet de l'appartenance ou non au secteur des services marchands ne change rien car la variable est colinéaire avec d'autres¹¹.

Enfin, nous modifions le modèle en testant nos variables avec des moindres carrés généralisés (*Generalized Least Square* - GLS). Les GLS permettent de lever l'hypothèse d'homoscédasticité et d'absence de corrélation des erreurs des MCO. Ainsi, nous corrigeons pour l'hétéroscédasticité. Une structure AR(1) spécifique aux panels est appliquée. Les résultats sont reportés dans le tableau 7. Dans un souci de clarté, seuls les modèles intégrant les variables Bâle III sont reportés.

11. Résultats disponibles sur demande.

Tableau 7 – Régressions GLS IDF et Aquitaine

Variable	Emprunts CT IDF	Emprunts MT IDF	Emprunts LT IDF	Emprunts CT Aquitaine	Emprunts MT Aquitaine	Emprunts LT Aquitaine
Levier PME	-0.0135*** (0.0007)	0.6787*** (0.0009)	0.2854*** (0.0064)	0.0373*** (0.0025)	0.6214*** (0.0012)	0.6044*** (0.0035)
Liquidité PME	-0.4920*** (0.0003)	-0.0899*** (0.0004)	-0.1064*** (0.0031)	-0.3522*** (0.0022)	-0.0566*** (0.0007)	-0.0975*** (0.0034)
Profitabilité PME	-0.1808*** (0.0035)	-0.1603*** (0.0006)	0.0215** (0.0104)	0.3303*** (0.0039)	-0.0859*** (0.0026)	-0.2086*** (0.0089)
Couverture PME	-0.0712*** (0.0004)	0.0391*** (0.0005)	-0.1324*** (0.0025)	-0.0160*** (0.0013)	0.1208*** (0.0004)	0.0678*** (0.0019)
Activité PME	-0.1517*** (0.0011)	0.0484*** (0.0008)	-0.8835*** (0.0103)	-0.3884*** (0.0035)	0.0333*** (0.0014)	-0.2174*** (0.0031)
Coût du capital	-1.0483*** (0.0121)	-0.0016 (0.0014)	0.5818*** (0.0580)	-2.0681*** (0.0372)	0.0075* (0.0040)	0.1660*** (0.0193)
Coût de la dette	-0.6391*** (0.0064)	0.0818*** (0.0030)	-1.3079*** (0.0258)	-0.3701*** (0.0138)	0.0474*** (0.0029)	-1.8483*** (0.0158)
Ratio de levier	1.3909*** (0.0044)	-0.0211*** (0.0049)	2.5748*** (0.0461)	2.5604*** (0.0292)	0.0677*** (0.0056)	2.8514*** (0.0259)
Coût de la liquidité CT	0.4680*** (0.0021)	-0.0557*** (0.0020)	0.0781*** (0.0211)	0.5218*** (0.0091)	-0.0024 (0.0021)	0.5919*** (0.0091)
Coût de la liquidité LT	2.7592*** (0.0257)	-0.0492*** (0.0044)	-0.1295 (0.1189)	5.2456*** (0.0874)	0.0175 (0.0110)	1.6097*** (0.0447)
Constante	-8.2534*** (0.1163)	6.6325*** (0.0571)	-0.5079 (0.4080)	-25.0506*** (0.4557)	5.3903*** (0.0579)	-13.4786*** (0.2340)
Observations	3,830	5,800	925	2,775	4,629	994

Écarts-types entre parenthèses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Globalement, les résultats obtenus sont cohérents avec ceux du modèle à effets fixes. Comme nous avons dû forcer les estimations à cause des trous dans les données, nous traitons ces résultats avec toute la circonspection nécessaire. Toutefois, ces différents tests de robustesse nous permettent d'être confiants quant à la validité de nos résultats principaux.

Conclusion

Dans cet article, nous nous sommes intéressés à l'effet de la distance entre prêteurs et emprunteurs sur l'intensité de la contrainte réglementaire. La distance pouvant augmenter le coût de la supervision bancaire et donc conduire à une évaluation inadaptée des emprunteurs, Bâle III est susceptible de peser plus lourdement sur les emprunteurs éloignés des banques. Nous avons testé cette hypothèse en observant le comportement des prêts bancaires à court, moyen et long terme accordés par des banques en Île-de-France à des PME françaises en IDF et en Aquitaine. D'une part, la distance ne semble pas influencer l'accès au crédit bancaire. D'autre part, les nouveaux standards réglementaires semblent affecter plus fortement les PME d'Île-de-France ; ce qui tend à invalider l'idée que la distance puisse augmenter l'intensité de la contrainte réglementaire.

Notre modèle pourrait être amélioré par l'utilisation d'autres variables. Notamment à court et long terme puisque les variables ne sont pas très significatives et que les modèles ont un pouvoir explicatif faible. De plus, utiliser des données croisées entre les prêteurs et les emprunteurs devrait améliorer nos estimations. Cela permettrait d'utiliser la distance en tant que variable explicative à part entière. Dans le même ordre d'idées, l'utilisation d'un panel spatial pourrait accroître la précision de nos modèles. Par ailleurs, effectuer des tests en tenant compte de la présence des centres d'affaires en région pourrait expliquer l'absence d'effet de la distance sur l'octroi de crédit aux PME françaises.

Au final, l'effet global de Bâle III reste incertain car il dépend tant de la norme prudentielle considérée que de l'ampleur de sa variation. Ainsi, les banques semblent réaliser un arbitrage entre le triptyque rendements/risques/exigences réglementaires.

Annexes

Tableau 8 – Corrélation totale logarithmes IDF

Variable	Emprunts CT	Emprunts MT	Emprunts LT	Levier PME	Liquidité PME	Profitabilité PME	Couverture PME	Activité PME	Coût du capital	Coût de la dette	Ratio de levier	Coût de la liqui- dité CT	Coût de la liqui- dité LT
Emprunts CT	1.0000												
Emprunts MT	0.2632 (0.0000)	1.0000											
Emprunts LT	0.1720 (0.0000)	0.6777 (0.0000)	1.0000										
Levier PME	0.1086 (0.0000)	0.5875 (0.0000)	0.4038 (0.0000)	1.0000									
Liquidité PME	-0.3899 (0.0000)	-0.2778 (0.0000)	-0.2224 (0.0000)	-0.2248 (0.0000)	1.0000								
Profitabilité PME	-0.1833 (0.0000)	-0.1285 (0.0000)	-0.1452 (0.0000)	-0.0256 (0.0129)	0.2405 (0.0000)	1.0000							
Couverture PME	-0.1089 (0.0000)	-0.1633 (0.0000)	-0.1614 (0.0000)	-0.2826 (0.0000)	0.0933 (0.0000)	-0.0537 (0.0000)	1.0000						
Activité PME	-0.3159 (0.0000)	-0.3926 (0.0000)	-0.3336 (0.0000)	-0.4731 (0.0000)	0.3575 (0.0000)	0.5631 (0.0000)	0.0911 (0.0000)	1.0000					
Coût du capital	-0.0065 (0.4336)	0.0276 (0.0065)	0.0262 (0.1905)	0.0544 (0.0000)	0.0087 (0.1697)	0.0146 (0.0248)	-0.0179 (0.0073)	-0.0514 (0.0000)	1.0000				
Coût de la dette	-0.0010 (0.9035)	0.0419 (0.0000)	-0.1379 (0.0000)	0.0957 (0.0000)	0.0263 (0.0000)	0.0535 (0.0000)	-0.0341 (0.0000)	-0.0460 (0.0000)	0.6360 (0.0000)	1.0000			
Ratio de levier	0.0220 (0.0078)	0.0246 (0.0155)	0.1182 (0.0000)	0.0398 (0.0000)	0.0216 (0.0006)	0.0395 (0.0000)	-0.0181 (0.0068)	-0.0207 (0.0052)	-0.0289 (0.0000)	0.3662 (0.0000)	1.0000		
Coût de la liquidité CT	0.0036 (0.6651)	0.0057 (0.5777)	-0.1908 (0.0000)	0.0346 (0.0003)	0.0065 (0.3071)	0.0195 (0.0028)	-0.0128 (0.0553)	-0.0053 (0.4717)	0.1543 (0.0000)	0.6026 (0.0000)	0.0274 (0.0000)	1.0000	
Coût de la liquidité LT	-0.0039 (0.6400)	0.0124 (0.2239)	0.0771 (0.0001)	0.0188 (0.0498)	-0.0002 (0.9695)	-0.0059 (0.3616)	-0.0061 (0.3622)	-0.0357 (0.0000)	0.9354 (0.0000)	0.4061 (0.0000)	-0.2108 (0.0000)	0.0058 (0.3235)	1.0000

Significativité entre parenthèses

Tableau 9 – Corrélation totale logarithmes Aquitaine

Variable	Emprunts CT	Emprunts MT	Emprunts LT	Levier PME	Liquidité PME	Profitabilité PME	Couverture PME	Activité PME	Coût du capital	Coût de la dette	Ratio de levier	Coût de la liqui- dité CT	Coût de la liqui- dité LT
Emprunts CT	1.0000												
Emprunts MT	0.3038 (0.0000)	1.0000											
Emprunts LT	0.1804 (0.0000)	0.6097 (0.0000)	1.0000										
Levier PME	0.1164 (0.0000)	0.5044 (0.0000)	0.3332 (0.0000)	1.0000									
Liquidité PME	-0.2804 (0.0000)	-0.1889 (0.0000)	-0.1420 (0.0000)	-0.2107 (0.0000)	1.0000								
Profitabilité PME	-0.1076 (0.0000)	-0.0912 (0.0000)	-0.1043 (0.0000)	-0.0224 (0.0468)	0.2274 (0.0000)	1.0000							
Couverture PME	-0.1229 (0.0000)	-0.0621 (0.0000)	-0.0669 (0.0029)	-0.3276 (0.0000)	0.1325 (0.0000)	-0.0219 (0.0158)	1.0000						
Activité PME	-0.3050 (0.0000)	-0.2864 (0.0000)	-0.1916 (0.0000)	-0.4676 (0.0000)	0.3697 (0.0000)	0.6083 (0.0000)	0.1372 (0.0000)	1.0000					
Coût du capital	-0.0082 (0.4857)	0.0467 (0.0001)	0.0223 (0.2981)	0.0545 (0.0000)	0.0092 (0.2107)	0.0438 (0.0000)	-0.0291 (0.0005)	-0.0290 (0.0012)	1.0000				
Coût de la dette	0.0063 (0.5908)	0.0642 (0.0000)	-0.1463 (0.0000)	0.0897 (0.0000)	0.0337 (0.0000)	0.0769 (0.0000)	-0.0469 (0.0000)	-0.0276 (0.0020)	0.6360 (0.0000)	1.0000			
Ratio de levier	0.0492 (0.0000)	0.0303 (0.0090)	0.0304 (0.1553)	0.0295 (0.0053)	0.0418 (0.0000)	0.0450 (0.0000)	-0.0165 (0.0504)	-0.0070 (0.4313)	-0.0289 (0.0000)	0.3662 (0.0000)	1.0000		
Coût de la liquidité CT	-0.0037 (0.7545)	0.0215 (0.0631)	-0.1598 (0.0000)	0.0419 (0.0001)	0.0134 (0.0671)	0.0267 (0.0003)	-0.0203 (0.0156)	-0.0002 (0.9819)	0.1543 (0.0000)	0.6026 (0.0000)	0.0274 (0.0001)	1.0000	
Coût de la liquidité LT	0.0006 (0.9563)	0.0248 (0.0320)	0.0843 (0.0001)	0.0248 (0.0189)	-0.0035 (0.6339)	0.0167 (0.0242)	-0.0121 (0.1517)	-0.0188 (0.0351)	0.9354 (0.0000)	0.4061 (0.0000)	-0.2108 (0.0000)	0.0058 (0.3946)	1.0000

Significativité entre parenthèses

Tableau 10 – Régressions effets fixes IDF et Aquitaine avec dummies

Variable	Emprunts CT	Emprunts MT	Emprunts LT	Emprunts CT	Emprunts MT	Emprunts LT
	IDF	IDF	IDF	Aquitaine	Aquitaine	Aquitaine
Levier PME	0.0726** (0.0366)	0.8511*** (0.0107)	1.2473*** (0.4123)	0.1471*** (0.0481)	0.8425*** (0.0141)	1.2273*** (0.3580)
Liquidité PME	-0.3434*** (0.0392)	0.0210** (0.0083)	0.1269 (0.0805)	-0.2914*** (0.0494)	0.0420*** (0.0094)	0.0113 (0.1126)
Profitabilité PME	0.0342 (0.0722)	0.0484*** (0.0183)	-0.3989 (0.3614)	0.0823 (0.0906)	0.0617*** (0.0203)	-0.3338 (0.2893)
Couverture PME	-0.0532 (0.0498)	0.0405*** (0.0104)	-0.1173 (0.0966)	-0.0172 (0.0470)	0.0634*** (0.0126)	-0.2169* (0.1162)
Activité PME	-0.2145*** (0.0598)	0.0175 (0.0144)	0.1161 (0.2345)	-0.1355 (0.0823)	0.0072 (0.0162)	0.2508 (0.2676)
Coût du capital	-0.0280 (0.0498)	-0.0013 (0.0084)	-0.0989 (0.1207)	0.0317 (0.0638)	0.0085 (0.0095)	0.3639*** (0.1211)
Coût de la dette	-0.4606** (0.1827)	-0.3419*** (0.0375)	0.2063 (0.5760)	0.0222 (0.2121)	-0.2764*** (0.0386)	-0.8705* (0.4815)
Coût de la liquidité CT	0.1718 (0.1134)	0.0690*** (0.0205)	-0.7818** (0.3399)	-0.1489 (0.1294)	0.0393* (0.0209)	-0.4630 (0.3177)
year3	0.2463** (0.1097)	0.1281*** (0.0185)	0.6308** (0.3025)	0.1979 (0.1372)	0.1214*** (0.0210)	1.0767*** (0.2987)
year5	-0.0350 (0.1084)	-0.0522*** (0.0195)	0.4435 (0.3257)	-0.0396 (0.1158)	-0.0369* (0.0198)	0.5074* (0.2644)
Constant	9.8037*** (0.9274)	7.2579*** (0.1884)	2.9422 (2.6765)	7.1751*** (1.1092)	6.7045*** (0.2109)	5.0541 (3.5213)
Observations	4,537	6,447	1,384	3,373	5,185	1,416
R ²	0.0687	0.8306	0.1843	0.0472	0.8059	0.1575

Écart-types entre parenthèses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Références

- Agénor, P.-R., Alper, K. and Pereira da Silva, L. (2013), 'Capital Regulation, Monetary Policy and Financial Stability', *International Journal of Central Banking* **9**(3), 193–238. 5
- Ait Yahia, K., Forest, J. and Fernandes, B. (2014), 'Défaillances d'entreprises', *Panorama Coface* (Avril - Mai). 2
- Altman, E. I. and Sabato, G. (2005), 'Effects of the new Basel capital accord on bank capital requirements for SMEs', *Journal of Financial Services Research* **28**(1/2/3), 15–42. 18
- Altman, E. I. and Sabato, G. (2007), 'Modelling Credit Risk for SMEs : Evidence from the U.S. Market', *Abacus* **43**(3), 332–357. 3, 4, 8, 18
- Amable, B., Chatelain, J. B. and De Bandt, O. (2002), 'Optimal capacity in the banking sector and economic growth', *Journal of Banking and Finance* **26**(2-3), 491–517. 2
- Angelini, P., Clerc, L., Cùrdia, V., Gambacorta, L. and Gerali, A. (2011), BASEL III : Long-term impact on economic performance and fluctuations. 5, 10
- Angelini, P. and Gerali, A. (2012), Banks' reactions to Basel-III. 11
- Atanasova, C. V. and Wilson, N. (2004), 'Disequilibrium in the UK corporate loan market', *Journal of Banking & Finance* **28**(3), 595–614. 3, 4, 8, 9
- Avery, R. B. and Berger, A. N. (1990), Risk-based capital and deposit insurance reform. 1
- Baltagi, B. H., Kao, C. and Liu, L. (2007), Asymptotic properties of estimators for the linear panel regression model with individual effects and serially correlated errors : the case of stationary and non-stationary regressors and residuals. 7, 9
- Banerjee, A. V. and Duflo, E. (2014), 'Do firms want to borrow more? Testing credit constraints using a directed lending program', *The Review of Economic Studies* **81**(2), 572–607. 3
- Banque de France (2013), Le financement des PME en France Octobre 2013 - Publication trimestrielle, Technical report, Banque de France. 2
- Banque de France (2015a), La conjoncture en Aquitaine - Septembre 2015, Technical report, Banque de France. 19
- Banque de France (2015b), La conjoncture en Île-de-France - Septembre 2015, Technical report, Banque de France. 19
- Banque de France (2015c), 'Le financement des PME en France Juin 2015 - Publication trimestrielle', pp. 1–6. 2
- Basel Committee on Banking Supervision (2006), International convergence of capital measurement and capital standards - A revised framework - Comprehensive version, Technical Report June 2004, Bank for International Settlements. 4
- Basel Committee on Banking Supervision (2009), International framework for liquidity risk measurement, standards and monitoring, Technical report. 6
- Basel Committee on Banking Supervision (2010a), An assessment of the long-term economic impact of stronger capital and liquidity requirements, Technical Report August, Bank for International Settlements. 1, 5, 11
- Basel Committee on Banking Supervision (2010b), Basel III : International framework for liquidity risk measurement, standards and monitoring, Technical Report December, Bank for International Settlements. 7, 12
- Basel Committee on Banking Supervision (2012), The policy implications of transmission channels between the financial system and the real economy. 1
- Basel Committee on Banking Supervision (2014), Basel III leverage ratio framework and disclosure requirements, Technical Report January, Bank for International Settlements. 11
- Beck, T., Demirgüç-kunt, A. and Maksimovic, V. (2005), 'Financial and Legal Constraints to Growth : Does Firm Size Matter?', *The Journal of Finance* **LX**(1), 137 – 177. 2
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A. and Peria, M. S. M. (2010), 'Bank Financing for SMEs : Evidence Across Countries and Bank Ownership Types', *Journal of Financial Services Research* **39**(1-2), 35–54. 2, 18
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., Laeven, L. and Maksimovic, V. (2006), 'The determinants of financing obstacles', *Journal of International Money and Finance* **25**(6), 932–952. 3
- Berger, A. N. (2006), 'Potential competitive effects of Basel II on banks in SME credit markets in the United States', *Journal of Financial Services Research* **29**(1), 5–36. 6
- Berger, A. N., DeYoung, R., Flannery, M. J., Lee, D. and Öztekin, z. (2008), 'How do large banking organizations manage their capital ratios?', *Journal of Financial Services Research* **34**(2-3), 123–149. 11
- Berger, A. N. and Udell, W. S. (2005), Small business credit scoring and credit availability. 3

- Berger, A. N., Goulding, W. and Rice, T. (2014), 'Do small businesses still prefer community banks?', *Journal of Banking & Finance* (March). 6
- Berger, A. N. and Udell, G. F. (2002), 'Small business credit availability and relationship lending : the importance of bank organisational structure', *the Economic Journal* **112**(477), F32–F53. 3
- Berger, A. N. and Udell, G. F. (2006), 'A more complete conceptual framework for SME finance', *Journal of Banking & Finance* **30**(11), 2945–2966. 18
- Bernanke, B. S. and Lown, C. S. (1991), 'The credit crunch', *Brookings Papers on Economic Activity* **2**, 205 – 247. 2, 5
- Betbèze, J.-P. (2014), 'Financer les PME en France : Encore un "papier"!', *Revue d'économie financière* **114**(Juin), 31–38. 2
- Blundell-Wignall, A. and Atkinson, P. (2010), 'Thinking beyond Basel III : Necessary solutions for capital and liquidity', *OECD Journal : Financial Market Trends* **2010**(1), 9–33. 3
- Bonino, C., Jarvis, R. and Schizas, E. (2011), CRD IV and small businesses : revisiting the evidence in Europe, Technical report, The Association of Chartered Certified Accountants. 2
- Breusch, T. and Pagan, A. (1979), 'A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation', *Econometrica* **47**(5), 1287–1294. 7
- Brun, M., Fraise, H. and Thesmar, D. (2013), 'The real effects of bank capital requirements', *Débat économiques et financiers* **8**(August), 1–27. 5
- Carbo-Valverde, S., Rodriguez-Fernandez, F. and Udell, G. F. (2009), 'Bank Market Power and SME Financing Constraints', *Review of Finance* **13**(2), 309–340. 3, 4, 6, 8, 9
- Chatelain, J.-B. and Amable, B. (2001), 'Can financial infrastructures foster economic development?', *Journal of Development Economics* **64**(2), 481–498. 2
- Claessens, S., Herring, R. J., Schoenmaker, D. and Summe, K. A. (2010), A safer world financial system : Improving the resolution of systemic institutions. 1
- Claessens, S., Underhill, G. R. D. and Zhang, X. (2008), 'The Political Economy of Basle II : The costs for poor countries', *The World Economy* **31**(3), 313 – 344. 6, 18
- Cohen, B. H. and Scatigna, M. (2014), Banks and capital requirements : channels of adjustment. 11
- Comité de Bâle sur le contrôle bancaire (2006), Convergence internationale de la mesure et des normes de fonds propres - Dispositif révisé, Version compilée, Technical Report juin 2004, Banque des règlements internationaux. 2
- Comité de Bâle sur le contrôle bancaire (2010), Bâle III : dispositif international de mesure, normalisation et surveillance du risque de liquidité, Technical report, Banque des Règlements Internationaux. 4, 12
- Comité de Bâle sur le contrôle bancaire (2011), Bâle III : dispositif réglementaire mondial visant à renforcer la résilience des établissements et systèmes bancaires, Technical report, Banque des Règlements Internationaux. 1
- Cosimano, T. F. and Hakura, D. S. (2011), Bank behavior in response to Basel III : A cross-country analysis. 11
- Covas, F. and Fujita, S. (2010), 'Procyclicality of capital requirements in a general equilibrium model of liquidity dependence', *International Journal of Central Banking* **6**(4), 137–173. 5
- Darracq Pariès, M., Kok Sorensen, C. and Rodriguez-Palenzuela, D. (2011), 'Macroeconomic propagation under different regulatory regimes : Evidence from an estimated dsge model for the euro area', *International Journal of Central Banking* **7**(4), 49–113. 5
- Demirgüç-kunt, A., Beck, T. and Honohan, P. (2008), *Finance for all ? Policies and pitfalls in expanding access*, The International Bank for Reconstruction and Development / The World Bank. 1, 2
- Dewatripont, M. (2014), 'European banking : Bailout, bail-in and state aid control', *International Journal of Industrial Organization* **34**(1), 37–43. 1, 2
- Dewatripont, M. and Tirole, J. (1993), 'Efficient governance structure : implications for banking regulation', *ULB Institutional Repository* . 1, 5
- Dietrich, A., Hess, K. and Wanzenried, G. (2014), 'The good and bad news about the new liquidity rules of Basel III in Western European countries', *Journal of Banking & Finance* **44**, 13–25. 1
- Dietsch, M. and Mahieux, X. (2014), 'Comprendre le déficit de financement des PME pour stimuler leur croissance', *Revue d'économie financière* **114**(Juin), 17–30. 2
- Dietsch, M. and Tilloy, L. (2010), 'Bâle III - Vers une dégradation de l'accès au crédit pour les PME?', *Revue Banque* **272**. 2, 3
- Elliehausen, G. E. and Wolken, J. D. (1990), 'Banking markets and the use of financial services by small and medium-sized businesses', *Federal Reserve Bulletin* **160**(October), 801 – 817. 3

- Elliott, D. J. (2009), Quantifying the cost on lending of increased capital requirements. 5, 6, 10, 11
- Elliott, D. J., Salloy, S. and Santos, A. O. (2012), Assessing the cost of financial regulation. 5, 6, 10, 11
- Furlong, F. T. and Keeley, M. C. (1989), 'Capital regulation and bank risk-taking : A note', *Journal of Banking & Finance* **13**(6), 883–891. 1, 5
- Galindo, A. J., Rojas-Suarez, L. and del Valle, M. (2012), Capital requirements under Basel III in Latin America - The cases of Bolivia, Colombia, Ecuador and Peru. 1
- Greene, W., Azomahou, T., Van, P. N. and Raymond, W. (2011), *Econométrie*, Pearson. 7, 9
- Griffith-Jones, S. and Ocampo, J. A. (2010), International financial architecture seen through the lense of economic crisis : Achievements and numerous challenges. 1
- Griffith-Jones, S. and Persaud, A. (2008), 'The pro-cyclical impact of Basle II on emerging markets and its political economy', *Capital Market Liberalization and Development* **May**, 1–26. 2
- Griffith-Jones, S., Silvers, D. and Thiemann, M. (2010), 'Turning the financial sector from a bad master to a good servant ; The role of regulation and taxation'. 2, 5
- Gropp, R. and Heider, F. (2010), 'The Determinants of Bank Capital Structure', *Review of Finance* **14**(4), 587–622. 11
- Hancock, D. and Wilcox, J. A. (1994), 'Bank Capital and the credit crunch : the roles of risk-weighted and unweighted capital regulations', *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association* **22**(1), 59–94. 11
- Hancock, D. and Wilcox, J. A. (1998), 'The "credit crunch" and the availability of credit to small business', *Journal of Banking & Finance* **22**(6-8), 983–1014. 6
- Hausman, J. A. (1978), 'Specification tests in econometrics', *Econometrica* **46**(6), 1251–1271. 7
- Hernández-Cànovas, G. and Martínez-Solano, P. (2008), 'Relationship lending and SME financing in the continental European bank-based system', *Small Business Economics* **34**(4), 465–482. 3
- Institute of International Finance (2010), Interim report on the cumulative impact on the global economy of proposed changes in the banking regulatory framework, Technical Report June, Institute of International Finance. 2, 5
- Kashyap, A. K., Stein, J. C. and Hanson, S. (2010), An analysis of the impact of "substantially heightened" capital requirements on large financial institutions. 5, 11
- King, M. R. (2010), Mapping capital and liquidity requirements to bank lending spreads. 11
- Koehn, M. and Santomero, A. M. (1980), 'Regulation of bank capital and portfolio risk', *The Journal of Finance* **35**(5), 1235–1244. 2, 5, 11
- Kremp, E. and Piot, C. (2014), 'Le ralentissement du crédit bancaire aux PME en France', *Revue d'économie financière* **114**(Juin), 91–103. 2, 4
- Kremp, E. and Sevestre, P. (2013), 'Did the crisis induce credit rationing for French SMEs?', *Journal of Banking & Finance* **37**(10), 3757–3772. 3, 4, 8, 9
- Levieuge, G. (2005), 'Les banques comme vecteurs et amplificateurs des chocs financiers : le canal du capital bancaire', *La Documentation française* **4**(104), 65–95. 1
- Levieuge, G. (2015a), Cohérence et contenu prédictif des indicateurs du Bank Lending Survey pour la France. 1, 4
- Levieuge, G. (2015b), Explaining and forecasting bank loans. Good times and crisis. 2
- Liebig, T., Porath, D., Weder, B. and Wedow, M. (2007), 'Basel II and bank lending to emerging markets : Evidence from the german banking sector', *Journal of Banking & Finance* **31**, 401–418. 2
- Macroeconomic Assessment Group (2010a), Assessing the macroeconomic impact of the transition to stronger capital and liquidity requirements, Technical Report August, Financial Stability Board and Basel Committee on Banking Supervision. 5
- Macroeconomic Assessment Group (2010b), Assessing the macroeconomic impact of the transition to stronger capital and liquidity requirements - Interim report, Technical Report August, Bank for International Settlements. 1, 5
- Miles, D., Yang, J. and Marcheggiano, G. (2011), Optimal bank capital. 5
- Montoro, C. and Rojas-Suarez, L. (2012), Credit at times of stress : Latin American lessons from the global financial crisis. 19
- Murray, M. P. (2005), *Econometrics : a modern introduction*, 1st editio edn, Prentice Hall. 7, 9
- Myers, S. C. and Majluf, N. S. (1984), Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. 11

- Nguyen The, V. (2003), 'Bâle II : Quelles conséquences économiques?', *Conjoncture* . 11
- OECD (2006), 'The SME financing gap : theory and evidence', *Financial Market Trends* **2006**(2), 89–97. 2
- OECD (2007), 'Le financement des PME et des entrepreneurs', *Synthèses* (Février). 2
- OECD (2012), *Financing SMEs and entrepreneurs 2012 : an OECD scoreboard*, OECD Publishing. 2, 11
- Ogawa, K. and Suzuki, K. (2000), 'Demand for bank loans and investment under borrowing constraints : a panel study of Japanese firm data', *Journal of the Japanese and International Economies* **14**(1), 1–21. 3, 4, 9
- Paris Europlace (2014), *Financement en Dette des PME / ETI - Nouvelles Recommandations*, Technical report. 2
- Peek, J. and Rosengren, E. S. (1995a), 'Bank regulation and the credit crunch', *Journal of Banking & Finance* **19**(3-4), 679–692. 5
- Peek, J. and Rosengren, E. S. (1995b), *Small business credit availability : How important is size of lender ?* 2
- Petersen, M. A. (2004), 'Information : Hard and soft'. 18
- Petersen, M. A. and Rajan, R. G. (1994), 'The benefits of lending relationships : Evidence from small business data', *The journal of finance* **49**(1), 3. 6
- Petersen, M. A. and Rajan, R. G. (2002), 'Does distance still matter ? The information revolution in small business lending', *The Journal of Finance* **LVII**(6). 3
- Pons, J.-F. and Quatre, B. (2014), 'L'impact de Bâle III sur les prêts aux PME : L'heure de vérité approche', *Revue d'économie financière* **114**, 233–240. 3
- Rameix, G. and Giami, T. (2011), *Rapport sur le financement des pme-eti par le marché financier*, Technical report. 2
- Reisen, H. (2001), *Will Basel II contribute to convergence in international capital flows ?*, Technical Report May, OECD Development Centre. 2, 5
- Repullo, R. and Suarez, J. (2004), 'Loan pricing under Basel capital requirements', *Journal of Financial Intermediation* **13**(4), 496–521. 6, 11, 18
- Rochet, J.-C. (1992), 'Capital requirements and the behaviour of commercial banks', *European Economic Review* **36**(5), 1137–1170. 2, 5, 11
- Santos, A. O. and Elliott, D. (2012), *Estimating the costs of financial regulation*. 5
- Santos, J. A. C. (2000), *Bank capital regulation in contemporary banking theory : A review of the literature*. 1, 5
- Schizas, E. (2011), *Framing the debate : Basel III and SMEs*, Technical report, The Association of Chartered Certified Accountants. 2
- Slovik, P. and Cournède, B. (2011), *Macroeconomic impact of Basel III*. 5, 10
- Udell, G. F. (2004), 'SME lending : defining the issues in a global perspective'. 6
- Van Gestel, T. and Baesens, B. (2009), *Credit risk management - Basic concepts : financial risk components, rating analysis, models, economic and regulatory capital*, Oxford University Press. 8
- Van Gestel, T., Baesens, B., Van Dijcke, P., Suykens, J. A. K., Garcia, J. and Alderweireld, T. (2005), 'Linear and non-linear credit scoring by combining logistic regression and support vector machines', *Journal of Credit Risk* **1**(4), 31–60. 3, 4
- Voordeckers, W. and Steijvers, T. (2006), 'Business collateral and personal commitments in SME lending', *Journal of Banking & Finance* **30**(11), 3067–3086. 3, 4
- Wooldridge, J. M. (2002), *Econometric analysis of cross section and panel data*, The MIT Press. 7