



HAL
open science

Analyse des effets de la concurrence bancaire sur la stabilité et l'efficacité : une perspective européenne

Aurelien Leroy

► **To cite this version:**

Aurelien Leroy. Analyse des effets de la concurrence bancaire sur la stabilité et l'efficacité : une perspective européenne. Economies et finances. Université d'Orléans, 2016. Français. NNT : 2016ORLE0503 . tel-01477850

HAL Id: tel-01477850

<https://theses.hal.science/tel-01477850>

Submitted on 27 Feb 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.

**ÉCOLE DOCTORALE SCIENCES DE L'HOMME ET
DE LA SOCIÉTÉ**

LABORATOIRE D'ÉCONOMIE D'ORLÉANS

THÈSE présentée par :

Aurélien LEROY

soutenue le : **30 juin 2016**

pour obtenir le grade de : **Docteur de l'université d'Orléans**

Discipline/ Spécialité : **Sciences Économiques**

**Analyse des effets de la concurrence bancaire
sur la stabilité et l'efficacité : une perspective
européenne**

THÈSE dirigée par :

Raphaëlle BELLANDO
Jean-Paul POLLIN

Professeur, Université d'Orléans
Professeur émérite, Université d'Orléans

RAPPORTEURS :

Jean-Bernard CHATELAIN
Laurent WEILL

Professeur, Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne
Professeur, Université de Strasbourg

JURY :

Raphaëlle BELLANDO
Jean-Bernard CHATELAIN
Laurent CLERC
Jean-Luc GAFFARD
Jean-Paul POLLIN
Laurent WEILL

Professeur, Université d'Orléans
Professeur, Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne
Directeur de la Stabilité Financière, Banque de France
Professeur, Université Nice Sophia Antipolis
Professeur émérite, Université d'Orléans
Professeur, Université de Strasbourg

***L'Université d'Orléans n'entend donner aucune approbation ni
improbation aux opinions émises dans les thèses ;
elles doivent être considérées comme propres
à leurs auteurs***

Remerciements

Mes plus vifs remerciements vont d'abord à l'endroit de mes deux directeurs de recherche, Raphaëlle Bellando et Jean-Paul Pollin. Je leur suis infiniment reconnaissant de m'avoir fait confiance, il y a de cela un peu plus de trois ans, en me proposant cette thèse et les remercie pour leur extrême bienveillance à mon égard depuis lors. Au-delà de ces qualités humaines, qu'on leur connaît, je dois ici souligner leurs apports intellectuels à cette thèse. Leur concours m'a en effet permis d'éviter de nombreux écueils et offert, à maintes reprises, des éclairages nouveaux à ma réflexion. Ils laisseront en cela une empreinte profonde sur la manière de penser l'économie. Je leur suis, en outre, reconnaissant de m'avoir laissé une complète liberté dans l'orientation de mes recherches.

Je tiens, ensuite, à adresser mes remerciements à Laurent Weill et Jean-Bernard Chatelain qui m'ont fait l'honneur de bien vouloir rapporter cette thèse. Ma reconnaissance va également à Jean-Luc Gaffard pour avoir accepté d'en présider le jury et Laurent Clerc d'en être suffragant.

Je souhaite, par ailleurs, témoigner de toute ma gratitude envers les enseignants-chercheurs du Laboratoire d'Économie d'Orléans, qui ont contribué à ma formation universitaire depuis mon entrée à l'université d'Orléans en 2008 et donné l'envie de comprendre et transmettre. Je garde, en particulier, d'excellents souvenirs des cours donnés par Christophe Laviolle, Gregory Leveuge, Cyrille Piatecki, Bertrand Maillet, Christophe Hurlin et Patrick Villieu. Chacun d'entre eux a façonné ma pensée et a été source d'inspiration pour les enseignements donnés durant ma thèse.

Tous mes remerciements vont ensuite à mes amis et collègues doctorants rencontrés au cours de ces dernières années. Yannick Lucotte, au premier chef, avec lequel j'ai eu le plaisir de collaborer et à qui cette thèse doit en partie. Sylvain Benoit et Armand Fouejieu, au second chef, dont les discussions et commentaires ont enrichi mes recherches. Eric Yayi, ensuite, pour ses aides précieuses, toujours plein d'entrain, en programmation notamment. Enfin, les personnes suivantes qui, chacun à leur manière, ont participé à ce processus doctoral : Ismaël Issifou, Désiré Kanga, Arslan Tariq, Muhammad Khan, Oana Toader, Alexandra Popescu, Nabila Boukef, Marie-Pierre Hory, Nicolas Cloutens, Leonardo Calcagno, Christian Tagne ainsi que Florian Pradines-Jobert.

Enfin, je tiens à remercier mes parents et grands-parents pour leur soutien et leur affection sans failles. Je leur dédie d'ailleurs cette thèse, auxquels j'associe également Soukanda, qui partage ma vie depuis tant d'années déjà. Je ne saurais dire tout ce que je lui dois et l'importance qu'elle a à mes yeux.

Table des matières

Introduction générale	1
1 Concurrence et stabilité en Union européenne	17
Introduction	19
1.1 Concurrence et stabilité : Une synthèse de la littérature	25
1.1.1 Aspects théoriques	25
1.1.2 Évidences empiriques	36
1.2 Pouvoir de marché et stabilité	44
1.2.1 Fondement et démarche	44
1.2.2 Méthodologie d'estimation : pouvoir de marché, risque individuel et contribution au risque systémique	46
1.2.3 Données, statistiques descriptives et méthodologie empirique retenue	60
1.2.4 Présentation des résultats	70
1.3 Structure de marché et stabilité	82
1.3.1 Fondement et démarche	82
1.3.2 La procyclicité du crédit et son hétérogénéité en Europe	88
1.3.3 Un tétraptyque pour évaluer les structures bancaires et financières en Europe	90
1.3.4 Données et modélisation P-VAR	96
1.3.5 Présentation des résultats	101
1.3.6 Test de sensibilité et extensions	108
Conclusion	118
2 Concurrence et stabilisation monétaire : Une analyse en zone euro	127
Introduction	129
2.1 Analyse empirique de l'influence de la concurrence bancaire sur la transmission des taux d'intérêt	134
2.1.1 Fondement et démarches	134
2.1.2 La transmission des taux d'intérêt au sein de la zone euro est-elle homogène?	136
2.1.3 Présentation des données et de la méthodologie économétrique	142
2.1.4 Résultats empiriques	150
2.2 Canal étroit du crédit et concurrence bancaire	170
2.2.1 Fondement et démarche	170

2.2.2	Présentation de la méthodologie économétrique et des données	174
2.2.3	Résultats empiriques	179
	Conclusion	196
3	Concurrence bancaire et développement économique en Union européenne	201
	Introduction	203
3.1	Concurrence bancaire et croissance économique : Un état du savoir . .	208
3.1.1	Que nous enseigne la théorie?	208
3.1.2	Que nous montrent les données?	213
3.2	Modélisation des effets de la concurrence bancaire sur la croissance économique	217
3.2.1	Modèle de base	217
3.2.2	Concurrence bancaire et croissance économique d'état régulier	222
3.3	Corrélation vs. causalité et les difficultés d'identification	227
3.3.1	Analyse des données et régressions préliminaires	227
3.3.2	Variables instrumentales	243
3.3.3	Croissance et concurrence bancaire : Allocation vs. Accumulation	246
3.4	Concurrence bancaire et croissance de la productivité globale des facteurs	249
3.4.1	Méthodologie empirique	249
3.4.2	Mesures et données	252
3.4.3	Résultats des estimations	256
	Conclusion	272
	Conclusion générale	277

Table des figures

1.1	Inventaire du nombre de crises bancaires systémiques à travers le temps	19
1.2	Concurrence et stabilité : des résultats hétérogènes	22
1.3	Matrice de représentation des mesures de risque et de l'indice de Lerner	62
1.4	Évolution à travers le temps du risque et du pouvoir de marché	64
1.5	Mécanisme de l'accélérateur financier	83
1.6	Cycles d'activité et cycles de crédit en Europe	90
1.7	Structures financières en Europe	95
1.8	Fonction de réponse impulsionnelle du crédit à un choc d'activité . . .	102
1.9	Fonction de réponse impulsionnelle du PIB à un choc sur le crédit . . .	103
1.10	Fonctions de réponse impulsionnelles du crédit à un choc d'activité : Résultats principaux	107
1.11	Fonctions de réponse impulsionnelles du crédit à un choc d'activité : Représentations contrôlant pour les corrélations entre les quatre va- riables structurelles	109
1.12	Fonctions de réponse impulsionnelles : Positionnement alternatif des variables dans le modèle VAR	111
1.13	Fonctions de réponse impulsionnelles du crédit à un choc d'activité : Représentation excluant la Grèce	112
1.14	Fonctions de réponse impulsionnelles du crédit à un choc d'activité : Période d'étude limitée à T1 2000-T3 2008	113
1.15	Comparaison de la procyclicité de l'architecture financière allemande, britannique et française	115
1.16	Fonctions de réponse impulsionnelles du crédit à un choc sur les cours boursiers	117
1.17	Comparaison des probabilités de crise systémique selon l'intensité concurrentielle	124
1.18	Fonctions de réponse impulsionnelles du crédit à un choc d'activité : Indice de Lerner extrait de la base de données de la Banque mondiale .	126
2.1	Canaux de transmission de la politique monétaire	133
2.2	Évolution des taux monétaires et du taux de refinancement principal de la BCE	146
2.3	Évolution de la concurrence bancaire dans la zone euro d'après l'indice de Lerner	148
2.4	Diagramme en boîte (boîte à moustaches) de la concurrence bancaire	149

2.5	Concurrence bancaire et vitesse d'ajustement	162
2.6	Évolution de l'offre et de la demande de crédit	171
3.1	Taux de croissance de l'économie française	204
3.2	Corrélations entre l'indicateur de Boone et la croissance réelle du PIB par tête	235
3.3	Corrélations entre l'indice de Lerner et la croissance réelle du PIB par tête	235
3.4	Corrélations entre l'indicateur de Boone et le développement financier	236
3.5	Corrélations entre l'indice de Lerner et le développement financier . .	236

Liste des tableaux

1.1	Échantillon de banques	61
1.2	Nombre d'observations par pays utilisé pour estimer les fonctions translog	63
1.3	Statistiques descriptives des variables utilisées pour estimer les indices de Lerner	65
1.4	Évolution du pouvoir de marché à travers le temps et selon la méthodologie d'estimation	66
1.5	Statistiques descriptives des variables utilisées dans l'analyse empirique	67
1.6	Pouvoir de marché et risque individuel : Résultats obtenus avec la distance au défaut	72
1.7	Pouvoir de marché et risque individuel : Résultats obtenus avec le Z-score	73
1.8	Pouvoir de marché et risque systémique : Résultats obtenus avec la SRISK	76
1.9	Pouvoir de marché et risques bancaires : Résultats obtenus avec un indice de Lerner ajusté des inefficiences	77
1.10	Pouvoir de marché et risques bancaires : Résultats obtenus avec un indice de Lerner ajusté des coûts de financement	78
1.11	Pouvoir de marché et risques bancaires : Résultats obtenus avec un indice de Lerner avec estimation spécifique à chaque pays	79
1.12	Pouvoir de marché et risque systémique : Résultats obtenus avec une SRISK ajustée	80
1.13	Pouvoir de marché et risques bancaires : Résultats obtenus avec un indice de Lerner macroéconomique	81
1.14	Corrélations entre cycles d'activité et de crédit obtenus à partir d'un filtre HP	91
1.15	Comparaison de l'architecture financière allemande, britannique et française	114
1.16	Statistiques descriptives des indicateurs de structure financière	125
1.17	Définition et source des variables	125
2.1	Transmission de l'Eonia aux taux d'emprunt pour les ménages pour l'acquisition d'un bien immobilier	139
2.2	Transmission de l'Eonia aux taux d'emprunt pour les entreprises non-financières	141
2.3	Moyennes par pays des taux bancaires en zone euro	145
2.4	Bêta-convergence et Sigma-convergence	150

2.5	Tests de cointégration de Westerlund	152
2.6	MG vs. PMG : Test d'Hausman	153
2.7	DFE vs. PMG : Test d'Hausman	154
2.8	Concurrence bancaire et transmission des taux d'intérêt à long terme .	155
2.9	Effet moyen et effet économique sur la transmission des taux de la concurrence bancaire	156
2.10	Concurrence bancaire et transmission des taux d'intérêt à court terme : le cas des ménages	159
2.11	Concurrence bancaire et transmission des taux d'intérêt à court terme : le cas des entreprises	160
2.12	Vitesse d'ajustement (en nombre de mois)	161
2.13	Tests de robustesse	165
2.14	Mesures de concurrence alternatives	165
2.15	Concurrence bancaire et transmission des taux d'intérêt : contrôle pour des facteurs de risque	167
2.16	Canal étroit du crédit et pouvoir de marché : Résultats principaux	183
2.17	Canal étroit du crédit, pouvoir de marché et structure de marché	185
2.18	Canal étroit du crédit et pouvoir de marché : Sensibilité à d'autres variables	187
2.19	Canal étroit du crédit et pouvoir de marché : Taux monétaire alternatif (Eonia)	189
2.20	Canal étroit du crédit et pouvoir de marché : Indice de Lerner ajusté des inefficiences	190
2.21	Canal du crédit étroit et pouvoir de marché : Indice de Lerner ajusté des coûts de financement	191
2.22	Canal étroit du crédit et pouvoir de marché : Indice de Lerner avec estimations spécifiques à chaque pays	193
2.23	Canal étroit du crédit et pouvoir de marché : Sensibilité à la crise	195
2.24	Test de Breusch-Godfrey : Modèle sans concurrence	198
2.25	Test de Breusch-Godfrey : Modèle avec concurrence	198
2.26	Tests de cointégration de Pedroni : Modèle sans concurrence	199
2.27	Tests de cointégration de Pedroni : Modèle avec concurrence	199
2.28	Concurrence bancaire et transmission des taux d'intérêt à long terme : Estimateurs FMOLS et DOLS	200
3.1	Tableau de corrélation des différents indicateurs de concurrence	232
3.2	Statistiques descriptives des indicateurs de concurrence	233
3.3	Définitions des variables de contrôle	234
3.4	Modèle à la Solow-Swan considérant l'indicateur de Boone : Analyse principale	239
3.5	Modèle à la Solow-Swan considérant l'indicateur de Boone : Analyse sur des moyennes de 5 ans	240
3.6	Modèle à la Solow-Swan considérant des indicateurs de concurrence alternatifs	242

3.7	Modèle à la Solow-Swan : La méthode des GMM	246
3.8	Modèle explicatif de la productivité globale des facteurs	248
3.9	Modèle explicatif de l'accumulation du capital	248
3.10	Indicateur de Boone extrait de Clerides <i>et al.</i> (2015)	253
3.11	Concurrence bancaire et croissance de la PGF : Résultats principaux	259
3.12	Concurrence bancaire et croissance de la PGF : Tests de sensibilité à la spécification et à la méthodologie d'estimation	262
3.13	Concurrence bancaire et croissance de la PGF : Mesures alternatives de concurrence bancaire	266
3.14	Concurrence bancaire et croissance de la PGF : Indicateurs alternatifs de dépendance financière	267
3.15	Concurrence bancaire et croissance de la PGF : Variables de contrôle	268
3.16	Concurrence bancaire et croissance de la VA	270
3.17	Concurrence bancaire, croissance des exportations et avantages comparatifs relevés (ACR)	271
3.18	Description et définition des variables	274
3.19	Statistiques descriptives des indicateurs de dépendance financière	275
3.20	Statistiques descriptives de la croissance de la Productivité Globale des Facteurs par pays	275
3.21	Statistiques descriptives de la croissance de la Productivité Globale des Facteurs par secteur	275

Introduction générale

D'un bout à l'autre de l'histoire de l'analyse économique, la concurrence a suscité l'intérêt des plus illustres économistes. C'est ainsi que, dès l'origine de l'économie politique au XVIII^e siècle, les écrits de Hume, Mandeville ou encore Smith se veulent la démonstration que la libre-concurrence entre les intérêts privés, animée par des objectifs égoïstes, conduit naturellement à un résultat positif pour la société ; tel est notamment le sens donné à la métaphore de la « main invisible ». Ce n'est toutefois qu'à partir du XIX^e siècle, début de l'âge de la science selon Schumpeter, que les jalons de la théorie de la concurrence contemporaine vont être posés. À cet égard, les historiens de la pensée discernent trois courants de réflexion distincts.

Le premier, tant dans la chronologie que dans sa résonance jusqu'à nos jours, s'articule autour des travaux de Walras et Pareto notamment, et démontre que la concurrence pure et parfaite, telle qu'elle peut être définie par Knight, aboutit à un équilibre général optimal. Dans ce cadre, toute situation s'écartant du cadre de concurrence pure et parfaite conduit à rompre l'harmonie des intérêts entre producteurs et consommateurs, puisque des firmes en position d'imposer leurs prix ont pour seul et unique effet de réduire la production, ce qui affecte le bien-être de la société.

Le deuxième courant de réflexion naît suite à la remise en cause par l'école autrichienne, d'un certain nombre d'axiomes et de postulats de l'économie néo-classique. Von Mises et Hayek considèrent notamment que la concurrence *per se* n'a pas de sens dans une économie de marché si, comme le stipule l'équilibre de concurrence Pareto-Walrassien, l'information nécessaire à la concurrence existe indépendamment de la concurrence elle-même. En effet, si les agents ont une connaissance parfaite des préférences des uns et des autres, ainsi que des moyens pour produire le plus efficacement possible et acheter au meilleur coût, l'équilibre optimal est, de fait, atteint. Pour l'école autrichienne, la force du mécanisme concurrentiel réside, en fait, dans sa capacité, dans un monde où l'information est imparfaite, à mettre en branle la découverte de l'information, ce qui va donner au marché les moyens d'exercer ses bienfaits, à savoir assurer une meilleure coordination des plans individuels, sans toutefois jamais parvenir à un équilibre parfait de ces derniers. À la différence de ce qu'envisage la théorie néo-classique,

la concurrence n'est alors pas un état, mais foncièrement un processus dynamique de découverte, animé par la rivalité ayant cours entre entrepreneurs. La rivalité pour les profits conduit, en effet, les entrepreneurs à rechercher inlassablement les moyens d'améliorer la qualité ou le prix d'un produit de manière à satisfaire au mieux les consommateurs, ce qui contribue à révéler les règles de comportements du marché et réduit l'incertitude. L'entrepreneur agit donc tel un arbitragiste et est, selon Kirzner, au cœur du processus concurrentiel, qui s'avère véritablement un processus entrepreneurial.

Enfin, il n'est pas possible de retracer les différentes conceptions historiques de la concurrence sans évoquer le courant de pensée initié par Schumpeter. À l'instar de la tradition autrichienne, Schumpeter fait de l'entrepreneur et de la concurrence le moteur de la dynamique économique. Cependant, sa vision du processus concurrentiel entrepreneurial diffère profondément. Schumpeter réfute notamment l'idée que ce dernier constitue une force stabilisatrice, qui permettrait de rapprocher le système de prix de l'équilibre. En effet, il développe l'idée strictement opposée et fait du couple entrepreneur-concurrence une force éloignant de l'équilibre à travers le processus d'innovation. Si l'on passe d'une vision d'un entrepreneur arbitragiste à celle d'un entrepreneur innovateur¹, c'est que, contrairement à l'école autrichienne, Schumpeter convient de l'existence, au point de départ, d'un équilibre de type walrassien (selon les termes de Schumpeter, un « flux circulaire » constant), dans lequel l'information est parfaite et l'incertitude inexistante. Dès lors, dans cette économie stationnaire, qui demeure « un appareil conceptuel abstrait », les profits sont nuls². Les entrepreneurs, qui sont ceux qui cherchent le profit, ont donc intérêt à détruire l'équilibre préexistant en trouvant de « nouvelles combinaisons » de facteurs, c'est-à-dire en innovant. En effet, de cette manière, les entrepreneurs génèrent de l'incertitude qui crée les conditions à l'émergence d'une situation de monopole temporaire permettant de rentabiliser l'innovation. L'entrepreneur, la concurrence imparfaite et l'innovation, tous trois intimement dépendants, fournissent alors une loi d'airain du développement économique à travers l'orchestration du mécanisme de « destruction créatrice », c'est-à-dire d'un processus concurrentiel darwinien entraînant le déclin et l'émergence de nouvelles firmes plus efficaces.

Mais l'analyse schumpétérienne ne se borne pas au triptyque innovation-concurrence-entrepreneur, puisqu'elle introduit, de surcroît, une dimension monétaire à l'explication de la dynamique capitaliste. Les enchaînements réels liés à l'innovation impliquent, en effet, que celle-ci ait été préalablement financée, ce qui force à supposer l'existence d'un système bancaire de crédit. Car, à l'état stationnaire, l'épargne est inexistante dans la représentation de Schumpeter, le système bancaire de crédit ne consiste pas à orienter l'épargne mais à permettre une création de pouvoir d'achat sans épargne *ex-ante*, c'est-à-dire créer de la monnaie *ex-nihilo*. C'est

1. En un sens, l'entrepreneur arbitragiste autrichien se rapproche des gestionnaires routiniers de Schumpeter.

2. « Sans développement, il n'y a pas de profit ; sans profit, il n'y a pas de développement. »

donc grâce à la création monétaire - ce à quoi conduit le crédit bancaire - que l'économie est en mesure d'engendrer de « nouvelles combinaisons » et ainsi de passer d'un état statique à un état dynamique.

D'une approche d'économie pure à une approche d'économie appliquée

Le tableau brossé des différentes conceptions de la concurrence permet d'éclairer l'importance ainsi que le caractère hétéroclite du mécanisme concurrentiel dans une approche d'économie pure, mais il se révèle, somme toute, relativement pauvre d'enseignements dans une optique d'économie appliquée. En effet, les modèles échafaudés se prêtent mal aux recommandations de politique économique, tant ces derniers ont une représentation éloignée de la réalité. Assurément, ce déficit normatif explique alors l'émergence de l'économie industrielle, en tant que discipline autonome, à partir des années quarante. Celle-ci, dont l'objet spécifique est l'étude de la structure des entreprises et des marchés, ainsi que de leurs interactions, va, en effet, fournir de nouveaux outils d'analyse, aussi bien théoriques que statistiques, renforçant la compréhension des mécanismes de la concurrence. Cela œuvra, notamment, de la sorte, à la configuration des politiques concurrentielles mises en place par les États au cours de la seconde moitié du XX^e siècle³. Trois vagues se sont succédé dans cette discipline. Nous faisons, ci-dessous, ressortir les aspects majeurs de chacune d'entre elles.

C'est, d'abord, au lendemain de la seconde guerre mondiale qu'apparaît le premier courant de pensée, qualifié d'école de Harvard et au sein duquel on retrouve des auteurs tels que Bain et Masson. Cette première vague revêt une dimension essentiellement empirique, ses soubassements théoriques étant hérités des travaux antérieurs sur la concurrence imparfaite de Cournot, Stackelberg, Edgeworth ou encore Chamberlin. Le triptyque « Structure - Comportement - Performance » (SCP) constitue, dans ce cadre, le paradigme central sur lequel a fleuri l'ensemble des travaux empiriques de la première vague. L'idée sous-jacente de ce paradigme est que la structure du marché (le nombre de vendeurs, le degré d'homogénéité des produits, la structure des coûts, etc.) détermine le comportement de la firme (sa politique de prix, l'intensité de sa recherche et développement, etc.) et, par ce biais, influe sur les performances de celle-ci (marge commerciale, profits, etc.). Cette représentation du monde a alors conduit les études empiriques à tester l'influence des structures de marché, à savoir essentiellement la concentration et les barrières à l'entrée, sur la performance des entreprises, à partir de données d'entreprises en coupe transversale. En règle générale, il en est ressorti une corrélation positive entre performances et concentration industrielle, ce qui a longtemps été interprété comme la

3. En fait, l'adoption de politiques concurrentielles est bien antérieure. C'est, en effet, en 1890 que le *Sherman Anti-Trust Act*, visant à réguler les cartels, entra en vigueur aux États-Unis. Toutefois, les économistes s'accordent pour dire qu'il s'agissait davantage d'une réaction politique avec des visées court-termistes, qu'une action répondant à un objectif de maximisation du bien-être.

démonstration que davantage de concentration conduit à davantage de pouvoir de marché et, donc, à une perte de surplus pour l'économie. Cette lecture s'est toutefois avérée fallacieuse dans la mesure où pouvoir de marché et concentration sont endogènes, tous deux étant simultanément influencés par le comportement des firmes, notamment. Dès lors, les résultats ne permettent pas de mettre en évidence l'existence d'une quelconque causalité entre concentration et pouvoir de marché. L'erreur d'interprétation est susceptible d'être dommageable pour l'efficacité en conduisant à défendre la mise en œuvre de politiques concurrentielles restreignant les opérations de fusions-acquisitions ou permettant le démantèlement de *trusts*, sans que cela soit nécessairement en mesure d'améliorer le bien-être.

C'est en réaction aux limites du courant *structuraliste*, qu'apparaît, à Chicago, dans les années soixante-dix un nouveau courant de réflexion. Il faut dire que la suspicion bien ancrée des structuralistes envers la concentration et les entreprises de grande envergure s'était, dans les faits, traduite par une politique concurrentielle pro-atomistique assez radicale aux États-Unis, qui commençait à faire peser, chez certains, des craintes sur la compétitivité de l'industrie américaine. Au-delà du fait de porter une vive critique à l'égard des travaux empiriques précédents et d'en discréditer les conclusions, l'école de Chicago, et en particulier Demsetz et Stigler, s'efforcent également de proposer de nouveaux outils d'analyse théorique où la concurrence n'est plus envisagée comme un mécanisme statique, mais comme un processus de sélection dynamique des firmes les plus efficaces. Dans cette conception, les enchaînements du triptyque « SCP » sont inversés. Ce sont le comportement et les performances des entreprises qui expliquent la structure du marché. C'est, en effet, parce qu'une entreprise est efficace qu'elle améliore ses performances et gagne des parts de marché. Les tenants de ce paradigme, et en particulier Baumol, Panzar et Willig, réfutent l'idée que les performances des firmes sur un marché concentré puissent systématiquement s'expliquer par l'exercice « d'un pouvoir de marché déraisonnable », car ils développent parallèlement l'idée de concurrence potentielle et de marché contestable, qui restreint, en l'absence de barrières à l'entrée et à la sortie, ce type de comportement et assure l'efficacité économique. Le pouvoir de marché n'est donc pas nuisible pour la concurrence, mais exprime, au contraire, qu'un marché concurrentiel fonctionne de manière efficiente. En définitive, cette lecture néolibérale implique une intervention des plus limitées de la politique concurrentielle, ce qui est aux antipodes des préconisations du mouvement structuraliste.

Parce que les marchés sont plus complexes que ne l'entendent les tenants de l'école de Harvard ou de celle de Chicago, l'école de la « Nouvelle Économie Industrielle » a tenté de rendre compte de cette complexité propre aux économies concrètes, de façon à parvenir à des recommandations de politiques concurrentielles moins caricaturales. Il s'avère notamment que les paradigmes précédents étaient incapables d'expliquer un certain nombre de comportements stratégiques non coopératifs (prédation par les prix, prédation par les coûts, différenciation verticale

et horizontale des produits) auxquels ont pourtant recours les firmes. L'exigence de compréhension de ces phénomènes, avant tout propres aux oligopoles, a conduit les économistes de cette école, et en particulier Tirole, à utiliser la théorie des jeux dynamiques et parallèlement, à tenir compte des asymétries d'information pouvant exister entre les agents sur un marché. Si la compréhension du fonctionnement des marchés s'est, par ce biais, considérablement améliorée, la force normative s'est parallèlement étioyée, les recommandations de politiques concurrentielles devenant non systématiques, mais propres à chaque marché.

En définitive, en dépit de la relative unanimité des économistes quant aux vertus du mécanisme concurrentiel dans le cadre général, il apparaît qu'il subsiste de très nombreuses interrogations quant à la forme et à l'intensité que doit prendre la politique concurrentielle pour que la société profite des bienfaits de la concurrence. Assurément, ces difficultés d'appréciation ne peuvent alors qu'être exacerbées dès lors qu'on sort de la généralité walrassienne selon laquelle la concurrence est nécessairement favorable. Cette règle générale occulte de nombreux cas particuliers la contestant. Un des secteurs particulièrement sujet à cette remise en cause est le secteur bancaire, pour lequel il n'est pas évident que vaille le primat de la concurrence. Cela commanderait alors une application différenciée de la politique concurrentielle qui pourrait, à l'extrême, prendre la forme d'une politique anti-concurrentielle.

À l'origine des politiques concurrentielles d'exception dans le cadre bancaire

Deux arguments récurrents sont invoqués pour expliquer de potentielles politiques d'exception pour le secteur bancaire. Le premier tient à la vulnérabilité du secteur bancaire à l'instabilité, le second aux imperfections de marché. Ces deux éléments expliquent aujourd'hui le fait que l'activité bancaire ait été *ab initio* jugée comme « spéciale ». Smith notamment en fit part dans la *Richesse des nations* où il justifia la régulation des banques et l'atteinte à leurs libertés naturelles d'entreprendre par les dangers qu'elles font courir à l'ensemble de la société⁴.

4. « To restrain private people, it may be said, from receiving un payment the promissory notes of a banker, for any sum whether great or small, when they themselves are willing to receive them, or to restrain a banker from issuing such notes, when all his neighbours are willing to accept of them, is a manifest violation of that natural liberty which is the proper business of law not to infringe, but to support. Such regulations may, no doubt, be considered as in some respect a violation of natural liberty. But those exertions of the natural liberty of a few individuals, which might endanger the security of the whole society, are, and ought to be, restrained by the laws of all governments of the most free as well as of the most despotical. The obligation of builing party walls, in order to prevent the communication of fire, is a violation of natural liberty, exactly of the same kind with the regulations of the banking trade which are here proposed » (Smith, 1776).

Concurrence et risque

Des deux éléments avancés, la vulnérabilité du secteur bancaire à l'instabilité est, à n'en pas douter, l'idée la mieux ancrée. De toute évidence, la récurrence, dans l'histoire, d'épisodes où la faillite d'une banque importante ou d'un ensemble de petites banques, par effets de contagion, a mis à mal le système financier dans son ensemble et, par ce biais, le système économique, en est à l'origine. Si fragilité et activité bancaire sont si facilement et fréquemment associées, c'est que la fragilité s'avère intrinsèque à l'activité bancaire. Cela s'explique par le fait que la principale raison d'être des banques est de produire des liquidités, ce qui a pour effet notable et particulièrement bénéfique de répondre aux différences de préférences des agents. Par nature, les agents ont, en effet, des préférences potentiellement incompatibles avec la mise en œuvre d'un contrat de dettes. D'un côté, les prêteurs averse au risque désirent des placements liquides, de façon à s'assurer contre des chocs idiosyncratiques pesant sur leurs besoins de liquidité. D'un autre côté, les emprunteurs exigent des emprunts stables et de long terme, de sorte que le projet d'investissement ait le temps de produire des flux de trésorerie suffisant au remboursement. Diamond et Dybvig (1983), dans un article fondateur de la théorie de l'intermédiation financière, montrent que cette équation qui paraît de prime abord insoluble, peut être résolue par l'intermédiaire d'une banque. Une banque a, en effet, l'avantage incommensurable, par rapport à la mise en relation directe des agents, de pouvoir mutualiser les idiosyncrasies des individus et permettre ainsi un partage du risque. Ce faisant, la banque peut alors proposer un contrat de dépôts à vue parfaitement liquide et investir parallèlement ces ressources dans un portefeuille d'actifs dont la maturité est longue.

Cet équilibre est toutefois fragile. Les différences de liquidité, couplées au fait que le portefeuille d'actifs investi soit difficilement cessible, en raison de son faible contenu en information publique, fait supporter un risque d'insolvabilité en cas de retrait soudain des dépôts, autrement dit en cas de panique bancaire. Dans la présentation stylisée de Diamond et Dybvig (1983), la perte soudaine de confiance des déposants dans la capacité de la banque à faire face à ses engagements n'a pas de cause fondamentale, mais réside dans un défaut de coordination des agents suite à l'apparition d'une « tâche solaire »⁵. Cela expliquerait dès lors que des « *mass hysteria* » ou « *mob psychology* » soient historiquement les facteurs déclencheurs principaux des crises bancaires selon Kindleberger (2000). D'aucuns n'adhèrent pas à cette vision et retiennent la possibilité que les crises bancaires aient des causes fondamentales et soient expliquées par l'évolution du cycle des affaires. Les enchaînements sont aisément compréhensibles. Une phase de récession entraîne une baisse de la valeur des actifs qui, elle-même, conduit à une augmentation de la probabilité que la banque ne puisse faire face à ses échéances. Dans ce contexte, Jacklin et Bhattacharya (1988) montrent que les agents peuvent trouver intérêt à anticiper ce risque et retirer leurs dépôts, ce qui accélérerait le déclenchement de la

5. Bhattacharya *et al.* (1998) mettent en exergue des effets analogues.

crise sans pour autant en être à l'origine⁶.

Bien entendu, les mécanismes institutionnels érigés depuis les années 30, au premier chef desquels figurent les mécanismes d'assurance des dépôts, rendent aujourd'hui ces équilibres improbables. Toutefois, les mécanismes mis en exergue sont tout à fait transposables aux autres sources de financement des banques non couvertes par les mécanismes d'assurance. Ainsi, les ruées modernes prendraient désormais la forme d'un tarissement des lignes de crédit interbancaire, des mises en pension ou des crédits court terme sur le marché obligataire.

Parce que le système bancaire est un réseau de connexions, une ruée sur une banque pourrait avoir des répercussions systémiques. Deux modes de contagion peuvent être discernés. Le premier tient aux relations directes contractuelles liant les banques les unes aux autres et pouvant entraîner des effets *domino*. À cet égard, Allen et Gale (2004) ou Freixas *et al.* (2000) mettent en exergue des effets de contagion via les marchés interbancaires. Le second tient aux externalités systémiques provoquées par les incohérences entre ce qui est optimal d'un point de vue individuel et ce qui est optimal au niveau de la collectivité. À cet effet, on pense notamment au fait de détenir des portefeuilles bancaires similaires, qui augmentent les risques de contagion et l'ampleur des chocs. En second lieu, on peut également évoquer les « ventes en catastrophe » (« *fire sales* ») pouvant entraîner des fluctuations de prix des actifs d'une ampleur hors de mesure et conduire à ce qu'un choc isolé affecte l'ensemble des participants à un marché.

Cet ensemble d'éléments justifie l'existence de mécanismes d'assurance des dépôts et le rôle de prêteur en dernier ressort tenu par la banque centrale. Ces réponses optimales à l'existence de risques de passif impliquent néanmoins un lourd tribut, puisqu'elles entraînent des distorsions, qui motiveraient la prise de risques supplémentaires à l'actif des banques. La construction institutionnelle des marchés bancaires contemporains conduit, par conséquent, à ce que l'aléa moral constitue une seconde source de risque.

Si la littérature s'accorde sur le fait que le secteur bancaire est intrinsèquement instable, il reste à comprendre de quelle manière la concurrence pourrait influencer sur les deux sources de fragilité discernées, à savoir (i) les problèmes de coordination et (ii) les incitations à la prise de risque. Sur le premier point, Matutes et Vives (1996) apportent un début de réponse en montrant théoriquement que les défauts de coordination à l'origine des crises systémiques sont indépendants de la structure du marché⁷. Cela signifie qu'une banque en monopole peut être l'objet d'une ruée bancaire. Parallèlement, les auteurs soulignent toutefois que la probabilité de défaut,

6. Gorton (1985, 1988) a une lecture des crises comparables.

7. Goldstein et Pauzner (2005) présentent des résultats aux conclusions divergentes puisqu'ils montrent que l'augmentation de la rémunération des dépôts en raison d'une intensification de la concurrence accroît la probabilité de ruées bancaires.

hors défaut systémique, s'accroît avec le degré de rivalité entre banques. Chang et Velasco (2001) soulignent que, si la concurrence induit davantage d'instabilité, c'est parce qu'elle réduit la capacité des banques à se servir de leur marge d'intermédiation pour absorber un retrait soudain et non anticipé de liquidité. Cela constituerait dès lors, selon les auteurs, une partie de l'explication de l'augmentation des crises bancaires dans le sillage de la phase de libéralisation financière initiée dans les années quatre-vingt. Toujours au sujet des risques de passifs, d'autres, comme Allen et Gale (2004) et Sáez et Shi (2004), soulignent que peu de concurrence sur le marché interbancaire incite les banques à se coordonner et, le cas échéant, à fournir de la liquidité à une banque en difficulté, endiguant par ce biais les risques de contagion. Les conclusions de la littérature sont, en définitive, peu équivoques : la concurrence tend à exacerber les défauts de coordination inhérents à l'industrie bancaire.

Davantage d'attention a été portée, dans la littérature, à l'influence de la concurrence bancaire sur les incitations à la prise de risque. Dans le sillage des travaux empiriques de Keeley (1990), mettant en évidence l'existence d'une relation négative entre pouvoir de marché et prise de risque, de nombreux travaux théoriques ont, en effet, relayé l'idée selon laquelle la concurrence serait une source d'instabilité, fondant ce qu'il est convenu d'appeler le paradigme de la *franchise value*. L'idée générale transverse de ce paradigme est que le pouvoir de marché fournit aux banques des incitations à se comporter prudemment, en augmentant les coûts d'opportunité à la faillite. Cela s'explique par le fait qu'une prise de risque excessive mettrait en danger la situation de rente et, ainsi, les flux futurs pouvant être espérés. De cette manière, le pouvoir de monopole serait en mesure de neutraliser les distorsions induites par les mécanismes d'assurance (Hellmann *et al.*, 2000 ; Matutes et Vives, 2000). Une concurrence intense est ainsi préjudiciable à la stabilité financière, car elle porterait le risque d'aléa moral à son paroxysme, augmentant l'appétence des banques pour le risque. Même si cette idée demeure aujourd'hui encore bien ancrée parmi les économistes et les régulateurs, certains travaux plus récents tendent à nuancer ou contredire le fait que la concurrence soit déstabilisante. Cette remise en cause tient à l'existence d'un écueil important dans les travaux relatifs au paradigme de la *franchise value*. Ces derniers considèrent, en effet, en règle générale, que la concurrence s'exerce uniquement pour la collecte des dépôts. Le portefeuille d'actifs des banques est, dans ce cadre, indépendant de l'intensité concurrentielle et répond à une simple logique d'optimisation d'actifs financiers. Or, en pratique, la concurrence s'exerce tout autant, si ce n'est plus, sur les taux débiteurs. Il en résulte que davantage de pouvoir de marché irait de pair avec des taux débiteurs plus importants, ce qui, selon les enseignements de Stiglitz et Weiss (1981), attiserait les problématiques d'aléa moral. De ce fait, une faible concurrence pourrait augmenter le risque du portefeuille bancaire, dès lors qu'on considère l'existence d'asymétries d'information (Boyd et De Nicoló, 2005 ; Caminal et Matutes, 2002). Au demeurant, même si concentration ne se confond pas nécessairement avec concurrence, l'existence d'assurances implicites *too-big-to-fail* pourrait conduire à ce qu'une faible concurrence augmente la prise de risque. En définitive, la question des liens entre concurrence et stabilité reste ouverte.

Rien n'assure qu'il existe un arbitrage entre concurrence et stabilité, et ce, d'autant plus que les bienfaits de la concurrence en termes d'efficience n'ont rien d'évident dans le secteur bancaire, en particulier en raison de l'existence d'asymétries d'information. Si des politiques d'exception pouvaient être justifiées au regard de menaces pour la stabilité financière, elles pourraient donc également l'être en vertu d'effets sur l'efficience et la croissance.

Concurrence bancaire et efficience

De longue date, les économistes se sont interrogés quant aux effets du secteur financier sur la croissance économique, même si, jusqu'aux années quatre-vingt-dix, cela est resté le domaine de quelques hétérodoxes. C'est ainsi que Schumpeter (1912) est, au début du XX^e siècle, l'un des premiers à mettre au cœur de son analyse le rôle du crédit dans la dynamique des économies. Le crédit est dans sa représentation de l'économie, le chaînon indispensable à la mise en relation des détenteurs de capital avec les créateurs de « nouvelles combinaisons », qui sont le moteur du développement économique. L'analyse des faits économiques du XIX^e siècle conforte l'idée selon laquelle le secteur financier a un effet critique pour le développement économique. Bagehot (1878), par exemple, loue le rôle capital du secteur financier britannique, de par sa capacité extraordinaire à mobiliser l'épargne, en ce qui concerne l'émergence de la première révolution industrielle⁸. Plus tard, Gerschenkron (1962) met, pour sa part, l'accent sur l'influence de la structure du système financier dans la vitalité de la croissance allemande et le déclin relatif du Royaume-Uni entre 1870 et 1914. Le très soudain rattrapage allemand s'expliquerait, en effet, en partie, par la présence d'un petit nombre de grandes banques universelles en Allemagne, dont la principale vertu aurait été d'établir avec les industriels des relations durables ou comme l'écrit Gerschenkron (1962), d'accompagner les entreprises industrielles « *from the cradle to the grave, from establishment to liquidation throughout all the vicissitudes of the existence* », ce qui créerait de la prévisibilité dans un contexte d'incertitude⁹.

En dépit des observations historiques, l'analyse de Schumpeter (1912) n'a eu que peu de résonance chez ses contemporains, d'une part car la crise des années trente tempéra fortement l'intérêt pour l'examen des déterminants de la croissance à long terme,¹⁰ d'autre part car Robinson (1952), notamment, proposa une lecture différente des synchronismes historiques entre développements financier et

8. Hicks (1969) attire l'attention sur le fait que c'est la consolidation du secteur financier britannique à la fin du XVIII^e siècle qui aurait permis cette formidable mobilisation de l'épargne et la dissémination des innovations fondamentales à l'ensemble des secteurs industriels.

9. Dans l'esprit de Gerschenkron (1962), si le Royaume-Uni a été dépourvu de telles institutions, c'est que le caractère plus graduel du processus d'industrialisation a permis une accumulation du capital progressive par autofinancement et n'a pas requis la présence d'institutions fournissant du capital à long terme, ce qui a toutefois fait défaut à l'amorce de la seconde révolution industrielle.

10. Ce n'est en effet qu'en 1934 que « *Theorie der wirtschaftlichen Entwicklung* » (Schumpeter, 1912) fut traduit en anglais.

économique. Selon les propres termes de l'auteur « *where enterprise leads, finance follows* », indiquant en filigrane que l'existence d'opportunités économiques génère les institutions financières nécessaires à leur financement. Un exemple probant est le financement du réseau ferroviaire américain à partir des années 1870, qui a conduit au développement de banques d'affaires aux États-Unis et de marchés de capitaux transatlantiques¹¹. La question de l'influence de la finance pour la croissance économique a toutefois ressurgi de manière éparse à partir des années cinquante. Gurley et Shaw (1955) ont ouvert la voie à ce renouveau en livrant une critique du modèle de croissance keynésien d'Harrod-Dommar et en identifiant de manière analytique une relation positive entre intermédiaires financiers et croissance économique. Dans ce sillage, Goldsmith (1969) consacre une étude extrêmement riche aux implications du développement financier et des structures financières pour le développement économique, avant que McKinnon (1973) et Shaw (1973) mettent en évidence les effets néfastes de la répression financière pour la croissance économique. Malgré ces contributions successives, les limites du cadre conceptuel contraint, jusqu'au début des années quatre-vingt-dix, à prêter aux intermédiaires financiers un rôle accessoire dans la compréhension du développement économique. C'est, en effet, à cette période que le renouveau du paradigme de la croissance permet l'inflexion de cette vision. King et Levine (1993) sont ainsi les premiers à mettre en évidence de manière particulièrement intelligible le rôle du développement financier pour la croissance économique. Contrairement à Schumpeter (1912) en son temps, cette contribution donna, par la suite, lieu à une abondante littérature, rejetant la neutralité du secteur financier pour les développements réels de l'économie.

S'il est dorénavant difficile de nier l'influence du secteur financier sur la croissance économique, il reste à comprendre de quelle manière l'intensité concurrentielle pourrait affecter le comportement des banques et par ce biais la croissance économique. Deux thèses s'opposent dans la littérature. D'un côté, la théorie microéconomique traditionnelle, entendue dans la littérature comme *the market power hypothesis*, souligne que tout écart vis-à-vis de l'état de concurrence pure et parfaite conduit à un équilibre inefficace et à des pertes de bien-être. Spécifiquement, cela induirait, dans le cadre bancaire, des taux d'intérêt sur l'épargne moins importants. En conséquence, le volume macroéconomique d'épargne collectée diminuerait, ce qui affecterait négativement la croissance économique. D'un autre côté, une partie de la littérature bancaire souligne que le pouvoir de marché peut favoriser la croissance. L'hypothèse défendue, désignée sous le terme *information hypothesis*, est qu'un système peu concurrentiel serait favorable à l'établissement de relations de proximité entre banques et emprunteurs sur le long terme, ce qui concourt à faciliter la levée des asymétries d'information, et à réduire les problèmes d'aléa moral et de sélection adverse que cela peut engendrer. Rajan (1992) ou Petersen et Rajan (1995) montrent, dès lors, que, ce faisant, la concurrence bancaire réduit l'accessibilité au crédit pour les entreprises les plus opaques. En relâchant l'hypothèse d'existence de marchés parfaits, l'épargne ne se dirige par conséquent pas nécessairement

11. Pour un exposé détaillé, voir Wilkins (1990).

vers les projets les plus productifs (Dell’Ariccia et Marquez, 2004), ce qui affecte nécessairement la croissance économique.

En définitive, le panorama présenté s’avère particulièrement nébuleux. Dans ce contexte, il est difficile de porter une appréciation sur les bienfaits de la concurrence dans le cadre bancaire, faisant de l’analyse des effets de la concurrence sur la stabilité et l’efficacité un champ de recherche qui demeure à explorer.

Doit-on stimuler la concurrence dans l’industrie bancaire européenne ?

La question posée dans cette thèse est de savoir si la concurrence doit être stimulée dans l’industrie bancaire européenne. À la lumière des développements précédents, cette thèse vise donc deux objectifs complémentaires. Le premier objectif consiste, d’abord, à évaluer les répercussions de la concurrence sur la stabilité. Pour répondre à ce premier objectif, deux approches complémentaires sont possibles : la première réside dans l’analyse des liens entre concurrence bancaire et stabilité financière, la seconde repose sur l’examen des effets de la concurrence bancaire sur l’efficacité des instruments de politique monétaire servant à la stabilisation macroéconomique. Le second objectif de cette thèse est, ensuite, d’apprécier les répercussions de la concurrence sur l’efficacité dans un cadre d’équilibre général. En conséquence, nous chercherons à évaluer les incidences potentielles pour la croissance économique d’une accentuation de la concurrence dans l’industrie bancaire.

Les objectifs poursuivis impliquent un cadrage spatio-temporel préalable. Sur le plan temporel, se demander si l’on doit aujourd’hui stimuler la concurrence dans l’industrie bancaire implique de mener des recherches empiriques à l’aune d’une ou deux décennies. Le temps de la décennie semble, en effet, être le plus à même de conduire à des préconisations de politique économique affranchies des anachronismes et/ou des changements de configurations institutionnelles inhérents à de longues périodes. Sur ce point, il est manifeste que le système financier des années quatre-vingt diffère très sensiblement du système financier actuel. Dans ces conditions, le point de départ de notre recherche doctorale a été fixé à l’année 1999, date à laquelle le processus d’intégration financière en Europe connut un saut important. De façon à porter l’appréciation la plus fiable possible concernant les effets de la concurrence, nos recherches s’étendront jusqu’aux années les plus récentes, dans la limite de la disponibilité des données. Quoi qu’il en soit, l’intervalle d’étude comprend, dans l’ensemble des cas, la crise financière de 2007-2008. En conséquence, notre analyse se nourrit des questions soulevées par cette crise ainsi que des enseignements ayant pu en être tirés. Trois observations, très largement partagées, ont influé sur la manière de traiter les questionnements de cette thèse et ont trait (i) aux déficiences de la régulation microprudentielle et à l’impératif de définir des politiques à caractère macroprudentiel, (ii) aux difficultés de transmis-

sion de la politique monétaire et, dans le cadre européen, à sa forte hétérogénéité, et (iii) aux besoins de définir un nouveau modèle de croissance plus soutenable et à la nécessité imbriquée de stimuler l'innovation.

Sur le plan spatial, le périmètre d'étude de cette thèse se borne, au plus large, à l'Europe politique des quinze¹² et peut, dans certains cas, être circonscrit à la seule zone euro dans sa configuration de 2001, c'est-à-dire limitée à douze pays de l'Europe des quinze¹³. Plusieurs traits saillants de cet ensemble politique en font, selon nous, un laboratoire d'étude particulièrement intéressant. En premier lieu, la zone rassemble des économies, à quelques exceptions près, installées sur une trajectoire de développement comparable, mais qui possèdent, en revanche, des structures bancaires très disparates. Dès lors, cette segmentation des marchés permet de comparer les performances des différentes économies en termes de stabilité et de croissance à la lumière des différentiels bancaires. En second lieu, les différents pays membres de l'Union Européenne à quinze se sont engagés dans un processus d'intégration croissant des marchés bancaires avec notamment l'adoption du Plan d'Action pour les Services Financiers (*Financial Services Action Plan (FSAP)*) en 1999, la publication du Livre blanc des services financiers en 2005, qui a constitué la feuille de route de la Commission Européenne jusqu'à la crise, et enfin, plus récemment, la création d'une union bancaire, qui devrait conduire, à terme, à l'émergence d'un marché unique des services financiers. L'ambition en la matière nécessite toutefois, au préalable, de s'entendre sur la structure que doit prendre le système financier à l'échelle européenne afin d'assurer sa résilience suite à des chocs et la meilleure allocation possible du capital, ce qui appelle des recherches en ce sens. En dernier lieu, les différentes économies analysées partagent, pour partie, une politique de la concurrence uniforme des services financiers et sont assujetties à des règles communes en matière d'aides étatiques à destination de l'industrie bancaire. De ce fait, le périmètre d'analyse coïncide avec le périmètre institutionnel, ce qui est susceptible de renforcer les implications en termes de politique économique de cette thèse.

Structure de la thèse

Afin de répondre aux différents objectifs énoncés, cette thèse s'articule en trois chapitres distincts. Le propos du chapitre premier est de livrer une analyse de l'influence de la concurrence bancaire sur le risque à caractère systémique. Cette analyse entre en résonance avec la crise financière de 2007-2008, ayant conduit à un renouveau de la réflexion sur la notion de risque de système ainsi que sur le rôle des structures concurrentielles dans son développement. Face à l'abondance de contributions sur le sujet, il est d'abord, dans ce chapitre, dressé une revue des

12. L'Europe des quinze comprend : l'Autriche, la Belgique, le Danemark, la Finlande, la France, l'Allemagne, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, le Luxembourg, les Pays-Bas, le Portugal, la Suède, l'Espagne, le Royaume-Uni.

13. Les trois économies de l'Europe des quinze hors zone euro sont le Danemark, la Suède et le Royaume-Uni.

enseignements de la littérature. Au-delà du fait que les effets de la concurrence soient ambigus, il est également patent que la littérature recueillie a principalement focalisé son attention sur des mesures de risque et de fragilité individuels, ignorant de fait très largement les risques à l'échelle du système. Alors que l'idée selon laquelle une approche *bottom-up*, seule, permettait de jauger la stabilité du système a pu faire illusion pendant deux décennies, l'expérience de la crise a enjoint de compléter l'examen des risques par une approche *top-down*. Dans cet esprit, et dans le sillage notamment des débats et travaux questionnant sur l'opportunité de la mise en place de politiques macroprudentielles, nous proposons deux études, dans le chapitre 1, afin d'étudier les effets de la concurrence sur les deux dimensions du risque systémique : (i) la stabilité du système en coupe, c'est-à-dire la distribution du risque entre les différents acteurs du système ; (ii) la stabilité du système à travers le temps, qui renvoie à la procyclicité de nos systèmes financiers et l'apparition de bulles financières.

Notre première contribution étudie ainsi la répartition du risque systémique, mesurée par la SRISK (Acharya *et al.*, 2012a ; Brownlees et Engle, 2015), au sein du système bancaire européen et met en évidence le rôle prépondérant du pouvoir de marché dans la distribution de ce dernier. Il s'avère, en particulier, que le pouvoir de marché tend à accentuer la contribution des banques au risque systémique. Le signe de la relation trouvée accrédite la thèse d'une concurrence aux effets stabilisateurs, réfutant alors l'existence d'un quelconque arbitrage entre stabilité et concurrence. Sachant que la majorité des études considèrent encore aujourd'hui des mesures de risque individuel, nous avons, par ailleurs, testé l'influence du pouvoir de marché sur la fragilité individuelle. Dans ce cadre, nous parvenons à des résultats strictement opposés. Davantage de pouvoir de marché conduit les banques à prendre moins de risques. On pourrait alors, sous couvert de ces résultats, convenir de l'existence d'un arbitrage entre concurrence et stabilité. La contradiction des résultats pose, dès lors, la question du bien-fondé des études considérant des mesures de risque individuel et nous a conduit à nous interroger sur les causes sous-jacentes à ces divergences de résultats.

Puisque le risque systémique admet une double dimension, nous étudions, dans un second temps, toujours dans le chapitre 1, l'influence de la concurrence bancaire sur la procyclicité des systèmes financiers. La démarche contraste avec celle entreprise pour étudier la distribution du risque entre acteurs (dimension transversale). L'analyse microéconomique fait effectivement place à une analyse conduite à l'échelle macroéconomique pour l'ensemble des pays européens. Dans cette perspective, notre attention se porte sur la procyclicité du système financier. Faisant appel à la théorie de l'accélérateur financier (Bernanke et Gertler, 1989 ; Kiyotaki et Moore, 1997 ; Bernanke *et al.*, 1999), mais aussi aux travaux sur les cycles financiers de Minsky notamment, notre propos est dans ce cadre, au regard du cycle précédent la crise de 2007-2008, de tester l'implication des structures concurrentielles dans la propagation d'un choc réel à la sphère financière, à l'origine

des développements cycliques du crédit. Après avoir caractérisé l'hétérogénéité de la procyclicité du crédit en Europe, nos recherches mettent en évidence un effet tangible de la concurrence bancaire sur la procyclicité des systèmes bancaires. Il apparaît effectivement que la concurrence concourt à renforcer la stabilité et la résilience du crédit suite à un choc. La limitation des effets de propagation à la sphère financière induirait, par conséquent, un mécanisme d'accélérateur financier de plus faible ampleur. Nous faisons l'hypothèse que ces résultats empiriques tiennent à la plus grande efficacité des systèmes concurrentiels. Au final, la conjonction des deux angles d'analyse du risque systémique dans ce chapitre conduit à rejeter l'hypothèse d'existence d'un arbitrage entre concurrence et stabilité dans l'industrie bancaire européenne.

La matérialisation du risque systémique étant à l'origine de fluctuations, cela conduit, en conséquence, à se poser la question de l'efficacité des politiques de stabilisation macroéconomique. L'objet du chapitre 2 est de faire apparaître que l'efficacité de la politique monétaire est subordonnée, pour partie, à la concurrence dans l'industrie bancaire. Après avoir développé les arguments théoriques nous amenant à penser que la concurrence bancaire affecte l'efficacité de la transmission monétaire, nous distinguons deux canaux de transmission pour lesquels la concurrence bancaire pourrait avoir une incidence : (i) le canal des taux d'intérêt et (ii) le canal du crédit bancaire.

Notre première analyse empirique, dans le chapitre 2, porte sur l'incidence de la concurrence bancaire sur la transmission des taux d'intérêt dans la zone euro. L'étude s'appuie sur une littérature riche, ayant notamment mis en évidence le caractère extrêmement hétérogène, tant dans l'ampleur que dans la vitesse, de la transmission des taux d'intérêt au sein des pays membres de la zone euro. Alors que le développement de l'intégration financière et monétaire en Europe avait conduit à une réduction de l'hétérogénéité dans la transmission des taux et à une accentuation de la convergence des conditions financières, la crise de 2007-2008 a enrailé ce processus. Les conditions financières des ménages et des entreprises sont devenues extrêmement hétérogènes au sein de la zone. Cette fragmentation met en cause l'efficacité des politiques menées par la BCE. Cela constitue, par ailleurs, un élément de réflexion sur l'optimalité de la zone monétaire. La limitation de ces hétérogénéités constitue, en conséquence, une des priorités de l'institution monétaire européenne afin d'assurer sa pérennité à long terme (ECB, 2012). Bien entendu, l'hétérogénéité des conditions financières ne peut pas avoir pour unique origine des facteurs structurels. Elle est en grande partie la résultante de facteurs de risque, par nature conjoncturels et qui appellent à des politiques d'ordre différent. Néanmoins, nos analyses préliminaires indiquent que l'hétérogénéité et l'inefficacité de la transmission monétaire ne sont pas des phénomènes spécifiques à la crise. En effet, la période antérieure à celle-ci révèle également de fortes disparités. Cela étaye ainsi le fait que des facteurs structurels affectent la transmission de la politique monétaire. À partir d'un modèle à correction d'erreur adapté à des données de panel, nous ob-

servons ainsi que la concurrence bancaire influence significativement et de manière positive l'ampleur ainsi que la vitesse de transmission des taux d'intérêt monétaires aux taux bancaires en zone euro. Il en résulte que la stabilisation macroéconomique gagnerait en efficacité dans les systèmes bancaires plus concurrentiels. Dans le contexte européen, où la politique monétaire est « *one size fits all* », ces résultats appellent, par ailleurs, à davantage de convergence des structures bancaires afin d'assurer une transmission plus homogène de la politique monétaire. Outre ces résultats principaux, la spécification empirique retenue nous permet également de mettre en évidence les effets bénéfiques de la concurrence sur le niveau des taux.

Parce que Bernanke et Blinder (1988) ont suggéré que la politique monétaire avait des effets additionnels au canal des taux d'intérêt, en mettant en évidence le fait qu'une modification de la politique de taux de la banque centrale affecterait le coût et la disponibilité du crédit dans une ampleur plus importante qu'une simple baisse du taux sans risque, nous explorons également dans ce chapitre 2 l'effet de la concurrence sur ce canal additionnel de transmission. Ce canal appelé « canal du crédit » est communément divisé en deux branches : le canal du bilan et le canal du crédit bancaire (Bernanke et Gertler, 1995). Le premier conçoit qu'une modification des taux directeurs affecte la valeur des actifs et des flux de trésorerie des agents emprunteurs et, par ce biais, leur solvabilité qui détermine elle-même la prime de risque payée. Le canal du crédit bancaire soutient, pour sa part, que la politique monétaire affecte directement l'offre de prêt proposée par les banques. Cela étant, le canal du crédit bancaire n'est pas indépendant des intermédiaires financiers. Il a d'ailleurs été mis en évidence, dans la littérature, que la taille, la capitalisation ainsi que la liquidité des intermédiaires financiers modifient les répercussions d'un choc de politique monétaire. À partir de micro-données bancaires, nous contribuons donc à ce champ de littérature en menant un examen de la portée du pouvoir de marché sur le canal du crédit bancaire. Nos résultats attestent que le pouvoir de marché, outre un effet direct sur l'offre de crédit, en étant associé avec une croissance des prêts en moyenne plus importante, a également des effets indirects sur l'offre de crédit via le canal du crédit bancaire. Parce que les banques ayant du pouvoir de marché seraient en mesure d'avoir une prime de financement externe moins sensible aux modifications des taux d'intérêt et une capacité plus grande à lisser de manière inter-temporelle les chocs, elles auraient une offre de prêts moins sensible aux chocs de politique monétaire.

Finalement, dans le chapitre 3 de cette recherche doctorale, il est question des effets de la concurrence bancaire sur la croissance économique. En effet, même si réfuter que la concurrence soit déstabilisatrice, comme nous conduisent à le faire les chapitres 1 et 2, est nécessaire, cela reste néanmoins insuffisant pour déterminer si l'Union Européenne gagnerait à ce que la concurrence dans l'industrie bancaire soit accentuée. Afin d'analyser les effets de débordements de la concurrence bancaire sur l'économie réelle, le chapitre 3 procède en trois phases. La première consiste à formuler des hypothèses de recherche théoriques. L'objectif est, par ce

biais, de répondre aux ambiguïtés théoriques qui prévalent dans la littérature et qui ont donné lieu à l'émergence de deux hypothèses antinomiques : l'hypothèse du *pouvoir de marché* et l'hypothèse de *l'information*. Dans cette optique, nous étendons le modèle de croissance néo-schumpétérien d'Aghion et Howitt (1998), en modélisant explicitement la présence d'un secteur bancaire, défini par un niveau de concurrence exogène. La modélisation proposée permet alors de mettre en évidence le fait qu'une plus forte concurrence dans l'industrie bancaire réduit la disponibilité du crédit, à savoir, dans notre modèle, la probabilité qu'un entrepreneur-innovateur soit financé. Si la disponibilité du crédit est affectée, c'est en raison de l'existence de phénomènes de sélection adverse, qui obligent la banque à investir préalablement à la mise en œuvre d'un contrat dans une technologie de filtrage *ex-ante* des agents. Or, la capacité d'investissement dans la technologie de filtrage est dépendante de l'ampleur des flux futurs escomptés, qui dépend elle-même de la capacité des banques à tirer profit de la réussite du projet entrepreneurial. Toutefois, notre modèle met parallèlement en évidence le fait que le pouvoir de marché bancaire réduit les incitations des entrepreneurs-innovateurs à innover. En somme, nos résultats corroborent, par conséquent, en partie, ceux de Petersen et Rajan (1995) dans le cadre d'un modèle de croissance, sans acter pour autant que la concurrence bancaire est nécessairement néfaste.

Afin de tester, parmi l'effet *disponibilité du crédit* et *incitation à l'innovation*, lequel a davantage d'influence sur la croissance économique, nous procédons, dans la deuxième phase de ce chapitre, à un examen empirique des relations entre concurrence bancaire et croissance économique. Parce que ce champ de recherche a été peu étudié, nous procédons, à un examen graduel de cette relation en suivant la trajectoire prise par l'abondante littérature sur les liens entre développement financier et développement économique. Deux résultats ressortent de cette analyse. En premier lieu, malgré des biais potentiels nous obligeant à être prudent vis-à-vis des résultats, le pouvoir de marché bancaire ne semble pas être à l'origine d'effets néfastes pour la croissance économique. En second lieu, il apparaît que c'est principalement via l'allocation du capital que la concurrence bancaire pourrait affecter négativement la croissance économique.

Tenant compte de ces deux résultats, nous révisons dans la troisième phase de ce chapitre, d'une part, notre stratégie empirique afin d'obtenir des résultats moins équivoques et nous nous intéressons, d'autre part, aux effets de la concurrence sur la croissance de la productivité globale des facteurs (PGF), à savoir l'évolution du progrès technique. À cet égard, nous appliquons l'approche en double différence de Rajan et Zingales (1998) et testons ainsi si les secteurs industriels les plus dépendants du financement externe, et donc davantage soumis à l'influence du secteur bancaire, sont caractérisés par une croissance plus importante de leur productivité globale des facteurs, dans les économies où la concurrence est moins importante. En fin de compte, les résultats de cette ultime analyse permettent d'affirmer l'influence significative du pouvoir de marché bancaire pour la croissance économique.

Chapitre 1

Concurrence et stabilité en Union européenne

« La théorie, confirmée par l'expérience historique, suggère que la configuration la plus propice au risque de système est la suivante : grande importance des marchés, absence de séparations entre les banques et les autres activités, faible concentration. »

Aglietta, 1992

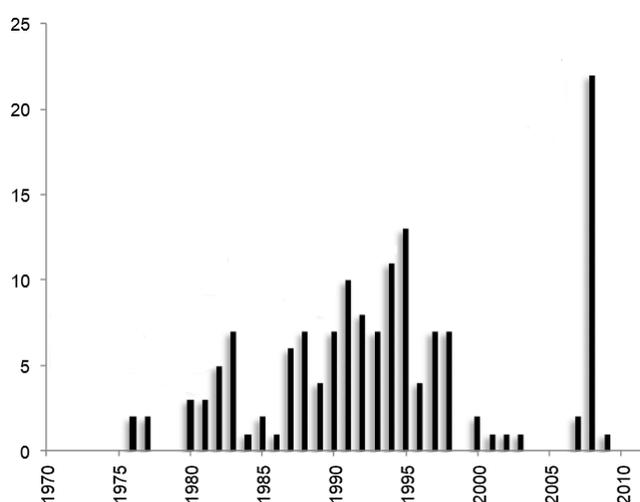
Sommaire

Introduction	19
1.1 Concurrence et stabilité : Une synthèse de la littérature	25
1.1.1 Aspects théoriques	25
1.1.2 Évidences empiriques	36
1.2 Pouvoir de marché et stabilité	44
1.2.1 Fondement et démarche	44
1.2.2 Méthodologie d'estimation : pouvoir de marché, risque individuel et contribution au risque systémique	46
1.2.3 Données, statistiques descriptives et méthodologie empirique retenue	60
1.2.4 Présentation des résultats	70
1.3 Structure de marché et stabilité	82
1.3.1 Fondement et démarche	82
1.3.2 La procyclicité du crédit et son hétérogénéité en Europe	88
1.3.3 Un tétraptyque pour évaluer les structures bancaires et financières en Europe	90
1.3.4 Données et modélisation P-VAR	96
1.3.5 Présentation des résultats	101
1.3.6 Test de sensibilité et extensions	108
Conclusion	118

La montée de l'instabilité financière est, sans conteste, un phénomène marquant de la période récente. L'expérience de la « Grande récession » offre une illustration tangible de cet état de fait et rappelle à quel point les crises bancaires se révèlent être dévastatrices.

Les données du FMI sur le recensement des crises bancaires de nature systémique permettent de saisir l'étendue du phénomène. Comme l'illustre le graphique 1.1, jamais, au cours des quatre dernières décennies, le nombre de crises bancaires systémiques simultanées n'a été si important. L'instabilité financière n'est pas, pour autant, un trait spécifique à la période présente. Le graphique témoigne que l'économie mondiale a été, au cours des dernières décennies, frappée par une multitude d'épisodes de crises bancaires systémiques, comme, chronologiquement, la crise des économies d'Amérique latine, des économies en transition, des économies d'Amérique centrale et finalement des économies asiatiques en 1998. L'examen des crises bancaires sur une très longue période ne ferait du reste que confirmer la récurrence des crises bancaires à travers le temps¹. Kindleberger (2000) montre, en effet, que l'histoire financière est ponctuée de crises bancaires, laissant penser qu'il s'agit d'une caractéristique inhérente au capitalisme.

FIGURE 1.1 – Inventaire du nombre de crises bancaires systémiques à travers le temps



Source : La figure représentée est tirée de l'article de Valencia et Laeven (2012).

Les efforts considérables déployés pour comprendre mais aussi pour restreindre

1. L'examen de séries longues mettrait de surcroît en évidence l'existence de cycles de crises. D'après les recensements effectués, les crises bancaires ont, en effet, été peu nombreuses sur la période 1890-1914 ou encore sur la période 1945-1970, par exemple.

l'instabilité financière observée ces dernières années s'expliquent sans aucun doute par l'universalité du phénomène et, en particulier, par son influence sur l'occident, mais également par l'ampleur des répercussions sur la sphère réelle. La question du coût des crises peut être abordée de deux manières distinctes, soit en analysant les répercussions budgétaires, soit en estimant les pertes de croissance à court, moyen ou long terme. Sur le volet budgétaire tout d'abord, les statistiques du FMI indiquent que les stratégies de sauvetage des banques, durant les crises bancaires recensées sur la période 1980-2011, ont eu un coût médian évalué à six pour cent du PIB. Si l'on prend en considération, en prime, les coûts budgétaires indirects induits par l'épisode récessif suivant la crise bancaire ou par l'augmentation des taux de refinancement souverains, on constate que les crises bancaires pèsent beaucoup plus lourdement sur les finances publiques. Toujours sur la période 1980-2011, il apparaît que l'augmentation médiane de la dette publique sur les quatre années qui suivent une crise s'élève à 14% (Claessens *et al.*, 2012; IMF, 2015)². Outre l'incidence budgétaire, les crises bancaires ont également un fort effet récessionniste et pourraient avoir des effets d'hystérésis (Blanchard et Summers, 1986) en affectant le potentiel de croissance par une multitude de canaux (réduction de l'accumulation de capital, destruction de capital humain, etc.). En guise d'illustration, Reinhart et Rogoff (2014) rapportent qu'en moyenne, les économies mettent huit ans après une crise bancaire systémique pour recouvrer leur niveau de revenu d'avant crise.

Les statistiques avancées sont éloquentes sur le caractère dispendieux des crises bancaires. La recherche économique a, en conséquence, cherché à isoler les facteurs explicatifs de ces crises en vue d'en limiter les manifestations à l'avenir. Les explications données aux crises bancaires s'avèrent très hétérogènes en recouvrant différents champs d'analyse, qu'ils soient microéconomiques ou macroéconomiques. Ainsi, au niveau macroéconomique, des facteurs tels que les déséquilibres mondiaux (de la demande globale, par exemple) ayant fait suite à la crise asiatique ou à la faiblesse des taux d'intérêt aux États-Unis sont souvent cités comme étant la cause de la formation des bulles sur les marchés immobiliers notamment, mais également sur les marchés boursiers qui ont conduit à la crise financière de 2007-2008 par exemple. Au niveau microéconomique, la pensée dominante a pointé le surendettement des agents, les systèmes de rémunération tels qu'ils ont pu se développer dans l'industrie bancaire ou encore certaines innovations financières comme autant d'éléments en mesure d'expliquer la propension des agents à alimenter ces bulles et à prendre des risques excessifs à l'origine de la crise traversée.

Outre ces différents facteurs, la libéralisation financière et de manière plus spécifique, la concurrence bancaire ont également été présentées (suite à la crise financière de 2007-2008, mais également dans le prolongement de nombreuses crises précédentes) comme des facteurs déterminants de l'instabilité financière. La question posée dans ce chapitre est alors : quelle est l'influence de la concurrence

2. Ces statistiques masquent une grande hétérogénéité. Les crises les plus coûteuses ont, en effet, entraîné une augmentation de plus de 40% de la dette publique.

bancaire sur l'instabilité financière ?

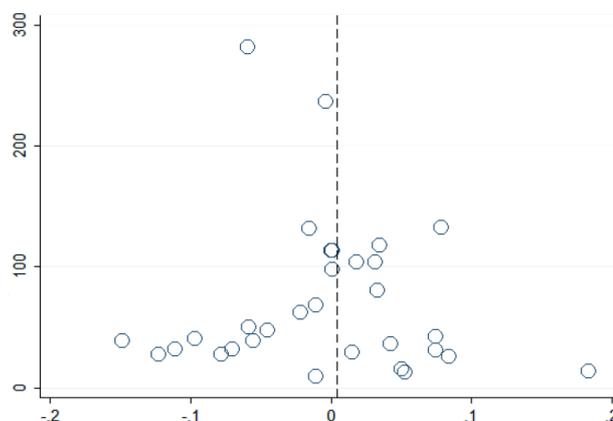
Disons-le d'emblée, la concurrence a traditionnellement été perçue, tant par les régulateurs que par les académiques, comme une source d'instabilité. Selon la thèse de la *franchise value* (Marcus, 1984 ; Keeley, 1990), le pouvoir de marché réduirait les incitations à la prise de risque. Les entités financières protégeraient leur situation de rente en investissant dans des actifs moins risqués ou en se couvrant davantage. L'unanimité de cette idée a longtemps conduit la régulation bancaire à se montrer prudente vis-à-vis des vertus de la concurrence, lucide sur le fait que cela pourrait être un obstacle à la stabilité financière et que cela pourrait desservir son objectif principal. Carletti (2008) souligne, en ce sens, que la politique concurrentielle des banques en Europe a bénéficié, dès l'origine, d'exceptions aux principes hiératiques de la concurrence. Les faits, et en particulier la crise des *savings and loan*, les caisses d'épargne américaines, en 1987, ainsi que la crise japonaise durant la décennie quatre-vingt-dix, suivant immédiatement la mise en concurrence des marchés bancaires, ont accrédité la méfiance à l'égard de la concurrence et ont semblé justifier le statut spécial accordé aux banques ; d'autant plus que la littérature consacrée s'accordait alors sur les méfaits de la concurrence en termes d'instabilité (Keeley, 1990 ; Matutes et Vives, 2000 ; Hellmann *et al.*, 2000).

Cette quasi-unanimité a toutefois été plus récemment contestée. Boyd et De Nicoló (2005) insufflent une nouvelle tournure à la littérature théorique, en soulignant que la concurrence pourrait réduire les risques dans le secteur bancaire. La baisse des taux, engendrée par la concurrence, inciterait les entreprises, selon le modèle développé, à investir dans des projets moins risqués - la baisse des taux réduisant l'aléa de moralité. D'autres émettent l'idée que la concurrence pourrait contenir les problématiques d'aléa de moralité dues au *too-big-to-fail* (Mishkin, 1999) ou augmenter la diversité du système, et, de ce fait, limiter l'instabilité financière.

Ces controverses théoriques sur les liens entre concurrence et stabilité n'ont pas pu être tranchées sur le volet empirique. L'abondante littérature empirique parvient, en effet, à des résultats contradictoires. Ainsi, alors que les études de Berger *et al.* (2009), Turk-Ariss (2010), Jiménez *et al.* (2013) et Fungavcova et Weill (2013) par exemple, concluent à l'existence d'un arbitrage entre concurrence et stabilité, les travaux de Boyd *et al.* (2006), Schaeck *et al.* (2009), Uhde et Heimeshoff (2009) et Schaeck et Cihák (2014) aboutissent à des résultats opposés et réfutent donc l'existence d'un tel arbitrage. Le graphique 1.2 qui suit, issu de la méta-analyse d'Havranek et Zigravova (2015) constitue une illustration probante de la disparité de la littérature empirique.

Les ambiguïtés de la recherche économique sur la relation entre concurrence et instabilité financière ont conduit à s'intéresser de près à cette question, afin d'apporter de nouvelles réponses, nourries de l'expérience de la crise financière de 2007-2008 et des réflexions qui ont suivi. Le propos de ce premier chapitre est ainsi

FIGURE 1.2 – Concurrence et stabilité : des résultats hétérogènes



Note : La figure représentée est tirée de l'article d'Havranek et Zigrainova (2015) et fait part de l'hétérogénéité des effets estimés de la concurrence sur la stabilité dans la littérature en se basant sur un panel de 37 études publiées sur le sujet. Sur l'axe des abscisses figurent les coefficients estimés des 37 études. L'axe des ordonnées indique la précision des estimations (1/SE).

de livrer une analyse des effets de la concurrence bancaire et plus largement des structures de marché sur la prise de risque individuel et sur le risque à caractère systémique. C'est d'ailleurs sur ce second aspect du risque que se concentreront principalement les développements de ce chapitre.

En effet, on peut regretter que jusqu'alors la littérature, dont nous avons brossé un tableau concis, ait eu une lecture de l'instabilité financière majoritairement fondée sur une conception micro-prudentielle des risques, c'est-à-dire reposant sur des mesures de risque établies au niveau des entités bancaires, même si celles-ci sont parfois agrégées. Or, un des enseignements incontestables de la crise est que les méthodes micro-prudentielles présentent des lacunes pour mesurer fidèlement les risques. En effet, le risque de système ne peut pas être considéré comme une juxtaposition de risques individuels, qui impliqueraient l'indépendance des risques d'une entité à l'autre, et donc l'absence d'interactions entre les différents acteurs du système financier. Aussi, l'intérêt porté de longue date déjà par Borio (2003) ou Aglietta (2003) pour des indicateurs de risque plus englobantes et évaluant le risque systémique, a été renouvelé et décuplé suite à la crise. Alors que la littérature a longtemps été confrontée à de grandes difficultés, tant conceptuelles que statistiques, pour définir le risque systémique, la crise financière de 2007-2008 a conduit à l'émergence d'une littérature abondante sur ce sujet, permettant d'améliorer l'évaluation du risque.

De ce qui précède, il découle que la relation entre concurrence et vulnérabilité pourrait se trouver modifiée en considérant des mesures de risque macro-systémique, ce qui justifie, dès lors, de nouvelles recherches. Dans cet esprit, nous

proposons, dans ce chapitre, deux études afin de prendre en compte cette dimension systémique du risque, jusqu'alors trop souvent ignorée dans les études analysant les effets de la concurrence sur la stabilité. Cette analyse duale s'explique par le fait que le risque de système peut être appréhendé à travers deux dimensions principales : (i) la stabilité du système en coupe, c'est-à-dire la distribution du risque à travers les différents acteurs du système ; (ii) la stabilité du système à travers le temps, qui renvoie à la procyclicité de nos systèmes financiers et à l'apparition de bulles financières³. Dans le cadre de notre analyse, cela conduit à distinguer, d'une part, l'étude des effets de la concurrence sur la stabilité financière et, d'autre part, les effets de la concurrence sur la volatilité macroéconomique.

Le premier axe de recherche étudie ainsi la répartition du risque agrégé à travers les individus composant le système bancaire européen et met en évidence l'effet déterminant du pouvoir de marché dans la distribution de ce dernier. On constate, en effet, que les banques disposant d'un pouvoir de marché plus important contribuent de manière plus prépondérante à l'accentuation du risque systémique. Le signe de la relation trouvée accrédite ainsi la thèse d'une concurrence stabilisatrice. Plus intéressant est le fait que nous observons, par ailleurs, des effets différenciés du pouvoir de marché sur la prise de risque individuel et celle d'ordre systémique. Ainsi, cela corrobore l'idée d'une déconnexion structurelle entre risque individuel et systémique. Au demeurant, cela remet en question les résultats des études antérieures, dans lesquelles la démarche de test reposait sur des mesures de risque individuel.

Dans la mesure où le risque systémique admet une double dimension, notre second axe de recherche étudie l'influence de la concurrence bancaire sur la dimension chronologique du risque systémique. Dans ce cadre, notre attention se porte sur la procyclicité du système financier et, donc, sur la volatilité macroéconomique. En effet, la procyclicité renvoie à une mauvaise perception des risques et, en particulier, une sous-estimation de ces derniers dans la phase d'expansion, qui entraînera, tôt ou tard, des ajustements susceptibles d'engendrer des fluctuations réelles. Partant de ces éléments, l'objet de notre étude est de caractériser les répercussions de la concurrence bancaire sur la prise de risque procyclique. Pour ce faire, nos travaux mettent en relation l'hétérogénéité de la concurrence bancaire avec les différences d'ampleurs de propagation d'un choc réel à la sphère financière pouvant être observées dans l'union européenne. Nos résultats mettent alors en évidence le fait que les systèmes bancaires plus concurrentiels ont une offre de crédit moins cyclique, dans le sens où, les fluctuations du stock de crédit, suite à un choc de PIB, seraient moins importantes. La limitation des effets de propagation à la sphère financière induirait par conséquent un mécanisme d'accélérateur financier (Bernanke et Gertler, 1989) de plus faible ampleur, là où la concurrence est forte. L'hypothèse avancée est que la concurrence améliorerait la perception des risques de crédit, c'est-à-dire qu'elle

3. Plutôt que considérer la typologie, stabilité en coupe - stabilité dans le temps, on pourrait tout aussi bien adopter la typologie dressée par Aglietta (2003), choc exogène - développement endogène dans le cycle financier, ou celle de De Bandt *et al.* (2015), dimension structurelle - dimension cyclique.

réduirait les divergences entre valeur de marché et valeur fondamentale du crédit, ce qui peut traduire des effets positifs de la concurrence sur l'efficacité bancaire.

Par la conjonction de ces deux angles d'analyse, ce premier chapitre permet de rejeter l'existence d'un arbitrage entre concurrence et stabilité. À l'échelle microéconomique, la concurrence réduit la contribution des banques au risque systémique, et donc à l'instabilité du système financier, tandis qu'à l'échelle macroéconomique, la concurrence est synonyme de réduction des fluctuations du crédit et, par ce biais, de la volatilité macroéconomique.

Ce chapitre s'organise de la manière suivante. La section 1 présente une revue de littérature sur les liens entre concurrence et stabilité, structurée en un axe théorique et un second axe empirique. Les effets de la concurrence sur la stabilité financière sont ensuite exposés dans la section 2. La section 3 étudie l'influence de la concurrence sur la procyclicité. Enfin, la section 4 synthétise nos différents résultats.

1.1 Concurrence et stabilité : Une synthèse de la littérature

Dans la présente section, nous ferons un état des lieux de la recherche économique s'intéressant aux effets des structures de marché et de la concurrence sur la stabilité financière. Nos recherches sur le sujet ont révélé l'existence d'une littérature conséquente, soulignant l'intérêt de la sphère académique, mais aussi assurément des régulateurs et de la société, pour la stabilité financière. Cependant, la portée normative des travaux aussi bien théoriques qu'empiriques semble assez diffuse. Il ne se dégage, en effet, nullement de la littérature, une relation claire entre concurrence et stabilité financière. Alors que certaines études concluent à l'existence d'effets positifs, d'autres, en revanche, font valoir les effets adverses d'un excès de concurrence en termes de stabilité. La divergence marquée des résultats a conduit à la structuration de la littérature en deux paradigmes distincts. Ainsi, les études qui établissent un lien positif entre concentration et stabilité sont regroupées sous l'anglicisme *concentration stability* ou encore sous le terme *competition fragility*. Le second paradigme voit, quant à lui, la concentration comme une source de fragilité (*concentration fragility*), c'est-à-dire la concurrence comme stabilisatrice (*competition stability*). Une accentuation de la concurrence serait ainsi, dans ce cadre, en mesure de stabiliser le système bancaire. La revue de littérature qui suit est partagée entre les apports théoriques d'une part, et les contributions empiriques d'autre part, de ces différents paradigmes.

1.1.1 Aspects théoriques

L'examen approfondi de la littérature théorique nous a conduit à préférer une classification des contributions théoriques en termes de canaux, plutôt qu'en termes d'effets sur la fragilité financière, et donc d'adhésion à l'un des deux paradigmes présentés. Quatre canaux ont été distingués : le canal de la prise de risque, le canal des risques de passif, le canal de la diversification et, enfin, un canal lié à la supervision et la régulation⁴.

Concurrence et prise de risque

Les premiers arguments théoriques soutenant l'idée que la concurrence pourrait affecter la prise de risques des entités bancaires se réfèrent au paradigme dit de la *franchise value*⁵, c'est-à-dire de la valeur de l'accréditation bancaire. Cette représentation est établie autour de l'idée que le niveau de prise de risque des banques est fonction de la valeur de leur accréditation bancaire. Il s'avère, selon ce paradigme, que plus la valeur de la *franchise value* est élevée, plus alors les incitations à la prise

4. On renvoie le lecteur intéressé par une présentation détaillée de ces différents aspects aux travaux de Carletti (2008) et Allen et Gale (2004).

5. Il convient de mentionner que l'on retrouve, dans certaines études, en lieu et place du terme *franchise value*, le terme *charter value* (Freixas *et al.*, 1997).

de risque sont faibles. Cette relation est particulièrement intéressante dans la mesure où la valeur de l'accréditation bancaire est une fonction négative de l'intensité de la concurrence. La littérature définit, en effet, la *franchise value* comme la somme des profits espérés actualisés d'une banque (Hellmann *et al.*, 2000)⁶ ou bien encore, exprimée d'une manière différente, comme la différence entre la valeur de marché et la valeur comptable des actifs d'une banque (Keeley, 1990 ; Carletti *et al.*, 2007), ce qui est, aussi bien en principe que dans les faits, fonction du pouvoir de marché. Le pouvoir de marché conduirait, de cette manière, à davantage de conservatisme de la part des banques, ce qui peut se traduire de deux façons :

- une augmentation des capitaux propres, afin d'augmenter la capacité d'absorption des pertes ;
- une réduction du risque des investissements en portefeuille.

Plusieurs travaux théoriques d'importance sont constitutifs de ce paradigme. L'étude de Marcus (1984) est, à ce propos, considérée comme la contribution pionnière. Utilisant un modèle à une période, fondé sur une version amendée du modèle canonique de Merton (1974), Marcus (1984) met en exergue que la prise de risque de la part d'une banque résulte de deux mécanismes ayant des effets antinomiques. D'une part, l'assurance des dépôts offerte aux banques, dont le bien-fondé ne peut être remis en cause (voir, Diamond et Dybvig (1983)), et dont l'implémentation est aujourd'hui généralisée à travers le monde, encouragerait les banques à maximiser leur prise de risque, en raison de l'aléa moral induit par les filets de sécurité publics. D'autre part, la valeur de l'accréditation bancaire aurait un effet opposé. Marcus (1984) infère de ces résultats qu'en vue de limiter la prise de risque des banques consécutive de l'existence d'assurances des dépôts, les banques doivent disposer de suffisamment de pouvoir de marché. L'extension du modèle de Monti-Klein proposé par Dermine (1986) corrobore la teneur de ces conclusions, tout comme, au demeurant, les travaux de Keeley (1990). Keeley (1990) montrent effectivement que l'accentuation de la concurrence conduit à une baisse de la *franchise value*, incitant les banques à augmenter leur risque de défaut, en détenant moins de capital et/ou en investissant dans des actifs plus risqués.

Les incitations à la prise de risque avec l'augmentation de la concurrence peuvent également résulter d'une altération de la technologie de production. Cette idée est au cœur des travaux de Besanko et Thakor (1993) et Boot et Thakor (1993). Dans ces deux contributions, les auteurs établissent que l'accentuation de la concurrence réduit la valeur des rentes de monopole informationnel, conduisant la banque à délaisser les relations de proximité, fondées sur une accumulation d'informations privées. Les coûts d'opportunités à la faillite diminuant, il devient optimal pour la banque d'augmenter sa prise de risque, en particulier en présence d'une assurance

6. Dans ce cadre, la valeur de l'accréditation bancaire correspondrait aux coûts d'opportunités résultant d'une faillite (Northcott *et al.*, 2004) : toute faillite supprimant *de facto* les bénéfices futurs.

des dépôts dont les primes sont insensibles aux risques pris⁷.

Les travaux suivants, constitutifs de ce paradigme, se sont, pour l'essentiel, mis à la recherche de préconisations de politiques de régulation pour limiter la prise de risque des banques. Suarez (1994) tout d'abord, après avoir mis en évidence les effets potentiellement nuisibles de la concurrence en termes de stabilité dans un modèle dynamique où, à chaque période, la banque choisit la volatilité de son portefeuille et où la *franchise value* des banques est endogénéisée, souligne que les exigences de capital et les politiques visant à limiter la concurrence (« *entry and closure policies*») sont deux outils de régulation efficaces pour réduire la prise de risque des banques. Hellmann *et al.* (2000) s'intéressent également à la manière dont la concurrence conduit à une accentuation de la prise de risque, et comment la régulation et les institutions pourraient remédier à cet effet. À partir d'un modèle dynamique rendant compte des problèmes d'aléa moral liés à l'assurance des dépôts, les auteurs soulignent que la libéralisation financière tend à détériorer les rentes des banques, pouvant mener ces dernières à une modification de leur stratégie et les pousser à investir dans *l'actif risqué* (« *gambling asset*»). Afin de détourner les banques de tels comportements, la régulation prudentielle exige principalement des banques qu'elles conservent un certain niveau de capital réglementaire, de façon à internaliser, en partie, les distorsions créées par l'assurance des dépôts. Néanmoins, Hellmann *et al.* (2000) soulignent que l'effet des exigences de capital sur la prise de risque, dans un contexte dynamique, serait ambivalent. Bien qu'*a priori* bénéfique, l'augmentation des exigences de capital aurait également des effets adverses sur la rentabilité des banques et donc sur leur *franchise value*. La présence d'une assurance des dépôts rendrait, en effet, caduc le principe d'indifférence de la structure financière de Modigliani et Miller (1958). Dès lors, tout écart vis-à-vis de la structure financière optimale⁸, entraînerait une baisse de la *franchise value* des banques et une augmentation de la prise de risque. Hellmann *et al.* (2000) démontrent alors que la régulation optimale consisterait en des exigences en capital couplées à un contrôle des taux d'intérêt. Le contrôle des taux d'intérêt permettrait, en effet, de rétablir artificiellement, en cas de concurrence, les profits et donc la *franchise value* des banques⁹.

Matutes et Vives (2000) dans un modèle statique de concurrence imparfaite

7. D'autres études vont également dans le sens des conclusions de ces travaux (voir, Chan *et al.*, 1986 ; Broecker, 1990 ; Riordan, 1993).

8. Caractérisé, dans ce cadre, par un financement exclusivement par dépôts.

9. Repullo (2004) étend le modèle d'Hellmann *et al.* (2000) en modélisant notamment explicitement la concurrence sur le marché des dépôts. Le modèle met en évidence le fait qu'en absence d'exigences de capital réglementaire, une marge d'intermédiation faible (c.-à.-d concurrence forte) conduit les banques à investir dans l'actif *risqué*, alors qu'elles investissent dans l'actif *prudent* lorsque la marge est importante (c.-à.-d concurrence faible). En revanche, dans un système où les exigences en capital seraient fonction des risques, les structures de marché n'induisent aucune discrimination des comportements, puisque, dans ces conditions, les banques investissent nécessairement dans l'actif *prudent*.

examinent les liens entre concurrence pour les dépôts, prise de risque et assurance des dépôts. Tout comme Hellmann *et al.* (2000), les auteurs font valoir que la concurrence, en présence d'un mécanisme d'assurance forfaitaire des dépôts, conduit à des taux sur les dépôts excessifs, contraignant les banques, pour assurer leur solvabilité, à investir dans des actifs plus risqués. Dès lors, les auteurs préconisent la mise en place de régulation sur les dépôts (taux réglementaires plafonds, par exemple) et de restrictions d'investissement dans les actifs les plus risqués, afin d'éliminer les effets pervers de la concurrence. Outre ces politiques de régulation, Matutes et Vives (2000) soulignent que la mise en place d'un système d'assurance des dépôts avec des primes ajustées aux risques pris par les banques, et non plus forfaitaires, modérerait très fortement les risques sans pour autant les éliminer totalement. La réforme complexe du mécanisme d'assurance des dépôts serait donc davantage complémentaire qu'une alternative à la régulation sur les dépôts, par exemple. S'intéressant également aux effets du mécanisme d'assurance de dépôts sur les liens entre concurrence et prise de risque, Cordella et Yeyati (2002) corroborent les conclusions précédentes en démontrant qu'un système d'assurance des dépôts, dont les primes sont ajustées aux risques pris, limite les effets néfastes de la concurrence sur la prise de risque.

Au-delà de ces arguments relevant du paradigme de la *franchise value*, une littérature émergente soutient une vision opposée, voyant en la concurrence un moyen de stabiliser l'industrie bancaire. Celle-ci prend notamment corps autour du paradigme du *risk-shifting* et repose sur l'intuition qu'en présence d'asymétries d'information, l'augmentation des taux d'intérêt débiteurs, due à un déficit de concurrence, tend à dégrader la qualité du portefeuille bancaire et engendre ainsi des risques supplémentaires. Cela s'explique par le fait que la hausse des taux entraîne *ex-ante* une substitution de bons par de mauvais agents (sélection adverse) et *ex-post* par l'incitation des agents à augmenter leur prise de risque (aléa moral)¹⁰.

Avec un peu d'audace, on pourrait considérer Smith (1776) comme le fondateur de ce paradigme. Dans *La Richesse des Nations*, Smith (1776) souligne, en effet, qu'en présence de taux d'intérêt élevés « *the greater part of the money which was to be lent to prodigals and projectors, who alone would be willing to give this high interest. Sober people, who will give for the use of money no more than a part of what they are likely to make by the use of it, would not venture into the competition* ». Évidemment, le raisonnement de Smith (1776) n'a pas la rigueur des travaux de Stiglitz et Weiss

10. Selon Mishkin (2010), la sélection adverse provient « d'une information asymétrique dans la phase qui précède la conclusion d'une transaction. Les agents qui désirent le plus activement obtenir des prêts sont ceux-là mêmes qui sont porteurs du risque de crédit potentiellement le plus élevé. Ainsi, les parties qui ont le plus de chances de produire un résultat non désirable sont celles qui inspirent le plus à s'engager dans la transaction ». D'après Mishkin (2010) toujours, « le risque moral intervient après la transaction : le prêteur court le risque que l'emprunteur s'engage dans des activités indésirables parce qu'elles diminuent la probabilité de remboursement du prêt. En effet, une fois que l'emprunteur a obtenu un prêt, il peut prendre des risques plus importants parce qu'il engage des fonds qui ne lui appartiennent pas. Dans la mesure où le risque moral diminue la probabilité de remboursement du prêt, les prêteurs peuvent préférer s'abstenir de prêter ».

(1981) sur le rationnement du crédit, et ne relie pas le niveau des taux au degré de concurrence sur le marché bancaire, expliquant dès lors pourquoi Boyd et De Nicoló (2005) sont considérés, à juste titre, comme étant à l'origine du paradigme du *transfert de risque*. Paradoxalement, l'ensemble des travaux théoriques précédant Boyd et De Nicoló (2005), ont fait abstraction de ces problématiques d'asymétries d'information à l'actif des banques. Le portefeuille des banques répond, en effet, dans la plupart des modèles précédents à une simple logique d'optimisation d'actifs financiers¹¹. La concurrence se manifeste, par ailleurs, dans ce cadre, uniquement au passif, pour la collecte des dépôts. Afin de répondre à ces lacunes, Boyd et De Nicoló (2005) étendent le modèle d'Allen et Gale (2000a) en incorporant au modèle un agent supplémentaire : les entrepreneurs. La banque, dans ce cadre, ne décide plus de son niveau de risque ; celui-ci dépend exclusivement du comportement des entrepreneurs, fonction des taux offerts par les banques. L'aléa moral conduit les entrepreneurs à opter pour des projets plus risqués lorsque la concurrence, mesurée par le nombre de banques sur le marché, se restreint et que les taux deviennent plus importants. Ce faisant, la concurrence tend à réduire les risques bancaires. Pour autant, malgré ces indéniables apports, le modèle n'est pas exempt de faiblesses. En premier lieu, la modélisation conduit à supposer l'extériorité des banques vis-à-vis des problématiques d'aléa moral. Caminal et Matutes (2002) rejettent cette hypothèse et formalisent le fait que les banques peuvent rationner le crédit et surveiller les actions des emprunteurs en vue de limiter l'aléa moral. En second lieu, Boyd et De Nicoló (2005) supposent, dans leur modèle, une corrélation parfaite des prêts, ce qui constitue également une l'hypothèse très restrictive.

Martinez-Miera et Repullo (2010) rejettent, en conséquence, cette hypothèse de corrélation parfaite des prêts et supposent que des prêts viables et non viables peuvent cohabiter dans le portefeuille bancaire¹². L'amendement de cette seule hypothèse conduit à une modification conséquente des résultats de Boyd et De Nicoló (2005), puisque la relation monotone entre concurrence et risque n'est pas vérifiée. Selon Martinez-Miera et Repullo (2010), cela découle du fait que l'accentuation de la concurrence a un double effet. Le premier effet est semblable à celui de Boyd et

11. La modélisation ne permet alors pas de prendre en considération la spécificité du marché des prêts, prêts qui constituent pourtant la majeure partie de l'actif d'une banque traditionnelle. Cela laisse augurer d'importants défauts. En effet, l'optimisation d'un portefeuille d'actifs repose sur un certain nombre d'informations données, tel que le prix de l'actif, permettant ainsi d'établir la distribution du rendement du titre. Il se fonde donc sur l'hypothèse de diffusion d'informations publiques. La banque peut, dans ce cas, choisir son niveau de risque souhaité et, par exemple, diminuer sa prise de risque lorsque la concurrence est moins importante. Toutefois, cette conjecture ne peut s'appliquer au marché des prêts, même si les innovations considérables apparues depuis les années quatre-vingt-dix ont pu laisser penser le contraire. Accorder un prêt nécessite la recherche d'informations privées, le comportement des emprunteurs étant initialement inobservable.

12. Concrètement, les auteurs utilisent le modèle de Vasicek (2002). Selon ce modèle, le risque de défaut individuel d'un prêt dépend de deux facteurs : un facteur de risque systématique, commun à tous les prêts, et un facteur de risque idiosyncratique propre à chaque prêt. Lorsque le poids du facteur de risque systématique est égal à zéro, alors les défauts sont indépendants. À l'inverse, lorsque le poids du facteur individuel est égal à zéro, les prêts ont des défauts parfaitement corrélés.

De Nicoló (2005) : la concurrence réduit les probabilités de faillite, en conduisant à un *déplacement du risque (risk-shifting)*. Parallèlement, la concurrence réduirait toutefois la capacité d'absorption des pertes et augmenterait donc les probabilités de faillite¹³. Si la capacité d'absorption des pertes est affectée par la concurrence, c'est que cette dernière diminue la rentabilité des prêts viables, et donc la capacité à absorber les pertes sur les prêts défaillants. En dépit de la dualité des effets de la concurrence sur le risque, Martinez-Miera et Repullo (2010) montrent que la relation n'est pour autant pas indéterminée et concluent à l'existence d'une relation en forme de U entre risque et concurrence. Il découle de cette relation non-linéaire qu'une structure concurrentielle optimale existerait¹⁴.

L'exposé de ces différents arguments atteste de la grande ambiguïté du degré de concurrence sur la prise de risque des banques, le premier canal théorique identifié.

Concurrence, coordination et risque au passif

En plus d'affecter la prise de risque des banques, le niveau d'imperfection de la concurrence pourrait également avoir une influence sur la coordination des agents et favoriser, de la sorte, les *runs* sur les dépôts ou sur le marché interbancaire.

En dépit de l'importance de la littérature sur les *courses aux guichets* faisant suite aux travaux de Diamond et Dybvig (1983), un petit nombre seulement de modèles ont pris en considération la structure du marché bancaire. Smith (1984) est, à cet égard, la première contribution à modéliser dans un cadre à la Diamond et Dybvig (1983)¹⁵, les effets de la concurrence sur les risques de *bank runs*. Dans le modèle développé, les banques se font concurrence pour l'obtention des dépôts d'agents hétérogènes, au sens où ces derniers ont des besoins de liquidité définis par des distributions de probabilité distinctes. Sous ces conditions et en présence d'asymétrie d'information, Smith (1984) montre qu'il est tout à fait possible de ne pas obtenir d'équilibre de Nash, situation interprétée comme traduisant de l'instabilité. La concurrence serait à l'origine de ces déséquilibres en rendant le contrat d'équilibre non viable. La concurrence est donc source d'instabilité au passif des banques, ce pourquoi l'auteur plaide pour une régulation des taux des dépôts¹⁶.

13. Martinez-Miera et Repullo (2010) parlent, à cet égard, d'un « *margin effect* ».

14. Ce qui serait, entre autres, fonction de la corrélation des prêts. Plus la corrélation serait importante, plus le niveau de concurrence optimale serait important.

15. Dans le modèle de Diamond et Dybvig (1983), le rôle des intermédiaires financiers est cantonné à la transformation des échéances, dans la mesure où ces derniers ont, au passif, des dépôts liquides et, à l'actif, des placements illiquides. Ce faisant, les banques répondent aux préférences des prêteurs et des emprunteurs. Les premiers ont une assurance de liquidité ; les seconds disposent des fonds nécessaires au financement de leur cycle de production. Ce mécanisme d'assurance améliore indéniablement l'allocation des fonds et le bien-être, mais peut également conduire à un équilibre de *panique*, lié à un événement exogène (*tache solaire*) et sans relation avec les fondamentaux de la banque. Cet équilibre de panique, rationnel, s'explique par le fait que la banque ne peut pas, du fait des décaissements de liquidité dans son bilan, faire face à un retrait de l'ensemble des dépôts à l'unisson.

16. Selon Smith (1984), les faits historiques corroborent ces résultats théoriques. Sprague (1910)

Les travaux de Matutes et Vives (1996) basés sur le modèle de Diamond (1984) et supposant une structure oligopolistique à la Hotelling (avec diversification des produits) ne parviennent pas à corroborer pleinement les résultats de Smith (1984) puisqu'il s'avère, en effet, que les solutions *en coin* mises en évidence dans le modèle, caractérisant des situations de crise, sont indépendantes des structures de marché. Ainsi, une banque en monopole peut très bien faire face à un *run*.

Dans le sillage des crises mexicaine, asiatique, russe et brésilienne, Chang et Velasco (2001) présentent un modèle de crise dit de troisième génération dans la mesure où le déclenchement des crises est davantage lié aux imperfections des marchés financiers et à la fragilité des systèmes bancaires, qu'aux distorsions macroéconomiques. Le modèle s'intéresse, en particulier, aux *runs* de capitaux à l'international et transpose, pour ce faire, le modèle canonique de Diamond et Dybvig (1983) en substituant les créanciers internationaux aux déposants domestiques. Ce cadre théorique permet alors d'analyser les effets de la libéralisation financière, c'est-à-dire de l'accentuation de la concurrence bancaire, sur la vulnérabilité des banques à des *runs*. Les résultats obtenus attestent de l'effet déstabilisant de la libéralisation financière, bien que celle-ci soit parallèlement *ex-ante* source d'une amélioration du bien-être. Ces résultats sont assez intuitifs. En considérant que la libéralisation entraîne un changement des structures de marché, d'une situation de monopole à une situation de concurrence, le modèle met en évidence le fait que les exigences dues seront plus importantes dans un système libéralisé alors même que les profits pouvant servir d'amortisseurs seront moins importants, entraînant une augmentation de la probabilité de *runs*, sans pour autant que les fondamentaux soient différents.

Outre ces risques de *runs* des déposants, la littérature fait mention d'une autre chaîne d'instabilité au passif des banques, relative aux interconnexions interbancaires. Allen et Gale (2000b) montrent notamment qu'un choc isolé de petite taille peut, par les interconnexions bancaires, engendrer une crise systémique. Les travaux d'Allen et Gale (2000a), Sáez et Shi (2004) et Allen et Gale (2004) se saisissent de ces phénomènes de contagion et tentent de montrer qu'ils sont contingents à la structure concurrentielle. En particulier, ces travaux s'accordent globalement sur le fait que la concurrence augmente les problèmes de coordination entre les agents sur les marchés interbancaires et induit, par voie de conséquence, davantage d'instabilité. Dans le modèle d'Allen et Gale (2000a), il apparaît qu'en situation de concurrence parfaite aucune banque n'a individuellement intérêt à fournir de la liquidité à une banque en difficulté, quand bien même cela aurait, par la suite, des répercussions positives pour l'ensemble des banques du système. Cela traduit ainsi la nature non-coopérative des relations entre banques. Sáez et Shi (2004) montrent, pour leur part, que les banques ont un intérêt stratégique à coopérer pour se fournir

considère, par exemple, que les crises bancaires de 1857, 1873 et 1884 aux États-Unis sont la résultante d'une concurrence exacerbée pour la collecte des dépôts. Voir également Friedman et Schwartz (1963).

de la liquidité si et seulement si le nombre de banques sur le marché est limité. Cela s'explique par le fait que les répercussions sur le système bancaire d'une faillite d'une banque seraient, dans ce cadre, bien plus importantes que les éventuels gains de part de marché. Les travaux d'Allen et Gale (2004) confirment ces résultats puisqu'ils conviennent qu'un système bancaire en concurrence imparfaite cantonnerait davantage le risque systémique (à travers toujours les relations interbancaires) qu'un système parfaitement concurrentiel. Les soubassements sont identiques et résultent d'incitations à coopérer lorsque le système est concentré et/ou peu concurrentiel. Une manière simple de comprendre les incitations à la coopération lorsque le système est peu concentré, consiste à assimiler la provision de liquidité à un bien public (Carletti, 2008). À l'instar d'un bien public quelconque, la provision de liquidité se heurterait à des problèmes de *passagers clandestins*, pouvant anéantir l'équilibre coopératif. Or, il s'avère que ces problèmes seraient exacerbés dans un système où les acteurs sont nombreux¹⁷.

Acharya *et al.* (2012b) portent un jugement différent puisque leur modèle établit que les banques peuvent, de manière stratégique, refuser de prêter à une banque en détresse, de sorte que la banque en détresse soit contrainte de liquider ses actifs avec une forte décote et ainsi gagner en part de marché.

Structures de marché et diversification

Dans sa globalité, la littérature économique s'accorde à considérer que la diversification des entités bancaires augure une plus grande stabilité financière. Bien que majoritaire, cette doctrine ne fait pas pour autant l'unanimité, certaines voix discordantes soulignant le caractère déstabilisateur de la diversification. Toujours est-il, quels que soient les effets de la diversification, celle-ci ne saurait être dissociée des structures de marché. La littérature considère en effet que la capacité des banques à diversifier est fonction de la taille des banques, et donc potentiellement de la concentration du système. Bien que la concentration ne soit pas un marqueur irréfragable du degré de concurrence, les deux sont, au moins en partie, liées, faisant dire que la concurrence limiterait la capacité de diversification des entités bancaires. Cela étant, de par leurs influences sur la diversification, les structures de marché

17. Les faits historiques semblent corroborer ces résultats théoriques. La lecture des crises de Kind-leberger (2000) souligne ainsi les méfaits de la concurrence sur les plans de sauvetage financés par le secteur bancaire : « ... *the optimum may be a small number of actors, closely attuned to one another in an oligarchic relation, like-minded, applying strong pressure to keep down the chiselers and free-riders, prepared ultimately to accept responsibility.* » ; les propos de Goodhart et Schoenmaker (1995) vont, par ailleurs, dans le même sens : « *Although rescues financed on an implicit central bank-commercial banks basis may seem desirable, it is doubtful how far it will be sustainable much longer. These rescues depend on the cohesion of a well-defined group of banks, which are prepared to finance a self-supporting regime under the leadership, usually, of a central bank. Greater competition has made commercial banks less willing to participate (in such cartels and coalitions), and reduced the clout of the central bank in dragooning unwilling volunteers. Growing fuzziness of dividing line between banks and non-banks, and the problems raised by foreign banks, would allow for endless discussion and recrimination over the question of what share of the rescue each volunteer should take.* ».

pèseraient sur la stabilité financière (Allen et Gale, 2004).

La théorie moderne du portefeuille de Markowitz (1952) est une première manière d'expliquer pourquoi la diversification des banques concourt à une plus grande stabilité, puisque cette théorie énonce que la diversification des actifs financiers réduit le risque d'un portefeuille financier. Dès lors, en définissant une entité financière comme un portefeuille de différents types de prêts et de différentes activités, on comprend que l'augmentation de la diversification permet de réduire le risque de l'entité bancaire¹⁸. C'est en tenant compte de ce type d'arguments que Mishkin (1999) notamment, prôna la fin du *Glass-Steagal Act* aux États-Unis¹⁹ qui limitait alors la capacité de diversification d'activité, en imposant une séparation des activités bancaires traditionnelles dites commerciales, et des activités d'investissement, et bornait les possibilités de diversification géographique, notamment inter-états, sur le sol américain²⁰.

Prenant en compte la spécificité du marché bancaire, Allen et Gale (2000a) tout d'abord, puis Dewatripont et Mitchell (2005) corroborent les arguments précédents, en mettant en évidence le fait que la diversification des activités (non parfaitement corrélées) réduit potentiellement le risque, ce que ne confirment pas les travaux de Freixas *et al.* (2007). Ces derniers font part des incitations à la prise de risques des conglomérats financiers, en raison principalement de distorsions créées par les assurances des dépôts.

Au sujet de ces questions de nombreuses études empiriques ont été menées et montrent pêle-mêle que la diversification réduit la volatilité de l'actif des banques (Brewer *et al.*, 1988), diminue le risque (Baele *et al.*, 2007)²¹ et améliore les profits futurs escomptés. D'autres études, en revanche, soulignent que les banques profiteraient des bénéfices de la diversification pour entrer sur des segments de marché plus risqués et/ou diminuer les ratios de capital, de sorte que la diversification n'induisse pas une diminution des risques (Stiroh et Rumble, 2006 ; Stiroh, 2006).

Au-delà de ces effets de portefeuille, la diversification pourrait avoir une influence sur le processus de production. Diamond (1984) souligne ainsi, par exemple, que la diversification, non pas des activités, mais simplement des prêts améliore le

18. La seule limite à ce raisonnement tient au fait que les actifs bancaires ne doivent pas être parfaitement corrélés avec le portefeuille afin que la diversification ait des effets positifs sur le risque. Au demeurant, il convient de mentionner que plus la corrélation est proche de moins un, plus le risque de l'entité sera faible.

19. Le Glass-Steagal Act fut finalement abrogé en 1999 par l'administration Clinton et remplacé par une nouvelle loi bancaire le : *Gramm-Leach-Bliley Act*.

20. Avant l'abrogation en 1999, ces deux principes fondateurs avaient perdu en substance au gré des amendements votés et de l'adaptation des banques à ce cadre réglementaire finalement assez peu contraignant.

21. Les auteurs mettent, en fait, en exergue une relation non linéaire. Toutefois, étant donné le seuil d'inflexion obtenu, la majorité des banques se situent sur la portion négative de la relation entre diversification et risque.

monitoring et, par ce biais, limite les risques. Il est aussi concevable que la diversification des activités conduise à des économies de gamme. On peut, par exemple, penser que la recherche d'informations privées, afin de lever des asymétries d'information lors d'une relation de prêts, peut améliorer, par la suite, l'efficacité d'autres services bancaires adressés au même agent (Rajan, 1992).

Sans nécessairement remettre en cause les vertus individuelles de la diversification, certaines études font ressortir que la diversification à l'échelle individuelle pourrait conduire à un manque de diversité à l'échelle du système (Haldane, 2010). Aussi, le manque de diversité des entités bancaires diversifiées renforcerait le risque systémique. Le modèle de Wagner (2010) en fournit une éloquente illustration. À partir d'un modèle simple où deux banques initialement spécialisées ont la possibilité de diversifier leur activité, Wagner (2010) montre que les banques ont rationnellement intérêt à diversifier leur activité pour réduire leur probabilité individuelle de défaut, comme il est énoncé dans la théorie moderne du portefeuille. Toutefois, il s'avère que cela induit simultanément une hausse de la probabilité de crise systémique, définie dans le modèle comme la probabilité de défaut jointe. Wagner (2010) fait alors valoir qu'il y aurait un arbitrage entre les bénéfices liés à la réduction des probabilités de crises et les coûts liés à une hausse des probabilités de crise systémique. L'auteur met, par ce biais, en évidence le fait qu'un niveau optimal de diversification existerait, fonction notamment du coût des crises systémiques relativement aux crises individuelles. Toutefois, les banques sur-diversifieraient car elles n'intégreraient pas les coûts des faillites jointes (Acharya, 2009).

Concurrence, régulation et supervision

Des arguments d'ordre institutionnel liés au système de régulation et de supervision pourraient en dernier lieu, conditionner les liens entre concurrence et fragilité financière.

Le premier argument a trait au système d'assurance des dépôts. En dépit de la légitimité des systèmes de garantie des dépôts, qu'elle soit *ex-post* ainsi que l'énonce Diamond et Dybvig (1983), en permettant d'éviter la survenue de *runs* et en limitant les risques de contagion, ou bien même *ex-ante* dans la mesure où son existence permet aux banques de mobiliser plus fortement l'épargne et d'entreprendre des activités plus risquées, il est manifeste que ces assurances étatiques induisent de l'aléa moral. Parce que les systèmes d'assurance des dépôts ne sont en général, pas financés par les assurés, les banques sont dès lors, en théorie, incitées à augmenter leur prise de risque de façon à maximiser la subvention perçue du fonds d'assurance étatique. Ces phénomènes bien connus pourraient toutefois se trouver limités par le pouvoir de marché des banques (Marcus, 1984 ; Hellmann *et al.*, 2000). Ainsi, un système faiblement concurrentiel corrigerait les distorsions créées par les filets de sécurité publics et rétablirait une certaine discipline de marché, concourant *in fine* à la stabilité du système.

Outre les distorsions créées par les garanties des dépôts, les marchés bancaires sont en proie à des distorsions de même nature suscitées par les assurances *too-big-to-fail* (TBTF). Depuis 1984 et l'annonce, par le trésor américain, d'une liste de onze banques ne pouvant faire faillite dans le sillage du sauvetage de la *Continental Illinois*, les assurances TBTF ont suscité beaucoup d'interrogations eu égard, quelques soient leurs bénéfiques *ex-post*, aux coûts *ex ante* liés à une altération de la discipline de marché et du comportement des banques²². Suite à la crise de 2007-2008, les interrogations ont laissé place aux condamnations assez unanimes de ces distorsions qui, pour beaucoup, sont en partie à l'origine de la crise et des comportements excessifs observés. Bernanke (2010) alors président de la FED, déclara notamment « *One of the greatest threats to the diversity and efficiency of our financial system is the pernicious problem of financial institutions that are deemed "too big to fail." (...) is unconscionable that the fate of the world economy should be so closely tied to the fortunes of a relatively small number of giant financial firms.* ».

Demeure toutefois, la question du lien entre *too-big-to-fail* et les structures de marché. En premier lieu, Stern et Feldman (2004) notent que la concentration grandissante du système bancaire a conduit à une accentuation des problématiques TBTF. Alors que la concentration tend à corriger les distorsions qui découlent des garanties des dépôts, il apparaît que la concentration conduirait, par ailleurs, à de nouvelles distorsions, liées, cette fois-ci, aux assurances TBTF. Il nous faut également faire part d'une causalité inverse en soulignant que l'existence des assurances TBTF peut *per se* mener à une modification des structures de marché et de la concurrence. Les avantages créés par les assurances TBTF encourageraient, en effet, les banques à fusionner afin de bénéficier de ces subventions. Dans cette optique, le système deviendrait plus concentré et moins compétitif. Cela conduit Bernanke (2010) à affirmer que « *To create a more competitive system, as well as a safer one, we need to end the too-big-to-fail problem once and for all. We will continue to focus on this issue, and we welcome constructive ideas from all quarters* ». En définitive qu'importe le sens de la causalité, la concentration et des niveaux de concurrence modérés devraient être associés à davantage de distorsions relatives aux assurances TBTF, et induiraient donc davantage d'instabilité financière.

Au demeurant, la concentration du système, en favorisant la capacité de diversification des banques, pourrait faciliter l'investissement des banques dans des portefeuilles davantage corrélés les uns aux autres, afin de tirer parti de ce que Acharya et Yorulmazer (2007) qualifient de *too many to fail*. Les auteurs expliquent, en effet, que lorsque le nombre de banques en difficulté est important, le régulateur tend à trouver *ex-post* optimal de renflouer l'ensemble des banques en difficulté. En

22. Cette situation illustre des problèmes d'incohérence temporelle, problèmes auxquels sont confrontées les banques centrales, par exemple. Parce qu'il est *ex-post* optimal pour le régulateur d'intervenir, et que la banque en a conscience, la banque va *ex-ante* modifier son comportement (Gale et Vives, 2002).

revanche, lorsque le nombre de banques en difficulté est faible, le régulateur tend plus facilement à mettre en place une procédure de liquidation ordonnée, pouvant par exemple consister conjointement à créer une *bad bank* et à transmettre les actifs sains à une banque concurrente.

Enfin, la littérature a émis l'idée que les structures de marché auraient de l'influence sur la qualité et l'efficacité de la supervision. Les conclusions sont là encore ambiguës. Tout d'abord, un système concentré, assis autour d'un faible nombre d'entités, pourrait rendre la supervision plus efficace en limitant le travail du régulateur à un nombre restreint d'institutions. Cette idée fait néanmoins fi du fait que la concentration renforcerait la complexité et l'opacité des banques. Le régulateur aurait donc des difficultés accrues pour superviser les banques dans ce contexte. Comme le signalent, parmi beaucoup d'autres, Haldane et May (2011) et Herring et Carmassi (2014), la complexité accroît ainsi le risque systémique. On ajoutera du reste que les risques de *capture* du régulateur sont plus importants dans des systèmes concentrés et peu concurrentiels en raison des plus forts moyens d'influence des banques dans ce cadre.

1.1.2 Évidences empiriques

On ordonnera, dans cette section, la littérature empirique selon que les études ont été menées à l'échelle d'une ou de plusieurs économies.

Études au sein d'une économie donnée

Les premières études empiriques examinant les effets des structures de marché sur la fragilité financière remontent au début des années quatre-vingt-dix et se concentrent alors sur le marché financier américain. Les importants troubles financiers observés dans le sillage de la libéralisation financière, amorcée au tournant des années quatre-vingt, interpellèrent, en effet, sur le potentiel rôle néfaste de la libéralisation et de la mise en concurrence des entités bancaires et financières pour la stabilité.

C'est ainsi que Keeley (1990) vérifie, tout d'abord, si la phase de dérégulation de l'industrie bancaire américaine a conduit à une baisse de la *franchise value* des banques et à une augmentation des risques pris par ces dernières. Souhaitant mettre en relation *franchise value* et risque, Keeley (1990) approche la première notion par le ratio Q de Tobin, défini comme le rapport entre la valeur de marché de la banque et sa valeur comptable, et détermine, par ailleurs, le niveau de risque à l'aide de deux variables : le ratio de solvabilité et le taux d'intérêt sur les certificats de dépôts émis. Au final, les estimations réalisées pour les deux mesures de risque sur un ensemble de soixante-dix-sept banques américaines sur la période 1984-1986, suggèrent que l'érosion de la *franchise value* des banques aux États-Unis serait en mesure d'expliquer l'accroissement de la fragilité du système américain sur cette période. La

libéralisation du secteur bancaire aurait conduit les entités le composant à réduire leur détention de capital et, par conséquent, à augmenter leur prise de risque, comme en témoigne la hausse de la prime de risque exigée par le marché pour l'endettement bancaire sur cette période. Un système peu concurrentiel modérerait ainsi la prise de risque. On trouve confirmation de ces résultats dans les travaux de Demsetz *et al.* (1996) et Brewer et Saldenberg (1996) qui mettent en évidence le fait que la *franchise value* a une incidence négative sur l'écart-type des rendements des actions. Demsetz *et al.* (1996) soulignent, par ailleurs, que la *franchise value* conduit à une réduction du risque aussi bien en augmentant le ratio de capital qu'en réduisant le profil de risque des actifs investis.

Dick (2006) tire pour sa part parti de la deuxième phase de dérégulation du marché bancaire américain suite à l'adoption du *Riegle-Neal Act* pour vérifier notamment - à partir de cette expérience naturelle - les conséquences sur la prise de risque des banques. L'auteur observe alors que la fin des restrictions d'activité inter-étatiques aux États-Unis a conduit à une augmentation des risques en portefeuille de concert avec une baisse des marges bancaires, ce qui reflète une augmentation de la concurrence. Bien que Dick (2006) précise que l'augmentation de la diversification géographique pourrait expliquer cette hausse des risques, il nous semble que ces résultats confortent, malgré tout, le paradigme de la *franchise value*. Plus récemment, analysant l'effet de la concurrence au voisinage, cette fois-ci, de la crise financière de 2007-2008, Atkins *et al.* (2016) parviennent à une conclusion opposée. Il apparaît en effet que les banques des États américains dans lesquels la concurrence était moins intense se sont davantage engagées dans des activités risquées, ce qui a naturellement conduit à augmenter leur probabilité de défaut ainsi que la probabilité que la FDIC, l'OCC ou la FED interviennent. De surcroît, les auteurs montrent que là où la concurrence était vive, les prix immobiliers sont restés plus stables, mettant par ce biais en exergue l'effet disciplinant de la concurrence bancaire.

D'autres comme De Nicoló et Kwast (2002) ont étudié la relation entre stabilité et structure de marché d'une manière très sensiblement différente de Keeley (1990). Ils se sont, en effet, demandé si la consolidation bancaire augmentait la corrélation des banques les unes avec les autres et donc, par ce biais, le risque systémique. Pour répondre à cette interrogation, les auteurs analysent les corrélations des rendements de vingt-deux institutions bancaires américaines de très grande taille, qui présentaient des caractéristiques de banques TBTF de 1988 à 1999. La corrélation exprime, selon eux, le degré d'interdépendance des firmes et serait donc une mesure permettant d'approcher le caractère systémique des institutions bancaires. Leurs travaux montrent que l'augmentation de la part de marché des institutions TBTF, en grande partie permise par les processus de libéralisation des marchés bancaires américains, a conduit à un renforcement de la corrélation des rendements et donc à une hausse du risque systémique. Dans cette perspective la concentration générerait davantage de risques, contrairement à ce qu'énonce le paradigme de la *franchise*

value.

D'autres études ont mené des recherches similaires pour les pays européens. Sur des données bancaires espagnoles, Salas et Saurina (2003) étudient l'effet du pouvoir de marché, évalué à partir du Q de Tobin sur le ratio de capital et sur la proportion de prêts défaillants au bilan, et mettent en évidence des effets semblables à ceux observés aux États-Unis par Keeley (1990) notamment. Menant également une étude sur le marché bancaire espagnol, Jiménez *et al.* (2013) testent l'effet de différentes mesures de concentration (CR5, HHI, nombre de banques) ainsi que de l'indice de Lerner, une mesure de pouvoir de marché, sur la stabilité²³. Il ressort de l'analyse empirique effectuée que les mesures structurelles de concurrence ont une influence non-linéaire sur la prise de risque. Ces résultats corroborent les travaux théoriques de Martínez-Miera et Repullo (2010) présentés en amont. En revanche, lorsque des mesures directes de pouvoir de marché sont employées, les résultats deviennent plus conformes à l'hypothèse de la *franchise value*. Sur données de banques allemandes, Buch *et al.* (2012) confirment globalement ce dernier point²⁴.

Pour l'Italie, Bofondi et Gobbi (2004) analysent le lien entre la dynamique en termes d'entrée de nouvelles banques sur les marchés du crédit à une échelle désagrégée et les taux de défaut des prêts, et constatent que les banques nouvellement entrées sur le marché ont des taux de défaut sur les prêts significativement supérieurs, ce qui tend à augmenter l'instabilité du marché dans son ensemble. Contrairement aux études précédentes, les auteurs relaient l'idée que ces résultats s'expliquent avant tout par des effets liés à la capacité de résolution des asymétries d'information.

En dernier lieu, au sujet des études spécifiques à un pays, Fungavcova et Weill (2013) mettent en évidence l'influence négative du pouvoir de marché, mesuré à partir de l'indice de Lerner, sur la probabilité de défaut des banques russes sur la période 2001-2007. La spécificité, qui fait du reste l'intérêt de l'étude, est que les auteurs utilisent des données sur les faillites des banques, qui ont été suffisamment importantes en Russie, pour permettre l'estimation d'un modèle *logit*.

Études transfrontalières

La résonance des études portant sur un panel de pays semble être aujourd'hui plus importante. Ces dernières ont, en effet, trois avantages comparatifs déterminants. Le premier est *stricto-sensu* statistique. En augmentant le nombre d'observations potentielles, ces études conduisent à une amélioration de la précision des estimations. On note également que ces études permettent de mener

23. Une définition détaillée de l'indice de Lerner est proposée dans la section 1.2.2.

24. Un intérêt supplémentaire de l'étude se situe dans le fait qu'elle prend en compte l'effet de l'internationalisation sur le pouvoir de marché et met en évidence un lien positif entre internationalisation et indice de Lerner.

des recherches à l'échelle macroéconomique. On pourrait alors compléter l'analyse de la relation entre concurrence et stabilité faite à l'échelle des banques, par une analyse à l'échelle du système. Enfin, les études transfrontalières permettent de rendre compte des réalités et de l'hétérogénéité institutionnelle d'un pays à l'autre. Pour être tout à fait précis, des critiques peuvent également être adressées à ces études transfrontalières. Les estimations réalisées pourraient, en particulier, souffrir d'un biais d'hétérogénéité non observé. Il est, par conséquent, difficile de savoir si les avantages l'emportent sur ces inconvénients. Au-delà de ces considérations générales, il apparaît que les études transfrontalières sont extrêmement diverses. Les distinctions entre études ont trait à leurs objectifs, à leurs échantillons d'étude et à la caractérisation du risque. Nous débuterons donc notre exposé par les études où le risque est de nature microéconomique, autrement-dit mesuré à l'échelle des banques.

Tout d'abord Boyd *et al.* (2006), suite à l'écho de la contribution théorique de Boyd et De Nicoló (2005), qui remettait en cause l'idée d'une concurrence aux effets perturbateurs, tentent de vérifier si les données confirment, ou au contraire, contraignent cette thèse. À cet égard, les auteurs mobilisent deux échantillons distincts : l'un spécifique aux États-Unis et exploitant des données en coupe transversale et l'autre tirant partie de données de panel couvrant un ensemble de 134 pays non-industrialisés sur la période 1993-2004, et dénombrent au minimum 13 000 observations de banques. Probablement pour s'approcher au plus près du cadre théorique original, les auteurs utilisent un indicateur de concentration afin de jauger le degré de concurrence sur le marché bancaire. Le Z-score sert, pour sa part, à l'évaluation de la solvabilité des banques²⁵. Mettant en relation ces deux mesures, Boyd *et al.* (2006) observent, pour les deux échantillons, que la probabilité de défaut dépend, toute chose égale par ailleurs, significativement et positivement, du degré de concentration. Ces résultats confirment donc les présupposés théoriques de Boyd et De Nicoló (2005). Globalement, De Nicoló *et al.* (2006) parviennent à la mise en évidence d'effets analogues. Qu'il s'agisse de l'étude de Boyd *et al.* (2006) ou de De Nicoló *et al.* (2006), dans les deux cas de figure, les travaux laissent néanmoins apparaître quelques carences invitant à s'interroger sur les résultats obtenus.

L'étude de Berger *et al.* (2009) apporte, à notre sens, un certain nombre de réponses aux déficiences dont les travaux précédents font état. La première tient à la manière d'évaluer le degré de concurrence. Tandis que Boyd *et al.* (2006) emploient des indicateurs de concentration, Berger *et al.* (2009) préfèrent, pour leur part, une mesure non-structurelle de concurrence, en utilisant l'indice de Lerner établi à partir des états financiers des banques. La concurrence et la concentration apparaissent, en effet, comme étant deux concepts distincts. On retrouve notamment cette idée dans la revue de littérature de Berger *et al.* (2004), qui stipule que les indicateurs de concentration sont inaptes à jauger le degré de concurrence de l'industrie bancaire. Les travaux de Berger *et al.* (2009) contrôlent ensuite, de manière systématique, la

25. Le Z-score sera présenté en détail dans la section 1.2.2 de ce chapitre.

présence potentielle d'endogénéité dans les mesures de concurrence. L'endogénéité pourrait très simplement émaner de l'existence d'une causalité inverse entre concurrence et risque. Le degré mesuré de concurrence pourrait effectivement dépendre des risques pris. C'est ainsi que les auteurs utilisent l'approche des variables instrumentales pour leurs estimations. On constate également que l'échantillon retenu diffère. Berger *et al.* (2009) cantonnent effectivement leur étude à des pays développés et certainement, par conséquent, caractérisés par un degré d'homogénéité institutionnelle, de ce qui a trait aux marchés bancaires, plus importants que dans l'étude de Boyd *et al.* (2006). Ces différents amendements permettent d'obtenir, en définitive, des résultats extrêmement intéressants. Les auteurs soulignent, tout d'abord, qu'un plus haut niveau de pouvoir de marché réduit le niveau de risque global, approché par le Z-score. En somme, ces premiers résultats contredisent les résultats de Boyd *et al.* (2006) et confirment, en revanche, l'idée d'une concurrence aux effets déstabilisateurs. Il s'avère ensuite que les données mettent également en évidence l'existence d'une relation positive entre pouvoir de marché et niveau de prêts défaillants. Les banques auraient ainsi un portefeuille de prêts plus risqué, ce qui va, en substance, dans le sens des travaux de Boyd et De Nicoló (2005). Ce supplément de risque initial serait néanmoins, à en croire le premier volet des résultats, absorbé par un plus haut niveau de détention de capital. L'hypothèse formulée est cependant infirmée par l'étude de Schaeck et Cihak (2012). Il y est, en effet, mentionné que dans le contexte européen, le pouvoir de marché tend à réduire le niveau de détention de capital, c'est-à-dire la capacité d'absorption des pertes.

Turk-Ariss (2010), pour un échantillon de pays en développement, défend, pour sa part, la thèse d'une concurrence déstabilisatrice, et montre parallèlement que le pouvoir de marché a une incidence sur l'efficacité dans la production et dans la création de valeur. De ce fait, l'efficacité pourrait être un des canaux de diffusion des effets du pouvoir de marché. C'est d'ailleurs à ces conclusions que parviennent Schaeck et Cihák (2014). Les auteurs examinent, en effet, la relation entre concurrence et stabilité à partir de l'indicateur de Boone (Boone, 2008), mesure de concurrence fondée sur l'observation de l'intensité de la réallocation des profits des banques inefficaces vers les banques efficaces²⁶. Dans la lignée de leurs travaux précédents (Schaeck et Cihak, 2012), les auteurs observent que la concurrence renforce la stabilité bancaire en Europe²⁷. La nuance est que dans le cadre de l'indicateur de Boone, ce sont les gains d'efficacité engendrés par un plus haut niveau de concurrence qui conduisent à améliorer la stabilité financière.

À l'évidence, les résultats sont excessivement contrastés dans la littérature. C'est d'ailleurs la raison pour laquelle Beck *et al.* (2013) proposent d'examiner ce qui sous-

26. Nous invitons le lecteur à se référer au chapitre 3 de cette thèse pour de plus amples détails sur les fondements et la construction de l'indicateur de Boone.

27. Ces résultats vont dans le sens de l'étude de Fiordelisi et Mare (2014) consacrée spécifiquement aux banques coopératives européennes. Les auteurs soulignent, en effet, les répercussions positives de la concurrence sur la prise de risque.

tend l'hétérogénéité de la relation entre concurrence et stabilité. Les auteurs mettent en évidence le fait que la relation positive qu'ils obtiennent entre pouvoir de marché et stabilité et qui, par voie de conséquence, conforte la thèse d'une concurrence aux effets déstabilisateurs, occulte d'importants biais d'hétérogénéité²⁸. Les coefficients estimés varient ainsi très fortement d'un pays à l'autre et en fonction de la période d'étude, pouvant passer d'une polarité à l'autre. Le point de vue des auteurs est que l'état de la régulation, de la supervision et des différentes autres caractéristiques institutionnelles propres aux marchés financiers, pourrait expliquer cette hétérogénéité manifeste. Il ressort en définitive de l'étude que la concurrence a un plus fort effet sur la fragilité bancaire dans les pays où les restrictions d'activité sont plus fortes, les marchés financiers davantage développés, le système d'assurance des dépôts plus généreux et le système de partage d'information sur le crédit plus efficient.

En marge de ces différents travaux qui ont examiné les effets de la concurrence sur le risque individuel, un petit nombre de contributions ont pris la mesure de l'enjeu qui consiste à considérer, par ailleurs, des mesures de contribution au risque systémique. La crise financière a constitué, à cet égard, une démonstration implacable de la nécessité de prendre en compte la fragilité systémique des institutions bancaires, et non plus exclusivement leur risque de défaillance individuelle. La régulation prudentielle a, du reste, tenu compte de ces effets puisque la logique microprudentielle est désormais complétée par une approche macroprudentielle des risques. La résultante est que de manière assez consensuelle désormais, on convient que la corrélation dans la prise de risque des entités bancaires aurait un effet plus décisif sur la stabilité financière que le niveau de prise de risque absolu. Dans cette optique, Anginer *et al.* (2014) testent, à l'échelon des banques, la relation entre concurrence et risque systémique, ce dernier étant mesuré par la corrélation dans la prise de risque des banques. Afin de mesurer cette corrélation, les auteurs tirent parti du coefficient de détermination (R-carré) de la régression de la différence première de la distance au défaut individuelle des banques sur la différence première de la distance au défaut agrégé du système²⁹. Puisqu'il s'agit d'une régression linéaire simple, le coefficient de détermination correspond exactement au carré du coefficient de corrélation et permet donc de rendre compte de la corrélation dans la prise de risque. Hormis cette mesure, les auteurs utilisent également la ΔCoVaR (Adrian et Brunnermeier, 2011), définie comme la différence entre la *value-at-risk* du système financier conditionnel au fait que la banque étudiée soit en difficulté et la *value-at-risk* du système financier dans sa globalité, mais conditionnel au fait que la banque étudiée soit dans son état médian. Dans les deux cas de figure, les résultats laissent apparaître que le niveau de pouvoir de marché, mesuré par

28. Forssbäck et Shehzad (2015), travaillant également sur un large ensemble de pays, parviennent à des résultats de même nature. Leur étude présente toutefois quelques avantages comparatifs. Elle distingue, tout d'abord, le pouvoir de marché sur les prêts, du pouvoir de marché sur les dépôts (qui ont des effets de même magnitude sur le risque). Ensuite, elle teste explicitement différents canaux théoriques pouvant expliquer la relation établie et écarte notamment l'hypothèse de *charter value*.

29. La distance au défaut, qui découle des travaux de Merton (1974), est présentée formellement dans la section 1.2.2 de ce chapitre.

l'indice de Lerner, augmente la corrélation dans la prise de risque des banques. Les auteurs expliquent ces résultats par le fait que la concurrence encouragerait les banques à prendre des risques plus diversifiés, stabilisant et améliorant la résilience du système bancaire. Dans la lignée de cette étude, mais en se focalisant sur les effets de la concentration, Weiß *et al.* (2014) constatent que les opérations de fusions-acquisitions, qui conduisent à une augmentation de la concentration, tendent à accroître le risque systémique. Sans confirmer totalement les résultats d'Anginer *et al.* (2014), du fait que concentration et concurrence ne se confondent pas nécessairement, les travaux de Weiß *et al.* (2014) corroborent tout de même l'idée que le risque systémique serait moindre dans un système plus concurrentiel.

Un courant alternatif aux études microéconomiques venant d'être présentées examine, enfin, les effets de la concurrence sur la stabilité du système financier. Les travaux constitutifs de ce paradigme peuvent être classés selon leur façon de mesurer l'instabilité. Certaines contributions se focalisent ainsi, tout d'abord, sur la probabilité d'occurrence d'une crise bancaire. Cette probabilité est estimée à travers des modèles pour données de panel qualitatives, à savoir des modèles *logit*, *probit* ou de durée, où la variable qualitative correspond à la dépendante du modèle et transcrit l'occurrence ou non d'une crise bancaire (qui prend la valeur « 1 » si le pays *i* à la date *t* connaît une crise et, sinon, la valeur « 0 »). Cette probabilité est alors régressée sur un vecteur de variables indépendantes où figure une variable jaugeant le niveau de concurrence du pays *i* à la date *t*. De cette manière, on peut dès lors évaluer l'effet de la concurrence sur la probabilité de crise bancaire et donc sur l'instabilité financière. L'approche énoncée a tout d'abord été utilisée par Beck *et al.* (2003), qui étendent les travaux de la Banque mondiale sur les déterminants des crises bancaires systémiques (Caprio et Klingebiel, 1996 ; Demirguc-Kunt et Detragiache, 1999a,b) en analysant les effets de la concentration bancaire. Il ressort des estimations de Beck *et al.* (2003) réalisées sur un panel de 79 pays sur la période 1980-1997 que l'accentuation marginale de la concentration, évaluée par la part de marché des trois plus grandes banques, tend à réduire les probabilités d'occurrence d'une crise bancaire de nature systémique. Ces résultats soutiennent ainsi la thèse de la concentration-stabilisatrice. En revanche, deux variables rendant compte du degré de libéralisation du marché (« *activity restrictions* » et « *entry restrictions* ») renforcent la fragilité bancaire. Les résultats prêtent donc à confusion quant aux effets de la concurrence sur la stabilité. L'étude de Beck *et al.* (2006) tout en confirmant les résultats précédents, souligne d'ailleurs tout particulièrement que concentration et concurrence sont deux concepts distincts, dans la mesure où la relation positive entre concentration et stabilité ne parvient pas à être expliquée par le degré de concurrence, évalué, une fois encore, très sommairement à partir de variables qualitatives. Schaeck *et al.* (2009) étendent, de ce fait, les travaux précédents en utilisant la statistique H de Panzar et Rosse (1987), qui permet de refléter beaucoup plus fidèlement que des variables qualitatives l'intensité concurrentielle d'un marché bancaire. Les résultats obtenus à partir d'un modèle de durée mettent alors en lumière le rôle stabilisateur de la concurrence. La concurrence augmenterait, en

effet, le temps de survie. Les régressions considérant des mesures de concentration ne permettent pas, pour leur part, d'étayer les résultats de Beck *et al.* (2003). Une récente étude de Diallo (2015) utilisant des mesures de concurrence différentes (indice de Lerner, indice de Lerner ajusté et indicateur de Boone) contredit les résultats de Schaeck *et al.* (2009), en observant, par exemple, que la concurrence restreint le temps de survie.

Plutôt que de mesurer l'instabilité par les probabilités de crises déduites du recensement des crises bancaires, certaines études ont utilisé des indicateurs construits par agrégation d'indicateurs de fragilité bancaire individuelle. Par exemple, Uhde et Heimeshoff (2009) utilisent un Z-score macroéconomique, obtenu par agrégation des Z-score individuels des banques, pour tester les effets de la concentration en Europe. Les auteurs montrent alors que la concentration aurait un effet négatif sur la stabilité. Menant une analyse à l'échelon des régions européennes, Liu *et al.* (2013) concluent à l'existence d'une relation en forme de U entre concurrence et Z-score, étayant les travaux de Martinez-Miera et Repullo (2010).

En définitive, la présentation de cette revue de littérature empirique pose certainement davantage de questions qu'elle n'apporte de réponses. Les conclusions des différentes recherches présentées s'avèrent, en effet, extrêmement discordantes.

1.2 Pouvoir de marché et stabilité

1.2.1 Fondement et démarche

L'ambivalence marquée des résultats, soulevée dans la section précédente, de la littérature empirique explorant les effets de la concurrence sur la stabilité financière, rend aujourd'hui difficile la possibilité d'émettre des préconisations sur la politique concurrentielle à destination des banques en Europe. Dans cette section, nous proposons, par conséquent, de réexaminer cette question à la lumière des développements récents dans le champ de l'économie financière.

La crise de 2007-2008 a notamment conduit à un basculement de paradigme dans la caractérisation du risque. La vision traditionnelle, selon laquelle le risque serait indépendant du comportement des individus et, en cela, exogène, a, en effet, été contestée à la suite de la crise, le risque se révélant être dépendant du comportement des individus et profondément endogène. La régulation ainsi que la surveillance des banques ont pris acte de cette constatation. L'approche microprudentielle des risques, qui était jusqu'alors l'unique *modus operandi* de la régulation bancaire, est en effet désormais complétée, de manière systématique, par une approche macroprudentielle des risques. Les traits de ces deux approches diffèrent fortement. Alors que le microprudentiel cherche à limiter le risque de défaillances individuelles, en ignorant l'incidence sur la stabilité du système dans son ensemble, le macroprudentiel en revanche, vise à réduire la probabilité de crise financière affectant l'ensemble du système. Comme nous l'avons précisé dans l'introduction de ce chapitre, le macroprudentiel revêt une double dimension. Toutefois, dans cette section, il sera uniquement question de la dimension transversale - qui s'intéresse à la manière dont le risque est réparti entre les différents établissements bancaires.

À ce jour, on peut regretter que la majeure partie de la littérature empirique, utilisant des données bancaires individuelles, n'ait pas eu cette double lecture du risque pour analyser la relation entre concurrence et stabilité. La plupart des études se sont en effet focalisées exclusivement sur des mesures du risque individuel, ignorant la contribution des banques au risque systémique. À notre connaissance, seuls De Nicoló et Kwast (2002) et Anginer *et al.* (2014) ont tenu compte de cet effet. Afin de mesurer ces deux types de risque, nous utilisons, tout d'abord, dans cette section, la distance au défaut (DD), découlant du modèle de Merton (1974), ainsi que le Z-score en tant que mesures du risque individuel de chaque entité, puis la SRISK (Acharya *et al.*, 2012a ; Brownlees et Engle, 2015) en tant que proxy de la contribution des banques au risque systémique. La SRISK se définit comme la contribution individuelle d'une banque à la détérioration de la capitalisation du système financier dans son ensemble lors d'une crise et répond ainsi à une approche d'analyse du risque allant *du haut vers le bas (top-down)*³⁰. Il est vrai que des alternatives à la SRISK

30. Le calcul de la SRISK suppose effectivement, dans un premier temps, de mesurer le risque systémique de perte extrême, déterminé en calculant l'*Expected Shortfall* du système dans son ensemble,

existent dans la littérature afin d'évaluer la contribution des banques au risque systémique. Quatre éléments nous ont toutefois conduit à préférer la SRISK : (1) large acception au niveau académique et auprès des régulateurs, (2) large diffusion, (3) mesure agnostique du risque systémique, et (4) mesure spécifique à chaque banque.

À l'instar de beaucoup d'autres études (Berger *et al.*, 2009 ; Turk-Ariss, 2010 ; Beck *et al.*, 2013 ; Anginer *et al.*, 2014), nous optons, en outre, pour l'indice de Lerner afin de mesurer la concurrence bancaire. Ce dernier est une mesure de concurrence non structurelle qui exprime la capacité dont disposent les banques à conduire leur prix au-delà de leur coût marginal. Au regard d'autres indicateurs, il présente l'avantage de pouvoir être déterminé de manière individuelle et dynamique.

À partir d'un échantillon de banques cotées européennes, notre étude met en évidence deux résultats distincts. La concurrence entraînerait, tout d'abord, une hausse du risque individuel. Ce premier résultat semble ainsi corroborer la vision traditionnelle d'une concurrence déstabilisatrice. Toutefois, nous mettons en évidence le fait que la concurrence engendrerait également une réduction de la contribution des banques au risque systémique. Ces résultats remettent, de ce fait, en cause la vision traditionnelle et soulignent les risques indirects engendrés par des banques au pouvoir de marché important.

La mise en évidence d'une double relation entre pouvoir de marché et risque nous paraît particulièrement intéressante. Les deux indicateurs de risque utilisés ont, en effet, chacun une dimension propre. Ainsi, l'indicateur de risque individuel correspond à une approche microprudentielle et relate les risques internalisés par la banque, alors que l'indicateur de contribution au risque systémique correspond à une approche macroprudentielle et s'intéresse aux risques externalisés. La théorie économique, et notamment le paradigme de la *franchise value* dont nous avons présenté les tenants dans la section précédente, sont en mesure d'apporter des éléments d'explications à ces résultats paraissant, de prime abord, contradictoires. S'agissant de la relation positive observée entre concurrence et prise de risque tout d'abord, il apparaît que le paradigme de la *franchise value* permet de l'expliquer très simplement. Ce paradigme convient, en effet, qu'en présence de pouvoir de marché, les banques cherchent à limiter leur prise de risque. S'agissant de notre second résultat ensuite, qui témoigne des effets pervers du pouvoir de marché, nous faisons l'hypothèse qu'il est également consécutif du paradigme de la *franchise value*. Ainsi, nous avançons l'idée que la limitation de la prise de risque, stimulée par un niveau de concurrence modéré, passe essentiellement par une accentuation de la diversification, ce qui tendrait à renforcer les expositions communes (les corrélations) des banques et augmenterait, par voie de conséquence, la contribution des banques au risque systémique. Cette thèse est étayée par les travaux de Wagner (2010). Ces derniers exposent l'idée que la diversification conduit de concert à

puis, dans un second temps, d'évaluer la contribution de chaque banque à ce risque systémique.

réduire les risques de défaillances et à augmenter les probabilités de crises bancaires systémiques.

1.2.2 Méthodologie d'estimation : pouvoir de marché, risque individuel et contribution au risque systémique

Alors que l'essentiel de la littérature a porté son attention sur les effets du pouvoir de marché sur le niveau de prise de risque individuel, nous considérons également, dans cette présente étude, les effets du pouvoir de marché et de l'intensité concurrentielle sur la contribution des banques au risque systémique. Dans cette optique, nous sommes ainsi amené à distinguer et à utiliser deux types de mesure de risque : d'une part, des mesures de risque individuel, qui s'avèrent être relativement communes dans la littérature, et, d'autre part, des mesures de contribution des entités bancaires au risque systémique. Ces dernières font écho aux développements récents de l'économie bancaire et financière à la suite de la crise de 2007-2008 et s'avèrent, de ce fait, au cœur de nombreuses discussions.

Cette sous-section fera bien évidemment part de ces discussions. Cependant, il sera ici avant tout question de présenter les méthodologies d'estimation employées afin d'approcher ces différentes notions de risque, ainsi que l'approche retenue pour estimer le pouvoir de marché des institutions bancaires.

Évaluation du risque individuel : Z-score et Distance au défaut

Z-score

Afin de mesurer le niveau de risque individuel d'une banque, l'approche conventionnelle, dans la littérature, consiste à utiliser le Z-score. Cet indicateur, que l'on attribue généralement à Boyd et Graham (1986), Hannan et Hanweck (1988) et Boyd *et al.* (1993), reflète la probabilité d'insolvabilité d'une entité et est construit à partir de deux variables : le ratio de capital (CAR) et le taux de rendement des actifs investis (ROA). Partant du fait qu'une entité est insolvable lorsque $(CAR + ROA) \leq 0$, c'est-à-dire lorsque les pertes ($ROA < 0$) dépassent la capacité d'absorption de ces dernières (CAR), et en considérant que le taux de rendement des actifs investis est une variable aléatoire, avec une espérance, μ_{ROA} , et une variance finie, σ_{ROA} , Hannan et Hanweck (1988) montrent que l'inégalité de Bienaymé-Chebyshev permet d'obtenir la limite supérieure de la probabilité d'insolvabilité. Celle-ci est donnée par :

$$pr(ROA < -CAR) \leq Z^{-2} \quad (1.1)$$

$$\text{où } Z = \frac{CAR + \mu_{ROA}}{\sigma_{ROA}} > 0 \quad (1.2)$$

Alors que l'utilisation du Z-score ne présente aucune limite importante dans les analyses en coupe transversale³¹, la construction d'un indicateur d'insolvabilité dynamique est sujette à certaines discussions (voir, notamment, Lepetit et Strobel (2013)). Celles-ci portent, en particulier, sur la méthodologie la plus à même d'estimer de manière dynamique les deux premiers moments du rendement des actifs investis (ROA). Plusieurs méthodologies cohabitent ainsi dans la littérature afin d'estimer le Z-score. La structure en panel des données utilisées dans cette section nous conduit à rechercher un indicateur d'insolvabilité variant dans le temps. À cet égard, nous reprenons, en grande partie, la typologie dressée par Lepetit et Strobel (2013) et recensons finalement, dans la littérature, six manières distinctes de construire le Z-score. Celles-ci sont présentées ci-dessous :

1. Approche utilisée par De Nicoló *et al.* (2006). Les auteurs utilisent la moyenne et l'écart-type en considérant une fenêtre temporelle mobile d'ordre trois afin d'estimer : μ_{CAR} , μ_{ROA} et σ_{ROA}
2. Approche utilisée par Yeyati et Micco (2007). Les auteurs reprennent l'approche de De Nicoló *et al.* (2006) à la différence qu'ils considèrent l'observation présente de CAR et non sa moyenne mobile.
3. Approche utilisée par Hesse et Cihak (2007). Les auteurs calculent l'écart-type sur l'ensemble des observations afin d'estimer σ_{ROA} , les autres valeurs correspondent aux observations présentes de ROA et de CAR.
4. Approche utilisée par De Nicoló *et al.* (2006). Les auteurs construisent ce que Lepetit et Strobel (2013) nomment un écart-type instantané : $\sigma_{ROA}^{inst} = |ROA - \mu_{ROA}|$ avec μ_{ROA} correspondant à la moyenne sur l'ensemble de l'échantillon d'observation. CAR et ROA correspondent pour leur part à la valeur présente de ces deux variables.
5. Approche utilisée par Beck *et al.* (2013). Les auteurs considèrent la valeur présente de CAR et de ROA et l'écart-type sur une fenêtre temporelle mobile de 3 ans³².
6. Approche utilisée par Lepetit et Strobel (2013). Les auteurs calculent la moyenne et l'écart-type du rendement des actifs sur l'ensemble de la période d'étude et utilisent la valeur présente du ratio de capital.

Dans le cadre de notre étude, nous préférons l'approche de Beck *et al.* (2013) aux autres méthodologies de construction du Z-score. Étant donné la nature non cylindrique de notre panel, cette approche évite, tout d'abord, que le dénominateur (c.-à-d., σ_{ROA}) soit construit sur des fenêtres temporelles distinctes. Par ailleurs, l'approche assure que la dynamique de probabilité d'insolvabilité n'a pas, pour seule origine, la variation du ratio de capital à travers le temps, mais également la variation de la profitabilité de l'activité bancaire. Malgré tout, nos résultats s'avèrent peu dépendants

31. En considérant que la profondeur temporelle du taux de rendement des actifs investis est suffisamment importante afin de disposer d'une bonne variance empirique.

32. Approche non référencée par Lepetit et Strobel (2013).

de la méthodologie choisie. Les résultats présentés dans la sous-section 1.2.4 étant robustes face à différentes méthodologies testées³³.

Distance au défaut

Mesure alternative au Z-score, la distance au défaut permet également d'apprécier la probabilité de faillite individuelle d'une institution financière. D'un point de vue conceptuel, les deux indicateurs s'avèrent très proches. Ils expriment, en effet, le nombre d'écart-types qui séparent la banque de la faillite³⁴ et s'avèrent robustes dans la mesure où, face à trois situations - une diminution de la valeur de l'actif, une augmentation de la volatilité de l'actif et une augmentation du levier - ils indiquent une augmentation de la probabilité de défaut (Gropp *et al.*, 2004). Les deux indicateurs diffèrent essentiellement dans les données utilisées pour leur construction. Ainsi, le Z-score utilise exclusivement des données comptables, alors que le calcul de la distance au défaut requiert, en plus de celles-ci, la compilation de données de marché. Par ce biais, la distance au défaut obtenue permet de fournir une meilleure évaluation de la probabilité de faillite individuelle. Les cours de cotation des actions incorporent, en effet, un plus large niveau d'information que les seules informations comptables publiées. Ils permettent notamment de refléter, en dehors de la situation de l'entreprise en t , ses perspectives de profits futurs. Ils incorporent, en outre, de l'information sur la situation sectorielle, ce qui permet de prendre en compte la santé financière des entités attenantes.

Définition

La distance au défaut (DD) repose sur la théorie de l'évaluation des options (Black et Scholes, 1973 ; Merton, 1974) et, en particulier, sur l'idée suggérée par Merton (1974) de considérer la détention de capital comme une option d'achat sur les actifs de l'entreprise. Le parallèle entre possession d'une part de capital et option peut s'entendre de la manière suivante. À maturité de la dette, c'est-à-dire à la date d'échéance, si la valeur des actifs est inférieure à celle de la dette, l'entreprise en situation d'insolvabilité, du fait de la responsabilité limitée des actionnaires, n'exercera pas son option sur la dette. Conséquemment, la dette ne sera pas acquittée et l'entreprise se retrouvera en situation de faillite. Il s'ensuit que les actionnaires perdront leur mise initiale ou, en reprenant le parallèle dressé avec les options, la prime payée. *A contrario*, dans le cas où la valeur de la dette (D) est inférieure à celle de l'actif, les actionnaires de la banque auront intérêt à exercer l'option d'achat qu'ils possèdent, puisqu'en remboursant la dette émise (D), ils auront la pleine propriété des actifs de la société (V), avec $V > D$. Ainsi, la valeur du capital d'une entreprise à maturité de la dette (dans notre cas 1 an) est égale à :

$$\text{Max}(V_{t+1} - D_{t+1}, 0) \quad (1.3)$$

33. Il s'avère que les corrélations entre les différentes approches de calculs du Z-score sont fortes et conduisent à des classements ordinaux des banques semblables.

34. Sous l'hypothèse de normalité de ces deux variables.

avec D_{t+1} la valeur des dettes et V_{t+1} la valeur de marché de l'entreprise.

L'analogie du capital avec une option d'achat s'avère donc parfaite. Or, les travaux de Black et Scholes (1973) et Merton (1974) permettent d'évaluer le prix d'une telle option sous certaines hypothèses. Ainsi, la valeur de marché de l'actif d'une entreprise (V_t) doit être égale à la somme de la valeur des dettes, D_t et du capital, E_t :

$$V_t = E_t + D_t \quad (1.4)$$

Par ailleurs, une des hypothèses canoniques du modèle d'évaluation des options en temps continu est que la valeur de l'actif suit un mouvement brownien géométrique, tel que :

$$dV_t = \mu V_t dt + \sigma V_t dW \quad (1.5)$$

où μ est l'espérance de rendement de l'actif, σ son écart type et W un processus de Wiener. Dès lors, d'après Black et Scholes (1973), la valeur de l'option est donnée par :

$$E_t = V_t \Phi(d_1) - D_t e^{-r(T-t)} \Phi(d_1 - \sigma\sqrt{T-t}) \quad (1.6)$$

avec r le taux sans risque, approché, par exemple, par l'Euribor 12 mois et Φ la fonction de densité de la loi statistique retenue³⁵.

Par ailleurs d_1 est égal à :

$$d_1 = \frac{\ln(V_t/D_t) + (r_t + 0.5\sigma^2)(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}} \quad (1.7)$$

La probabilité de défaut correspond à la probabilité de ne pas exercer l'option, c'est-à-dire à $\Phi(d_t - \sigma\sqrt{T-t})$. Toutefois, plutôt que de prendre en considération la probabilité de défaut, la littérature opte souvent pour la distance au défaut (DD), c'est-à-dire pour $d_t - \sigma\sqrt{T-t}$. En effet, cette mesure permet de rendre compte du nombre d'écarts-types séparant la banque du défaut puisqu'elle est égal à :

$$DD = \frac{\ln(V_t/D_t) + (\mu - 0.5\sigma^2)(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}} \quad (1.8)$$

De nombreuses études ont précédemment justifié la pertinence d'une telle mesure. Gropp *et al.* (2004) montrent ainsi que la DD est un indicateur direct de fragilité individuelle des banques et qu'elle prévaut sur des indicateurs obtenus à partir de données comptables ainsi que des séries de rendements bruts. La mesure n'est, en effet, pas influencée par l'existence d'assurances étatiques plus ou moins implicites³⁶.

35. Traditionnellement la loi normale.

36. Contrairement à la méthodologie consistant à observer les écarts de rendement avec la dette subordonnée par exemple.

De plus, la mesure rend compte du risque à partir de l'évolution des rendements des actions, mais également à partir du levier de la banque, qui constitue un des concepts de risque les plus importants, n'étant pourtant pas retranscrit dans la volatilité des titres bancaires (Gropp *et al.*, 2004). Néanmoins, l'inconvénient majeur de cet indicateur est qu'il circonscrit l'étude aux banques cotées et exclut donc les banques mutualistes et coopératives de l'échantillon d'étude. L'implication paraît toutefois limitée dans la mesure où la part des banques cotées, en termes d'actifs bancaires, est prédominante dans l'industrie bancaire européenne (Baele *et al.*, 2007), même si elle n'équivaut pas à celle de l'industrie bancaire nord-américaine.

Estimation

La difficulté du modèle de Merton (1974) réside essentiellement dans l'estimation de la valeur de marché de l'actif d'une banque ainsi que de ses deux premiers moments. La valeur de marché de l'actif bancaire est, en effet, une valeur latente. Des méthodologies ont toutefois peu à peu vu le jour afin d'approximer la valeur de l'actif et ainsi permettre l'estimation des paramètres μ et σ . La méthode la plus simple fait appel aux méthodes d'évaluation d'entreprise utilisées en finance d'entreprise. Ainsi, la valeur totale des actifs est obtenue en sommant la valeur de marché des actions de l'entreprise et la valeur comptable de ses dettes. Brockman et Turtle (2003), parmi beaucoup d'autres, utilisent cette approche qui reste malgré tout imparfaite et source de biais dans les estimations (voir, Wong et Choi, 2009). Un second ensemble d'approches comprend la méthode de Ronn et Verma (1986) et la méthode KMV, présentée par Crosbie et Bohn (2003)³⁷. Un grand nombre de travaux utilisent ces méthodologies, parmi lesquels ceux d'Akhigbe *et al.* (2007), Vassalou et Xing (2004), Hillegeist *et al.* (2004) ainsi que Vallascas et Hagendorff (2011). La méthode KMV permet de calculer la volatilité de l'actif en considérant une procédure de calculs itérative. Cette dernière utilise un algorithme de recherche de Newton pour estimer la valeur de V et σ à partir de deux équations obtenues sous les hypothèses du modèle de Merton (1974). La première est l'équation de Black Scholes et Merton (équation (1.6)) présentée précédemment. La seconde équation lie la volatilité de l'actif à la volatilité de la valeur de marché des actions. Sous les hypothèses de Black et Scholes (1973), la valeur du capital est une fonction de la valeur de la firme et du temps. Formellement, en considérant le lemme d'Ito, il s'ensuit que :

$$\sigma_E = \frac{V}{E} \frac{\delta E}{\delta V} \sigma \quad (1.9)$$

Sous les hypothèses du modèle de Merton (1974) ($\frac{dE}{dV} = N(d_1)$), avec N la fonction de densité d'une loi normale. La volatilité de la firme et de son capital sont donc liées

37. Un certain nombre de différences demeurent entre ces deux méthodologies, même si les sous-bassements sont semblables. Par exemple, le point de défaut diffère entre les deux méthodologies. Se référer à Duan et Wang (2012) pour une comparaison plus fournie des deux méthodologies.

par :

$$\sigma_E = \frac{V}{E} N(d_1) \sigma \quad (1.10)$$

L'algorithme de résolution utilisant les équations (1.6) et (1.9) conduit à estimer préalablement la volatilité des actions de la banque, σ_E , ce qui peut être réalisé en calculant l'écart-type des cours journaliers sur les 12 derniers mois, par exemple. La méthode KMV permet, par la suite, de résoudre ce système de deux équations non linéaires par le biais d'une procédure itérative, en employant comme valeur initiale de σ , la valeur de σ_E multipliée par le rapport de la valeur des actions sur la valeur de l'entreprise (V) égale à la valeur des actions plus celle de la dette. Un algorithme de recherche de Newton permet ensuite d'identifier les valeurs journalières de V dans ce processus itératif.

La deuxième étape de résolution du modèle consiste à calculer le rendement implicite de l'actif, rV , permettant de déterminer l'espérance de rendement de l'actif μ et la volatilité du rendement de l'actif σ selon les formules suivantes :

$$rV_t = \ln V_t - \ln V_{t-1} \quad (1.11)$$

$$\hat{\sigma}_t^2 = \frac{1}{nh} \sum_{k=1}^n (rV_t - r\bar{V}_t) \quad \text{avec} \quad r\bar{V}_t = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (rV_t) \quad (1.12)$$

$$\hat{\mu} = \frac{1}{h} r\bar{V}_t + \frac{1}{2} (\hat{\sigma}_t)^2 \quad (1.13)$$

avec h le temps exprimé en années séparant deux observations et n le nombre d'observations.

Certains débats portent également sur la valeur adéquate du point de défaut. Alors que dans la modèle de Merton (1974), le point de défaut correspond à l'ensemble des engagements (des dettes), Crosbie et Bohn (2003) considèrent que le point de défaut est plus faible et compris entre la valeur totale des engagements et la valeur des engagements de court terme. Aussi, les auteurs fixent de manière arbitraire la valeur du point de défaut comme étant égale au total de la dette de court terme et à la moitié de la dette de long terme. Duan et Wang (2012) souligne que la valeur retenue du point de défaut par Crosbie et Bohn (2003) dans la méthode KMV pourrait conduire à une mauvaise appréciation du risque des banques³⁸. Duan (2010), Duan et Wang (2012), Duan *et al.* (2012) proposent, en réponse, une troisième voie pour estimer la distance au défaut. Celle-ci considère ainsi un point de défaut

38. Les dépôts qui constituent une part importante du passif des banques en seraient à l'origine. En effet, les dépôts auraient un statut mixte faisant qu'ils ne peuvent être classés strictement et complètement en tant qu'engagements de court terme (passif à moins d'un an) ni en tant qu'engagement de long terme. Ce faisant, la méthode standard KMV telle que présentée par Crosbie et Bohn (2003), qui fixe la valeur de la dette exigible à un an égale au passif de court terme et à la moitié de la dette de long terme, conduit à ignorer une part importante du passif des banques.

différent³⁹ ainsi qu'une méthodologie d'estimation distincte, développée par Duan (1994) et Duan (2000)⁴⁰.

Mesurer le risque systémique

Outre des mesures de risque individuel, notre étude conduit également à définir des mesures de contribution au risque systémique. La dichotomie s'explique par le fait que les deux types de mesure recouvrent des dimensions extrêmement différentes. Alors que les mesures de risque individuel définissent un niveau de prise de risque, une mesure de contribution au risque systémique évalue les externalités d'une banque sur le système financier pris dans son ensemble à travers, notamment dans cette étude, les corrélations dans les rendements entre la banque et le système financier. En somme, la distinction faite entre nos mesures de risque est semblable au *distinguo* établi entre évaluation micro-prudentielle et macro-prudentielle des risques.

Le risque systémique a une dimension incontestablement protéiforme. Cela nous a, au demeurant, conduit à mener, dans ce chapitre premier, une analyse duale des effets du pouvoir de marché et de la concurrence sur le risque systémique. Le risque systémique peut, en effet, être appréhendé à travers deux dimensions principales : (1) la stabilité du système en coupe, c'est-à-dire la distribution du risque à travers les différents acteurs du système, et (2) la stabilité du système à travers le temps, qui renvoie notamment à la procyclicité des systèmes financiers et à la formation de bulles financières. Bien évidemment, dans la présente analyse, notre intérêt se porte sur la première dimension définie du risque systémique. Celle-ci comporte une abondance de mesures potentielles. Cependant, en dépit de la kyrielle d'indicateurs, peu sont en réalité estimables à l'échelle individuelle. Ainsi, seules les mesures construites à partir de données de marché se révèlent être des alternatives plausibles. Cette famille d'indicateurs englobe notamment la $\Delta CoVar$ et la $SRISK$ qui sont, tous deux, parmi les mesures de risque systémique les plus répandues et discutées dans la littérature. Une limite de ces indicateurs réside, toutefois, dans le fait que leurs fondements sont uniquement statistiques et, par conséquent, athéoriques, ce qui ne permet pas de distinguer ni de tester les mécanismes et canaux de transmission du risque systémique. Sans revenir sur les débats épistémologiques, cette limite pourrait tout aussi bien être un avantage. En effet, par son approche agnostique, cette famille d'indicateurs s'affranchit des

39. Duan (2010) propose, par conséquent, une fraction δ des ressources autres que des engagements de court terme ou de long terme afin, notamment, de prendre en considération les dépôts des banques. Ainsi pour Duan (2010), le niveau de dette exigible à 1 an est égal aux engagements de court terme, la moitié de la dette de long terme et une fraction δ des autres ressources.

40. Duan (1994) propose une estimation des paramètres du modèle structurel par l'utilisation d'un estimateur du maximum de vraisemblance. Cet estimateur conduit à des estimations de la distance au défaut identique à celle de la méthode KMV sous les hypothèses classiques du modèle de Merton (1974), mais à la différence de la méthodologie utilisée par la méthode KMV, le recours à cet estimateur permet d'estimer un paramètre supplémentaire (δ), nécessaire afin de déterminer un point de défaut corrigé, tel que le définit Duan et Wang (2012) par exemple.

erreurs théoriques potentielles sur les fondements du risque systémique, mais surtout permet de prendre en compte simultanément différents canaux théoriques de diffusion du risque systémique.

Dans notre analyse, afin d'évaluer la contribution des banques au risque systémique, nous considérons la SRISK (Acharya *et al.*, 2012a ; Brownlees et Engle, 2015)⁴¹. Celle-ci est définie comme : la contribution individuelle d'une banque à la détérioration de la capitalisation du système financier dans son ensemble lors d'une crise (Acharya *et al.*, 2012a ; Brownlees et Engle, 2015). Le risque systémique est donc apprécié à travers les pertes anticipées de capital (*Expected capital shortfall*) conditionnellement à une situation de crise sur les marchés financiers. Selon cette perspective, plus les pertes anticipées de capital sont grandes, plus la contribution au risque systémique d'une institution donnée est importante.

Plus formellement, la SRISK est une extension de la *Marginal Expected Shorfall* (MES, pour perte marginale anticipée) proposée par Acharya *et al.* (2010). La MES correspond à la contribution marginale d'une entité donnée au risque systémique, mesurée par l'*Expected Shortfall* du marché. Selon Acharya *et al.* (2010), l'*Expected Shortfall* correspond à l'espérance de perte de rendement conditionnellement au fait que la perte de rendement ait dépassé un seuil donné, C, et revêt la forme suivante :

$$ES_t = E_{t-1}(r_t | r_t < C) = \sum_{i=1}^N w_{it} E_{t-1}(r_{it} | r_t < C) \quad (1.14)$$

avec N le nombre de banques, r_{it} le rendement de la banque i en date t , et r_t le rendement du marché en t . Le rendement du marché correspond à la moyenne pondérée des rendements de l'ensemble des firmes composant l'indice, $r_t = \sum_{i=1}^N w_{it}(r_{it})$, où w_{it} représente la capitalisation relative de l'entreprise i en t .

La MES est finalement obtenue en calculant la dérivée partielle de l'*Expected Shortfall* du marché (ES_t) en considérant le poids de la banque i sur le marché :

$$MES_{it} = \frac{\partial ES_t}{\partial w_{it}} = E_{t-1}(r_{it} | r_t < C) \quad (1.15)$$

En définitive, la MES mesure l'augmentation du risque dans le système financier (mesuré par l'*Expected Shortfall*) induit par une augmentation marginale du poids de la banque i dans le système. De ce fait, plus la MES est importante, plus la banque est corrélée avec le système, et donc systématiquement dangereuse.

41. Les autres mesures existantes pour estimer la contribution individuelle des banques au risque systémique sont notamment : la $\Delta CoVaR$ (Adrian et Brunnermeier, 2011), définie comme la différence entre la *value-at-risk* du système financier conditionnel au fait que la banque étudiée soit en difficulté et la *value-at-risk* du système financier dans sa globalité, mais conditionnel au fait que la banque étudiée soit dans son état médian ; et la MES Acharya *et al.* (2010), dont la définition est donnée en aval.

Bien que constituant une mesure de risque systémique à part entière, la MES présente un certain nombre de limites (voir par exemple, Idier *et al.* (2014)), auxquelles répond partiellement la SRISK. La SRISK étend donc la MES, en prenant en considération, en plus de cette dernière, des données relatives aux bilans des banques. Ainsi, la SRISK dépend des quatre facteurs suivants :

- la volatilité des rendements de la banque i ;
- la corrélation des rendements de la banque i avec le marché en période de stress (c-à-d, la MES) ;
- le levier financier ;
- la taille.

De façon générale, la SRISK se définit de la manière suivante :

$$\text{SRISK}_{it} = \overbrace{k(D_{it} + (1 - \text{LRMES}_{it})W_{it})}^{\text{Capital requis}} - \overbrace{(1 - \text{LRMES}_{it})W_{it}}^{\text{Capital disponible}} \quad (1.16)$$

$$\text{SRISK}_{it} = kD_{it} - ((1 - k)W_{it})(1 - \text{LRMES}_{it}) \quad (1.17)$$

où k est le ratio de capital minimum que doivent détenir les banques⁴², D_{it} est la valeur comptable des dettes de la banque et W_{it} la valeur de marché de la banque. Enfin, le terme LRMES_{it} désigne la perte marginale anticipée de long terme (« *the long-run marginal expected shortfall* »). Cette dernière correspond à la perte anticipée de la valeur de marché d'une banque à horizon de six mois conditionnellement à une situation de stress sur le marché. La LRMES est donc, mis à part l'horizon temporel, analogue à la MES précédemment définie. Acharya *et al.* (2012a) définissent d'ailleurs la LRMES à six mois à partir de l'estimation de la MES à un jour⁴³. En considérant une MES avec un seuil (C) à 2%⁴⁴, l'approximation de la LRMES se définit comme la perte anticipée à un horizon de six mois conditionnellement à une chute du système financier de plus de 40% dans les six prochains mois⁴⁵.

Mesurer le pouvoir de marché : l'indice de Lerner

Dans cette sous-section, nous présentons l'indice de Lerner (1934), la mesure retenue afin de calculer le pouvoir de marché des banques. L'indice de Lerner s'avère être la seule mesure de concurrence bancaire pouvant être obtenue de manière dynamique à un niveau désagrégé, c'est-à-dire à l'échelle des entités financières. Il apparaît, en effet, d'une part, que les autres indicateurs de concurrence fréquemment utilisés tels la H-statistique (Panzar et Rosse, 1987), l'indicateur de Boone (Boone, 2008) ou des indicateurs de concentration, ne peuvent être déterminés qu'à un niveau macroéconomique. D'autre part, la part de marché ou encore le

42. Le ratio prudentiel pour les banques européennes est fixé à 5.5%.

43. L'approximation donnée par Acharya *et al.* (2012a) est égale à : $\text{LRMES}_{it} = 1 - \exp(18 * \text{MES}_{it})$.

44. La MES est donc construite par rapport au franchissement d'une *value-at-risk* au seuil de confiance de 98%.

45. Voir, Acharya *et al.* (2012a) pour davantage de détails.

Q de Tobin étant utilisés de temps à autre en tant qu'indicateurs du pouvoir de marché, bien qu'établis au niveau des banques, s'avèrent être sujets à des erreurs de mesure importantes du véritable pouvoir de marché (Gan, 2004 ; Beck *et al.*, 2013). Il en résulte ainsi que l'indice de Lerner est très fréquemment utilisé dans la littérature lorsqu'il s'agit d'estimer le pouvoir de marché. L'indicateur a notamment été récemment utilisé par Berger *et al.* (2009), Demirguc-Kunt et Martinez Peria (2010), Beck *et al.* (2013), et Anginer *et al.* (2014) parmi d'autres. L'indice de Lerner a la forme analytique suivante : $(P - mc)/P$ avec P le prix et mc le coût marginal.

Il est assez aisé de montrer, d'un point de vue théorique, que l'expression $(P - mc)/P$ constitue une mesure du pouvoir de marché. Nous nous référons ici à Koetter et Kolari (2008) et considérons pour cela une banque en monopole, indicée m , offrant des prêts L et dont la technologie de production est égale à $c(q)$, fonction croissante de q le niveau de production de L . La demande de prêts au prix p est donnée par $x(p)$, fonction continue et décroissante avec p . La banque observe, par ailleurs, la demande qui lui est adressée et cherche, par conséquent, à maximiser son profit étant donné la fonction de coût et de demande.

$$\max_p = px(p) - c(x(p)) \quad (1.18)$$

Nous réécrivons le programme de maximisation en fonction de q , les quantités, sachant que $p(q) = x^{-1}(q)$. Ainsi le programme de maximisation a la forme suivante :

$$\max_q = p(q)q - c(q) \quad (1.19)$$

Il s'ensuit que l'expression maximisant le profit est égale à :

$$p(q^m) - c'(q^m) + p'(q^m)q^m = 0 \quad (1.20)$$

Nous en déduisons la condition d'optimalité sur p .

$$p(q^m) = c'(q^m) - p'(q^m)q^m \quad (1.21)$$

Le prix de monopole, $p(q^m)$, est donc égal au coût marginal, $c'(q^m)$, moins une composante additionnelle définie négative. Cette composante additionnelle traduit le pouvoir de marché de la banque et correspond au *mark-up*. En concurrence pure et parfaite (indicée cpp), la composante $p'(q^{cpp})q^{cpp}$ est nulle. La demande est, en effet, donnée et ne dépend pas de q . Ainsi $p'(q^{cpp}) = 0$. Le prix est alors égal au coût marginal ($p = cm$), condition d'optimisation en CPP. La condition d'optimalité sur p peut se réécrire de la manière suivante :

$$p(q^m) + p'(q^m)q^m = c'(q^m) \quad (1.22)$$

Le revenu marginal est, dans ce cas, égal au coût marginal. La situation de CPP n'est qu'un cas particulier de l'expression précédente où le revenu marginal est constant et donné par p . À partir de l'égalité précédente, Lerner (1934) établit que

le pouvoir de marché est égal à la marge de monopole ($p(q^m) - c'(q^m)$) normalisée par les prix. L'indice de Lerner a donc la forme suivante :

$$Lerner = \frac{p(q^m) - c'(q^m)}{p(q^m)} \quad (1.23)$$

Notre analyse requiert d'estimer empiriquement l'indice de Lerner dont nous venons de présenter les fondements théoriques. Dans ce cadre, l'indice à estimer est fonction du temps, t , et de l'entité bancaire, i , et a donc la forme suivante :

$$Lerner_{it} = \frac{p_{it} - cm_{it}}{p_{it}} \quad (1.24)$$

où p_{it} est le prix moyen du total des actifs approché par le ratio des revenus totaux (revenus d'intérêt et revenus hors d'intérêt) sur le total des actifs bancaires et cm_{it} le coût marginal du total des actifs de la banque i à la date t . Afin d'estimer le coût marginal, l'approche conventionnelle consiste à estimer une fonction de coût translog et à calculer la dérivée de cette dernière. Dans la lignée de la majorité des études, nous spécifions une technologie de production avec trois facteurs de production et un seul produit (voir, parmi d'autres, Angelini et Cetorelli, 2003 ; Fernandez de Guevara *et al.*, 2005 ; Berger *et al.*, 2009). Cette approche correspond à une approche dite d'intermédiation, qui se distingue de l'approche dite de production. Cette dernière, qui considère les dépôts comme un produit à part entière et non plus un facteur de production, a néanmoins une résonance bien plus faible dans la littérature⁴⁶. La fonction translog que nous spécifions a ainsi la forme suivante :

$$\begin{aligned} \ln TC_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln TA_{it} + \frac{\beta_2}{2} \ln TA_{it}^2 + \sum_{k=1}^3 \gamma_k \ln W_{k,it} + \sum_{k=1}^3 \phi_k \ln TA_{it} \ln W_{k,it} \\ & + \sum_{k=1}^3 \sum_{j=1}^3 \frac{\rho_{kj}}{2} \ln W_{k,it} \ln W_{j,it} + \delta_1 T + \frac{\delta_2}{2} T^2 + \delta_3 T \ln TA_{it} + \sum_{k=4}^6 \delta_k T \ln W_{k,it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1.25)$$

Dans l'équation (1.25), TC_{it} représente les coûts totaux de la banque i en date t définis comme la somme des dépenses d'intérêt, de commission et de tradings ainsi que la somme des coûts généraux (charge de personnel, dépenses administration et autres charges d'exploitation). TA_{it} correspond au total des actifs de la banque. $W_{1,it}$, $W_{2,it}$ et $W_{3,it}$ correspondent aux coûts (prix) des facteurs de production, respectivement le coût des fonds, du travail et des actifs immobilisés. Nous définissons $W_{1,it}$ comme le rapport des charges d'intérêt et du total des dépôts; $W_{2,it}$ est égale au ratio charges de personnel sur le total des actifs; et, $W_{3,it}$ correspond aux autres charges d'exploitation sur le montant des actifs totaux⁴⁷. Finalement, notre fonction

46. Parmi les études utilisant cette approche, nous pouvons citer celle de Maudos et Fernandez de Guevara (2007), par exemple.

47. Weill (2013) parmi d'autres, considère le rapport entre les autres charges d'exploitation et les actifs immobilisés. Nos estimations sont toutefois robustes face cette alternative.

translog inclut également une tendance (T) afin de tenir compte des évolutions dans le temps de la technologie de production.

L'ensemble des variables venant d'être présentées sont toutes exprimées en logarithme. Du reste, en vue de limiter l'influence des valeurs aberrantes et extrêmes, nous avons utilisé l'approche de Winsor, consistant, après avoir ordonné les données, au remplacement des k plus petites observations par la $(k + 1)^{ième}$ et les k plus grandes observations par la $(k - 1)^{ième}$, pour l'ensemble des prix des ressources. Il convient, par ailleurs, de mentionner que le k considéré est égal à 1%, ce qui signifie que les observations inférieures au premier percentile et supérieures au 99^{ième} percentile ont été modifiées. Cette procédure de correction des données s'avère relativement courante dans la littérature et est notamment adoptée par Berger *et al.* (2009), Beck *et al.* (2013) ou encore Anginer *et al.* (2014).

La fonction de coût translog doit, au demeurant, être homogène de degré un. Cela implique, par conséquent, que les contraintes d'homogénéité suivantes sur les coefficients de l'équation (1.25) doivent être respectées⁴⁸ : $\sum_{k=1}^3 \gamma_{k,t} = 1$, $\sum_{k=1}^3 \phi_k = 0$ et $\sum_{k=1}^3 \sum_{j=1}^3 \rho_{kj} = 0$. Sous ces conditions, les coûts marginaux peuvent ensuite être directement obtenus à partir des paramètres estimés de la fonction translog, en calculant la dérivée première des coûts totaux (TC) par rapport à TA, le total des actifs.

$$mc_{it} = \frac{TC_{it}}{TA_{it}} [\beta_1 + \beta_2 TA_{it} + \sum_{k=1}^3 \phi_k \ln W_{k,it} + \delta_3 T] \quad (1.26)$$

L'estimation de la fonction translog sur données de panel d'un ensemble de banque peut être réalisée de plusieurs manières distinctes. Nous pouvons, en effet, utiliser les MCO (moindres carrées ordinaires)⁴⁹ ou spécifier une frontière stochastique (SFA) (Koetter *et al.*, 2012). Cette dernière approche permet de considérer les inefficiences dans le processus de production.

De manière plus spécifique, nous estimons quatre indices de Lerner distincts pour notre analyse. Notre mesure principale de pouvoir de marché est, tout d'abord, établie en estimant la fonction translog, définie par l'équation (1.25), avec l'estimateur des moindres carrées ordinaires (MCO) pour un ensemble de banques européennes. Nous incorporons à ce modèle des effets fixes pays afin de spécifier des différences de technologies de production entre les pays composant notre

48. Ces contraintes d'homogénéité linéaires assurent que le processus de minimisation des coûts ne change pas si tous les coûts sont multipliés par un même scalaire et donc, par conséquent, maintiennent l'hypothèse que seuls les coûts des facteurs de production affectent l'allocation des facteurs de production. Turk-Ariss (2010) ou encore Weill (2013) normalisent les coûts totaux (TC) et les prix des facteurs de production (W_k) par un des prix des facteurs de production afin d'imposer une homogénéité des prix de degré 1.

49. La grande majorité des études ne considèrent pas d'effets fixes individuels, mais plutôt un estimateur *pooled* (voir, Berger *et al.* (2009), Beck *et al.* (2013) ou encore Anginer *et al.* (2014)).

échantillon.

Notre seconde mesure du pouvoir de marché reprend la méthodologie précédente, à cette exception près qu'une fonction translog est estimée pour chaque pays de notre échantillon. Cette seconde méthodologie est théoriquement plus à même de modéliser fidèlement les différences technologiques entre pays. Néanmoins, le nombre relativement restreint de banques dans certains pays conduit à émettre des doutes sur la pertinence et la convenance des estimations pays par pays⁵⁰. Aussi, de manière *ad-hoc*, nous avons préféré associer deux à deux certains pays aux observations considérées comme insuffisantes afin de bénéficier d'un nombre acceptable de banques pour l'estimation de la fonction translog. C'est ainsi que nous avons combiné les observations de la Finlande et la Suède.

En troisième lieu, nous estimons également un indice de Lerner ajusté qui corrige des effets d'inefficience en suivant *stricto sensu* la méthodologie proposée par Koetter *et al.* (2012). Koetter *et al.* (2012) émettent l'idée que l'estimation usuelle de l'indice de Lerner pourrait être biaisée et, par conséquent, ne pas refléter le « vrai » pouvoir de marché d'une banque du fait de l'existence d'inefficiencies. Ces dernières seraient à même d'altérer : (1) le coût marginal estimé (mc), renvoyant à l'existence d'inefficiencies au passif, et (2) le prix moyen (p), caractérisant des inefficiencies présentes à l'actif. Ainsi, l'indice de Lerner estimé de manière conventionnelle ne rendrait pas seulement compte de la capacité des banques à offrir un prix supérieur à leur coût marginal, mais refléterait également leur plus ou moins grande inefficience. La prise en compte des inefficiencies s'avère, du reste, d'autant plus importante que ces dernières ne seraient pas distribuées aléatoirement et seraient fonction de l'intensité concurrentielle (se référer, pour cela, aux abondant débats sur la *quiet life* (Hicks, 1935)). La correction proposée par Koetter *et al.* (2012) de l'indice de Lerner a la forme suivante :

$$Lerner\ ajusté_{it} = \frac{(\hat{\Pi}_{it} + \hat{T}C_{it}) - \hat{m}c_{it}}{(\hat{\Pi}_{it} + \hat{T}C_{it})} \quad (1.27)$$

avec $\hat{\Pi}_{it}$ représentant le profit estimé, $\hat{T}C_{it}$ les coûts totaux estimés et $\hat{m}c_{it}$ le coût marginal estimé.

Afin de déterminer cet indice de Lerner ajusté, nous nous référons à Koetter *et al.* (2012) et estimons, dans un premier temps, notre fonction translog générique (équation 1.25) en considérant une frontière de coût stochastique (SFA). De manière plus formelle, la modélisation d'une frontière stochastique consiste à postuler que le terme d'erreur est composé de deux facteurs distincts indépendants l'un de l'autre. La première composante est purement aléatoire et constitue donc un terme d'erreur aléatoire v_{it} supposé iid avec $v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$ et indépendant des variables explicatives. La seconde composante, μ_{it} , représente l'inefficacité technique. On fait

50. En effet, nous retenons uniquement, dans cette section, des données de bilans consolidés. En comparaison avec les données non-consolidées, cela réduit très sensiblement le nombre d'observations. Voir la discussion dans la sous-section suivante.

alors l'hypothèse que cette composante est : iid avec $\mu_{it} \sim N(0, \sigma_{\mu}^2)$, indépendante du terme d'erreur v_{it} , et tirée dans une loi normale tronquée à zéro. Cette première étape nous permet d'obtenir une estimation du coût marginal donnée par l'équation 1.26, à l'exception du fait que TC, les coûts totaux observés sont remplacés par \hat{TC} , les coûts totaux estimés. La seconde étape consiste à corriger le revenu moyen (p) des inefficiences. À cet égard, il nous faut spécifier une fonction de profit alternative, comme le propose Berger et Mester (2003) par exemple. Celle-ci a une forme identique à la fonction de coût translog (équation 1.25), hormis le fait que les coûts (TC) laissent désormais place aux profits (Π)⁵¹. Cette fonction de profit translog est estimée en considérant, là encore, une frontière stochastique, et permet d'obtenir une estimation des profits $\hat{\Pi}_{it}$. Ces derniers permettent *in fine*, par une simple égalité comptable, d'estimer un revenu moyen corrigé des inefficiences à l'actif, en sommant les profits estimés ($\hat{\Pi}_{it}$) et les coûts totaux estimés (\hat{TC}_{it}).

L'estimation conventionnelle de l'indice de Lerner pourrait enfin être également biaisée en raison de la dépendance des intrants utilisés dans la fonction de coûts au pouvoir de marché. En particulier, Maudos et Fernandez de Guevara (2007) allèguent que le coût des fonds (c.-à-d., le coût des ressources de financement) utilisé dans l'estimation de la fonction de coût comporte une composante dépendante du pouvoir de marché de l'entité bancaire. Les banques ayant du pouvoir de marché seraient, en effet, plus à même non seulement d'augmenter leur prix, mais également de lever des ressources à un moindre coût. Maudos et Fernandez de Guevara (2007) plaident, en conséquence, pour exclure les coûts des fonds de la fonction translog et ainsi estimer une fonction à deux intrants seulement.

En définitive, nous estimons, dans cette étude, quatre indices de Lerner différents :

- Un indice de Lerner établi à partir d'une fonction de coût européenne \Rightarrow *Lerner conventionnel*;
- Un indice de Lerner pour lequel la fonction de coût est spécifique à chaque pays \Rightarrow *Lerner pays*;
- Un indice de Lerner ajusté des inefficiences \Rightarrow *Lerner ajusté*;
- Un indice de Lerner ajusté des coûts des ressources \Rightarrow *Lerner ajusté(2)*.

51. Un problème usuel lors de l'estimation d'une fonction de profit translog réside dans le fait que les profits s'avèrent être parfois des pertes. La transformation logarithmique conduit, dès lors, à exclure ces observations, ce qui constitue une perte substantielle d'information. La manière la plus répandue pour considérer ces observations consiste à rééchelonner les profits en ajoutant, à chaque observation, la valeur absolue des pertes maximales de la distribution empirique. Cette approche demeurant *ad-hoc*, Bos et Koetter (2011) proposent une correction statistique que nous suivons ici, de manière à reproduire fidèlement la méthodologie de Koetter *et al.* (2012).

1.2.3 Données, statistiques descriptives et méthodologie empirique retenue

Nos recherches testent l'implication du pouvoir de marché sur le risque individuel de faillite ainsi que sur la corrélation dans la prise de risque, dont nous avons signalé qu'elle pouvait s'apparenter à mesurer la contribution individuelle des firmes au risque systémique. Notre régression de base peut, de cette manière, s'exprimer selon la forme générale suivante :

$$risque = f(\text{Lerner, variables de contrôle spécifiques, variables macroéconomiques}) \quad (1.28)$$

Dans cette sous-section, nous présenterons les données utilisées avant de présenter la méthode économétrique retenue.

Données et statistiques

La présente étude porte sur un panel non cylindré de 54 banques européennes cotées parmi les plus importantes sur la période 2004-2013. Notre échantillon comprend notamment l'ensemble des banques européennes apparaissant dans la classification des banques systématiquement importantes (« G-SIB » ou « SIFI ») établie par le comité de Bâle. Le tableau 1.1 présente les banques composant notre échantillon, en précisant leur pays d'origine ainsi que la taille de leur bilan à la fin de l'année 2012. La présentation de ces données conduit à certaines observations. Il ressort, d'une part, que les banques italiennes sont surreprésentées dans l'échantillon retenu. Cela traduit la faible consolidation du marché bancaire italien au regard des autres pays membres de l'Union européenne et la structuration du marché autour de banques de taille moyenne. À ce propos, notre échantillon regroupe des banques à la taille fortement dissemblable. Le rapport est effectivement, pour 2012, approximativement d'un pour dix entre les actifs détenus par la plus grande (*Deutsch Bank*) et ceux que détient la plus petite (*Banco de Sabadell*) de notre échantillon. En outre, la présentation du total des actifs, pour l'année 2012, des banques sélectionnées permet d'évaluer la couverture de notre échantillon d'étude. Il s'agit ici d'un point important dans la mesure où l'échantillon est de taille modérée car limité aux banques cotées dont les actifs ont été préalablement consolidés. Ainsi, bien que notre échantillon ne comprenne qu'une part marginale des institutions bancaires enregistrées auprès de la BCE, il couvre environ 70% des actifs bancaires européens pour l'année 2012⁵².

Il convient désormais de présenter les données utilisées. Comme nous l'avons signalé dans la sous-section précédente, nous avons, pour cette étude, retenu trois indicateurs de risque se rapportant à deux notions de risque distinctes.

La première notion renvoie à la définition d'un niveau de prise de risque individuel. À cet égard, nous avons opté pour le Z-score et la distance au défaut. Le Z-score

52. Le total des actifs bancaires européens a été établi sur la base des données exhaustives de bilan non consolidé fournies par Bankscope. Le total s'établit pour 2012 à 28325 milliards d'euros.

1.2 Pouvoir de marché et stabilité

TABLEAU 1.1 – Échantillon de banques

Banque	Pays	Total des actifs	Banque	Pays	Total des actifs
Deutsche Bank AG	DEU	2012329	Banco Popular Espanol SA	ESP	157618
BNP Paribas	FRA	1907290	Bank of Ireland	IRL	148146
Crédit Agricole S.A.	FRA	1842361	Raiffeisen Bank International AG	AUT	136116
Barclays Bank Plc	UK	1782921	Unione di Banche Italiane Scpa	ITA	132434
Banco Santander SA	ESP	1269628	Banco Popolare	ITA	131921
Société Générale	FRA	1250696	Allied Irish Banks Plc	IRL	122516
Lloyds TSB Bank Plc	UK	1127574	National Bank of Greece SA	GRC	104799
HSBC Bank plc	UK	975309	Banco Comercial Português	PRT	89744
UniCredit SpA	ITA	926828	Banco Espírito Santo SA	PRT	83691
ING Bank NV	NLD	836068	Mediobanca SpA	ITA	78679
Intesa Sanpaolo	ITA	673472	Piraeus Bank SA	GRC	70406
Bank of Scotland Plc	UK	671469	Eurobank Ergasias SA	GRC	67653
Banco Bilbao Vizcaya Argentaria SA	ESP	637785	Banca popolare dell'Emilia Romagna	ITA	61638
Commerzbank AG	DEU	635878	Alpha Bank AE	GRC	58357
Natixis	FRA	528370	Bankinter SA	ESP	58166
Standard Chartered Bank	UK	482090	Banca Popolare di Milano SCaRL	ITA	51931
Danske Bank A/S	DNK	466756	Banca Carige SpA	ITA	49326
Dexia	BEL	357210	Aareal Bank AG	DEU	45734
Skandinaviska Enskilda Banken AB	SWE	285875	Pohjola Bank Plc-Pohjola Pankki Oyj	FIN	44623
Svenska Handelsbanken	SWE	277776	Banco BPI SA	PRT	44565
Crédit Industriel et Commercial - CIC	FRA	235732	Permanent TSB Plc	IRL	40919
KBC Bank NV	BEL	224824	Jyske Bank A/S (Group)	DNK	34586
Banca Monte dei Paschi di Siena SpA	ITA	218882	Banca Popolare di Sondrio	ITA	32349
Swedbank AB	SWE	215195	Credito Emiliano SpA-CREDEM	ITA	30749
Erste Group Bank AG	AUT	213824	Credito Valtellinese Soc Coop	ITA	29896
Deutsche Postbank AG	DEU	193822	Sydbank A/S	DNK	20452
Banco de Sabadell SA	ESP	161547	Oberbank AG	AUT	17675

Source : Bankscope.

a été calculé par nos propres moyens à partir des données des états financiers des banques extraits de la base de données Bankscope du bureau van Dijk. Les distances au défaut ont, pour leur part, été obtenues auprès de la plateforme « *Credit Research Initiative* » de l'université de Singapour⁵³.

Le troisième indicateur de risque utilisé, la SRISK, permet de mesurer la contribution des banques au risque systémique. Les données de cet indicateur sont mises à la disposition du public par le « *volatility institute* » (« *V-lab* ») de l'université NYU-Stern⁵⁴.

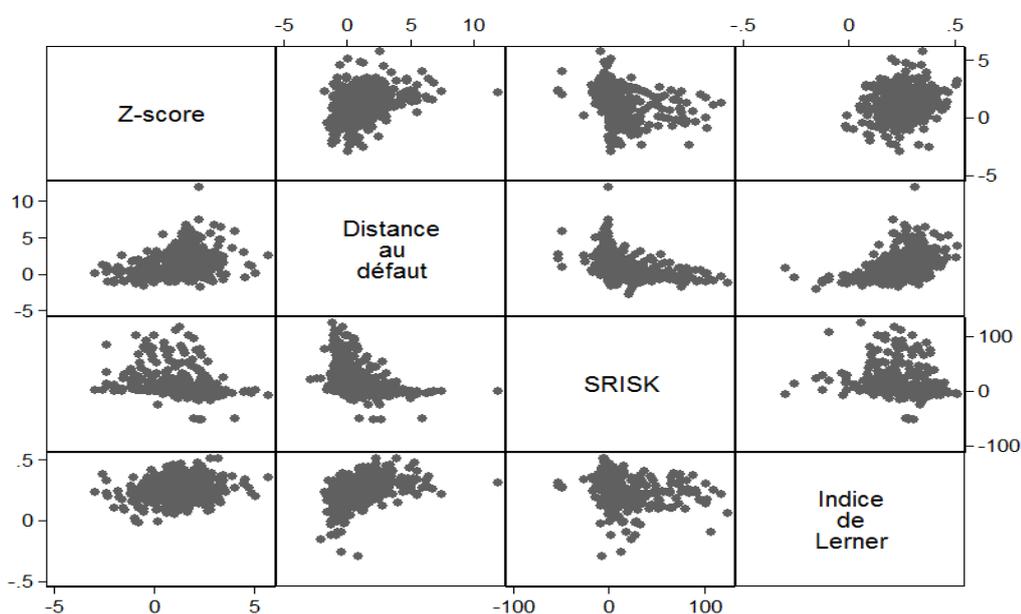
Nous avons représenté les réalisations de ces trois variables de risque deux à deux sur la figure 1.3 ainsi que celles de notre mesure de pouvoir de marché. Nous y observons clairement, tout d'abord, un lien étroit entre le Z-score et la distance au défaut. Par conséquent, l'effet du pouvoir de marché sur ces deux variables serait *a priori* identique. En revanche, bien que corrélées positivement, les deux mesures conduisent à des évaluations du risque individuel différentes puisque la représentation des observations s'éloigne significativement d'une droite. Il apparaît, par ailleurs, que les mesures de risque individuelles et la mesure de risque systémique

53. <http://rmicri.org/data/data/download>.

54. <http://vlab.stern.nyu.edu/>.

sont négativement corrélées, ce qui s'avère cohérent avec le fait que nos mesures de risque individuel sont des mesures de stabilité. De prime abord, cela signifie donc que davantage de risque individuel va de pair avec davantage de corrélation dans la prise de risque et, par voie de conséquence, des niveaux de contribution au risque systémique plus importants. La dichotomie entre prise de risque individuel et corrélation demeure néanmoins pertinente, les corrélations entre les deux types d'indicateurs étant loin d'être parfaites. Les deux concepts induisent ainsi des classifications/évaluations différentes du risque.

FIGURE 1.3 – Matrice de représentation des mesures de risque et de l'indice de Lerner



Source : Bankscope, V-LAB, NUS et propres calculs.

Mentionnons, tout de même, que l'observation des corrélations entre mesures de risque et pouvoir de marché s'avère assez pauvre d'enseignements. La lecture de la figure 1.3 ne permet, en effet, de prendre en considération ni les spécificités individuelles ni les évolutions temporelles.

Afin de compléter notre analyse préliminaire des données, nous faisons également figurer, dans cette section, deux graphiques supplémentaires sur lesquels sont représentées l'évolution, à travers le temps, de la moyenne de deux de nos indicateurs de pouvoir de marché et celle de nos deux conceptions du risque. Sur le graphique 1.17, l'évolution du pouvoir de marché et celle de la prise de risque individuelle, évaluée par le Z-score et la distance au défaut, sont ainsi matérialisées. Cela permet alors de distinguer des évolutions conjointes du pouvoir de marché et de la prise de risque. De même, le second graphique (1.17 b), qui présente l'évolu-

tion à travers le temps du pouvoir de marché et de la SRISK, met en évidence une relative synchronisation des mouvements entre l'indicateur de Lerner et la SRISK pendant le régime de crise. Le saut constaté, en termes de risque systémique, au moment de la crise, n'a en revanche, pas été suivi ni précédé, bien au contraire, d'une augmentation brutale du pouvoir de marché. La portée de l'analyse reste, de ce fait, extrêmement limitée. Le constat précédent est aussi une manière, pour nous, de souligner la pertinence de notre démarche lorsque nous considérons, dans notre analyse une période d'étude où cohabitent deux régimes distincts : l'un calme, bien qu'en proie à des déséquilibres latents, et l'autre de crise.

Le pouvoir de marché des banques, mesuré à travers quatre indicateurs distincts, a été estimé en considérant initialement une base de données plus large que celle finalement utilisée. Nous avons ainsi sélectionné 509 banques européennes pour estimer nos fonctions de coût et de profit translog. Le tableau 1.2 rend compte de la classification par pays des données utilisées⁵⁵. La finalité est double : d'une part renforcer l'efficacité des paramètres estimés⁵⁶, d'autre part réduire les biais de sélection de l'échantillon.

TABLEAU 1.2 – Nombre d'observations par pays utilisé pour estimer les fonctions translog

Pays	Banques	Observations	Pays	Banques	Observations	Pays	Banques	Observations
Autriche	32	316	Allemagne	55	488	Pays-Bas	21	179
Belgique	15	133	Grèce	9	103	Portugal	14	140
Danemark	30	272	Irlande	13	113	Espagne	37	314
Finlande	9	79	Italie	58	556	Suède	18	132
France	114	1036	Luxembourg	10	91	Royaume-Uni	74	644

Une exploration des propriétés descriptives des variables entrant dans l'estimation des différents indices de Lerner est proposée dans le tableau 1.3. Nous retrouvons également sur ce tableau les statistiques descriptives des quatre indices de Lerner estimés. La moyenne transversale aux quatre indicateurs est approximativement égale à 0.20. Nos résultats sont de même ordre que ceux de Carbó *et al.* (2009) par exemple⁵⁷, ce qui tend à souligner la bonne tenue des estimations réalisées⁵⁸.

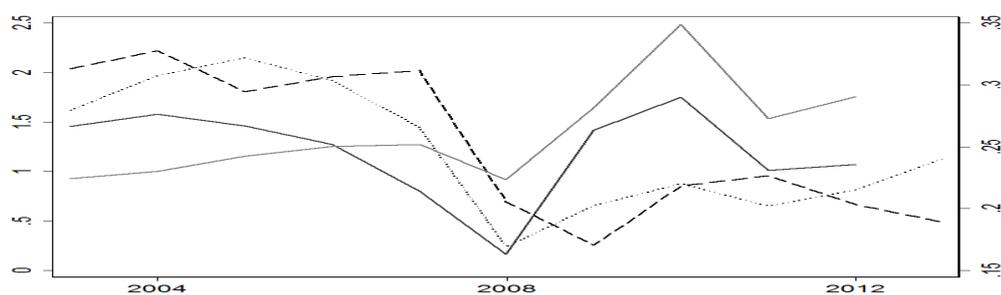
55. La sélection de l'échantillon a été faite sur le critère de disponibilité de comptes consolidés. Seul ce critère a été retenu.

56. La fonction translog étant fortement paramétrée, cela nécessite un nombre suffisant d'observations.

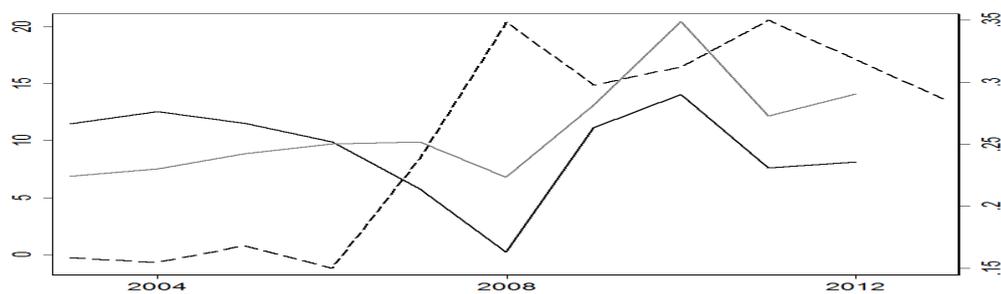
57. Les auteurs obtiennent un Lerner moyen pour l'Union européenne égale à 16%.

58. La moyenne transversale dissimule néanmoins une grande disparité entre nos quatre indicateurs retenus. Ainsi, l'indice de Lerner ajusté selon l'approche de Koetter *et al.* (2012) a une moyenne beaucoup plus importante que les trois autres indicateurs, ce qui est conforme aux résultats de Koetter *et al.* (2012) par exemple. À l'opposé, le Lerner ajusté selon l'approche de Maudos et Fernandez de Guevara (2007) est pour sa part significativement inférieur aux estimations faites pour le Lerner conventionnel.

FIGURE 1.4 – Évolution à travers le temps du risque et du pouvoir de marché



(a) Prise de risque individuelle



(b) Contribution au risque systémique

Note : La figure (a) représente l'évolution à travers le temps des moyennes de l'indice de Lerner conventionnel (ligne grise foncée), de l'indice de Lerner ajusté (ligne grise claire), du Z-score (tirets noirs) et de la distance au défaut (pointillés noirs). L'échelle de droite et de gauche indiquent respectivement le nombre d'écart-type séparant la banque moyenne du défaut et la valeur de l'indice de Lerner. Semblablement, la figure (b) représente l'évolution à travers le temps des moyennes de l'indice de Lerner conventionnel (ligne grise foncée), de l'indice de Lerner ajusté (ligne grise claire) et de la SRISK (tirets noirs). L'échelle de droite et de gauche indiquent respectivement la valeur de la SRISK et celle de l'indice de Lerner.

1.2 Pouvoir de marché et stabilité

TABLEAU 1.3 – Statistiques descriptives des variables utilisées pour estimer les indices de Lerner

Variable	Nombre d'obs	Moyenne	Médiane	Écart-type	p5	p95
Lerner	3859	0.196	0.209	0.132	-0.035	0.39
Lerner ajusté	3850	0.325	0.332	0.177	0.028	0.642
Lerner ajusté(2)	3871	0.088	0.099	0.14	-0.133	0.294
Lerner pays	3858	0.189	0.203	0.137	-0.049	0.381
Coût marginal	3934	0.046	0.040	0.028	0.022	0.084
Coût marginal ajusté	3935	0.038	0.034	0.023	0.017	0.075
Coût marginal ajusté(2)	3949	0.056	0.046	0.162	0.025	0.098
Coût marginal pays	3934	0.046	0.041	0.028	0.021	0.086
Prix	4052	0.057	0.052	0.029	0.026	0.106
Prix ajusté	3928	0.064	0.050	0.062	0.025	0.143
Coût totaux	4022	2915	378	7511	18.4	15237
Total des actifs	4076	83342	9412	222899	392	425083
Profits avant taxes	4065	263	46.8	1538	-216	1856
Coût des fonds	3975	0.011	0.009	0.010	0.001	0.026
Coût des actifs immobilisés	4009	0.049	0.030	0.085	0.011	0.125
Coût du travail	4058	0.010	0.007	0.012	0.001	0.030

Source : Bankscope, propre calculs.

Le tableau 1.4 permet, pour le reste, de réaliser un examen spécifique des indices de Lerner moyen de notre échantillon d'étude. Plusieurs observations peuvent être faites. Les moyennes des indices de Lerner estimées sont, tout d'abord, plus importantes que celles calculées sur l'ensemble des 509 banques ayant permis d'estimer notre fonction translog. Cela nous conforte ainsi dans l'idée que les 54 banques sélectionnées sont spécifiques et vérifie que ces dernières bénéficient en moyenne d'un pouvoir de marché plus important⁵⁹. Aucune tendance nette à la hausse ou à la baisse ne peut être observée. Seul événement remarquable, la baisse extrêmement significative de l'indice de Lerner en 2008 en raison de la crise. Enfin, la comparaison des moyennes des quatre indices de Lerner indique une similitude dans les mouvements des différents indicateurs, et ce, malgré des divergences dans les méthodologies d'estimation employées. À l'évidence, les effets des différents indices sur le risque devraient être semblables.

Naturellement, nous prenons le soin de contrôler notre relation entre risque et pouvoir de marché par un certain nombre de variables de contrôle spécifiques aux banques, obtenues à partir de la base de données *Bankscope*, et macroéconomiques, obtenues à partir de la base de données WDI (« *World Development Indicators*») de la Banque mondiale. Nous avons sélectionné cinq variables de contrôle, spécifiques aux banques, pouvant affecter la prise de risque des entités bancaires et pouvant être corrélées avec notre mesure du pouvoir de marché. Le choix des variables a été

59. L'indice de Lerner moyen ajusté selon l'approche de Koetter *et al.* (2012) est, pour sa part, moins important dans notre sous-échantillon d'étude. Cela indique, par conséquent, que la correction de l'indice Lerner a été moins importante. Nous pouvons ainsi inférer que les banques finalement sélectionnées sont, en moyenne, plus proches de la frontière d'efficacité. Cela correspond à un résultat attendu au regard de la composition de notre échantillon.

TABLEAU 1.4 – Évolution du pouvoir de marché à travers le temps et selon la méthodologie d'estimation

Année	Lerner	Lerner ajusté	Lerner ajusté(2)	Lerner pays
2003	0.266	0.226	0.152	0.248
2004	0.277	0.233	0.166	0.26
2005	0.266	0.244	0.16	0.248
2006	0.251	0.252	0.156	0.241
2007	0.214	0.252	0.127	0.208
2008	0.163	0.223	0.071	0.16
2009	0.263	0.282	0.158	0.254
2010	0.29	0.349	0.18	0.278
2011	0.231	0.273	0.132	0.218
2012	0.235	0.291	0.11	0.213
Moyenne	0.244	0.265	0.14	0.231

Source : Bankscope, propre calculs.

fait sur la base de la littérature existante (voir, parmi d'autres, Schaek et Cihak, 2008 ; Schaek *et al.*, 2009 ; Laeven et Levine, 2009 ; Berger *et al.*, 2009, et Fu *et al.*, 2014). Tout d'abord, un grand pan de la littérature a suggéré que les incitations aux prises de risques résulteraient des assurances *too-big-to-fail* (Mishkin, 1999). Nous avons, par conséquent, inclus à nos régressions une variable rendant compte de la taille des banques. À cet égard, nous avons considéré le logarithme du total des actifs des banques de notre échantillon. Nous présumons, selon l'argumentaire précédent, que la taille devrait conduire à une accentuation des risques.

Par ailleurs, les réformes bancaires nationales ou supranationales entreprises suite à la crise (Vickers, Volcker, Liikanen) témoignent de l'influence déterminante du modèle d'affaires des banques sur la prise de risque des entités bancaires. Le ratio revenus hors intérêts sur total des revenus nous paraît être en mesure de discriminer les différences de modèles d'affaires entre banques. L'effet attendu de notre variable de diversification est incertain. D'une part, les vertus de la diversification énoncées dans le MEDAF pourraient limiter l'exposition au risque. D'autre part toutefois, un effet inverse matérialisé par une augmentation du risque de concert avec la diversification est également concevable. Les activités *non traditionnelles* pourraient être plus risquées et davantage corrélées les unes aux autres, notamment en période de crise. L'approche théorique de Wagner (2010) est en mesure de concilier ces deux aspects puisqu'elle aboutit à la conclusion que la diversification réduit le risque individuel du fait des effets de diversification de portefeuille, mais augmente concurrentement le niveau de risque systémique en réduisant la diversité des rendements du système bancaire.

Deux variables sont, en outre, introduites afin de marquer les différences de composition des bilans bancaires : le ratio actifs immobilisés sur total des actifs et le ratio prêts sur total des actifs. À l'instar de notre ratio de diversification, la

seconde variable permet de contrôler pour les différences de modèles d'affaires entre banques.

Enfin, la récente crise financière a illustré l'importance que pouvait avoir la liquidité - au point d'en faire un des axes majeurs de la réforme de Bâle III - sur le risque. Nous contrôlons, par conséquent, nos relations entre risque et pouvoir de marché en intégrant un ratio de liquidité, défini comme la part des actifs liquides sur les ressources exigibles à court terme. Ce ratio est censé retranscrire la capacité des banques à faire face à une ruée bancaire. Une influence positive sur la stabilité est donc attendue.

Deux variables explicatives sont, en définitive, sélectionnées afin de contrôler notre relation par la nature de l'environnement macroéconomique. À cette fin, nous retenons la croissance du PIB et celle de l'indice des prix à la consommation. La croissance du PIB retranscrit la position de l'économie dans le cycle. L'inflation devrait, pour sa part, révéler les déséquilibres macroéconomiques.

L'ensemble des statistiques descriptives afférentes aux variables utilisées sont renseignées dans le tableau 1.5.

TABLEAU 1.5 – Statistiques descriptives des variables utilisées dans l'analyse empirique

Variable	Moyenne	Médiane	Min	Max
Z-score	1.29	1.3	-2.92	5.71
Distance au défaut	1.18	1.7	-2.84	11.9
SRISK	10.8	23.8	-52.4	125
Lerner	0.244	0.105	-0.296	0.516
Lerner ajusté	0.264	0.131	-0.062	0.651
Lerner ajusté(2)	0.14	0.107	-0.493	0.436
Lerner pays	0.232	0.108	-0.371	0.506
ln(Total actifs)	12	1.32	9.26	14.6
Revenus hors intérêts / Total revenus	0.381	0.175	-1.4	1
Actifs immobilisés / Total actifs	0.009	0.006	0.001	0.064
Liquidité	39.2	27.5	5.24	171
Prêts / Total actifs	59.5	40.7	9.57	670
Croissance du PIB	0.65	2.83	-8.54	6.56
Inflation	2.09	1.22	-4.48	4.88

Source : Bankscope, WDI, V-LAB, NUS et propre calculs.

Méthodologie économétrique

Dans cette sous-section, nous présentons et discutons la modélisation économétrique retenue afin d'examiner l'influence du pouvoir de marché sur le risque individuel, mais également systémique.

La modélisation empirique ordonne couramment d'arbitrer entre différentes procédures d'estimation des paramètres. Sur données de panel, il est souvent

question d'arbitrer entre l'utilisation d'un estimateur *Within* et, par ce biais, la considération d'effets individuels fixes, et l'utilisation d'un estimateur MCG pour lequel les effets individuels sont aléatoires. En effet, contrairement à l'estimateur *Within*, l'estimateur MCG peut être biaisé, mais est l'estimateur BLUE. Dans notre cas, c'est à un arbitrage analogue que nous sommes confronté pour estimer notre modèle. Nous pouvons, en effet, recourir au MCO et, en particulier, à l'estimateur *Within*. Toutefois, en cas d'endogénéité de notre indicateur de pouvoir de marché, l'indice de Lerner, avec nos mesures de risque, l'estimation des paramètres serait biaisée. Il faudrait, dans ce cas, privilégier l'utilisation de variables instrumentales (IV), bien que cette procédure soit moins efficace que celle des MCO.

Il nous faut donc, dans un premier temps, nous interroger sur l'hypothétique endogénéité de l'indice de Lerner. D'un point de vue théorique, il apparaît concevable que pouvoir de marché et risques soient endogènes. Par exemple, Schaeck *et al.* (2009) indiquent que le niveau de prise de risque pourrait affecter la compétitivité des banques et, par conséquent, l'évaluation faite du pouvoir de marché. En effet, des banques faisant face à une forte probabilité de défaut pourraient être amenées, afin d'attirer de nouvelles ressources et de nouveaux clients, à réduire sciemment la tarification de leurs produits ou à augmenter la rémunération des ressources levées, ce qui affecterait le niveau établi du pouvoir de marché.

Une solution *ad-hoc* pour corriger ce problème d'endogénéité pourrait consister à décaler d'une période l'ensemble des variables indépendantes du modèle et à estimer le modèle avec un estimateur *Within*. C'est à cette alternative que nous nous rangeons dans un premier temps. Ainsi, nous estimons la spécification suivante par le biais de l'estimateur des Moindres Carrés Ordinaires :

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Lerner_{i,t-1} + \sum_{k=2}^n \beta_k X_{i,t-1} + \mu_i + v_{i,t} \quad (1.29)$$

avec $Y_{i,t}$, un vecteur comprenant la mesure de risque considérée (Distance au défaut, Z-score, SRISK), $Lerner_{i,t-1}$ un vecteur incluant un de nos indices de Lerner, $X_{i,t-1}$ une matrice de variables explicatives exogènes retardées (Taille, Diversification, Part des actifs immobilisés, Liquidité, Part des prêts, Croissance du PIB et inflation), μ_i des effets fixes individuels et enfin $v_{i,t}$ le terme d'erreur aléatoire.

Nonobstant le fait que l'indice de Lerner ait été retardé, l'approche ne garantit pas, pour autant, l'absence totale de biais dus à ces problèmes d'endogénéité. En conséquence, nous utilisons également l'approche des variables instrumentales à des fins de robustesse. En particulier, nous optons pour la méthode des doubles moindres carrés ordinaires (2SLS) (Theil, 1953)⁶⁰. Les doubles moindres carrés ordinaires consistent en un processus à deux étapes utilisant les MCO et s'opèrent de la manière suivante. Dans la première étape, la ou les variables explicatives endogènes

60. Nous avons également eu recours à la méthode des moments généralisés en lieu et place des doubles moindres carrés ordinaires. Les résultats étant similaires, ces derniers ne sont pas reportés.

sont régressées sur la matrice d'instruments et sur les variables explicatives exogènes. Dans la seconde étape, le modèle linéaire standard est estimé par les MCO en considérant des effets fixes, après que les variables considérées initialement comme endogènes ont été remplacées par les valeurs prédites des variables endogènes dans la première étape.

Formellement, la première étape consiste à estimer le modèle suivant :

$$\text{Lerner}_{i,t} = \beta_0 + \sum_{k=1}^n \beta_k X_{i,t-1} + \sum_{k=n+1}^{n+3} \beta_k Z_{i,t-1} + \mu_i + v_{i,t} \quad (1.30)$$

avec $X_{i,t-1}$ le vecteur des variables explicatives exogènes retardées (Taille, Diversification, Part des actifs immobilisés, Liquidité, Part des prêts, PIB et inflation), $Z_{i,t-1}$ un vecteur de variables instrumentales, μ_i des effets fixes individuels et enfin $v_{i,t}$ le terme d'erreur aléatoire.

Dans la lignée de Koetter *et al.* (2012) et de la littérature sur les modèles de panel dynamique (e.g. Blundell et Bond, 1998), notre première variable instrumentale est la valeur retardée d'une période de l'indice de Lerner. Les deux autres instruments retenus sont la marge d'intérêt et la croissance des prêts. Notre vecteur de variables instrumentales est ainsi proche de celui de Beck *et al.* (2013). La différence réside dans le fait que nous utilisons la marge d'intérêt en lieu et place d'un ratio coûts généraux sur revenus⁶¹.

La seconde étape des doubles moindres carrés ordinaires consiste à estimer notre modèle de base en remplaçant l'indice de Lerner observé ($\text{Lerner}_{i,t}$) par l'indice de Lerner prédit à la première étape ($\text{Ler}\hat{\text{ner}}_{i,t}$) :

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Ler}\hat{\text{ner}}_{i,t} + \sum_{k=2}^n \beta_k X_{i,t-1} + \mu_i + v_{i,t} \quad (1.31)$$

où $Y_{i,t}$ est la mesure de risque considérée (Distance au défaut, Z-score, MES ou Beta).

Un certain nombre de tests usuels sont effectués afin de vérifier la qualité des instruments sélectionnés. Nous reportons notamment la statistique J de Hansen, qui s'avère être un test de suridentification, dont l'hypothèse nulle est que les instruments sont non corrélés au terme d'erreur⁶².

61. Cela nous permet, avant tout, de conserver les mêmes instruments pour l'ensemble de nos spécifications. Dans le cas où nous remplaçons la marge d'intérêt par le ratio des coûts généraux, les tests J de Hansen conduisent à rejeter l'hypothèse selon laquelle les restrictions de sur-identification sont valides dans certaines spécifications.

62. Nous reportons, en outre, en annexes, les régressions de première étape de notre modèle de base pour les trois mesures de risques considérées. Nous y joignons également un certain nombre de statistiques permettant de jauger la qualité des instruments utilisés dans cette première étape.

1.2.4 Présentation des résultats

Effet du pouvoir de marché sur le risque individuel

Les tableaux 1.6 et 1.7 indiquent respectivement l'effet de l'indice de Lerner sur la distance au défaut et le Z-score. Dans les deux cas, différentes spécifications du modèle sont présentées. Les colonnes (1) reportent une spécification sans variable de contrôle. Les régressions reportées dans les colonnes (2) contrôlent les relations entre pouvoir de marché et risque individuel par l'environnement macroéconomique et des variables spécifiques aux banques. La structure spécifiée des effets fixes dans les régressions présentées dans les colonnes (3) et (4) diffèrent des colonnes (1) et (2). Ainsi, au lieu de considérer une conjonction d'effets fixes individuels et temporels, nous contrôlons nos relations par des effets fixes individuels et des effets fixes temporels croisés à des effets fixes pays dans la colonne (3). Cela nous permet de contrôler nos résultats pour des inobservables évoluant à travers le temps à l'échelle d'un pays. La spécification présentée dans les colonnes (4) suppose, quant à elle, la présence d'inobservables structurelles à l'échelle d'un pays. Il s'agit ici de contrôler nos relations pour des différences institutionnelles structurelles (juridiques, politiques, financières, etc.). En raison de la parfaite colinéarité entre ce type d'effets fixes et les effets fixes individuels, nous remplaçons l'estimateur *Within* par un estimateur MCG. Finalement, les colonnes (5) et (6) permettent de vérifier la consistance de nos résultats, dans la mesure où les paramètres sont, dans ces cas, estimés par l'approche des variables instrumentales.

Nous commenterons, tout d'abord, les résultats du tableau 1.6. L'examen de ce dernier révèle que l'indice de Lerner est positivement et significativement associé avec la distance au défaut. Cette relation positive entre pouvoir de marché et stabilité indique que les banques ayant un pouvoir de marché plus important ont une probabilité plus faible de faire faillite. Elles se situeraient ainsi à une distance plus importante du défaut. La littérature a tendance à déduire de tels résultats que le pouvoir de marché conduirait les banques à adopter un comportement plus prudent. Cela fait sens dans la mesure où cela offre un soubassement théorique à la relation observée. Selon les travaux de Keeley (1990) ou encore par exemple d'Hellmann *et al.* (2000), l'accentuation de la concurrence (réduction du pouvoir de marché) entraînerait une érosion de la *franchise value* des banques ou autrement dit, de la valeur de l'accréditation bancaire et, par voie de conséquence, conduirait les banques à augmenter leur prise de risque.

Il nous semble néanmoins que l'interprétation de nos résultats doit être, à ce stade, davantage mesurée. En effet, la distance au défaut ne permet pas d'indiquer directement le comportement de la banque en termes d'allocation de son portefeuille et de prise de risque. La solvabilité perçue d'une banque à travers la distance au défaut dépend, en effet, du comportement de la banque et de ses choix d'allocation mais également de la situation du marché et des anticipations des agents quant aux revenus futurs et aux assurances implicites étatiques dont béné-

ficient les banques. En somme, la relation positive observée pourrait simplement être la résultante des effets des subventions étatiques, susceptibles de diminuer simultanément le risque perçu et le coût marginal, et, en cela, d'augmenter l'indice de Lerner. Acharya et al. (2013) mettent ainsi, par exemple, en évidence le fait que les banques bénéficiant d'une assurance *too-big-to-fail* ont des taux de financement très significativement plus faibles⁶³. Par conséquent, nos résultats empiriques ne permettent pas, à ce stade, d'isoler le canal sous-jacent de diffusion des effets du pouvoir de marché sur le risque. D'autres recherches, reposant sur des mesures de risque circonscrites aux seules prises de risque, doivent donc également être menées.

Avant cela, il nous faut mentionner que, parmi la profusion d'études traitant des effets de la concurrence sur le risque, les travaux utilisant la distance au défaut sont relativement rares. Les travaux récents d'Anginer *et al.* (2014) constituent donc une contribution notable à la littérature bien que la distance au défaut soit relayée au second plan. Dans cette étude, les auteurs mettent en évidence que le pouvoir de marché, approché par un indice de Lerner, analogue à celui estimé dans cette recherche, réduit la distance au défaut des banques. Les résultats sont donc diamétralement opposés à ceux que nous obtenons. Une explication à cette divergence tient aux échantillons de banques retenus. Alors que notre étude se focalise sur un échantillon de banques européennes, Anginer *et al.* (2014) sélectionnent un très grand ensemble de banques (1872 banques) à travers 63 pays différents. Bien qu'une telle approche ait incontestablement des vertus, elle présente également un certain nombre d'inconvénients en pouvant conduire à des biais d'hétérogénéité. Beck *et al.* (2013) mettent, par exemple, en évidence, à partir d'une étude mêlant des pays très hétérogènes, le fait que la relation entre pouvoir de marché et risque est conditionnelle à certains facteurs. Cela explique d'ailleurs pourquoi un certain nombre d'études se sont focalisées sur des échantillons relativement homogènes (voir, par exemple, Carbó *et al.* (2009) et Schaek et Cihak (2008)).

Notre recherche a également considéré, en lieu et place de la distance au défaut, le Z-score. Comme nous l'avons mentionné en amont, le Z-score et la distance au défaut ont une interprétation semblable puisqu'ils indiquent le nombre d'écart-types séparant la banque du point de défaut. Toutefois, le Z-score n'emploie que des données comptables et tangibles et, de cette manière, ne repose pas sur des anticipations de marché. En dépit de ces différences, nous nous attendons à ce que le pouvoir de marché contribue à l'augmentation du Z-score⁶⁴. Les résultats présentés dans le tableau 1.7 confirment nos anticipations. Les six colonnes du tableau précédent mettent, en effet, en exergue un effet positif et significatif au seuil de 1% du pouvoir de marché sur le risque estimé. L'utilisation du Z-score en plus

63. Acharya *et al.* (2015) observent une baisse de 28 points de base des taux de financement des banques subventionnées sur longue période et près de 120 points de base avant crise. Ueda et di Mauro (2013) parviennent à des résultats de même envergure, diminuant par conséquent d'autant le coût marginal. Dans ce cadre, le pouvoir de marché réduirait la probabilité de défaut anticipée des agents, mais pas nécessairement la prise de risque.

64. Formellement au logarithme du Z-score.

TABLEAU 1.6 – Pouvoir de marché et risque individuel : Résultats obtenus avec la distance au défaut

Variable dépendante	DD	DD	DD	DD	DD	DD
	FE	FE	FE	RE	IV	IV
Lerner	3.657*** (1.179)	3.472*** (1.033)	3.736*** (0.882)	4.055*** (0.782)	8.632*** (2.100)	6.614*** (1.941)
Taille		-1.199*** (0.306)	-0.979** (0.399)	-0.417*** (0.130)		-0.976*** (0.332)
Revenus hors intérêts / Revenus totaux		-1.232*** (0.413)	-1.062*** (0.362)	-1.111*** (0.371)		-0.104 (0.568)
Actifs immobilisés / Total des actifs		28.703 (17.428)	27.987* (15.462)	32.474** (15.280)		15.176 (15.806)
Liquidité		0.012** (0.005)	0.016*** (0.005)	0.009*** (0.003)		0.011* (0.006)
Prêts / Total des actifs		-0.002* (0.001)	-0.002*** (0.000)	-0.003*** (0.001)		-0.002** (0.001)
Croissance du PIB		0.093*** (0.027)	0.158*** (0.035)	0.157*** (0.039)		0.130*** (0.031)
Inflation		-0.052 (0.046)	0.245*** (0.053)	0.241*** (0.054)		0.186** (0.075)
Constant	1.001* (0.501)	14.581*** (3.678)	10.870** (4.510)	5.051*** (1.823)		
Effets fixes temporels	Oui	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes pays	Non	Non	Non	Oui	Non	Non
Observations	500	500	500	500	446	446
R-carré	0.25	0.26	0.36	0.47	0.25	0.33
Nbre de banques	54	54	54	54	54	54
Test de Hansen (p-value)	-	-	-	-	0.06	0.85

Note : La variable dépendante correspond pour l'ensemble des spécifications à la distance au défaut. Les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité de White sont reportés sous les estimations des coefficients. *, ** et *** représentent respectivement la significativité des coefficients aux seuils de 10%, 5% et 1%.

de la distance au défaut s'avère précieuse, d'une part, parce que le Z-score est la mesure la plus employée dans la littérature, ce qui peut faciliter les comparaisons, et, d'autre part, parce que cela permet d'apporter des précisions et d'exclure certaines hypothèses précédemment énoncées. Ainsi, les résultats établis à partir du Z-score permettent de modérer l'hypothèse que la relation positive entre pouvoir de marché et risque soit la résultante de subventions étatiques implicites, par exemple. En effet, contrairement à la distance au défaut, le Z-score n'incorpore pas les anticipations des agents sur la solvabilité de l'entreprise à l'avenir. La mesure est donc neutre à ce type d'anticipation.

Il convient, de surcroît, de se demander si nos résultats corroborent ceux établis dans la littérature. À cet égard, on note que Beck *et al.* (2013) mettent en évidence une relation similaire. Néanmoins, leur étude reste assez éloignée de celle qui est conduite dans cette sous-section puisqu'ils considèrent un ensemble bien plus large de banques. Aussi, les études de Berger *et al.* (2009) ou Turk-Ariss (2010) parviennent

1.2 Pouvoir de marché et stabilité

à des résultats similaires mais souffrent des mêmes limites. Sur données de banques exclusivement européennes, les études ne sont pas abondantes. Éventuellement, nous pouvons citer l'étude de Schaeck et Cihak (2012) qui met à jour une relation significativement positive entre concurrence et ratio de capital. Le ratio de capital étant une des composantes du Z-score, ces résultats ne permettent pas de corroborer nos constatations empiriques. Il est à noter toutefois que bien que l'étude de Schaeck et Cihak (2012) porte sur l'industrie bancaire européenne, celle-ci se différencie en de très nombreux points de notre étude. Elle considère notamment, en tant que mesure de concurrence, la H-statistique, qui s'établit à un niveau agrégé et prend en considération le plus grand ensemble possible de banques (2600 banques). En définitive, il apparaît que la littérature empirique existante offre peu d'éléments de comparaison satisfaisants.

TABLEAU 1.7 – Pouvoir de marché et risque individuel : Résultats obtenus avec le Z-score

Variables dépendantes	Z-score	Z-score	Z-score	Z-score	Z-score	Z-score
	FE	FE	FE	RE	IV	IV
Lerner	3.981*** (0.938)	2.478*** (0.915)	3.122*** (0.822)	3.193*** (0.766)	8.687*** (1.931)	6.368*** (1.643)
Taille		-0.398 (0.324)	-0.243 (0.539)	-0.158** (0.066)		-0.177 (0.345)
Revenus hors intérêts / Revenus totaux		-0.823* (0.490)	-0.244 (0.514)	-0.162 (0.441)		0.323 (0.425)
Actifs immobilisés / Total des actifs		55.396*** (13.882)	51.331*** (13.586)	44.819*** (8.969)		42.367*** (16.012)
Liquidité		-0.000 (0.006)	0.004 (0.006)	0.002 (0.003)		0.002 (0.004)
Prêts / Total des actifs		-0.003 (0.004)	-0.004** (0.002)	-0.004*** (0.001)		-0.005** (0.002)
Croissance du PIB		0.053* (0.031)	0.227*** (0.035)	0.220*** (0.034)		0.225*** (0.036)
Inflation		-0.161** (0.064)	0.043 (0.066)	0.036 (0.066)		-0.007 (0.084)
Constant	2.828*** (0.272)	7.824** (3.864)	4.705 (6.213)	3.507*** (0.867)		
Effets fixes temporels	Oui	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes pays	Non	Non	Non	Oui	Non	Non
Observations	439	439	439	439	435	435
R-carré	0.22	0.2	0.35	0.42	0.18	0.35
Nbre de banques	54	54	54	54	54	54
Test de Hansen (p-value)	-	-	-	-	0.08	0.42

Note : La variable dépendante correspond pour l'ensemble des spécifications au Z-score. Les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité de White sont reportés sous les estimations des coefficients. *, ** et *** représentent respectivement la significativité des coefficients aux seuils de 10%, 5% et 1%.

Quelques observations supplémentaires peuvent, du reste, être réalisées à partir des régressions reportées en colonnes 3 des tableaux 1.6 et 1.7. Un premier résultat important concerne notre variable *Taille*. Il apparaît que la taille contribue à réduire

significativement la distance au défaut. Plus les banques seraient de taille importante, plus elles seraient risquées. Cela confirme, par ailleurs, que la mesure de la distance au défaut n'est pas fortement influencée par les assurances *too-big-to-fail*, puisque nous aurions dû, dans ce cas, observer une relation contraire entre taille et distance au défaut. Si la taille apparaît comme ayant une influence significative pour la distance au défaut, il en est de même pour le Z-score. Pour sa part, le ratio de diversification (revenus hors intérêts sur revenus totaux) contribue, de manière significative, à une baisse de la distance au défaut, concourant ainsi à augmenter la prise de risque. Cela est conforme aux résultats attendus. Le Z-score, en revanche, apparaît comme n'étant pas influencé par ce ratio. Il en est d'ailleurs de même pour la liquidité, qui a une influence significative uniquement lorsque la prise de risque est approchée par la distance au défaut. On observe, en outre, que la multiplication des activités hors prêts conduit à augmenter la prise de risque des entités, ce qui corrobore les effets observés du ratio de diversification. Au-delà des variables spécifiques aux banques, il apparaît que la croissance économique et l'inflation tendent à stabiliser le secteur bancaire. Outre le fait que l'inflation puisse traduire certains déséquilibres à moyen terme, elle caractérise avant tout une pression positive sur la demande dont profitent les banques.

Ajoutons enfin que nos estimations effectuées selon l'approche des variables instrumentales (colonnes (5) et (6)) se situent dans la bonne configuration des 2SLS. La statistique J de Hansen conduit, en effet, à ne pas rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle les instruments sélectionnés sont non corrélés avec le terme d'erreur⁶⁵.

Effet du pouvoir de marché sur la contribution au risque systémique

Nous analysons désormais l'effet de l'indice de Lerner sur la contribution au risque systémique. Comme nous avons pu le signaler en amont, à notre connaissance, à ce jour, seuls Anginer *et al.* (2014) ont, dans la littérature utilisé des indicateurs de risque systémique individuels afin d'analyser les effets de la concurrence bancaire. Les indicateurs retenus dans leur étude diffèrent toutefois de l'indicateur que nous utilisons, et dont nous avons motivé le choix dans la section 1.2.2. Ainsi, Anginer *et al.* (2014) ont recours à une mesure de corrélation dans les distances au défaut et la $\Delta CoVar$, alors que notre évaluation du risque systémique repose sur la SRISK. Nous présentons les résultats des estimations que nous avons menées dans le tableau 1.8. De même que dans la section précédente, différentes spécifications du modèle sont testées successivement. Celles-ci étant identiques à celles précédemment présentées, nous faisons, par conséquent, l'économie du rappel de leurs traits distinctifs.

L'intégralité des estimations mettent en exergue l'effet significativement positif de l'indice de Lerner sur la SRISK. Nous en concluons, par conséquent, que le

65. Par ailleurs, bien que non reportée, la statistique de Kleibergen-Papp permet de rejeter, dans tous les cas de figure, l'hypothèse selon laquelle le modèle est sous-identifié.

pouvoir de marché (c.-à-d. une concurrence faible) conduit les banques à être systématiquement plus risquées. De manière plus stricte, nos résultats indiquent que le pouvoir de marché tend à augmenter la détérioration de la capitalisation du système financier en période de stress financier (Acharya *et al.*, 2012a ; Brownlees et Engle, 2015). Cela nous permet, dès lors, d'affirmer que le pouvoir de marché augmente la contribution des banques au risque systémique. Cela est vrai quand l'indice de Lerner est pris isolément (colonne (1)), mais aussi quand nous contrôlons la relation par la taille des banques notamment (colonne (2)), qui est présentée dans la littérature comme un des principaux facteurs de risque systémique, et dont Laeven *et al.* (2014) ont récemment montré l'influence positive sur la SRISK. Ce précédent résultat est, au demeurant, confirmé dans nos estimations, la taille ayant un effet positif fortement significatif sur la SRISK.

De prime abord, ces résultats pourraient porter atteinte aux conclusions précédentes, et jeter le discrédit sur notre analyse empirique. Il se dégage, en effet, des estimations réalisées jusqu'alors que le pouvoir de marché a des effets divergents et strictement opposés sur le risque selon les mesures considérées. Toutefois, tout le propos de cette étude est de convaincre que le risque peut prendre différentes dimensions d'une part, et que le pouvoir de marché a potentiellement des effets divergents en fonction de la dimension du risque considérée, d'autre part. Cela étant, les résultats que nous obtenons ne nous apparaissent en aucune manière incohérents, mais plutôt complémentaires et en mesure d'améliorer la compréhension du lien entre pouvoir de marché et risque en l'enrichissant.

Ces derniers reposent, tout d'abord, sur l'acceptation du paradigme de la *franchise value*. Nous considérons ainsi que les banques ont rationnellement intérêt à réduire leur exposition au risque lorsqu'elles ont du pouvoir de marché. Cela est d'ailleurs bel et bien validé par nos premières estimations mettant en évidence l'effet positif de l'indice de Lerner sur la prise de risque individuel. Cette disposition à réduire le risque en raison du pouvoir de marché pourrait, selon nous, encourager les banques à accroître leur diversification. Dans cette situation, les banques seraient incitées à délaisser leur portefeuille originel au profit d'un portefeuille plus diversifié, mais identique d'une banque à l'autre, afin de limiter leur risque individuel et, ainsi, protéger leur *franchise value*. La diversité du système s'en trouverait réduite et les banques en question contribueraient, en conséquence, davantage au risque systémique, ce qui correspond à l'analyse faite par Wagner (2010). Nous mettons également en évidence une seconde explication théorique proche, pour expliquer ces résultats semblant paradoxaux. La volonté des banques, disposant d'un pouvoir de marché, de réduire leur exposition au risque pourrait conduire ces dernières à augmenter leur corrélation avec le système, toutefois non en vue d'en tirer des bénéfices en termes de diversification, mais en vue de profiter des déficiences du cadre réglementaire. Ce type d'argument fait notamment référence au *Too-many-to-fail* développé par Acharya et Yorulmazer (2007)⁶⁶.

66. La différence entre les deux séries d'arguments est assez mince et réside, tout compte fait, sim-

Nos estimations indiquent, par ailleurs, que la contribution des banques au risque systémique tend à augmenter avec la taille des banques. Ces résultats plaident donc pour un renforcement des dispositions visant à contrer les subventions *too-big-to-fail* notamment (Farhi et Tirole, 2012 ; Stein, 2014). On note en outre que, contrairement à Laeven *et al.* (2014), le ratio *prêts sur total des actifs* a une influence significativement négative sur le risque systémique. Les banques les plus engagées dans des activités bancaires *non traditionnelles* seraient donc systémiquement plus risquées.

TABLEAU 1.8 – Pouvoir de marché et risque systémique : Résultats obtenus avec la SRISK

Variable dépendante	SRISK	SRISK	SRISK	SRISK	SRISK	SRISK
	FE	FE	FE	RE	IV	IV
Lerner	25.996** (10.176)	29.445** (11.546)	30.306** (11.974)	30.431*** (11.784)	40.565*** (15.801)	61.837*** (17.448)
Taille		22.948*** (4.629)	17.916*** (5.206)	11.167*** (2.138)		22.864*** (4.944)
Revenus hors intérêts / Revenus totaux		-9.490 (5.704)	-7.795 (5.379)	-8.188 (5.659)		-12.178** (5.925)
Actifs immobilisés / Total des actifs		52.648 (340.432)	58.686 (323.767)	6.699 (289.775)		7.968 (206.545)
Liquidité		0.062 (0.099)	0.102 (0.115)	0.136 (0.090)		0.094 (0.086)
Prêts / Total des actifs		-0.015** (0.007)	-0.010* (0.005)	-0.007 (0.007)		0.002 (0.010)
Croissance du PIB		-0.799** (0.351)	0.310 (0.439)	0.246 (0.442)		0.375 (0.309)
Inflation		2.268*** (0.740)	1.328* (0.785)	1.414* (0.795)		1.360* (0.772)
Constant	-8.937* (4.589)	-272.405*** (56.198)	-218.419*** (61.177)	-143.154*** (26.039)		
Effets fixes temporels	Oui	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes pays	Non	Non	Non	Oui	Non	Non
Observations	500	500	500	500	446	446
R-carré	0.36	0.36	0.42	0.6	0.35	0.4
Nbre de banques	54	54	54	54	54	54
Test de Hansen (p-value)	-	-	-	-	0.44	0.82

Note : La variable dépendante correspond pour l'ensemble des spécifications à la SRISK. Les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité de White sont reportés sous les estimations des coefficients. *, ** et *** représentent respectivement la significativité des coefficients aux seuils de 10%, 5% et 1%.

Analyse de la robustesse et de la sensibilité de nos résultats

Parce qu'il est nécessaire de s'interroger sur la fiabilité de nos résultats, nous nous efforçons, dans cette sous-section, de tester leur robustesse de trois manières

plement dans le caractère intentionnel ou non de l'augmentation de la contribution au risque systémique. Notons par ailleurs qu'une esquisse de modélisation des résultats obtenues est proposée dans l'annexe 1 de ce chapitre.

1.2 Pouvoir de marché et stabilité

distinctes.

TABLEAU 1.9 – Pouvoir de marché et risques bancaires : Résultats obtenus avec un indice de Lerner ajusté des inefficiences

Variable dépendante	Z-score	Z-score	Distance-to-default	Distance-to-default	SRISK	SRISK
	FE	IV	FE	IV	FE	IV
Lerner	1.192 (1.176)	3.273*** (0.765)	1.284* (1.160)	2.343*** (0.744)	18.377*** (5.670)	54.048*** (13.529)
Taille	-0.433 (0.572)	-0.487 (0.359)	-1.063*** (0.397)	-1.251*** (0.309)	17.603*** (4.986)	19.288*** (4.783)
Revenus hors intérêts / Revenus totaux	0.180 (0.547)	0.578 (0.393)	-0.362 (0.333)	-0.002 (0.503)	-4.609 (6.743)	-8.453 (5.883)
Actifs immobilisés / Total des actifs	55.399*** (12.564)	49.168*** (13.998)	34.242** (15.417)	24.883* (13.846)	96.983 (298.711)	35.931 (188.460)
Liquidité	0.002 (0.006)	-0.002 (0.005)	0.012** (0.005)	0.008 (0.006)	0.060 (0.113)	0.021 (0.088)
Prêts / Total des actifs	-0.004* (0.002)	-0.005** (0.002)	-0.001** (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.006 (0.005)	0.011 (0.011)
Croissance du PIB	0.237*** (0.035)	0.196*** (0.042)	0.168*** (0.038)	0.108** (0.044)	0.285 (0.434)	-0.597 (0.446)
Inflation	0.039 (0.064)	-0.018 (0.068)	0.223*** (0.059)	0.186*** (0.072)	1.046 (0.836)	0.751 (0.916)
Constant	7.236 (6.577)		12.288*** (4.526)		-211.001*** (58.375)	
Effets fixes temporels	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	438	435	499	445	499	445
R-carré	0.33	0.38	0.34	0.35	0.42	0.37
Nbre de banques	54	54	54	54	54	54

Note : Les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité de White sont reportés sous les estimations des coefficients. *, ** et *** représentent respectivement la significativité des coefficients aux seuils de 10%, 5% et 1%.

Tout d'abord, la première série de tests vise à examiner la sensibilité de nos résultats à des stratégies d'estimations de l'indice de Lerner différentes. Nous avons considéré, pour ce faire, trois méthodologies d'estimation alternatives pour estimer nos indices de Lerner, qui sont présentées dans la section 1.2.2 de ce chapitre. Ainsi, nous avons estimé un premier indice de Lerner, ajusté des inefficiences selon l'approche de Koetter *et al.* (2012), un second indice ajusté des coûts de financement suivant l'approche de Maudos et Fernandez de Guevara (2007) et enfin, un indice pour lequel la fonction de coût translog n'est plus commune à l'ensemble des banques européennes mais spécifique à chaque pays d'origine. Au regard de l'ensemble des résultats reportés dans les tableaux 1.9, 1.10 et 1.11, il apparaît qu'en dépit des différences dans les indicateurs, les estimations conduisent à des résultats semblables à ceux préalablement obtenus.

Nous avons, par la suite, conduit quelques tests spécifiques à la SRISK. Une de nos préoccupations avec cet indicateur tient à la non-normalité de sa distribution empirique et, en particulier, au fait que celle-ci soit fortement asymétrique⁶⁷. Une solution *ad-hoc* pour corriger ce problème fréquemment utilisée dans la littérature

67. Le coefficient de dissymétrie (*skewness*) est très significativement différent de 3.

consiste à considérer une transformation logarithmique simple pour la variable en question. L'expérience nous a néanmoins conduit à écarter ce type de transformation *ad-hoc*. En effet, celle-ci, dans notre cas d'étude, ne corrige que partiellement l'asymétrie. De ce fait, nous avons opté pour une approche statistique plus sophistiquée consistant également en une transformation logarithmique mais spécifiée de telle sorte qu'elle élimine l'ensemble de l'asymétrie et conduit, de ce fait, au respect des propriétés d'une loi de Gauss⁶⁸. Les résultats présentés dans le tableau 1.12 apparaissent particulièrement robustes à la correction de l'asymétrie de la SRISK.

TABLEAU 1.10 – Pouvoir de marché et risques bancaires : Résultats obtenus avec un indice de Lerner ajusté des coûts de financement

Variable dépendante	Z-score	Z-score	Distance-to-default	Distance-to-default	SRISK	SRISK
	FE	IV	FE	IV	FE	IV
Lerner	2.572** (0.982)	5.392*** (1.457)	3.296*** (0.939)	5.950*** (1.878)	21.929* (11.280)	50.138*** (16.667)
Taille	-0.248 (0.544)	-0.294 (0.345)	-0.954** (0.413)	-1.090*** (0.321)	17.115*** (5.112)	20.680*** (4.951)
Revenus hors intérêts / Total des revenus	-0.238 (0.561)	0.333 (0.413)	-1.134*** (0.391)	-0.089 (0.531)	-5.974 (5.529)	-8.088 (6.165)
Actifs immobilisés / Total des actifs	52.153*** (13.273)	42.859*** (15.916)	30.217* (15.683)	18.377 (15.162)	83.826 (318.587)	51.400 (198.693)
Liquidité	0.003 (0.006)	0.001 (0.004)	0.015*** (0.006)	0.010* (0.006)	0.095 (0.117)	0.085 (0.088)
Prêts / Total des actifs	-0.004** (0.002)	-0.005** (0.002)	-0.002*** (0.000)	-0.002** (0.001)	-0.008 (0.005)	0.001 (0.009)
Croissance du PIB	0.231*** (0.035)	0.227*** (0.036)	0.163*** (0.036)	0.130*** (0.031)	0.378 (0.445)	0.394 (0.312)
Inflation	0.044 (0.066)	0.006 (0.083)	0.246*** (0.054)	0.199*** (0.075)	1.301 (0.799)	1.455* (0.786)
Constant	5.193 (6.270)		11.083** (4.692)		-205.578*** (59.936)	
Effets fixes temporels	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	438	434	500	445	500	445
R-carré	0.33	0.34	0.35	0.33	0.41	0.39
Nbre de banques	54	54	54	54	54	54
Test de Hansen (p-value)	-	0.30	-	0.92	-	0.80

Note : Les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité de White sont reportés sous les estimations des coefficients. *, ** et *** représentent respectivement la significativité des coefficients aux seuils de 10%, 5% et 1%.

Enfin, le dernier test de sensibilité consiste à étendre notre analyse en remplaçant l'indice de Lerner spécifique à chaque banque, par un indice de Lerner agrégé au niveau de chaque pays. L'enjeu est ici de mesurer une autre dimension : l'environnement concurrentiel. Cela nous paraît avoir une certaine pertinence dans la mesure où la stratégie des banques peut être influencée non seulement par leur situation individuelle, et c'est cette idée qui nous a guidé jusqu'alors dans notre étude, mais également par l'état de l'industrie bancaire dans sa globalité. Le fait que l'industrie bancaire soit une industrie de réseau va, du reste, dans le sens de notre test de robustesse. Au demeurant, cela permet également de se rapprocher de l'étude de Schaeck et Cihák (2014), qui porte sur l'effet de l'environnement concurrentiel sur la prise

68. Les résultats ne sont néanmoins nullement dépendants de la transformation retenue.

1.2 Pouvoir de marché et stabilité

TABLEAU 1.11 – Pouvoir de marché et risques bancaires : Résultats obtenus avec un indice de Lerner avec estimation spécifique à chaque pays

Variable dépendante	Z-score	Z-score	DD	DD	SRISK	SRISK
	FE	IV	FE	IV	FE	IV
Lerner	2.825*** (0.921)	5.925*** (1.446)	3.227*** (0.834)	6.051*** (1.679)	24.137** (10.941)	51.275*** (14.863)
Taille	-0.253 (0.548)	-0.242 (0.338)	-0.957** (0.408)	-1.036*** (0.317)	16.978*** (5.094)	21.121*** (4.835)
Revenus hors intérêts / Revenus totaux	-0.125 (0.534)	0.552 (0.425)	-0.967** (0.370)	0.114 (0.539)	-5.153 (5.349)	-6.161 (6.084)
Actifs immobilisés / Total des actifs	52.478*** (13.431)	42.852*** (15.831)	30.059* (15.750)	16.037 (15.651)	70.306 (322.171)	18.556 (203.744)
Liquidité	0.004 (0.006)	0.003 (0.004)	0.016*** (0.005)	0.011** (0.006)	0.101 (0.118)	0.097 (0.087)
Prêts / Total des actifs	-0.004** (0.002)	-0.005** (0.002)	-0.002*** (0.000)	-0.002** (0.001)	-0.008 (0.005)	0.002 (0.010)
Croissance du PIB	0.225*** (0.036)	0.223*** (0.036)	0.158*** (0.035)	0.126*** (0.031)	0.318 (0.454)	0.357 (0.311)
Inflation	0.053 (0.064)	0.030 (0.080)	0.255*** (0.054)	0.221*** (0.074)	1.388* (0.796)	1.670** (0.779)
Constant	4.859 (6.303)		10.711** (4.617)		-207.149*** (59.643)	
Effets fixes temporels	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	439	436	501	447	501	447
R-carré	0.34	0.34	0.35	0.33	0.41	0.40
Nbre de banques	54	54	54	54	54	54
Test de Hansen (p-value)	-	0.56	-	0.90	-	0.79

Note : Les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité de White sont reportés sous les estimations des coefficients. *, ** et *** représentent respectivement la significativité des coefficients aux seuils de 10%, 5% et 1%.

de risque individuel. Nos résultats présentés dans le tableau 1.13 témoignent d'une similarité des effets de l'environnement concurrentiel vis-à-vis de nos résultats précédents⁶⁹.

69. Les indices de Lerner macroéconomiques ont été obtenus (1) en considérant la médiane des indices de Lerner individuels estimés et (2) par agrégation des indices de Lerner individuels, en considérant une moyenne pondérée par la part de marché des prêts sur le marché national. Il convient, par ailleurs, de mentionner que les tests menés avec des indicateurs de concentration ont conduit à des résultats peu concluants (résultats non reportés).

TABLEAU 1.12 – Pouvoir de marché et risque systémique : Résultats obtenus avec une SRISK ajustée

Variable dépendante	SRISK_skew	SRISK_skew	SRISK_skew	SRISK_skew	SRISK_skew	SRISK_skew
	FE	FE	FE	RE	IV	IV
Lerner	0.372** (0.177)	0.477** (0.218)	0.483** (0.223)	0.458** (0.213)	0.334* (0.198)	0.755*** (0.225)
Taille		0.268*** (0.048)	0.221*** (0.061)	0.117*** (0.021)		0.274*** (0.058)
Revenus hors intérêts / Revenus totaux		-0.107 (0.089)	-0.079 (0.080)	-0.073 (0.083)		-0.144** (0.071)
Actifs immobilisés / Total des actifs		-3.492 (7.109)	-3.524 (6.933)	-3.517 (6.279)		-4.000 (3.866)
Liquidité		0.002 (0.002)	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)		0.003** (0.001)
Prêts / Total des actifs		-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000 (0.000)		0.000 (0.000)
Croissance du PIB		-0.013** (0.005)	0.000 (0.004)	-0.001 (0.004)		0.002 (0.004)
Inflation		0.026*** (0.009)	0.021 (0.013)	0.023* (0.014)		0.021** (0.010)
Constant	4.038*** (0.072)	0.949 (0.600)	1.439* (0.725)	2.632*** (0.243)		
Effets fixes temporels	Oui	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes pays	Non	Non	Non	Oui	Non	Non
Observations	500	500	500	500	446	446
R-carré	0.34	0.38	0.43	0.54	0.35	0.42
Nbre de banques	54	54	54	54	54	54
Test de Hansen (p-value)	-	-	-	-	0.14	0.17

Note : Les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité de White sont reportés sous les estimations des coefficients. *, ** et *** représentent respectivement la significativité des coefficients aux seuils de 10%, 5% et 1%.

1.2 Pouvoir de marché et stabilité

TABLEAU 1.13 – Pouvoir de marché et risques bancaires : Résultats obtenus avec un indice de Lerner macroéconomique

Variable dépendante	Z-score	DD	SRISK	Z-score	DD	SRISK
	FE	FE	FE	FE	FE	FE
Médiane Lerner	3.001*	3.961**	58.340***			
	(1.722)	(1.494)	(21.609)			
Moyenne Lerner				3.276**	3.004	43.788***
				(1.436)	(2.106)	(12.544)
Taille	-0.294	-0.992**	15.380***	-0.350	-0.933**	16.266***
	(0.535)	(0.424)	(4.946)	(0.541)	(0.462)	(5.005)
Revenus hors intérêts / Total des revenus	-0.159	-0.830**	-6.119	-0.181	-0.724*	-4.533
	(0.547)	(0.369)	(5.047)	(0.550)	(0.404)	(5.618)
Actifs immobilisés / Total des actifs	58.713***	40.364**	156.314	53.920***	36.955**	106.676
	(12.662)	(16.547)	(293.666)	(13.118)	(16.963)	(305.913)
Liquidité	0.002	0.012*	0.067	0.002	0.011*	0.061
	(0.006)	(0.006)	(0.106)	(0.006)	(0.006)	(0.108)
Prêts / Total des actifs	-0.003	-0.002***	-0.008	-0.003	-0.001***	-0.006
	(0.002)	(0.001)	(0.007)	(0.002)	(0.000)	(0.006)
Croissance du PIB	0.208***	0.153***	0.061	0.216***	0.168***	0.276
	(0.042)	(0.036)	(0.530)	(0.037)	(0.031)	(0.456)
Inflation	0.016	0.232***	1.196*	0.030	0.240***	1.318
	(0.070)	(0.055)	(0.713)	(0.066)	(0.055)	(0.808)
Constant	5.367	10.976**	-194.935***	5.974	10.474**	-202.482***
	(6.195)	(4.740)	(57.926)	(6.223)	(5.044)	(58.956)
Effets fixes temporels	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	443	505	505	443	505	505
R-carré	0.31	0.33	0.42	0.32	0.33	0.42
Nbre de banques	54	54	54	54	54	54

Note : Les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité de White sont reportés sous les estimations des coefficients. *, ** et *** représentent respectivement la significativité des coefficients aux seuils de 10%, 5% et 1%.

1.3 Structure de marché et stabilité

1.3.1 Fondement et démarche

La section précédente a permis de mettre en évidence le rôle de la concurrence bancaire sur la prise de risque individuelle et la contribution au risque systémique des entités bancaires. Dans ce tableau, l'étude du risque systémique se limitait essentiellement à sa dimension transversale, en analysant la répartition du risque agrégé entre banques. Puisque le risque systémique revêt une double dimension (transversale et temporelle), la présente section étudie, dans une démarche demeurant empirique, l'effet des structures bancaires et financières, et en particulier de la concurrence, sur la procyclicité du système financier. L'analyse entreprise s'intéresse donc à la stabilité du système dans le temps (dimension temporelle du risque systémique) et est conduite sur un plan agrégé.

La crise des prêts *subprimes* illustre de fort belle manière la procyclicité des systèmes financiers et son influence néfaste *in fine* sur l'activité économique. La phase de croissance à l'orée des années deux mille a, en effet, alimenté un optimisme *exubérant* des agents, et a conduit à une expansion forte du crédit sur cette période. À cette phase a succédé un renversement brutal de tendance à partir de 2007, à l'origine d'une contraction du crédit (*credit crunch*) renforçant la dynamique récessive. Hormis la crise des *subprimes*, l'histoire du capitalisme abonde d'exemples de crises financières dans lesquelles le mécanisme déstabilisant sous-jacent tient à la procyclicité du crédit et l'existence d'un cycle financier.

La théorie de l'accélérateur financier (Bernanke et Gertler, 1989 ; Kiyotaki et Moore, 1997 ; Bernanke *et al.*, 1999) offre un premier soubassement théorique à la relation entre procyclicité du crédit et fluctuations de l'activité. Contrairement au modèle d'équilibre général à information parfaite qui s'avère incapable d'expliquer la procyclicité⁷⁰, l'accélérateur financier introduit des imperfections sur le marché du crédit en considérant l'existence d'asymétries d'information. Ces microfondations placent ainsi le marché du crédit au cœur de la matrice et conduisent à la modélisation d'une prime d'agence (prime de risque) sur les financements externes qui s'ajoute au coût du capital (le coût d'opportunité du financement interne). Les coûts engendrés par l'évaluation et le suivi des emprunteurs expliquent l'existence d'une prime de financement externe dans un monde où les marchés financiers ne sont pas parfaits. En augmentant le coût du capital, cette prime affecte la demande d'investissement et donc l'activité. Dès lors, les fluctuations de la prime de financement externe sont en mesure d'expliquer la succession de phases d'activité ascendantes et descendantes. Les modèles de Bernanke *et al.* (1999), Kiyotaki et Moore (1997) et Townsend (1979) permettent, chacun à sa manière, d'expliquer

70. Dans un monde hypothétique à la Modigliani et Miller (1958) dans lequel les marchés financiers seraient complets et sans frictions, le crédit n'a aucune raison d'être procyclique. Des contrats financiers permettent d'assurer les agents contre toutes sortes de chocs d'activité. Les risques idiosyncratiques (non-systématiques) demeurant devraient être éliminés par la diversification.

pourquoi la prime de risque fluctue et comment cela se répercute *in fine* sur l'activité.

Tout d'abord, dans la représentation de Bernanke *et al.* (1999), la prime de financement est une fonction inverse de la solvabilité de l'entreprise, établie à partir de la valeur actualisée de ses collatéraux, et s'explique par l'incapacité des banques à observer le rendement des projets et leurs probabilités de défaut. Dans ce contexte, tout choc (choc de demande, de productivité ou bien monétaire) affectant la richesse nette (valeur actualisée des collatéraux) conduit à une modification des conditions de financement des entreprises et, de cette manière, du montant agrégé de l'investissement. Ce mécanisme permet ainsi d'expliquer comment un choc réel transitoire, en affectant les conditions de financement, peut conduire à des fluctuations persistantes et amplifiées de l'activité. Le mécanisme d'accélérateur financier présenté peut être résumé à l'aide du diagramme suivant :

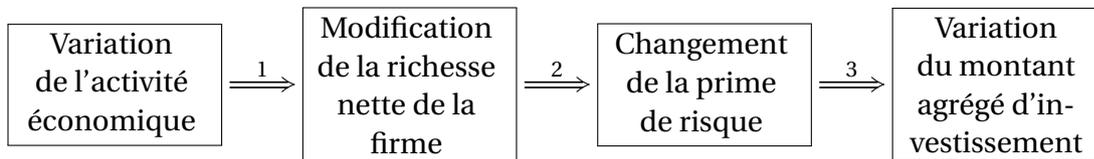


FIGURE 1.5 – Mécanisme de l'accélérateur financier

Le graphique permet de distinguer trois chaînons différents. Le premier et le second (1 et 2) peuvent être associés et font référence à un mécanisme de propagation, qui lie la sphère réelle à la sphère financière. Le troisième chaînon relie, pour sa part, la sphère financière à la sphère réelle et est interprété comme un mécanisme d'amplification.

Le modèle de Kiyotaki et Moore (1997) s'inscrit dans la droite ligne conceptuelle de Bernanke *et al.* (1999), même si des différences notables sont à souligner. Typiquement dans Kiyotaki et Moore (1997), les mécanismes d'amplification sont tout d'abord limités aux variations du prix des actifs et ne transitent pas par une variation endogène du levier financier, contrairement à Bernanke *et al.* (1999). Par ailleurs, c'est ensuite le foncier qui sert de collatéral. Le mécanisme énoncé et présenté précédemment demeure cependant comparable. Ainsi, un choc de demande négatif, par exemple, conduit à une baisse de l'investissement dans le foncier, provoquant une baisse des prix des terres (Kiyotaki et Moore, 1997). Dès lors, puisque tout financement requiert un certain niveau de nantissement⁷¹, la baisse du prix des terres augmente les contraintes de financement, ce qui amplifie la réduction initiale de l'investissement et la détérioration de l'activité économique.

71. Le pourcentage de nantissement est fixe et exogène, ce qui assure que les emprunteurs opèrent avec un levier financier constant.

Plutôt que d'interpréter l'accélérateur financier comme un effet de résonance entre collatéraux, crédit et activité, il est possible d'expliquer ce mécanisme d'amplification sans explicitement faire référence aux collatéraux, mais en considérant des coûts d'audit à la Townsend (1979). Ces coûts d'agence qui constituent la prime de financement externe sont, en effet, amenés à fluctuer avec la probabilité de faillite des agents. Semblablement aux conjectures de Bernanke *et al.* (1999) par exemple, les coûts de financement augmentent en conséquence d'une dégradation de la solvabilité perçue des agents et réduit, de ce fait, l'investissement, amplifiant le choc initial.

Ainsi, on offre une explication probante, d'une part de l'inhérente procyclicité des systèmes financiers (mécanisme de propagation) et, d'autre part, du caractère déstabilisant de la procyclicité pour l'activité économique (mécanisme d'amplification). La théorie de l'accélérateur financier présente toutefois des limites pour expliquer l'intensité de certaines crises et, en particulier, proche de nous, celle de 2008. Dès lors, d'autres éléments théoriques à même d'intensifier le mécanisme de propagation (maillons 1 et 2 sur le diagramme précédent), doivent être avancés. Outre la présence d'asymétries d'information, le mécanisme de propagation pourrait également s'expliquer, en premier lieu, par des biais cognitifs mais aussi, en second lieu par certains traits institutionnels.

Le premier point met ainsi l'accent sur le fait que les systèmes financiers ne seraient pas entièrement efficaces. Comme l'histoire des crises financières l'illustre, les comportements mimétiques et la *myopie face au désastre* s'avèrent être des *anomalies* répétées et constitutives des crises (Kindleberger, 2000). L'inefficience et la foi en des agents régis par des esprits animaux sont au cœur de l'analyse de Minsky (1986) ou de Kindleberger (2000). Les auteurs expliquent le développement de bulles spéculatives par un mécanisme invariable, caractérisé par la succession de différents *moments* (Minsky, 1986)⁷². Leurs analyses suggèrent ainsi que le développement de spirales spéculatives, c'est-à-dire un essor procyclique du crédit, est amorcé par *déplacement* (Kindleberger, 2000), à savoir par un choc temporaire exogène positif. L'histoire financière enseigne que les racines de ces chocs peuvent tout autant être politiques (changement de régime politique, etc.) qu'économiques (découverte d'or, colonies, etc.) ou purement financières (innovations, libéralisation, etc.). Comme le fait remarquer Minsky (1986), l'importance ici n'est pas l'ampleur du choc initial mais plutôt sa capacité à affecter la psychologie des agents. Aussi, l'amorce de ce choc initial peut conduire à une divergence de trajectoire entre le prix des actifs et leurs fondamentaux, soulignant à ce stade l'inefficience des marchés. Ce phénomène initial est, par la suite, alimenté par des phénomènes de mimétisme, légitimés par une rentabilité financière élevée et accentués par un accès plus facile au crédit, rendu possible par une sous-évaluation du risque de la part

72. Selon Kaldor (1939) la spéculation se définit comme « *l'achat ou la vente de biens avec intention de revente (ou de rachat) à une date ultérieure, lorsque l'action est motivée par l'espoir d'une modification du prix en vigueur et non par l'avantage lié à l'usage du bien* ».

des intermédiaires financiers (*myopie face au désastre*). Il en résulte dans la phase ascendante un auto-renforcement entre prix des actifs, crédit et activité. Cette phase *d'euphorie* prend toutefois fin lorsque certains acteurs commencent à émettre des doutes quant aux fondamentaux des actifs pris dans la spirale spéculative. Dès lors, une phase *neurasthénique* se met en branle, caractérisée par une inversion de toutes les tendances précédentes et l'apparition d'une boucle de rétroaction négative entre prix des actifs, crédit et activité. Typiquement, pour les banques, la réduction de leurs conditions d'octroi des prêts dans la phase d'euphorie conduit, dans la phase de retournement, à une hausse des prêts défaillants, qui entame les fonds propres et conduit à une réduction de l'offre de crédit (*credit crunch*). Il convient, du reste, de mentionner que les expériences menées en finance comportementale ces deux dernières décennies tendent à corroborer le scénario dressé, en réfutant les hypothèses d'efficience et de rationalité des acteurs financiers (voir, par exemple, Shiller (1990))⁷³.

Le second point complémentaire avancé renvoie à des caractéristiques institutionnelles et réglementaires. Deux aspects peuvent être distingués : ce qui est relatif à la libéralisation financière au sens large et ce qui est en lien avec la réglementation prudentielle. Brièvement, tout d'abord, l'essor de la finance directe au détriment du crédit bancaire, sans grande discontinuité depuis la libéralisation financière dans les années 1980, a conduit à un renouveau du rôle et de la place des banques dans le système financier. Il apparaît notamment formellement que le lien des banques avec les marchés financiers s'est renforcé sur cette période. Les banques sont, de fait, beaucoup plus exposées aux cycles financiers et aux mécanismes de bulles spéculatives venant d'être présentés.

Enfin, la réglementation prudentielle entretient et renforce, elle aussi, les répercussions des chocs réels sur le crédit. Les exigences de capital qui sont le principal outil de la réglementation prudentielle sont intrinsèquement procycliques et donc susceptibles d'occasionner une procyclicité du crédit. Cette procyclicité a deux racines. *Primo*, les banques enregistrent davantage de pertes sur prêts en phase de récession qu'en période d'expansion, ce qui provoque une érosion de leurs capitaux propres (le numérateur du ratio réglementaire diminue) et restreint leurs capacités à prêter. Les banques sont alors contraintes de réduire le dénominateur du ratio prudentiel, c'est-à-dire l'assiette de prêts, l'alternative qui consiste à procéder à une augmentation de capital pour satisfaire les contraintes prudentielles étant coûteuse en période de crise. *Secundo*, l'instauration d'un ratio réglementaire pondéré des risques, instauré par les accords de Bâle II, induit une autre source de procyclicité. En effet, en période de récession, le dénominateur, qui correspond à la somme des

73. D'autres réfutent cette idée d'irrationalité et d'ignorance des agents, en pensant les bulles comme une manifestation d'un rationalisme qualifié d'autoréférentiel. Cette forme de rationalité serait tournée essentiellement vers l'opinion du marché et les croyances collectives. Cette idée s'avère en lien avec l'approche *conventionnaliste* qu'on retrouve chez Keynes et, notamment, dans la fameuse métaphore du *concours de beauté* ou dans sa description des marchés financiers qui sont vus comme : « le fruit de la psychologie de masse d'un grand nombre d'individus ignorants ».

actifs pondérés des risques, est amené à croître puisque l'évaluation des risques (réalisée par les modèles internes ou les agences de notation) tend à être négativement corrélée au cycle. En conséquence, les exigences de fonds propres pour un prêt donné fluctuent à travers le temps et sont plus élevées en période de récession. De ce fait, indépendamment des pertes subies, la banque est contrainte de limiter son offre de crédit, intensifiant la procyclicité. En définitive, il en résulte que le capital bancaire soutient et renforce le cycle : les banques détiennent effectivement moins de capital et prêtent davantage en période d'expansion, quand le risque systémique latent est le plus important, et ont des besoins de capital et sont contraintes de réduire leur portefeuille de prêts en phase de récession, lorsque le retournement du cycle nécessite *a contrario* une expansion du crédit (Kashyap et Stein, 2004 ; Zicchino, 2006 ; Heid, 2007) ⁷⁴.

La question posée dans cette section, à savoir quelle est l'influence des structures bancaires et financières sur la dimension temporelle du risque systémique, se nourrit de l'ensemble des éléments théoriques venant d'être présentés.

En premier lieu, l'accélérateur financier et l'analyse des faits historiques de Kindleberger (2000) permettent de saisir les méfaits de la procyclicité du crédit pour la stabilité macroéconomique. L'idée originale de l'examen statistique proposé dans cette section est, dès lors, de considérer que la procyclicité, c'est-à-dire le premier maillon de l'accélérateur financier, constitue une mesure du risque systémique latent. À notre connaissance, à ce jour, mis à part l'étude de Bouvatier *et al.* (2012), aucune étude empirique ne s'est explicitement appuyée sur une telle mesure d'instabilité financière, bien que le rôle prédictif de l'accélération du crédit dans l'avènement des crises bancaires soit partagé. Typiquement, la littérature a opté pour l'utilisation d'indicateurs d'instabilité construits à partir de données de bilans bancaires agrégées (Pourcentage des prêts non-performants, Z-score, etc.), de données de marché (distance au défaut) ou d'*events* (reposant sur un inventaire des crises bancaires). Au regard de ces différentes alternatives, un indicateur d'instabilité systémique basé sur la procyclicité du crédit a plusieurs avantages comparatifs. C'est, tout d'abord, un indicateur continu et non discret, contrairement à l'approche des *events*, qui a, au demeurant, dès que l'on s'intéresse à un échantillon réduit d'économies de pays développés, des limites statistiques, liées à l'extrême rareté des crises bancaires et à leurs concomitances. Contrairement ensuite à des indicateurs basés sur les bilans des institutions financières, l'indicateur de procyclicité permet de mesurer le risque systémique latent. Enfin, si l'on consent que la somme des risques individuels diffère du risque systémique, alors, de par sa dimension originelle macroéconomique, un indicateur de procyclicité devrait être plus à même de mesurer le risque systémique.

En second lieu, les éléments théoriques présentés permettent d'isoler les facteurs

74. Voir, pour plus de détails, la revue de littérature de Drumond (2009) et pour une étude complète du canal du capital bancaire Levieuge (2003).

à l'origine de la procyclicité. Les asymétries d'information, la prise de risque excessive et le cadre institutionnel et réglementaire seraient ainsi sources de procyclicité.

Parce que les structures bancaires et financières peuvent affecter ces différents facteurs, elles sont, de ce fait, en mesure d'influer sur la procyclicité du crédit. Dans la présente section, nous cherchons donc à définir l'architecture financière la plus à même de limiter la procyclicité du crédit et, en cela, les coûts en termes d'activité économique. La stratégie empirique empruntée à cet égard comporte trois étapes. Tout d'abord, il nous faut définir la procyclicité et mettre en évidence sa disparité. Il est ensuite nécessaire de vérifier l'existence d'un mécanisme type accélérateur financier en Europe. Il s'agit, par ce biais, de s'assurer de la pertinence de notre mesure de risque. L'interprétation de la procyclicité, c'est-à-dire du mécanisme de propagation de l'accélérateur financier, comme mesure de risque systémique, n'a de sens que si le mécanisme d'amplification, c'est-à-dire de transmission à la sphère réelle, est par la suite vérifié. Enfin, c'est seulement sous couvert de la bonne configuration des résultats des deux premières étapes qu'il est possible d'examiner les effets des structures financières sur la procyclicité du crédit entendue comme indicateur de risque systémique. Dans la lignée d'Aglietta (1992) qui note que : « *la théorie, confirmée par l'expérience historique, suggère que la configuration la plus propice au risque de système est la suivante : grande importance des marchés, absence de séparations entre les banques et les autres activités, faible concentration* », on teste l'effet de la concurrence bancaire, du modèle d'affaires bancaire, du niveau d'intermédiation du système financier ainsi que du niveau d'adéquation aux exigences de capital sur la procyclicité du crédit.

Formellement, pour analyser d'abord la procyclicité du crédit et ensuite ses facteurs explicatifs, la démarche méthodologique empruntée ici consiste à estimer des modèles vectoriels autorégressifs pour données de panel (P-VAR), pour un ensemble de quatorze pays européens, sur la période 2000-2012. Afin, dans un premier temps, de vérifier l'existence d'un mécanisme d'accélérateur (étape 2), nous estimons un modèle P-VAR pour déterminer la procyclicité moyenne en Europe et ses effets d'amplification moyens. La recherche des effets de l'architecture financière requiert l'estimation d'un second modèle P-VAR dans lequel les coefficients estimés ont la possibilité de varier d'un pays à l'autre en fonction des différentes caractéristiques structurelles liées à l'architecture financière considérée. Spécifiquement, cela permet de déterminer des réponses impulsionnelles du crédit à un choc d'activité (mécanisme de propagation) conditionnelles aux structures financières. La méthodologie, ici brièvement décrite, se réfère aux travaux récents de Loayza et Raddatz (2007), Sá *et al.* (2013), Towbin et Weber (2013) et Georgiadis (2014), et est communément référencée sous l'appellation IP-VAR (*Interacted Panel Vector Auto-Regressive*).

Les sous-sections suivantes visent à préciser l'ensemble des points abordés dans ce préambule.

1.3.2 La procyclicité du crédit et son hétérogénéité en Europe

Avant d'envisager un examen empirique approfondi, destiné à relever les incidences des différences de structures bancaires et financières sur la procyclicité du crédit et, en cela, sur le risque systémique, il est nécessaire de relever l'hétérogénéité de ce phénomène. À cet égard, nous menons, dans cette sous-section, un examen statistique des caractéristiques en termes de procyclicité du crédit des systèmes bancaires en Europe.

Une manière simple d'analyser la procyclicité du crédit consiste à déterminer les co-mouvements entre les cycles du crédit et d'activité. Cela nécessite donc, au préalable, de dissocier les mouvements à long terme dans le développement du crédit et de l'activité (c.-à-d. la tendance), des mouvements à court terme de ces séries (c.-à-d. le cycle). L'application d'une approche statistique univariée, à travers l'application d'un filtre de Hodrick-Prescott (HP), permet, tout à la fois, de déterminer la position de l'économie dans le cycle et le cycle du crédit⁷⁵. Hormis ce critère de choix, le filtre HP, par sa facilité de construction, son universalité et sa relative bonne pertinence économique, puisqu'il permet l'obtention de cycle à la Burns et Mitchell (1946) d'une durée de « 1 à 10 ou 12 ans » semble particulièrement bien approprié à notre étude. Formellement, le filtre HP suppose qu'une série y_t se décompose en une tendance et un cycle, tel que $y_t = \tau_t + C_t$ où τ_t est obtenue à partir du problème de minimisation suivant :

$$\min_{\tau_t} = \sum_{t=1}^T ((y_t - \tau_t)^2 + \lambda((\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1}))^2) \quad (1.32)$$

Le problème de minimisation précédent comporte deux composantes. La première mesure la qualité de l'ajustement de la tendance aux données. La seconde pénalise les variations de la tendance selon la valeur du paramètre de lissage λ choisie. λ conditionne, de ce fait, le degré de cyclicité supposé des séries filtrées⁷⁶. La composante cyclique des séries temporelles est finalement donnée par l'écart entre la tendance estimée (τ_t) et la série de données y_t , c'est-à-dire le résidu de la différence. En dépit de ces nombreux avantages, le filtre HP est sujet à de nombreuses critiques (Kaiser et Maravall, 2001). La principale réside dans les effets de bords de l'indicateur, caractérisant le fait que la tendance estimée en fin de période soit très proche

75. Cela constitue une différence notable avec les approches statistiques multivariées (modèle VAR structurel) ou encore les approches structurelles (modélisation d'une fonction de production) utilisées afin de déterminer le positionnement de l'économie dans le cycle mais qui ne permettent pas d'évaluer le cycle du crédit.

76. La valeur du paramètre de lissage λ retenue repose sur les préconisations de Ravn et Uhlig (2002), par exemple, et est égale à 1600 étant donné l'utilisation de données trimestrielles. Même si 1600 s'avère être la valeur de lissage retenue la plus commune pour des données trimestrielles, il n'y a pas d'unanimité dans la littérature quant à la valeur du paramètre de lissage, essentiellement en raison du fait qu'il n'y a pas une définition unique de la tendance et de ses propriétés théoriques et statistiques. Il est donc possible que la valeur retenue du paramètre de lissage conduise à des effets de distorsion. Si le « vrai » paramètre de lissage est, en vérité, inférieur à 1600, la tendance obtenue serait trop volatile et la composante cyclique par répercussion serait sous-estimée. Réciproquement, si le paramètre de lissage est sous-estimé.

des données observées, la raison avancée étant que le calcul de la tendance en date t (équation 1.32) nécessite la connaissance de l'observation future en date $t + 1$, ce qui n'est pas possible en fin de période. Il apparaît, par ailleurs, que ces effets de bords sont plus importants lorsque la tendance est très éloignée des variables observées en fin de période. Cela implique, dès lors, des procédures de correction statistique. Baxter et King (1999) proposent, par exemple, d'éliminer la composante cyclique estimée en fin de période. Une autre solution consiste à réaliser un travail de projection des données, comme le préconisent Kaiser et Maravall (1999)⁷⁷. Afin de répondre à ces critiques et de s'assurer de la robustesse de nos travaux, nous étendons nos séries temporelles de crédit et d'activité de quatre trimestres par rapport à notre période d'étude⁷⁸.

Le graphique 1.6 permet d'apprécier l'évolution à travers le temps des cycles de crédit (en gris) et des cycles d'activité (en noir) en Europe.

À l'aune des différentes représentations des cycles, il apparaît, tout d'abord, que les cycles de crédit et d'activité évoluent de concert au sein d'une économie, même si leur corrélation est loin d'être parfaite. Il est également patent que, dans la majorité des cas, le cycle de crédit est plus ample que le cycle d'activité. Une exception notable est l'Allemagne pour laquelle la contraction du cycle d'activité a été, suite à la crise, beaucoup plus importante que la contraction du crédit. L'examen intra-pays témoigne, en outre, de fortes hétérogénéités dans l'ampleur des cycles, quand bien même la périodicité des creux de cycle est proche.

Afin d'explicitier et de confirmer ces observations graphiques, le tableau 1.14 retranscrit les corrélations entre les cycles examinés. D'une part, les résultats reportés attestent de la corrélation positive entre cycles de crédit et d'activité, les coefficients de corrélation étant pour la plupart des économies supérieurs à 0.5, et, d'autre part, l'importance des écarts-types intra-pays reportés (supérieur à 0.10) souligne l'hétérogénéité des cycles en Europe. Il ressort, en outre, que les corrélations sont plus importantes lorsque la variable du cycle de crédit est avancée d'une ou deux périodes relativement au cycle d'activité. Ces faits stylisés laissent à penser que le cycle d'activité précède le cycle de crédit. L'approche statistique menée ne permet toutefois pas d'inférer que le cycle d'activité induit le cycle de crédit. La question de la causalité reste ouverte, tout en sachant qu'il est à peu près certain que la causalité soit double.

77. Kaiser et Maravall (1999) militent pour l'utilisation d'un filtre de HP modifié, dans la mesure où ce dernier incorpore un modèle ARIMA, permettant de faire des prévisions et ainsi d'étendre la série afin d'éliminer les effets de bords. Une critique auxiliaire est que les présupposés théoriques de l'indicateur conviennent d'une croissance stochastique des séries.

78. Ce choix ne conduit à aucune perte d'information. Nous ne sommes, en effet, pas contraint par la disponibilité des données macroéconomiques mais par celle des structures bancaires et financières qui sont disponibles avec un décalage temporel important (voir sous-section suivante).



FIGURE 1.6 – Cycles d'activité et cycles de crédit en Europe

1.3.3 Un tétraptique pour évaluer les structures bancaires et financières en Europe

L'examen statistique des cycles a permis de planter les jalons de notre étude en mettant en exergue l'hétérogénéité de la procyclicité du crédit en Europe. Il en ressort inévitablement des interrogations quant aux facteurs expliquant ces divergences de synchronisation et d'ampleur des cycles de crédit et d'activité au sein de l'Union européenne. En s'appuyant sur les éléments théoriques expliquant la procyclicité du crédit, donnés dans la sous-section 1.3.1, nous faisons l'hypothèse que les différences de structures bancaires et financières ont une influence sur cette hétérogénéité.

Puisqu'aucune définition unanime des structures de marché et des variables permettant de les évaluer n'a émergé dans la littérature, nous avons retenu quatre caractéristiques structurelles différentes relatives au côté de l'offre du marché du crédit,

1.3 Structure de marché et stabilité

TABLEAU 1.14 – Corrélations entre cycles d'activité et de crédit obtenus à partir d'un filtre HP

COR(CycleCrédit _{t+i} , Cycleactivité _t)					
<i>i</i>	-2	-1	0	1	2
AUT	0.3826*	0.2803*	0.4654*	0.5047*	0.5037*
BEL	0.6762*	0.4475*	0.7962*	0.8131*	0.7431*
DNK	0.1698	0.0221	0.3176*	0.4551*	0.5314*
FIN	0.0227	-0.1447	0.2249	0.3981*	0.5264*
FR	0.2910*	0.0489	0.5091*	0.6529*	0.7380
GER	0.0601	-0.1344	0.2438	0.3800*	0.5060*
GRE	0.5607*	0.5023*	0.6323*	0.6975*	0.7280*
IRE	0.3843*	0.2549	0.4676*	0.5161*	0.5590*
IT	0.5579*	0.3291*	0.6742*	0.6828*	0.6077*
NTH	0.5518*	0.3310	0.6952*	0.6586*	0.5095*
PT	0.4653*	0.3253	0.5758*	0.5615*	0.5106*
SP	0.7262*	0.6366	0.7593*	0.7457*	0.7148*
SWE	-0.1761	-0.3495	0.0156	0.1996	0.3489*
UK	0.2346	0.1301	0.2235	0.1362	0.0312
Ecart-type	0.1427	0.1027	0.2358	0.1399	0.1148

Note : L'asterisk indique que le coefficient de corrélation est différent de zéro à un seuil de confiance de 95%.

dans l'espoir de tenir compte de l'intégralité des dimensions que revêtent les structures de marché. Ainsi, nous serons amené à tester l'effet de la concurrence bancaire, du modèle d'affaires, de la désintermédiation financière et enfin du niveau de capital réglementaire. Avant cela, nous allons cependant définir, ci-dessous, ces quatre variables et exposer nos *a priori* théoriques.

Concurrence bancaire

Dans le cas présent de l'étude menée, nous avons fait l'hypothèse que le risque systémique, mesuré par la procyclicité du crédit, est gouverné par trois facteurs : les asymétries d'information, l'excès de prise de risque et l'environnement institutionnel et réglementaire. Sur chacun des trois points la littérature a montré que la concurrence pouvait avoir une incidence. Même si l'ensemble de cette littérature a été présenté dans la section vouée à cet égard, il nous apparaît toutefois essentiel de revenir, de manière laconique, sur les relations entre la concurrence et les trois facteurs identifiés.

Concernant les asymétries d'information, tout d'abord, deux développements théoriques distincts permettent de relier ces dernières au degré de concurrence. La mise en concurrence des intermédiaires financiers pourrait, en premier lieu, affecter *la banque de relation*, et en cela la capacité des banques à résoudre les asymétries d'information (Boot et Thakor, 1993 ; Petersen et Rajan, 1994, 1995 ; Boot, 2000). En second lieu, en conduisant à une baisse des taux, la concurrence réduirait les problématiques tant d'aléa moral que de sélection adverse (Stiglitz et Weiss, 1981). Cette idée est d'ailleurs au cœur des travaux de Boyd et De Nicoló (2005) qui ont été précédemment présentés.

De manière plus globale la concurrence pourrait également affecter la prise de risque des entités bancaires, ainsi que, et cela y est étroitement lié, le capital réglementaire détenu. Ces deux éléments font référence à ce que nous avons longuement présenté dans notre revue de littérature, mais également aux résultats de notre section précédente, lesquels éclairent sur l'influence néfaste du pouvoir de marché sur la contribution des banques au risque systémique. À la question plus spécifique des bulles spéculatives à la Minsky, Miotti et Plihon (2001) soulèvent que la concurrence aurait pour effet d'accentuer l'instabilité financière en favorisant le développement de comportements spéculatifs de la part des banques.

Le bref rappel de ces différents arguments théoriques justifie que la concurrence bancaire ait une influence sur la procyclicité du crédit. Afin d'approcher le niveau de concurrence bancaire à l'échelle des différents pays européens, nous prenons le parti de conserver l'indice de Lerner utilisé dans la section précédente. Cela nous permet ainsi d'avoir un cadre d'analyse cohérent entre les deux sections. Les méthodologies d'estimation sont, au demeurant, strictement identiques. Naturellement, une première différence notable est que l'indice de Lerner est ici calculé par pays, en considérant la médiane des estimations individuelles de l'indice de Lerner par pays. En outre, une seconde différence tient à la période d'estimation de l'indice, qui s'étend dans cette section de 1999 à 2011⁷⁹. De ce fait, les estimations de la fonction translog diffèrent (marginale) entre les deux sections⁸⁰.

La figure 1.7 nous livre des données sur les moyennes de notre indicateur de concurrence sur trois sous-périodes (1999-2002, 2003-2007, 2008-2011).

Modèle d'affaires bancaires

Au-delà de la concurrence bancaire, la crise financière de 2008 a également interrogé quant aux implications des modèles d'affaires et, en particulier, du modèle de la banque universelle (c.-à-d., la combinaison d'activité bancaire de détail et d'investissement au sein d'une même entité légale) dans l'émanation de la crise. En réponse, un certain nombre de réformes structurelles ont d'ailleurs vu le jour. Les États-Unis ont ainsi, par exemple, mis en place la règle Volcker (qui interdit aux banques, bénéficiant de l'assurance de la FDIC, notamment les activités de *trading* pour compte propre) et les autorités britanniques ont, pour leur part, suivi en grande partie les recommandations émanant du rapport Vickers (qui cantonne l'activité de dépôts des banques commerciales) afin de restreindre les interconnexions des banques avec les marchés financiers et, en cela, protéger l'activité commerciale des

79. La période d'étude couvre bien la période 2000-2012. Toutefois, dans la mesure où nous considérons un décalage d'une année pour l'ensemble de nos variables structurelles, afin de s'assurer de leur exogénéité, l'indice de Lerner doit être estimé sur la période 1999-2011.

80. Nous testerons la robustesse de nos résultats en considérant les estimations de l'indice de Lerner produites par la Banque mondiale.

banques.

Sur le volet théorique, les travaux de Wagner (2010) exposent que la diversification pour les banques a des répercussions négatives, en raison du fait que le système manquerait de diversité (Haldane, 2010). Sur le plan empirique, le modèle d'affaires est souvent approché à partir de la part des revenus hors intérêt dans le total des revenus (voir, Stiroh, 2004 et section précédente). C'est notamment ce qui guide Lepetit *et al.* (2008), qui établissent dans leur étude l'existence d'un lien positif significatif entre diversification et prise de risque dans l'industrie bancaire européenne. Plus récemment, De Jonghe (2010) soulèvent, pour leur part, un lien entre diversification et exposition au risque systémique.

Dans la lignée des études précédentes, il est attendu qu'un choc d'activité ait davantage d'influence sur l'offre de crédit bancaire dans les économies où le système est davantage libéralisé et où les banques ont des liens étroits avec les marchés financiers⁸¹. Afin de tester cette conjecture, la mesure retenue de diversification, c'est-à-dire des caractéristiques des modèles d'affaires bancaires, est conforme aux études précédemment citées. Les données sont du reste extraites de la base de données *GFD* de la Banque mondiale.

La figure 1.7 représente l'évolution du modèle d'affaires bancaires à travers le temps pour les économies européennes. Le caractère disparate des modèles d'affaires bancaires et, en cela, des logiques d'intermédiation (bilan vs. marché), apparaît ostensiblement sur ce graphique, tout comme l'absence de mouvements de convergence, et ce, en dépit de la création sur la période des conditions pour l'émergence d'un marché bancaire unique. Au-delà de ces deux tendances d'ensemble, l'observation à une plus petite échelle permet de constater que le Royaume-Uni, la France et l'Allemagne sont les trois économies dans lesquelles l'amarrage des systèmes bancaires avec les marchés financiers sont les plus forts. Cette observation s'explique aisément par la présence, dans ces trois économies, de conglomérats financiers internationaux. À l'inverse, il apparaît que les systèmes bancaires grec, portugais et espagnol ont les liens avec les marchés financiers les plus faibles.

Financement bancaire vs. financement de marché

À l'instar de la logique d'intermédiation (bilan vs. marché), la répartition entre financement intermédié (bancaire) et financement de marché dans une économie, interroge quant à ses conséquences macroéconomiques. En Europe, le débat sur « *which is the better* » (Levine, 2002) entre financement bancaire et de marché, est souvent cantonné à une comparaison transversale des systèmes financiers britannique et allemand, respectivement considérés comme les archétypes d'un modèle de marché et d'un modèle intermédié.

81. En d'autres termes, où l'intermédiation de bilan a laissé place à une intermédiation de marché.

L'évaluation des effets macroéconomiques prend deux formes distinctes. Une partie de la littérature consacrée s'est ainsi, tout d'abord, intéressée aux effets sur la croissance à long terme, sans pour autant parvenir à mettre en évidence la prévalence d'un système (voir, Levine, 2002). D'autres, comme cette section aspire à le faire, ont examiné l'influence du degré d'intermédiation sur la volatilité macroéconomique. La contribution de Bolton *et al.* (2013) est, à ce propos, intéressante. En effet, après avoir établi que le financement intermédié favorisait la banque de relation, les auteurs font valoir que l'intermédiation favoriserait le lissage des chocs économiques ordinaires. En d'autres termes, et pour se conformer à notre étude, l'intermédiation pourrait limiter la procyclicité du crédit. Les auteurs mettent d'ailleurs en lumière des arguments semblables à ceux avancés dans cette section. La plus grande capacité des banques à résoudre les asymétries d'information dans un système intermédié expliquerait ces résultats. Les travaux de Gambacorta *et al.* (2014) tendent à réfuter cette thèse puisqu'ils montrent que « *financial crisis can impair banks' shock-absorbing capacity* ». Le point de vue des auteurs est que les systèmes désintermédiés garantiraient une plus forte substitution des sources de financement. Parce qu'en cas de crise bancaire, la capacité des banques à prêter est souvent durablement affectée, les marchés financiers dont le retournement est plus rapide pourraient ainsi permettre d'offrir des sources de financement alternatives, et limiter le *credit crunch*.

L'évaluation du degré d'intermédiation est sujette à certaines discussions. Dans le cas présent, nous avons pris le parti de considérer le ratio de l'encours du crédit bancaire sur l'encours total de crédit délivré au secteur privé. Ainsi, le ratio est une mesure du degré d'intermédiation⁸².

La figure 1.7, qui retranscrit l'évolution du degré d'intermédiation des systèmes financiers européens, est représentative de l'hétérogénéité des structures financières en Europe. Le système financier allemand est ainsi parmi les plus intermédiés, et il est, de ce point de vue, proche de la Grèce, l'Italie, l'Espagne, le Danemark et l'Autriche. Dans l'ensemble de ces économies, le crédit intermédié représente au moins 60% du total du crédit au secteur privé. À l'opposé, la France, la Belgique, le Royaume-Uni, les Pays-Bas, la Suède et la Finlande ont un système financier davantage désintermédié⁸³.

82. Dans la littérature, le choix peut également se porter sur le ratio capitalisation boursière sur PIB. Le caractère conjoncturel de ce dernier nous conduit toutefois à préférer une mesure davantage structurelle, car guidée par le ratio de deux encours.

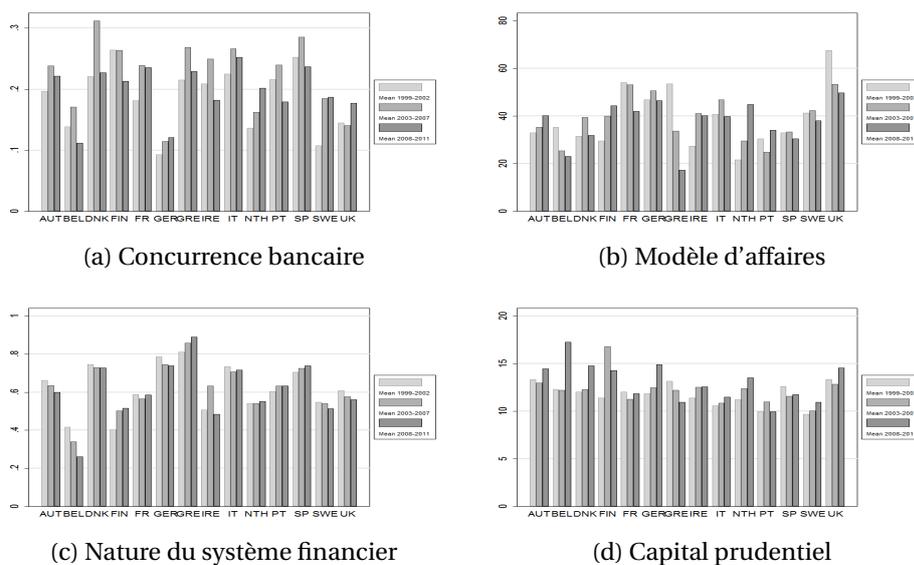
83. Contrairement aux *a priori* largement partagés, le système financier britannique n'est pas le système le plus désintermédié d'Europe. Bien que son marché boursier soit extrêmement profond, il apparaît que l'ampleur de son marché obligataire (à destination des acteurs privés nationaux) soit relativement modeste, ce qui confirme les observations de l'ESRB (2014).

Capital de précaution

C'est sans doute pour le niveau de capital de précaution que le lien avec la procyclicité du crédit est le plus évident. Les exigences de capital réglementaire, comme il a été rappelé dans la section 1.3.1, peuvent, en effet, être à l'origine de co-mouvements entre l'offre de crédit et l'activité économique. La procyclicité s'explique, dans ce cadre, très simplement par le fait que le capital effectivement détenu peut se heurter au niveau de capital exigé. Une manière de limiter par conséquent la procyclicité induite par la régulation consisterait à détenir du capital en excédent du minimum requis en phase d'expansion (Zicchino, 2006 ; Heid, 2007). C'est, du reste, une des dispositions phare des accords de Bâle III, entérinées au lendemain de la crise. Ainsi, les banques doivent désormais maintenir, en phase d'expansion, un matelas de capital de précaution à hauteur de 2.5% des actifs pondérés du risque. La constitution d'un matelas de capital de précaution était toutefois sur notre période d'étude, totalement à la discrétion des entités financières et fonction de leur aversion aux risques et de leur rentabilité.

Eu égard au fait que le minimum de capital requis est commun en Europe, nous testons l'effet du capital de précaution sur la procyclicité du crédit, en considérant le niveau de capital pondéré des risques. Les différences de niveau de capital entre pays s'interprètent, en effet, comme des disparités dans les niveaux de capital de précaution détenus. Aussi, la figure 1.7 permet d'observer les évolutions du capital pondéré des risques détenu et, en cela, l'évolution du capital de précaution. Le graphique illustre, par ailleurs, l'hétérogénéité à travers les économies européennes de ces indicateurs.

FIGURE 1.7 – Structures financières en Europe



1.3.4 Données et modélisation P-VAR

Les données

La présente étude porte sur un panel de quatorze pays, correspondant à l'*Europe des quinze* à l'exception du Luxembourg⁸⁴. L'analyse conduite dans cette section couvre donc rigoureusement le même espace géographique que l'étude de la section précédente. La période d'étude diffère cependant en s'étendant sur la période 2000-2012. Notre analyse peut donc se prévaloir de couvrir un cycle entier, marqué par une phase d'expansion soutenue, durant laquelle le risque systémique sous-jacent s'est développé, en vertu du *paradoxe de la tranquillité* (Minsky, 1986), et par une phase apocalyptique où le cycle s'est retourné, marquée par des troubles financiers considérables. La démarche statistique menée dans cette section nous astreint, par ailleurs, à l'utilisation de données à fréquence trimestrielle. Nous dénombrons ainsi 56 observations par pays.

Les données nécessaires à notre étude sont de deux types. Il y a, d'une part, les variables permettant de rendre compte de l'architecture financière des différentes économies de notre échantillon à travers le temps. Quatre variables distinctes ont été à cet égard définies dans la sous-section précédente. Elles mesurent la concurrence bancaire, la logique d'intermédiation, le degré d'intermédiation et le niveau de capital de précaution. Elles correspondent, par ailleurs, à nos variables d'intérêt. Il est toutefois indéniable que l'intérêt porté aux quatre variables n'est pas identique, la concurrence bancaire conservant notre attention principale. Toujours est-il que l'ensemble de ces quatre variables seront considérées comme exogènes et retardées de quatre périodes, soit un an, pour limiter les potentiels biais d'endogénéité.

D'autre part, notre modèle comporte quatre variables endogènes. La présence de variables endogènes indique que notre analyse est menée dans un cadre multivarié, permettant ainsi de considérer l'ensemble des interdépendances entre les séries macroéconomiques⁸⁵. Les quatre séries trimestrielles nécessaires pour modéliser les évolutions macroéconomiques sont :

- le PIB exprimé en valeur réelle ;
- l'encours nominal de crédit bancaire au secteur privé ;
- le taux d'inflation, à savoir le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation (CPI) ;
- le taux nominal d'intérêt de court terme.

Certaines estimations de robustesse utiliseront, par ailleurs, un indice filtré des cours boursiers.

84. Notre panel comprend : l'Autriche, la Belgique, le Danemark, la Finlande, la France, l'Allemagne, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, les Pays-Bas, le Portugal, l'Espagne, la Suède et le Royaume-Uni.

85. Nous développerons bien évidemment ce point dans la sous-section suivante.

Parce que nous sommes intéressé aux fluctuations économiques, les cinq variables macroéconomiques de cette section ne sont pas considérées en niveau ou en différence première (pour celles étant non-stationnaires), mais exprimées en écart par rapport à leur tendance. L'ensemble des séries sont ainsi filtrées par la méthode d'Hodrick et Prescott (1997) afin de ne conserver que la composante cyclique de ces séries.

Une présentation exhaustive de l'ensemble des variables utilisées dans cette étude est fournie dans le tableau 1.17 en annexes. Le tableau en question recense les définitions et sources des variables, ainsi que les transformations qui leur ont été apportées (filtre HP, transformation logarithmique, etc.).

La modélisation P-VAR

La modélisation VAR est une approche tout à fait adaptée à l'analyse des interdépendances entre cycles économiques et cycles de crédit. Elle permet notamment d'estimer aisément l'intensité de la procyclicité du crédit dans une économie. Toutefois, l'objet de l'étude est plus ambitieux et ne consiste pas en une évaluation de la procyclicité, qui a du reste été traitée dans la sous-section 1.3.2. Ainsi, l'analyse menée poursuit l'objectif d'évaluer les effets des structures bancaires et financières sur la procyclicité du crédit et, en cela, sur le risque systémique et la volatilité macroéconomique.

L'extension d'une modélisation VAR à des données de panel (P-VAR) ne permet de répondre à notre problématique que de manière partielle. En effet, dans le cadre d'un modèle P-VAR, l'hétérogénéité entre pays, qui pourrait expliquer des différences dans les interdépendances entre cycles d'activité et cycles de crédit, est supposée inobservable, et modélisée, au mieux, en soustrayant aux données la moyenne des observations intra-pays⁸⁶. Cette approche nous permettrait uniquement de vérifier l'existence d'un mécanisme de type accélérateur financier en Europe⁸⁷.

En vue de tester les effets de l'hétérogénéité des structures financières sur la procyclicité du crédit, l'approche P-VAR doit donc être étendue. À cet égard, Loayza et Raddatz (2007), Sá *et al.* (2013), Towbin et Weber (2013) et Georgiadis (2014) ont proposé une modélisation P-VAR dans laquelle les coefficients autorégressifs sont fonctions de caractéristiques structurelles spécifiques à chaque pays. En pratique, la modélisation consiste à interagir (avec ou sans restriction) les variables endogènes avec les variables exogènes (nos quatre *proxys* des structures financières), de sorte

86. En pratique, cela consiste à estimer l'ensemble des équations du VAR avec un estimateur à effets fixes.

87. Les estimations réalisées sont sujettes à caution, car susceptibles d'être confrontées à des biais d'hétérogénéité. Afin d'obtenir des estimations sans biais, une solution consisterait à utiliser un estimateur *Mean-Group* (Pesaran et Smith, 1995). La profondeur modeste de nos séries temporelles nous contraint toutefois à conserver une approche en panel de façon à obtenir des résultats asymptotiques plus robustes.

que les coefficients autorégressifs estimés soient conditionnels aux variables exogènes. La dynamique macroéconomique modélisée sur notre panel de pays n'est alors homogène d'un pays à l'autre que si ces pays partagent des caractéristiques structurelles identiques. En revanche, si les caractéristiques structurelles diffèrent, la dynamique varie alors d'un pays à l'autre. Dans une telle configuration, la dynamique macroéconomique ou la réponse à un choc sont donc conditionnellement homogènes (Georgiadis, 2014). C'est pourquoi ce type de modèle est qualifié de IP-VAR pour *Interacted Panel VAR* par Towbin et Weber (2013) ou IPCH-VAR par Georgiadis (2014) pour *Panel Conditionally Homogeneous VAR*.

Le modèle IP-VAR prend la forme réduite suivante :

$$Y_{i,t} = \mu_i + \sum_{k=1}^L A(Z_{i,t-4})_{i,t,k} Y_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad \varepsilon_{i,t} \hookrightarrow N(0, \Sigma) \quad (1.33)$$

où $y_{i,t}$ est un vecteur $q * 1$ de variables endogènes, $A_{i,k}$ est une matrice de coefficients, fonction de $Z_{i,t-4}$, un vecteur de variables exogènes représentant les caractéristiques structurelles modélisées variant dans le temps et l'espace, et, enfin, μ_i et $\varepsilon_{i,t}$ correspondent respectivement à des effets fixes et au terme d'erreur supposé normalement distribué avec Σ une matrice $q * q$ de variance-covariance. Les indices t et i indiquent respectivement le pays et le trimestre. En outre, L fait référence au nombre de retards considérés. Celui-ci est fixé à trois dans notre modèle principal et a été établi à partir d'une analyse des retards optimaux pays par pays selon un critère AIC, à partir d'une modélisation VAR traditionnelle.

Par souci de clarté, nous présentons le modèle IP-VAR sous sa forme récursive :

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{0,it}^{21} & 1 & 0 & 0 \\ a_{0,it}^{31} & a_{0,it}^{32} & 1 & 0 \\ a_{0,it}^{41} & a_{0,it}^{42} & a_{0,it}^{43} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Inf\ cycle_{i,t} \\ PIB\ cycle_{i,t} \\ CB\ cycle_{i,t} \\ i\ cycle_{i,t} \end{pmatrix} = \mu_i + \sum_{l=1}^L \begin{pmatrix} \alpha_{l,it}^{11} & \alpha_{l,it}^{21} & \alpha_{l,it}^{31} & \alpha_{l,it}^{41} \\ \alpha_{l,it}^{12} & \alpha_{l,it}^{22} & \alpha_{l,it}^{32} & \alpha_{l,it}^{42} \\ \alpha_{l,it}^{13} & \alpha_{l,it}^{23} & \alpha_{l,it}^{33} & \alpha_{l,it}^{43} \\ \alpha_{l,it}^{14} & \alpha_{l,it}^{24} & \alpha_{l,it}^{34} & \alpha_{l,it}^{44} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Inf\ cycle_{i,t-l} \\ PIB\ cycle_{i,t-l} \\ CB\ cycle_{i,t-l} \\ i\ cycle_{i,t-l} \end{pmatrix} + \varepsilon_{i,t} \quad (1.34)$$

avec $Inf\ cycle_{i,t}$, $PIB\ cycle_{i,t}$, $CB\ cycle_{i,t}$ et $i\ cycle_{i,t}$ les composantes cycliques respectivement de l'inflation, du PIB, de l'encours de crédit bancaire et des taux d'intérêt de court terme⁸⁸. I_i est un ensemble d'effets fixes individuels permettant de prendre en compte l'hétérogénéité résiduelle des individus. Les paramètres structurels $\alpha_{l,it}$ distinguent une modélisation P-VAR et une modélisation IP-VAR, et permettent d'analyser la façon dont la réponse à un choc d'activité varie selon les caractéristiques structurelles considérées. À cet égard, les coefficients $\alpha_{l,it}$ prennent la

88. Par construction, l'ensemble de ces variables sont stationnaires.

forme suivante :

$$\alpha_{l,it} = \beta_{l,it} + \eta_l Z_{i,t-4} \quad (1.35)$$

avec $\beta_{l,it}$ et η_l représentant deux vecteurs de coefficients et $Z_{i,t-4}$ notre matrice de variables exogènes pouvant affecter la procyclicité du crédit. Il s'avère, par conséquent, que les paramètres structurels $\alpha_{l,it}$ varient à travers le temps et l'espace en fonction des caractéristiques structurelles considérées. Les coefficients ne sont toutefois pas spécifiques à chaque pays. Ces derniers demeurent conditionnellement homogènes (Georgiadis, 2014) puisque, dans le cas où les caractéristiques structurelles seraient identiques d'un pays à l'autre, les coefficients estimés seraient également semblables.

L'estimation du modèle (équation par équation) est réalisée par le biais de l'estimateur des Moindres Carrés Ordinaires (MCO). Un problème usuellement soulevé dans le cas de l'estimation de modèles dynamiques réside dans le fait que les MCO seraient non convergents à distance finie. Cela peut, en premier lieu, résulter de la corrélation entre la variable dépendante retardée et les effets fixes individuels donnant lieu à de l'autocorrélation dans les résidus (Nickell, 1981). Cela peut également être le fruit de l'existence d'une corrélation entre un régresseur considéré comme endogène et le terme d'erreur. Pour pallier ces problèmes et ainsi obtenir des estimations efficaces du modèle dynamique, l'utilisation de la méthode des variables instrumentales est, en général, préconisée. Toutefois, le fait que la dimension temporelle de notre panel soit relativement importante (bien que loin d'être infinie) remédie à la problématique précédente et conduit à ce que l'estimation du modèle par les MCO soit satisfaisante. Le biais de l'estimation d'un modèle dynamique par MCO décroît, en effet, avec la profondeur temporelle. Judson et Owen (1999) montrent notamment que l'ampleur du biais est faible dans notre cas de figure où nous dénombrons 56 observations par pays.

Une fois l'ensemble des paramètres du modèle estimé, l'analyse est menée via la simulation de chocs non anticipés et le calcul des fonctions de réponse impulsionnelles (IRF). Les fonctions de réponse aux innovations permettent ainsi contrairement à la simple lecture des coefficients estimés, de résumer le comportement d'une variable suite à une impulsion unitaire sur une autre variable, en supposant que l'ensemble des autres variables du système demeurent constantes. Ces fonctions de réponse peuvent aisément être déterminées à partir du modèle estimé. Un problème se pose toutefois puisque, dans le modèle estimé, les différentes innovations sont corrélées les unes aux autres. En d'autres termes, cela signifie que l'innovation de la variable *activité* dans notre modèle serait dépendante des innovations de la variable *crédit* par exemple. Parce que les interprétations économiques deviennent extrêmement délicates dans ce cas de figure, les résidus doivent être orthogonalisés de façon à isoler les chocs. Il convient, pour ce faire, de décomposer les résidus. À cette fin, nous optons pour l'approche de la décomposition de Choleski. Dans cette approche de décomposition des résidus, l'ordre dans lequel sont disposées les variables dans le VAR importe. Ainsi, les variables listées

en premières positions dans le modèle VAR vont expliquer de manière contemporaine et retardée les variables qui suivent. En revanche, les variables qui sont précédées d'autres variables n'expliquent que de manière différée les variables qui les précèdent. Ces caractéristiques conduisent donc à ordonner les variables selon leur degré d'exogénéité présumé, celles qui sont davantage exogènes devant être ordonnées en premières positions.

Dans le cadre de cette étude, l'ordre des variables retenu est le suivant : *Inf cycle*, *PIB cycle*, *CB cycle* et *i cycle*. De cette manière, le cycle d'activité répond aux impulsions dans le cycle de crédit de manière différée. L'hypothèse implicite émise dès lors est que l'activité est davantage exogène. Le fait de lister en première position les variables macroéconomiques (*Inf cycle* et *PIB cycle*) et, en seconde position, les variables financières (*CB cycle* et *i cycle*) est tout à fait conforme à l'abondante littérature macro-financière utilisant des modèles VAR. Cela suppose, par conséquent, que l'ensemble des variables financières réagissent immédiatement à des chocs réels. En revanche, l'ordre retenu au sein des variables financières est sujet à discussion. Dans la spécification de base de notre modèle, la composante cyclique du crédit est ordonnée devant celle des taux d'intérêt de court terme. Nous justifions ce choix et l'hypothèse implicite qu'il implique par le fait que les taux d'intérêt bancaires, qui influencent le crédit délivré, ne réagissent qu'avec retard aux taux d'intérêt de court terme⁸⁹. Un choc sur la composante cyclique des taux d'intérêt de court terme ne devrait donc pas affecter de manière contemporaine l'encours de crédit mais seulement à échéance d'au moins un trimestre⁹⁰.

La modélisation IP-VAR conduit à ce que les termes autorégressifs et, par conséquent, *in fine* les fonctions de réponse soient conditionnelles aux caractéristiques structurelles choisies. Ainsi, il y a, en théorie, une infinité possible de fonctions de réponse. Pour obtenir une fonction de réponse médiane, la solution consiste à fixer les caractéristiques structurelles à leurs valeurs médianes. L'ensemble des termes autorégressifs deviennent dès lors fixes, conditionnés par les valeurs médianes retenues.

Afin d'obtenir une représentation intelligible des effets des différences de structure financière, nous nous conformons à l'approche de Saborowski et Weber (2013). Celle-ci consiste à conditionner les fonctions de réponse pour une valeur élevée puis basse d'une des caractéristiques structurelles. Concrètement, nous allons, dans un premier temps, fixer une des variables structurelles non plus à sa valeur médiane, mais à la valeur de son quatrième quintile. Nous obtenons, de cette manière, une fonction de réponse conditionnelle à un haut niveau de la variable exogène. Dans un second temps, nous faisons un exercice comparable, mais en considérant cette fois-ci la valeur du premier quintile de la variable structurelle. Dès lors, la comparai-

89. Cela est notamment mis en évidence dans le chapitre 2 de cette thèse ainsi que dans l'article qui en est extrait (Leroy et Lucotte, 2015).

90. Il peut, au demeurant, être ajouté que l'ordre retenu est identique à celui des études d'Assenmacher-Wesche et Gerlach (2008) et Bouvatier *et al.* (2012).

son des deux fonctions de réponse témoigne des effets de la variable structurelle sur l'intensité de la répercussion des chocs.

Il convient finalement de mentionner que les intervalles de confiance de nos IRF sont générés par des simulations de Monte-Carlo. En pratique, cela consiste à ré-estimer les paramètres de notre modèle 1000 fois, en déterminant à chaque fois de nouvelles fonctions de réponse. La médiane de ces IRF correspond à la fonction de réponse reportée, tandis que les intervalles de confiance sont construits à partir du percentile 2.5 et du percentile 97.5 des IRF générées. Les intervalles de confiance correspondent donc à une bande à 5%.

1.3.5 Présentation des résultats

L'estimation du modèle IP-VAR, matérialisant notamment la dynamique historique des cycles d'activité et de crédit, permet d'analyser l'hétérogénéité du processus de transmission des chocs d'activité au crédit bancaire et d'isoler les facteurs à l'origine de cette hétérogénéité. L'intérêt porté à l'examen de la procyclicité du crédit repose sur la foi en l'existence d'un mécanisme de type accélérateur financier en Europe. En effet, l'idée que la procyclicité serait un marqueur de risque systémique est soumise à l'existence d'effets d'amplification consécutivement à des mouvements procycliques du crédit. Cela étant, il convient, dans un premier temps, de vérifier l'existence d'un mécanisme d'accélérateur financier. Pour ce faire, il est nécessaire de déterminer la fonction de réponse homogène du crédit à un choc usuel d'activité, ainsi que la fonction de réponse homogène de l'activité à un choc de crédit. Cette première étape, nous permettra alors, dans un second temps, de déterminer les fonctions de réponse du crédit à un choc d'activité conditionnellement aux caractéristiques structurelles considérées. De la sorte, cela permettra d'émettre des conclusions quant aux effets des structures de marché sur le risque systémique.

Vérification de la présence d'un mécanisme d'accélérateur financier en Europe

Deux approches somme toute contiguës permettent de tester la présence d'un mécanisme d'accélérateur financier sur notre panel de pays. La première consiste à contraindre les coefficients η^l dans l'équation 1.35 à être nuls. De la sorte, les coefficients $\alpha_{l,it}$ perdent leur caractère conditionnel aux structures financières. Ils ne varient donc plus, ni dans le temps ni dans l'espace, et deviennent homogènes, à l'instar d'un modèle P-VAR standard. Ce faisant, cela permet de formuler un test sur la présence d'un mécanisme d'accélérateur financier en Europe.

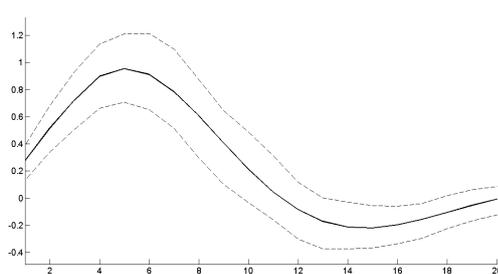
La seconde approche conduit à considérer notre modèle de base (équation 1.34) exempt de toutes contraintes. Ainsi, l'hétérogénéité est modélisée d'après les *a priori* théoriques avancés préalablement. Parce que dans ce cadre l'hétérogénéité est explicitement modélisée, la problématique de biais d'hétérogénéité que pose la première approche serait parée. De prime abord, l'approche pose néanmoins un problème

auxiliaire, puisque les coefficients autorégressifs sont variables. Les fonctions de réponse potentielles sont donc infinies. Néanmoins, la parade à cette problématique consiste, comme nous l'avons exposé dans la sous-section précédente, à conditionner le modèle par les valeurs médianes des différentes caractéristiques structurelles. De cette manière, il est possible de représenter un effet médian, unique, d'un choc, ce qui est l'objectif poursuivi. En définitive, dans le cas présent de cette étude, au vu des bénéfices comparatifs avancés, il se révèle judicieux de considérer l'approche modélisant l'hétérogénéité.

Quoi qu'il en soit, la stratégie du test demeure identique. La première étape consiste à vérifier l'existence d'un mécanisme de propagation. Un choc d'activité doit, en moyenne, conduire à un mouvement significatif et supérieur à un du crédit. La seconde étape du test réside dans la vérification d'un mécanisme d'amplification. Un choc de crédit doit ainsi mener à des évolutions significatives de l'activité.

Le graphique 1.8 représente la fonction de réponse impulsionnelle médiane (obtenue par simulation de Monte-Carlo) du crédit bancaire à un choc d'activité, tracée à l'intérieur d'un intervalle de confiance à 95%. De manière probante, il apparaît que le cycle du crédit bancaire est affecté de manière significative et positive par le cycle d'activité. Le graphique permet, en outre, d'évaluer l'ampleur de la procyclicité. Il apparaît que l'effet cumulé est très largement supérieur à un. En moyenne, dans l'Union européenne, une déviation d'un point de pourcentage vis-à-vis de la tendance du PIB, conduit, ainsi, à une déviation du crédit bancaire vis-à-vis de sa tendance supérieure à 2%.

FIGURE 1.8 – Fonction de réponse impulsionnelle du crédit à un choc d'activité



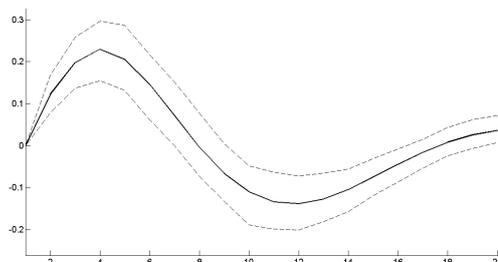
Note : La figure représente la fonction de réponse impulsionnelle de la variable cycle de crédit à un choc de 1% de la variable cycle d'activité. La ligne continue correspond à l'IRF médiane (50th), tandis que les deux lignes en pointillées représentent la marge d'erreur à un seuil de tolérance de 5%.

À l'évidence, l'effet moyen représenté masque certaines hétérogénéités qui seront au centre des recherches ultérieures. Toutefois, avant cela, il est nécessaire de vérifier que la procyclicité est source de déséquilibres macroéconomiques et induit un développement du risque systémique. Ainsi, l'objectif est de mettre en exergue le rôle amplificateur d'un choc de crédit sur l'activité. L'idée sous-jacente est que la

détérioration des conditions sur le marché du crédit, par exemple une réduction de la disponibilité du crédit, n'est pas un reflet passif de l'activité économique, mais un facteur participant à l'évolution de l'activité économique⁹¹.

La représentation de la fonction de réponse du cycle d'activité à un choc unitaire du cycle de crédit illustre l'existence d'effets de rétroaction du crédit sur l'activité. Sur le graphique 1.9, il est tangible qu'un choc de crédit conduit à une hausse continue de l'*output gap* pendant cinq trimestres et à des effets significatifs et positifs sur l'activité pendant 2 ans. Cela tend à démontrer l'existence d'un effet d'amplification. Plus prosaïquement, cela signifie que l'instabilité dans le secteur bancaire, mesurée à travers la procyclicité de l'offre du crédit, a des effets déstabilisants pour l'activité économique.

FIGURE 1.9 – Fonction de réponse impulsionnelle du PIB à un choc sur le crédit



Note : La figure représente la fonction de réponse impulsionnelle de la variable cycle d'activité à un choc de 1% sur la variable cycle de crédit. La ligne continue correspond à l'IRF médiane (50th), tandis que les deux lignes en pointillées représentent la marge d'erreur à un seuil de tolérance de 5%.

Quels facteurs structurels influencent la procyclicité du crédit ?

L'analyse menée jusqu'alors se concentrait sur la représentation d'effets homogènes et a notamment permis de vérifier que nous nous situions dans les bonnes configurations du modèle de l'accélérateur financier. Nous nous intéressons désormais spécifiquement à la procyclicité du crédit, à savoir le maillon de propagation de l'accélérateur financier, et cherchons à isoler ses facteurs explicatifs. À cet égard, nous allons comparer les fonctions de réponse pour différentes valeurs des caractéristiques structurelles retenues.

Procyclicité du crédit, instabilité et structures bancaires et financières

Le graphique 1.10 matérialise des fonctions de réponse impulsionnelles du crédit à un choc d'activité déterminées à partir de l'estimation de notre modèle de

91. Cela est très largement documenté dans la littérature, voir, parmi beaucoup d'autres exemples, Bernanke (1983) sur les effets des faillites bancaires sur l'activité économique lors de la *Great Depression*.

base (équation (1.34)), dans lequel $Z_{i,t-4}$ comprend un seul et unique indicateur de structure financière à la fois. Ceci est un prérequis nécessaire, dans la mesure où les différents aspects considérés de l'architecture financière sont corrélés les uns aux autres. Sur le graphique 1.10, les cadrans les plus à gauche représentent les IRF pour lesquelles la variable structurelle entrant en interaction avec les termes autorégressifs est fixée à la valeur du quatrième quintile. Ces graphiques donnent donc des réponses impulsionnelles pour des niveaux de pouvoir de marché, de diversification, de désintermédiation et de détention de capital de précaution élevés. Les cadrans au centre du graphique présentent les IRF pour lesquelles les variables structurelles sont fixées aux valeurs prises par le premier quintile. Finalement, les cadrans les plus à droite permettent de quantifier les différences de réaction du crédit à un choc d'activité de même ampleur entre un système où l'indicateur de structure prend une valeur élevée et un système où ce dernier est faible.

Les résultats reportés témoignent, tout d'abord, de l'influence de la concurrence bancaire sur la procyclicité du crédit et l'instabilité. Une augmentation non-anticipée de 1 point de l'*output gap* (soit un écart à la tendance de 1%) conduit à un mouvement du crédit bancaire plus conséquent lorsque la concurrence est faible. La différence des trajectoires entre un système où la concurrence est faible et un système où cette dernière est importante est significativement différente de zéro à un niveau de confiance de 95% trois trimestres après le choc. L'ampleur de la différence souligne, au demeurant, que les répercussions économiques ne sont pas négligeables. Ces résultats indiquent ainsi que la concurrence bancaire induit une baisse de la procyclicité du crédit et de l'instabilité. Deux explications, davantage complémentaires qu'alternatives, peuvent être avancées pour expliquer ces résultats.

En premier lieu, la concurrence bancaire pourrait induire une plus grande efficacité et, en cela, permettre une limitation et/ou une meilleure résolution des problèmes d'asymétrie d'information entre la banque et les emprunteurs. La concurrence va, en effet, de pair avec efficacité selon les tenants de la *quiet life*. Ces gains d'efficacité pourraient ainsi se traduire par une meilleure sélection (*screening*) et une meilleure surveillance des emprunteurs (*monitoring*) limitant les asymétries d'information et la mauvaise tarification des risques⁹². La concurrence financière pourrait, en outre, encourager les banques à investir dans l'acquisition d'information à caractère privé sur les emprunteurs (*soft-information*) en nouant des relations sur le long terme. La banque de relation permettrait, en effet, aux banques de s'isoler partiellement d'une concurrence-prix frontale (Boot, 2000).

En second lieu, la concurrence pourrait induire une réduction dans la prise de risque des acteurs sur le marché bancaire ainsi que l'exposent théoriquement De Ni-

92. En un sens, nos résultats accréditent ceux de Atkins *et al.* (2016) qui soulignent l'effet disciplinant de la concurrence bancaire. Les auteurs observent en effet, dans la phase précédente la crise, que l'évolution des prix immobiliers ainsi que les taux de rejet ont été plus importants dans les États américains où la concurrence était plus forte.

coló *et al.* (2006) et empiriquement Schaeck et Cihak (2012) et Uhde et Heimeshoff (2009), deux études empiriques couvrant l'Europe. Il est, du reste, intéressant de comparer ces résultats à ceux obtenus dans la section précédente, lesquels mettaient en évidence le fait que la concurrence conduisait parallèlement à une hausse de la prise de risque individuel, à une réduction de la contribution des banques au risque systémique. Ces résultats nous faisaient donc dire que la concurrence est potentiellement néfaste à la stabilité du système, ce qui tend à aller dans la même direction que les observations pouvant être faites dans cette section, en dépit du fait que les deux sections ne partagent pas une définition semblable de l'instabilité.

Il est également question, sur le graphique 1.10, des effets, sur la procyclicité, du modèle d'affaires bancaire, à savoir du type d'intermédiation privilégié (bilan vs. marché). Il apparaît distinctement que le modèle d'intermédiation, approché par un ratio de diversification (revenus hors intérêt sur le total des revenus), influe significativement sur la procyclicité à moyen terme (six trimestres après le choc). Le signe de la différence entre un système où le ratio venant d'être rappelé est élevé et un système où ce dernier est faible, n'est toutefois pas stable. Ainsi, il s'avère qu'un système d'intermédiation de marché, caractérisé par un ratio de diversification élevé, induit, dans les premiers trimestres faisant suite à un choc d'activité, de plus fortes fluctuations du crédit bancaire. Cet effet s'inverse toutefois au cours du temps puisque, passés quatre trimestres, il peut être observé une différence négative, suggérant que l'intermédiation de marché a des vertus stabilisatrices par la suite. De prime abord, il est difficile d'expliquer la singularité de nos résultats et l'effet dual observé. L'explication qui peut être avancée est que les marchés financiers sur-réagissent à des chocs d'activité. Aussi, cette volatilité se propagerait plus amplement aux systèmes bancaires privilégiant une approche d'intermédiation de marché, du fait de l'étroitesse des liens de ces systèmes avec les marchés financiers. Si le choc d'activité se propage plus rapidement aux marchés, le retournement est également supposé plus rapide, pouvant dès lors expliquer pourquoi les systèmes bancaires où le ratio de diversification est élevé sont davantage instables dans la période contiguë au choc d'activité, mais bien plus stable à une échéance plus longue. Pour compléter l'idée précédente, il peut être avancé que l'intermédiation de marché irait de pair avec une plus grande sophistication du système. La sélection et la surveillance des emprunteurs pourraient être plus efficaces dans de tels systèmes bancaires, ce qui conduirait à moins d'instabilité dans le secteur bancaire, expliquant que sur le long cours les effets positifs de l'intermédiation de marché dominant.

Le troisième facteur structurel testé est relatif au degré d'intermédiation du système financier. Les fonctions de réponse impulsionnelles reportées témoignent des effets stabilisateurs pour l'offre de crédit d'un système bancaire fortement intermédié. La trajectoire reportée sur la figure de gauche, établie pour un niveau d'intermédiation élevé, est, en effet, inférieure à la figure immédiatement à droite. Il convient, par ailleurs, de mentionner que bien que l'intervalle de confiance soit important, la différence est malgré tout significative sur les premiers trimestres.

Au-delà, la différence n'est plus significative au seuil de 5%. Une partie des arguments avancés pour les deux facteurs précédents peuvent de nouveau être mobilisés pour expliquer nos résultats. Ainsi, il est probable que l'intermédiation favorise, en général, la banque de relation et le maintien de relation de long terme, à contre-courant de la banque à l'acte qui serait plus développée dans des systèmes fortement désintermédiés. Or, comme on l'a signalé précédemment, la banque de relation permettrait une meilleure résolution des asymétries d'information et un lissage des chocs d'activité inopinés.

Finalement, l'analyse des fonctions de réponse impulsionnelles du modèle IP-VAR estimé porte sur les effets du capital réglementaire pondéré des risques pris. Parce que les standards exigés de capital étaient identiques sur la période d'étude d'une économie à l'autre, les différences entre pays indiquent des différences de niveau de capital de précaution. Conformément à l'unanimité théorique, nous observons que la détention d'un plus haut niveau de capital réglementaire réduit la procyclicité du crédit et tempère donc l'instabilité. Le résultat est, au demeurant, fortement significatif et conduit à des différences conséquentes dans les mouvements du crédit entre un système où la détention de capital est forte et un système où celle-ci est faible. Les observations à ce propos justifient la mise en place, actée par les accords de Bâle III, d'un ratio de capital de précaution contracyclique.

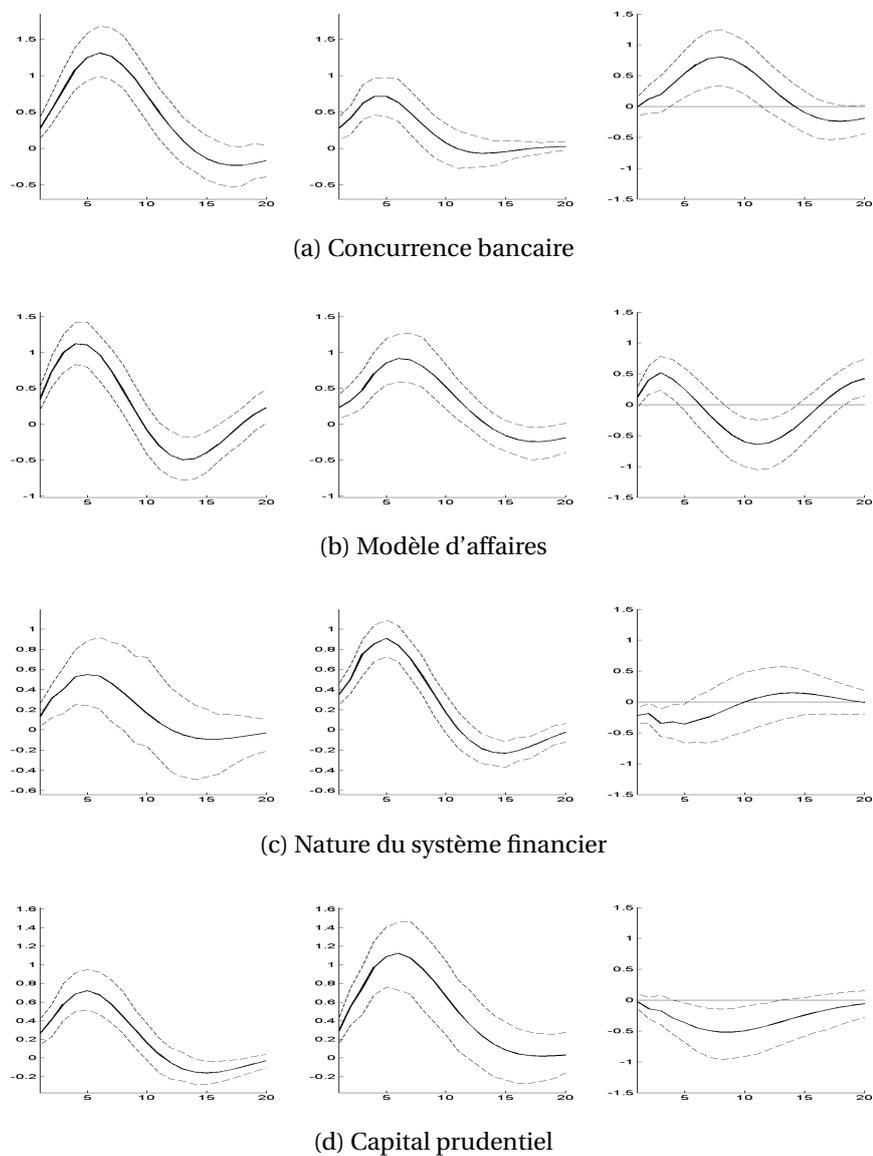
Contrôle des corrélations entre les différents indicateurs structurels

Il est probablement illusoire de penser que les différents indicateurs testés les uns après les autres sont indépendants les uns des autres. L'étude de Schaeck et Cihak (2012), par exemple, met en évidence le fait que la concurrence bancaire conduit les banques à détenir davantage de capital. Aussi, même s'il était important dans une première étape d'isoler les facteurs structurels en raison des corrélations potentielles, il est tout aussi nécessaire de vérifier la teneur de nos résultats dans le cas où l'hétérogénéité est modélisée concurremment par les quatre facteurs structurels. Ainsi, la spécification considérée sera identique à celle de la sous-section 1.3.5 avec un vecteur $Z_{i,t-4}$ comprenant les quatre indicateurs structurels simultanément.

La stratégie déployée consiste à comparer les fonctions de réaction pour un niveau élevé et bas de notre indicateur structurel d'intérêt, à l'instar de ce qui a pu être fait jusqu'alors, et à fixer les trois autres indicateurs structurels, servant dans ce cas de variables de contrôle, à leurs valeurs médianes. L'application de cette stratégie conduit aux résultats reportés sur le graphique 1.11. Globalement, il apparaît que les observations pouvant être faites corroborent les résultats précédents. La concurrence réduirait ainsi la procyclicité du système, tandis que l'intermédiation de bilan, la désintermédiation et un faible niveau de détention de capital conduiraient à une accentuation de la procyclicité du crédit et donc de l'instabilité. En dépit du fait que le modèle est fortement paramétré, en raison de la présence simultanée de quatre variables d'interaction, il convient de mentionner que les intervalles de confiance

1.3 Structure de marché et stabilité

FIGURE 1.10 – Fonctions de réponse impulsionnelles du crédit à un choc d'activité : Résultats principaux



Note : La figure représente les fonctions de réponse impulsionnelles de la variable cycle de crédit à un choc de 1% sur la variable cycle d'activité. Sur les cadrans à gauche figurent les fonctions de réponse pour un niveau élevé (80^{ième} percentile) de la variable structurelle considérée. Les tracés sur les cadrans du centre rendent compte des fonctions de réponse pour un niveau faible (20^{ième} percentile) de la variable structurelle considérée. Les cadrans à l'extrême droite permettent finalement d'apprécier les différences de trajectoires en fonction du niveau de la variable structurelle. Notons par ailleurs que les lignes continues correspondent à l'IRF médiane (50th), tandis que les deux lignes en pointillées sur chaque cadran représentent la marge d'erreur à un seuil de tolérance de 5%. L'ensemble de ces représentations sont générées par simulation de Monte-Carlo.

demeurent raisonnables.

Finalement, les corrélations entre indicateurs ont également été testées, dans un modèle sans effet fixe. L'expérience n'a conduit à aucune modification majeure de nos résultats, indiquant dès lors que les quatre variables considérées modélisent plutôt fidèlement la majeure partie de l'hétérogénéité ou bien que les différences inobservables entre pays ne sont pas systématiques.

1.3.6 Test de sensibilité et extensions

Test de robustesse

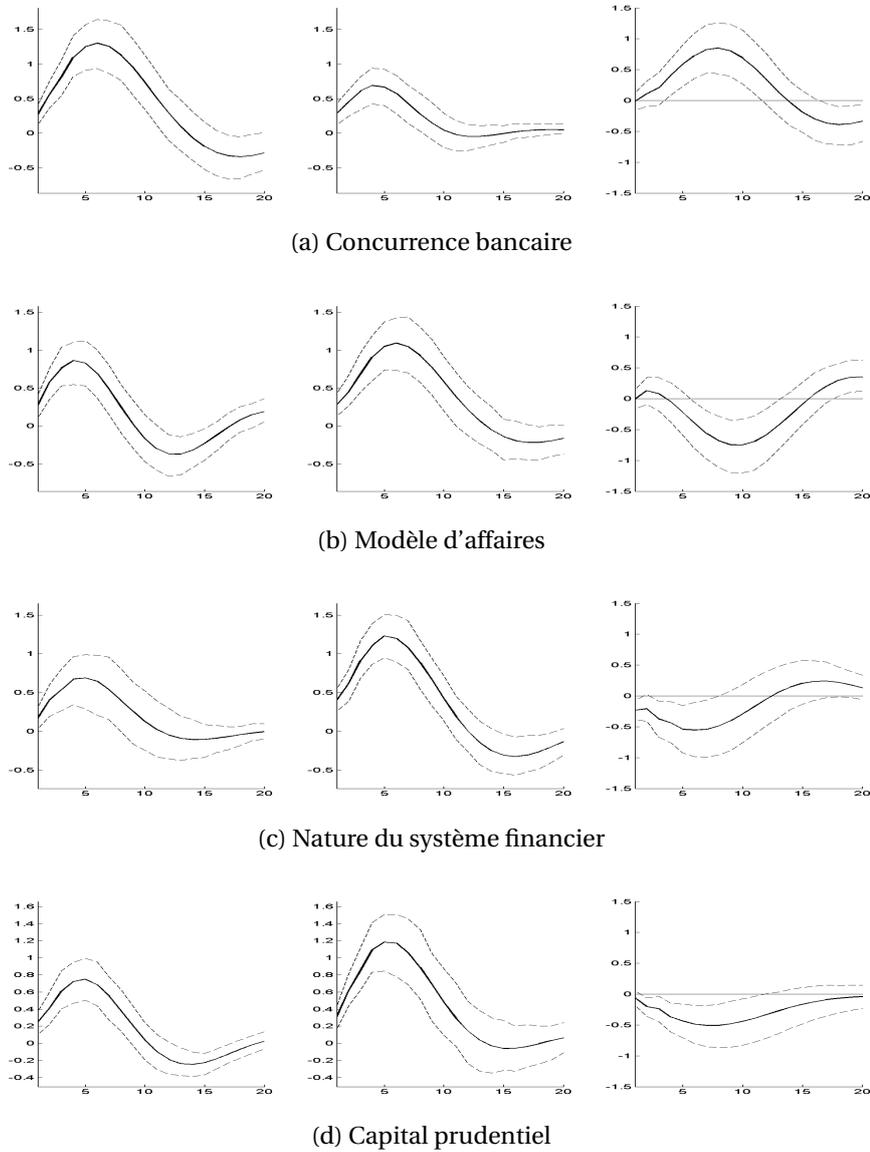
La robustesse des résultats obtenus ci-dessus est mise à l'épreuve en amendant marginalement le modèle IP-VAR canonique. Le premier test consiste à estimer le modèle initial avec une structure de retards différente. Le modèle VAR de base étant fortement paramétré, le nombre de retards spécifié passe de trois à deux trimestres. Les résultats des différences de trajectoires en fonction du niveau des caractéristiques structurelles demeurent néanmoins analogues à ceux précédemment établis.

Parce que, dans la procédure de décomposition des résidus de Choleski, l'ordre dans lequel les variables entrent dans le VAR conduit à des fonctions de réponse différentes, un deuxième test de sensibilité consiste à modifier l'ordre des variables pour lesquelles des doutes quant à leur positionnement peuvent subsister. Alors que le positionnement de l'inflation et du PIB est consensuel, l'ordre des variables financières est, en revanche, sujet à discussion, comme ce fut signalé en amont. En conséquence, il est décidé d'invertir l'ordre du crédit bancaire et des taux d'intérêt de court terme. Ainsi, le crédit bancaire réagit désormais de manière immédiate et non plus différée à un choc de taux d'intérêt de court terme. Ces différences induites par le nouvel ordre retenu ne conduisent toutefois pas à une modification des résultats précédents. Le cadran 1.12 permet d'en témoigner.

Les conditions particulières de la Grèce, notamment en fin de période, invitent à tester la sensibilité de nos résultats à l'exclusion de cette économie de notre échantillon. Le graphique 1.13 met en évidence des résultats sensiblement comparables, qui gagnent, par ailleurs, en significativité. Dans un même ordre d'idée, nous excluons finalement de notre analyse l'ensemble des observations ultérieures au troisième trimestre de 2008, qui, avec la faillite de Lehman Brothers en septembre 2008, est un des marqueurs du début de la crise financière. L'échantillon d'étude couvre dès lors uniquement la phase de croissance précédant la crise. Incontestablement, la portée des résultats s'amointrit en excluant la phase de crise. Pour autant, il s'agit d'un moyen de vérifier que les caractéristiques structurelles testées influencent la procyclicité aussi bien en régime de croissance qu'en régime de crise. Il faut toutefois bien comprendre que la stratégie employée ne permet pas réellement de juger de possibles dissymétries entre les deux régimes. Bien que les résultats reportés sur le graphique 1.14 soient, dans leur globalité, conformes à ceux préalablement établis, il

1.3 Structure de marché et stabilité

FIGURE 1.11 – Fonctions de réponse impulsionnelles du crédit à un choc d'activité : Représentations contrôlant pour les corrélations entre les quatre variables structurelles



Note : La figure représente les fonctions de réponse impulsionnelles de la variable cycle de crédit à un choc de 1% sur la variable cycle d'activité. Sur les cadrans à gauche figurent les fonctions de réponse pour un niveau élevé (80^{ième} percentile) de la variable structurelle considérée. Les tracés sur les cadrans du centre rendent compte des fonctions de réponse pour un niveau faible (20^{ième} percentile) de la variable structurelle considérée. Les cadrans à l'extrême droite permettent finalement d'apprécier les différences de trajectoires en fonction du niveau de la variable structurelle. Notons par ailleurs que les lignes continues correspondent à l'IRF médiane (50th), tandis que les deux lignes en pointillées sur chaque cadran représentent la marge d'erreur à un seuil de tolérance de 5%. L'ensemble de ces représentations sont générées par simulation de Monte-Carlo.

n'en reste pas moins que l'ampleur des différences varie significativement pour deux caractéristiques : la concurrence bancaire et le capital de précaution. Pour la première variable, l'effet stabilisateur de la concurrence sur les premiers trimestres est moins important qu'il ne pouvait l'être précédemment dans le modèle de base, sans qu'une explication valable puisse être avancée. En revanche, concernant le capital réglementaire, le fait qu'une différence moindre en termes de procyclicité soit observée entre un système relativement bien capitalisé et un système relativement mal capitalisé s'explique, logiquement, par le fait que les aspects procycliques du capital réglementaire sont plus marqués à la suite de chocs négatifs.

Prise en comptes de l'hétérogénéité de la demande

Une limite potentielle de notre approche réside dans le fait que nous avons supposé que l'hétérogénéité de la procyclicité du crédit s'expliquait par des facteurs propres au côté *offre* du marché du crédit. Évidemment, d'autres variables sont susceptibles d'expliquer cette hétérogénéité. Typiquement, des facteurs relatifs au côté demande du marché du crédit pourraient être à la source de disparités dans les mouvements du crédit suite à un choc d'activité. Cette hétérogénéité est prise en considération dans la modélisation principale par le biais d'effets fixes pays. Afin de tester la robustesse de nos résultats précédents, nous considérons désormais explicitement, dans le modèle VAR, un facteur relatif au côté demande du marché du crédit et rendant compte de la composition sectorielle d'une économie. La composition sectorielle pourrait influencer sur la capacité des banques à résoudre les asymétries d'information ou sur la réaction de la demande de crédit à un choc. Afin de représenter les différences de compositions sectorielles des économies à travers le temps, on considère la part de l'industrie dans l'activité économique exprimée à partir de la valeur ajoutée du secteur industriel et de la valeur ajoutée tous secteurs confondus⁹³. Cette extension se révèle, au final, dénuée de nouveaux enseignements, dans la mesure où les résultats sont strictement identiques pour l'ensemble des quatre variables structurelles⁹⁴.

Analyse contrefactuelle

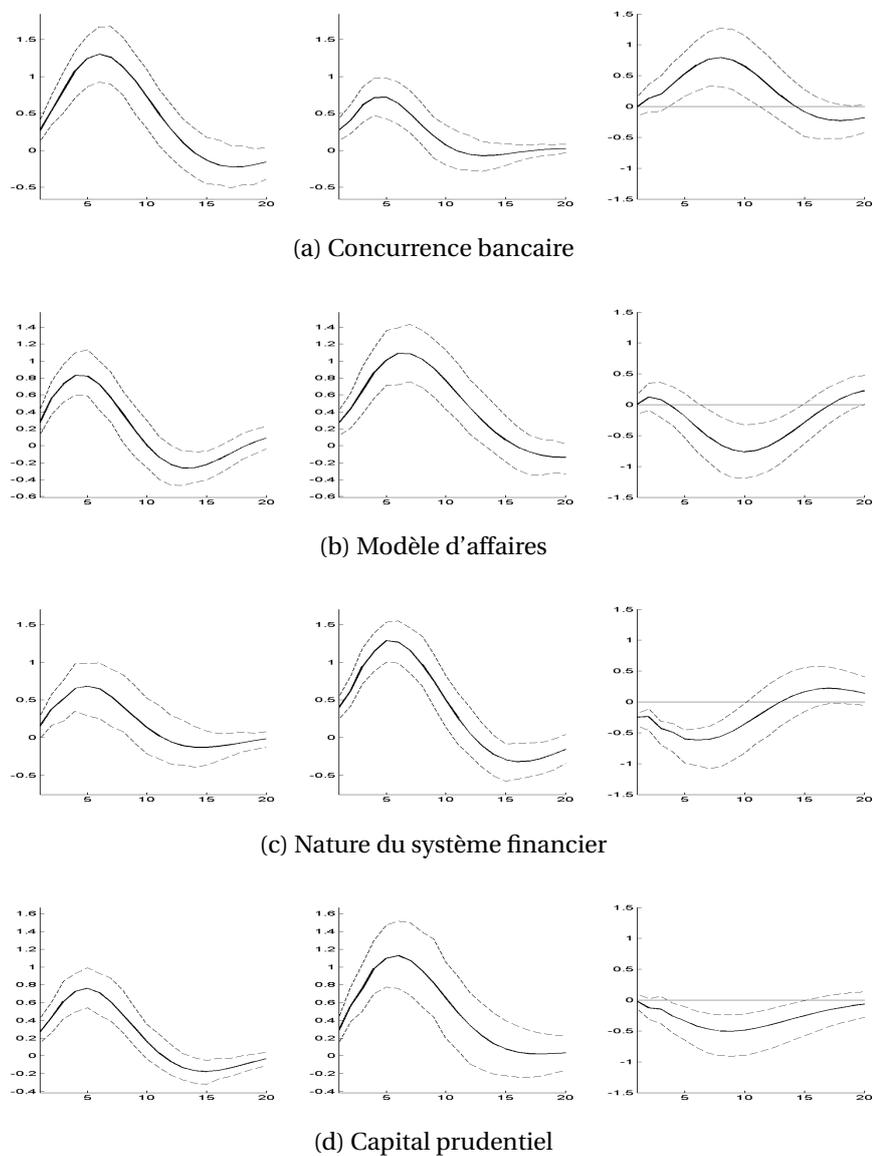
En réponse à la crise financière, la Commission européenne a poursuivi un certain nombre d'initiatives en vue de renforcer la stabilité et la résilience du secteur financier au sein du marché commun. Ces initiatives incluent notamment de nouvelles exigences prudentielles et de nouvelles institutions à l'instar du Mécanisme de surveillance unique (*Single Supervisory Mechanism*) et du Mécanisme de résolution unique (*Single Resolution Mechanism*) s'adressant à l'ensemble des pays membres et formant, dès lors, l'Union bancaire. Il est probable que cette harmonisation des règles conduise, à terme, à une convergence des structures bancaires et financières en Europe. Cela est d'autant plus probable qu'en sus de la création d'une Union

93. Les données à cet égard ont été obtenues à partir de la base de données STAN de l'OCDE.

94. Les résultats, pour cette raison, n'ont pas été reportés.

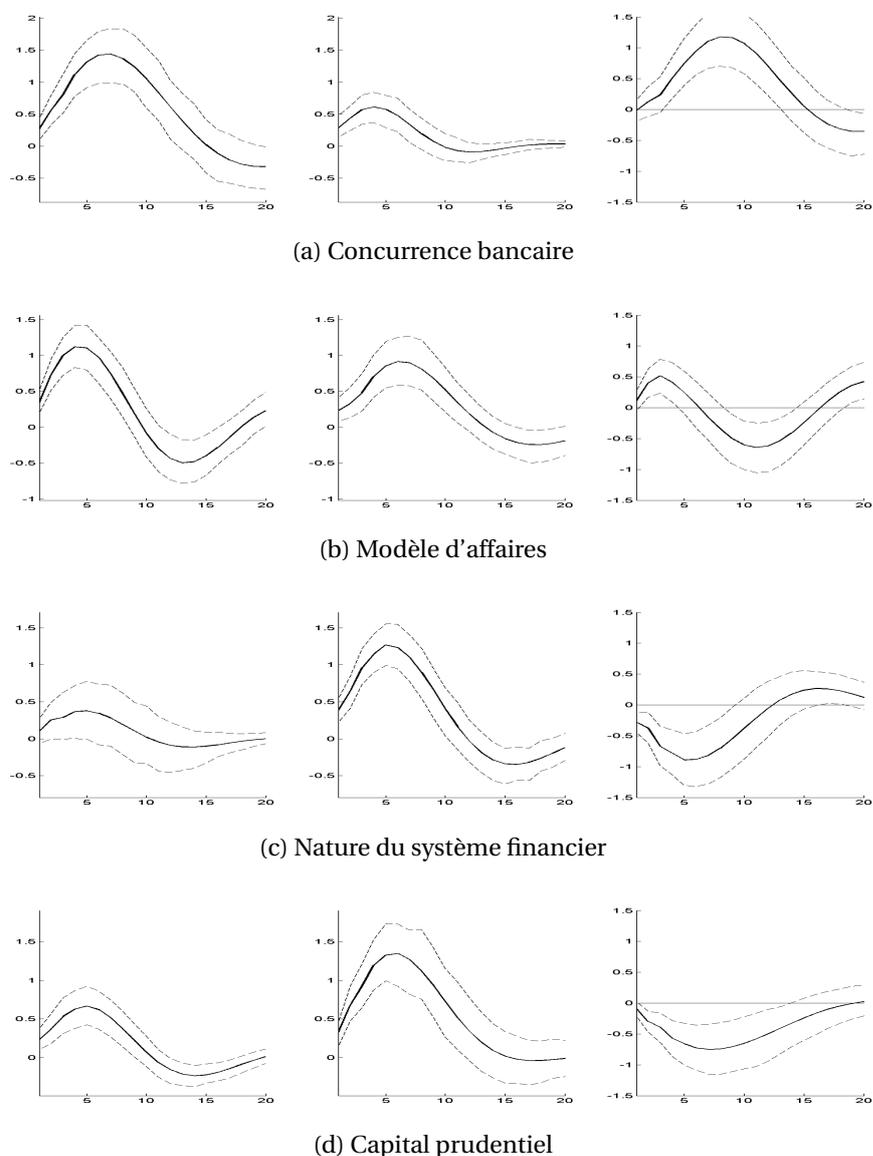
1.3 Structure de marché et stabilité

FIGURE 1.12 – Fonctions de réponse impulsionnelles : Positionnement alternatif des variables dans le modèle VAR



Note : La figure représente les fonctions de réponse impulsionnelles de la variable cycle de crédit à un choc de 1% sur la variable cycle d'activité. Sur les cadrans à gauche figurent les fonctions de réponse pour un niveau élevé (80^{ième} percentile) de la variable structurelle considérée. Les tracés sur les cadrans du centre rendent compte des fonctions de réponse pour un niveau faible (20^{ième} percentile) de la variable structurelle considérée. Les cadrans à l'extrême droite permettent finalement d'apprécier les différences de trajectoires en fonction du niveau de la variable structurelle. Notons par ailleurs que les lignes continues correspondent à l'IRF médiane (50th), tandis que les deux lignes en pointillées sur chaque cadran représentent la marge d'erreur à un seuil de tolérance de 5%. L'ensemble de ces représentations sont générées par simulation de Monte-Carlo.

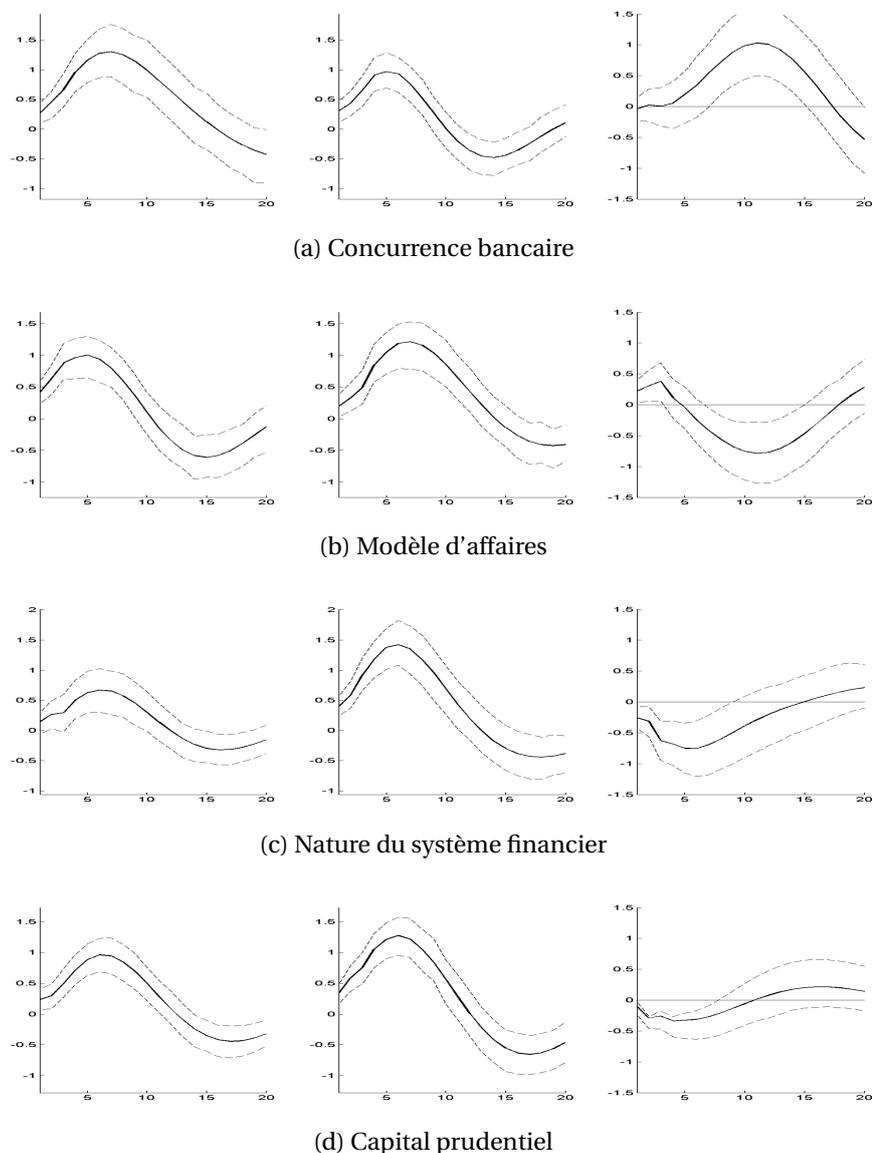
FIGURE 1.13 – Fonctions de réponse impulsionnelles du crédit à un choc d'activité : Représentation excluant la Grèce



Note : La figure représente les fonctions de réponse impulsionnelles de la variable cycle de crédit à un choc de 1% sur la variable cycle d'activité. Sur les cadrans à gauche figurent les fonctions de réponse pour un niveau élevé (80^{ième} percentile) de la variable structurelle considérée. Les tracés sur les cadrans du centre rendent compte des fonctions de réponse pour un niveau faible (20^{ième} percentile) de la variable structurelle considérée. Les cadrans à l'extrême droite permettent finalement d'apprécier les différences de trajectoires en fonction du niveau de la variable structurelle. Notons par ailleurs que les lignes continues correspondent à l'IRF médiane (50th), tandis que les deux lignes en pointillées sur chaque cadran représentent la marge d'erreur à un seuil de tolérance de 5%. L'ensemble de ces représentations sont générées par simulation de Monte-Carlo.

1.3 Structure de marché et stabilité

FIGURE 1.14 – Fonctions de réponse impulsionnelles du crédit à un choc d'activité : Période d'étude limitée à T1 2000-T3 2008



Note : La figure représente les fonctions de réponse impulsionnelles de la variable cycle de crédit à un choc de 1% sur la variable cycle d'activité. Sur les cadrans à gauche figurent les fonctions de réponse pour un niveau élevé (80^{ième} percentile) de la variable structurelle considérée. Les tracés sur les cadrans du centre rendent compte des fonctions de réponse pour un niveau faible (20^{ième} percentile) de la variable structurelle considérée. Les cadrans à l'extrême droite permettent finalement d'apprécier les différences de trajectoires en fonction du niveau de la variable structurelle. Notons par ailleurs que les lignes continues correspondent à l'IRF médiane (50th), tandis que les deux lignes en pointillées sur chaque cadran représentent la marge d'erreur à un seuil de tolérance de 5%. L'ensemble de ces représentations sont générées par simulation de Monte-Carlo.

bancaire, d'autres projets de réformes structurelles sont toujours débattus. À cet égard, les propositions du rapport Liikanem sont un exemple concret de potentielles futures réformes des structures bancaires. Le débat sur les structures financières en Europe semble toutefois circonscrit à une comparaison réductrice des performances relatives des systèmes financiers allemand, britannique et français, cela pouvant s'expliquer par le fait que chacune des trois économies est un étendard d'un certain type de système financier. Puisque le débat est, semble-t-il, borné à cette question, cette sous-section propose une analyse contrefactuelle, dans la mesure où le propos est de déterminer quelle serait la procyclicité du crédit dans l'économie moyenne européenne, si le système financier uniformisé correspondait au système financier d'une des trois économies. Afin d'évaluer la procyclicité pour un système financier d'inspiration allemande, britannique et française, les quatre indicateurs de structure financière sont fixés aux valeurs observées dans ces trois économies au quatrième trimestre de 2011. Le tableau 1.15 fait part de ces observations. Quelques remarques s'imposent. De prime abord, étant donné les résultats précédents, l'Allemagne semble disposer du modèle le plus vertueux du point de vue de la stabilité, la concurrence bancaire étant relativement intense et le système fortement intermédié et bien capitalisé. En revanche, la concurrence modérée ainsi que la relative faiblesse du ratio de capitalisation réglementaire en France conduit à ce que le modèle français soit davantage instable. Le Royaume-Uni semble, pour sa part, être dans une position intermédiaire entre les systèmes financiers allemand et français.

TABLEAU 1.15 – Comparaison de l'architecture financière allemande, britannique et française

	Concurrence	Modèle d'affaires	Nature du système financier	Capital prudentiel
Allemagne	0.151	0.537	0.733	0.164
France	0.257	0.395	0.59	0.128
Royaume-Uni	0.2075	0.536	0.563	0.158

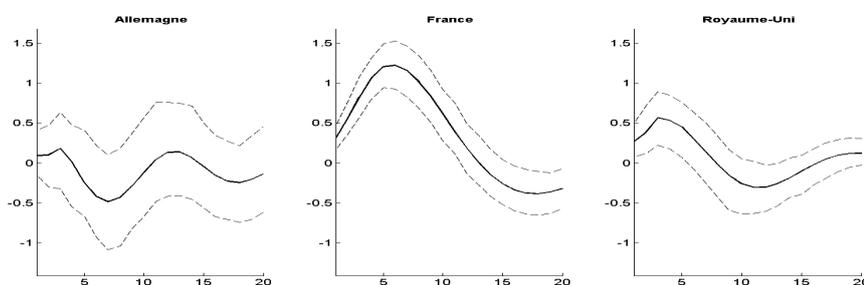
Note : Données correspondant au quatrième trimestre de 2011.

Les résultats des fonctions de réponse impulsionnelles présentés sur le graphique 1.15 corroborent notre analyse préliminaire et témoignent que les différences de modèle conduisent à des différences en termes de procyclicité du crédit, c'est-à-dire en termes d'instabilité et de risque systémique. Le graphique met en évidence le fait que le système financier allemand est le moins cyclique des trois systèmes testés. À l'opposé, le système bancaire de type français serait le système le plus procyclique. De ce point de vue, le système financier allemand pourrait donc constituer un *modèle* vers lequel tendre en Europe, dans le cadre d'une volonté réelle de convergence des structures financières.

L'accélérateur financier à la Kiyotaki et Moore

Dans le modèle de Kiyotaki et Moore (1997), le mécanisme d'accélérateur financier découle de la variation du prix des terres. En cas de choc initial négatif

FIGURE 1.15 – Comparaison de la procyclicité de l’architecture financière allemande, britannique et française



Note : La figure représente les fonctions de réponse impulsionnelles de la variable cycle de crédit à un choc de 1% sur la variable cycle boursier. Sur les cadrans de gauche à droite figurent respectivement les fonctions de réponse pour l’architecture allemande, française et britannique. Notons par ailleurs que les lignes continues correspondent à l’IRF médiane (50th), tandis que les deux lignes en pointillées sur chaque cadran représentent la marge d’erreur à un seuil de tolérance de 5%. L’ensemble de ces représentations sont générées par simulation de Monte-Carlo.

entraînant une baisse des prix des terres⁹⁵, la valeur des collatéraux à disposition des agents contraints diminue, ce qui, étant donné les hypothèses du modèle (part de nantissement fixe, notamment), renforce le choc initial. Ainsi, la valeur des garanties aurait une importance cruciale dans le mécanisme d’amplification et l’instabilité⁹⁶. Eu égard à ce constat, la modélisation initiale du VAR est étendue et incorpore une cinquième variable endogène, censée rendre compte de la valeur des collatéraux à disposition. Il sera alors question d’observer à partir de ce modèle, la réaction du crédit bancaire à une impulsion sur cette nouvelle variable. Selon nos *a priori*, les structures de marché devraient, dans ce cadre, avoir un effet semblable à ce qui a été mis en évidence jusqu’alors. Mesurer la valeur des garanties pose toutefois certaines difficultés. Sans conteste, les séries statistiques les plus appropriées seraient les prix immobiliers, permettant d’avoir une représentation assez fidèle au modèle de Kiyotaki et Moore (1997). Pour autant, ces données ne sont pas disponibles pour l’ensemble des pays de notre échantillon de manière harmonisée. En conséquence, le choix se porte finalement sur des séries de prix boursiers, qui rendent compte de la valorisation des actifs. Une limite de ces séries réside dans le fait que les prix d’actifs financiers, plus encore que les prix de l’immobilier agissent directement sur la solvabilité non seulement des entreprises non-financières, mais également sur les entités financières. Aussi, de cette manière, il n’est pas certain que l’examen statistique permette d’identifier exclusivement l’effet des garanties. Il convient, par ailleurs, de mentionner que le prix des actifs est préalablement filtré afin que ne

95. Ces mouvements de prix s’expliquent par une variation de la demande d’investissement, occasionnant dans le modèle une variation de la demande de terres et donc des prix.

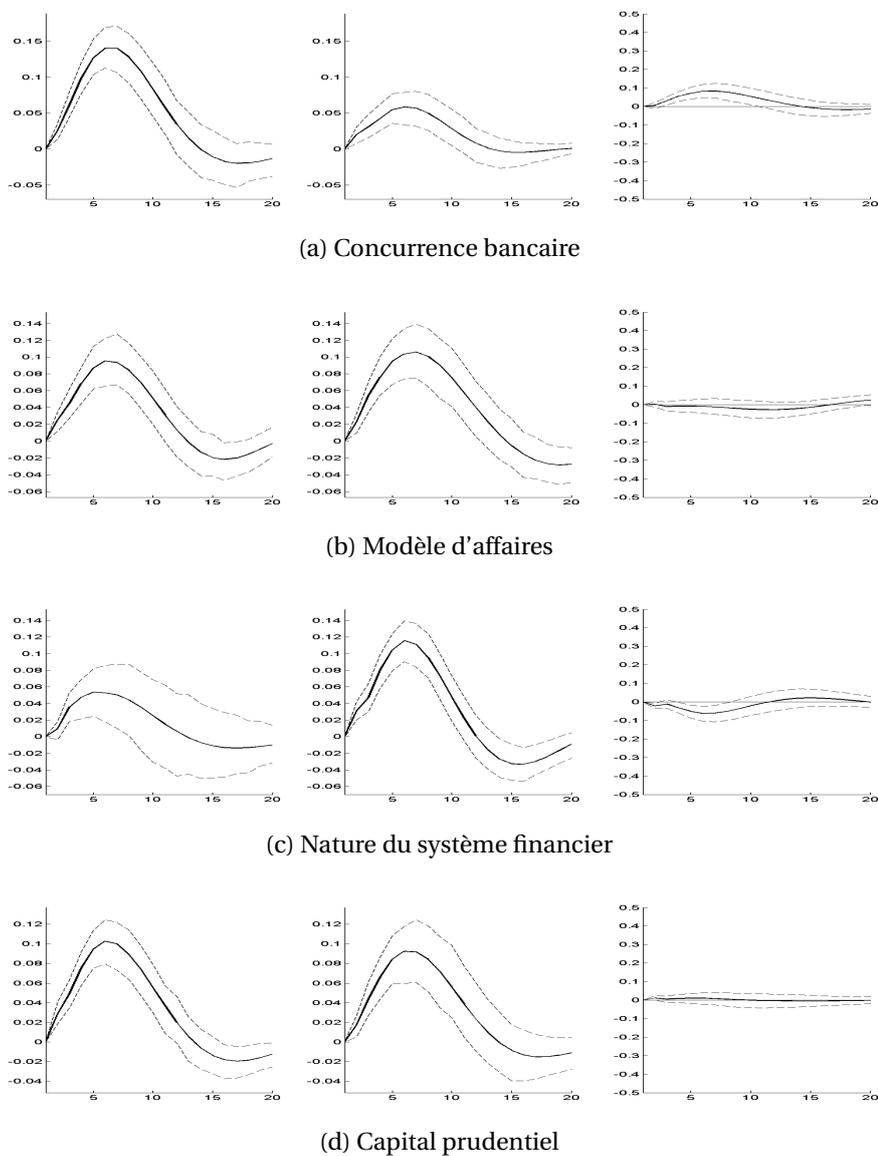
96. En un sens, cette modélisation sommaire permet de comprendre l’interventionnisme des autorités monétaires et budgétaires au plus fort de la crise financière lesquelles, notamment aux États-Unis, ont poursuivi de nombreuses initiatives afin de soutenir les prix des marchés immobiliers et financiers.

subsiste que la composante cyclique et qu'il est ordonné en cinquième position dans le VAR.

Cette nouvelle spécification permet, tout d'abord, de tester les répercussions d'une variation inattendue des prix sur le marché boursier pour le crédit bancaire. On observe, sur le graphique 1.18, que le crédit bancaire réagit plus fortement aux prix des actifs financiers lorsque le système bancaire est faiblement compétitif et désintermédié. En revanche, l'approche d'intermédiation, ainsi que le niveau de capital prudentiel détenu n'ont pas d'effet significatif, sans que l'on puisse en apporter une explication probante. Un choc sur le prix des actifs devrait, en effet, modifier les contraintes liées au ratio de capital par exemple et donc influencer sur le crédit offert. Nous avons, du reste, profité de l'estimation du modèle VAR qui précède, pour vérifier que l'ajout d'une équation supplémentaire dans le modèle ne modifiait pas nos résultats principaux, à savoir la trajectoire des fonctions de réponse impulsionnelles du crédit bancaire à un choc d'activité (résultats identiques, mais non reportés).

En définitive, l'ensemble des résultats présentés, dans cette section, témoignent des effets stabilisateurs de la concurrence en ce qui concerne la dynamique du crédit bancaire.

FIGURE 1.16 – Fonctions de réponse impulsionnelles du crédit à un choc sur les cours boursiers



Note : La figure représente les fonctions de réponse impulsionnelles de la variable cycle de crédit à un choc de 1% sur la variable cycle d'activité. Sur les cadrans à gauche figurent les fonctions de réponse pour un niveau élevé (80^{ième} percentile) de la variable structurelle considérée. Les tracés sur les cadrans du centre rendent compte des fonctions de réponse pour un niveau faible (20^{ième} percentile) de la variable structurelle considérée. Les cadrans à l'extrême droite permettent finalement d'apprécier les différences de trajectoires en fonction du niveau de la variable structurelle. Notons par ailleurs que les lignes continues correspondent à l'IRF médiane (50th), tandis que les deux lignes en pointillées sur chaque cadran représentent la marge d'erreur à un seuil de tolérance de 5%. L'ensemble de ces représentations sont générées par simulation de Monte-Carlo.

Conclusion

Dans ce premier chapitre, il a été question des effets de la concurrence bancaire sur la stabilité financière. Face à la profusion de contributions sur le sujet, il a d'abord été dressé une revue des enseignements de la littérature tant théorique qu'empirique. Au-delà du fait que les effets de la concurrence sont apparus comme particulièrement ambigus, il est également ressorti, de la littérature recueillie, que cette dernière a principalement focalisé son attention sur des mesures de risque et de fragilité de conception microéconomique, ignorant de fait très largement les interactions potentielles entre acteurs. Partant de ce constat, et dans le sillage notamment des débats et des travaux questionnant sur l'opportunité de la mise en place de politiques macroprudentielles, nous avons alors décidé d'étudier les répercussions de la concurrence bancaire sur le risque systémique. Cela nous a amené à réaliser deux études distinctes ; le risque systémique pouvant être appréhendé à travers deux dimensions : (i) la stabilité du système en coupe, c'est-à-dire la distribution du risque à travers les différents acteurs du système ; (ii) la stabilité du système à travers le temps, qui renvoie à la pro-cyclicité de nos systèmes financiers et à la genèse de bulles financières.

C'est ainsi que la première contribution (section 2) a étudié la répartition du risque systémique à travers les entités composant le système bancaire européen et a mis en évidence le rôle prépondérant du pouvoir de marché dans la distribution de ce dernier. Il s'avère, en particulier, que la mise sous pression concurrentielle tend à réduire la contribution des banques au risque systémique. De ce point de vue, la concurrence bancaire devrait donc être favorisée. L'intérêt de notre analyse dépasse toutefois ce seul résultat, car elle témoigne parallèlement de la sensibilité des conclusions à la mesure de risque retenue. En considérant des mesures de prise de risque individuelles plutôt que systémiques, les estimations réalisées sur le même jeu de données ont, en effet, livré des conclusions diamétralement opposées. Il apparaît ainsi que la concurrence aurait tendance à accroître la fragilité individuelle des banques. Afin d'expliquer le contraste saisissant des résultats, nous avons développé l'explication théorique suivante, qui s'avère cohérente avec le paradigme de la *franchise value*. Conformément à ce paradigme, l'existence de rentes de monopole conduirait les banques à limiter leur prise de risque. Cela expliquerait alors la relation négative établie entre concurrence et risque individuel. Seulement, cette limitation des risques se ferait essentiellement par l'accentuation de la diversification des activités bancaires (internationalisation, marché des dérivés, etc.), ce qui aurait des effets d'enchaînement en renforçant les expositions communes des banques et, par cette voie, la contribution des banques au risque systémique. L'enchaînement présenté conforte ainsi l'idée selon laquelle l'agrégation de décisions décentralisées optimales ne conduit pas nécessairement à une optimalité sur le plan macroéconomique. Ce qui précède justifie alors, s'il le faut, les efforts considérables déployés depuis la crise pour parfaire la définition des risques et développer des mesures de risque systémique.

Puisque le risque systémique admet une double dimension, nous avons étudié dans la section 3 de ce chapitre, l'influence de la concurrence bancaire sur la procyclicité des systèmes financiers. La démarche contraste avec celle entreprise pour étudier la distribution du risque entre acteurs (dimension transversale). L'analyse microéconomique a effectivement fait place à une analyse conduite à l'échelle macroéconomique pour l'ensemble des pays européens. Dans ce cadre, notre attention s'est donc portée sur la procyclicité du système financier, qui est au cœur - l'histoire en témoigne - du processus d'émergence et d'éclatement des bulles financières. Partant du constat que la procyclicité du crédit est source d'instabilité, nous nous sommes demandé si la concurrence bancaire, mais aussi d'autres éléments caractérisant la structure des marchés bancaires, pouvaient atténuer cette procyclicité, et donc l'alternance coûteuse de phases d'euphorie et de stress. Les résultats obtenus mettent en évidence le fait que la concurrence bancaire, notamment, tend à réduire la procyclicité du crédit. Deux explications ont été avancées pour expliquer ce résultat. En premier lieu, la concurrence bancaire pourrait conduire à un renforcement de l'efficacité et, en cela, permettre une limitation et/ou une meilleure résolution des problèmes d'asymétrie d'information entre la banque et les emprunteurs ainsi qu'une meilleure évaluation des risques. En second lieu, la concurrence pourrait induire une réduction dans la prise de risque des acteurs sur le marché bancaire ainsi que l'exposent théoriquement De Nicoló *et al.* (2006) ou une réduction dans la corrélation des risques, ce qui tendrait à réduire le repli du crédit suite au retournement du cycle.

En définitive, la conjonction des deux angles d'analyse du risque systémique permet d'établir que la concurrence bancaire revêt un caractère stabilisateur pour les économies européennes. Aussi, par effet de miroir cela signifie que le pouvoir de marché est un facteur d'instabilité. Si l'on tire le fil de la réflexion, on doit admettre que ce qui importe en fin de compte, ce n'est pas, en soi, le risque systémique, mais ses répercussions sur la sphère réelle, ce qui n'est pas indépendant de l'efficacité des politiques de stabilisation macroéconomique. Cette réflexion constitue donc une invitation à examiner l'influence de la concurrence bancaire sur les politiques de stabilisation.

Annexes

Annexe 1

Dans cette annexe, nous présentons un modèle très simple d'intermédiation financière afin d'illustrer les effets de la concurrence bancaire sur la prise de risque individuelle et le risque systémique. On considère, à cet égard, un secteur financier composé de N banques en concurrence pour l'obtention des dépôts. Ces dépôts proviennent de n individus répartis uniformément le long d'un cercle d'une circonférence normée à 1 et dotés chacun d'une richesse à placer égale à $\frac{1}{n}$. Les dépôts étant assurés, les individus ne se soucient pas du risque pris par les banques, ils cherchent uniquement à obtenir le meilleur rendement net des coûts de transport. L'existence de coûts de transport reflète le fait qu'une distance, plus ou moins importante, sépare chaque déposant de la banque étant la plus proche ; les différentes banques étant localisées à égale distance les unes des autres sur le cercle. Notre modèle reprend ainsi la structure du modèle de concurrence spatiale de Salop (1979) et rend donc compte d'une situation de concurrence monopolistique, dans laquelle la différenciation entre banques est fondée sur l'existence de coûts de transport. De cette représentation, il s'ensuit que plus le nombre de banque est faible, plus la distance séparant les banques est importante et plus celles-ci sont différenciées, ce qui leur offre un plus fort pouvoir de marché (local). Outre le nombre de banques, c'est-à-dire la distance entre banques, les coûts de transport, autrement dit la concurrence, dépendent également d'un paramètre de coût α qui est multiplié par la distance séparant les individus des banques.

Une fois les dépôts collectés, chacune des banques va allouer ses ressources à un portefeuille d'actif ayant un rendement distribué selon une loi uniforme continue définie sur l'intervalle $[0, 1]$. L'espérance de rendement est, sous ces conditions, égale à 0.5. On fait par ailleurs l'hypothèse que les rendements des différentes banques sont initialement indépendamment et identiquement distribués. Ainsi, on suppose que les banques investissent des marchés aux résultats non corrélés.

Concurrence pour l'obtention des dépôts

On reprend, ici, la structure du modèle de Salop (1979) présentée par Freixas *et al.* (1997) afin de déterminer le taux d'intérêt d'équilibre selon le niveau de concurrence bancaire, établi à partir du nombre de banque présente sur le marché. On cherche ainsi tout d'abord le volume de dépôt collecté par la banque i . Pour ce faire, il faut déterminer où se situe l'individu le plus éloigné dont la banque collecte les dépôts. Cet individu se situera à une distance, χ_i , tel qu'il est indifférent entre déposer sa richesse à la banque i et à la banque $i + 1$ étant donné les taux offerts par ces deux banques pour rémunérer les dépôts (notés d_i et d_{i+1}).

$$d_i - \alpha\chi_i = d_{i+1} - \alpha\left(\frac{1}{N} - \chi_i\right) \quad (1.36)$$

soit la distance d'équilibre suivante :

$$\chi_i = \frac{1}{2N} + \frac{d_i - d_{i+1}}{2\alpha} \quad (1.37)$$

Le volume de dépôt collecté par la banque i est donc égal à :

$$D_i = \frac{1}{N} + \frac{2d_i - d_{i+1} - d_{i-1}}{2\alpha} \quad (1.38)$$

Ceci posé, l'espérance de profits de la banque i est donnée par l'expression suivante :

$$\pi_i = (0.5 - d_i) \left(\frac{1}{N} + \frac{2d_i - d_{i+1} - d_{i-1}}{2\alpha} \right) \quad (1.39)$$

où 0.5 représente l'espérance de rendement du portefeuille d'actif de la banque i .

On cherche alors la valeur d'équilibre de d_i permettant de maximiser les profits.

$$d_i = 0.5 - \frac{\alpha}{N} - \frac{2d_i - d_{i+1} - d_{i-1}}{2} \quad (1.40)$$

L'équilibre étant symétrique, la valeur d'équilibre de rémunération des dépôts, d , s'écrit comme suit :

$$d = \frac{0.5\alpha}{N} = \frac{N-1}{N}\alpha \quad (1.41)$$

La rémunération des dépôts est ainsi croissante avec le nombre de banques présentes sur le marché, c'est-à-dire avec le degré de concurrence bancaire. Par la suite, on fera l'hypothèse que α est égal à 0.5, l'espérance de rendement du portefeuille d'actifs. De cette manière, en monopole, la banque capte l'ensemble des dépôts à un coût nul. On suppose en effet que les agents sont contraints de déposer leur richesse en banque.

Risque individuel et risque systémique

Afin d'illustrer les effets de la concurrence sur la probabilité de défaut individuelle et la probabilité de défaut systémique, c'est-à-dire de défaut jointe de l'ensemble des banques de l'industrie, nous allons procéder à la comparaison d'un marché bancaire composé de deux banques avec un marché plus concurrentiel comprenant trois banques.

Soit, tout d'abord, un marché composé de deux banques. La première banque investit ses ressources égales à $\frac{1}{2}$ dans un portefeuille X distribué selon une loi uniforme continue sur $[0, 1]$. La seconde banque fait de même à l'exception du fait qu'elle investit dans un portefeuille distinct, noté Y, mais identiquement distribué à X. La probabilité de défaut pour une banque correspond à la probabilité de ne pas pouvoir rembourser les dépôts. Sachant que X et Y sont distribués sur l'intervalle $[0, 1]$, la probabilité de ne pas rembourser les dépôts correspond exactement à d , le taux sur les dépôts exigé. Dans le cadre d'un marché composé de deux banques, la probabilité de défaut individuelle est par conséquent égale à 0.25. Concernant la probabilité de défaut jointe, celle-ci correspond, étant donné l'indépendance, à la multiplication des deux probabilités individuelles de défaut, c'est-à-dire à d^2 , ce qui donne une probabilité de $\frac{1}{16}$.

Considérons désormais, pour comparaison, un marché plus concurrentiel composé de trois banques. Ces trois banques investissent respectivement dans le portefeuille X, Y et Z, qui sont tous trois indépendamment et identiquement distribués. Dans ce cadre, la probabilité de défaut individuelle est toujours égale à d pour les trois banques. Toutefois, d diffère du cas précédent. Le marché étant composé de trois banques, d est en effet égal à $\frac{1}{3}$. La probabilité de défaut jointe est pour sa part égale à d^3 . Il y a donc 1 chance sur 27 que le marché soit touché par une crise bancaire systémique.

Proposition 1 : La concurrence augmente la probabilité de défaut individuelle en augmentant les exigibilités, c'est-à-dire le point mort de la banque.

Proposition 2 : La concurrence réduit la probabilité de crise systémique en assurant une plus grande diversité du système financier.

On offre désormais la possibilité aux banques de diversifier leur placement en investissant 50% de leurs ressources dans un portefeuille concurrent, moyennant le paiement d'un coût d'entrée, fixé à F. De cette manière, les banques réduisent leur probabilité de défaut. Cela s'explique très simplement par le fait que la moyenne pondérée de variables aléatoires indépendantes (X et Y) suivant une loi uniforme continue génère une loi triangulaire, dont les valeurs extrêmes ont une probabilité moindre d'apparaître. En dépit de cela, pour que cette stratégie de diversification soit rentable, la banque doit s'assurer que le surplus de bénéfice espéré surpasse les coûts fixes. Ci-dessous, nous déterminons pour les deux illustrations de marché choisies, les valeurs limites sur F.

Sur le marché le moins concentré d'abord, les banques opteront pour la diversification si les profits escomptés de la diversification dépassent ceux de la situation précédente, c'est-à-dire si :

$$\frac{1}{2}\left(1 - \frac{1}{8}\right) - F > \frac{1}{2}\left(1 - \frac{1}{4}\right) \quad (1.42)$$

soit⁹⁷,

$$F < \frac{1}{16} \quad (1.43)$$

Sur le marché composé de trois banques ensuite, les conditions sont les suivantes :

$$\frac{1}{3}\left(1 - \frac{2}{9}\right) - F > \frac{1}{3}\left(1 - \frac{1}{3}\right) \quad (1.44)$$

soit,

$$F < \frac{1}{27} \quad (1.45)$$

On déduit des résultats précédents que les banques auront davantage d'incitations à diversifier leur portefeuille dans un marché peu concurrentiel et fortement concentré.

Il reste dorénavant à évaluer les effets de la diversification sur le risque systémique. Dans un premier temps, nous allons comparer la probabilité de crise systémique, pour des coûts d'entrée compris dans l'intervalle $]\frac{1}{27}, \frac{1}{16}[$. Dans ce cas, seules les banques présentes sur le marché peu concurrentiel sont en position de diversifier leur activité. Il en ressort que les portefeuilles détenus par les deux banques sont identiques et composés à part égale de l'actif X et de l'actif Y. Comme attendu, la probabilité de défaut individuelle diminue en passant de d à $2d^2$. Toutefois, dans le même temps, la probabilité de défaut jointe augmente et correspond exactement à la probabilité de défaut individuelle, c'est-à-dire à $2d^2$, soit $\frac{1}{8}$.

La probabilité de défaut jointe du marché plus concurrentiel, composé de trois banques, demeurant égale à $\frac{1}{27}$, l'effet néfaste de la concentration bancaire en termes de risque systémique s'accroît.

Proposition 3 : Un environnement peu concurrentiel et fortement concentré permet aux banques de diversifier plus facilement leur portefeuille. Cela renforce, dès lors, l'effet négatif du pouvoir de marché sur le risque systémique.

Dans un second temps, on considère que les coûts d'entrée sont plus faibles permettant également aux banques appartenant au triopole de diversifier leur portefeuille. Dans ce cadre, la probabilité de défaut individuel des trois banques est égale à $2d^2$, soit $\frac{2}{9}$, tandis que la probabilité de crise systémique prend la valeur $\frac{1}{3}8d^3$, soit $\frac{8}{81}$. Cette probabilité étant strictement inférieure à celle établie pour le duopole, nos conclusions précédentes demeurent identiques.

97. « $\frac{1}{2}$ » représente la part collectée de dépôts.

Ci-dessous, nous mettons en figure nos résultats en présentant dans un espace (X,Y,Z) les probabilités de crise systémique calculées, c'est-à-dire les probabilités que l'ensemble des banques soient simultanément en incapacité de payer d étant donné les rendements x , y et z . Le graphique de gauche représente la probabilité de crise systémique dans une configuration sans diversification, tandis que le graphique de droite présente la probabilité de crise dans le cas où les banques diversifient leur portefeuille.

FIGURE 1.17 – Comparaison des probabilités de crise systémique selon l'intensité concurrentielle



(a) Indépendance des défauts individuels

(b) Dépendance des défauts individuels

Note : Les volumes des solides en vert et en bleu représentent les probabilités de crise systémique respectivement pour une industrie bancaire comprenant deux et trois banques.

1.3 Structure de marché et stabilité

Annexe 2

TABLEAU 1.16 – Statistiques descriptives des indicateurs de structure financière

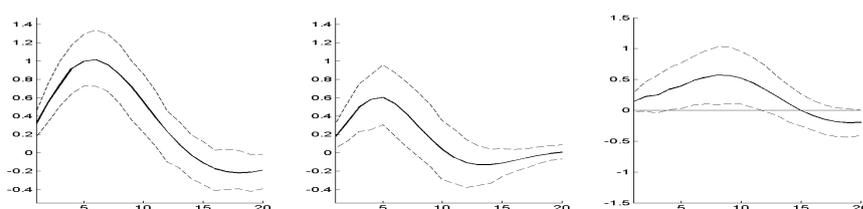
	Concurrence bancaire				Modèle d'affaires				Nature du système financier				Capital prudentiel			
	Moyenne	ÉT.	Min	Max	Moyenne	ÉT.	Min	Max	Moyenne	ÉT.	Min	Max	Moyenne	ÉT.	Min	Max
Autriche	0.220	0.028	0.146	0.26	36.09	3.67	28.1	43.46	0.63	0.02	0.57	0.68	13.54	1.03	11.8	15.8
Belgique	0.14	0.042	0.015	0.215	27.75	5.89	20.1	38.21	0.33	0.06	0.22	0.48	13.79	2.62	11.2	19.3
Danemark	0.255	0.058	0.117	0.36	34.67	5.42	25.23	49.06	0.73	0.01	0.69	0.76	12.97	1.87	10.6	17
Finlande	0.245	0.037	0.15	0.314	38.12	7.76	22.51	48.77	0.47	0.05	0.35	0.53	14.36	2.5	10.5	19.1
France	0.221	0.032	0.13	0.274	49.99	6.33	38.89	59.4	0.57	0.01	0.55	0.62	11.66	0.74	10.2	12.8
Allemagne	0.11	0.027	0.047	0.157	48.16	4.05	38.38	55.7	0.75	0.02	0.73	0.81	13.02	1.46	11.42	16.4
Grèce	0.239	0.034	0.148	0.306	34.78	17.03	13.01	60.92	0.85	0.03	0.77	0.9	12.11	1.4	9.4	16.2
Irlande	0.213	0.059	0.016	0.311	37.34	17.27	3.32	79.25	0.54	0.1	0.34	0.7	12.26	1.87	10.6	19.2
Italie	0.249	0.026	0.189	0.297	42.81	4.71	34.32	54.28	0.71	0.02	0.67	0.76	10.96	0.73	10.1	12.8
Pays-Bas	0.168	0.036	0.130	0.268	31.84	13.71	11.41	60.5	0.54	0.01	0.52	0.58	12.37	1.06	10.7	14.9
Espagne	0.211	0.038	0.124	0.274	29.4	7.73	7.44	40.8	0.62	0.02	0.55	0.65	10.35	0.84	9.2	12.5
Suède	0.258	0.031	0.197	0.323	32.3	4.57	21.76	42.43	0.72	0.02	0.68	0.77	11.95	0.55	11	12.9
Portugal	0.163	0.057	0.048	0.252	40.67	4.97	32.3	50.21	0.53	0.02	0.49	0.58	10.07	1.02	7	12.7
Royaume-Uni	0.154	0.03	0.099	0.218	56.63	8.11	48.22	71.09	0.58	0.02	0.51	0.63	13.51	1.02	12.6	15.9
Moyenne	0.17	0.95	-1.65	1.91	38.61	7.95	24.64	53.86	0.61	0.03	0.55	0.67	12.35	1.34	10.45	15.53
ÉT.	2.04	0.5	1.97	2.38	8.29	4.64	13.02	11.72	0.13	0.02	0.16	0.11	1.28	0.65	1.33	2.53

Le tableau présente la moyenne, l'écart-type, le minimum et le maximum de l'indice de Lerner, du ratio revenus hors intérêts sur revenus totaux, du ratio crédit bancaire sur total du crédit au secteur privé et du ratio de capital pondéré des risques.

TABLEAU 1.17 – Définition et source des variables

Dénomination	Source	Transformation
PIB réel	Eurostat	Données initiales désaisonnalisées et corrigées des jours ouvrables. Le filtre HP a été appliqué sur les séries log-transformées.
Inflation	Eurostat	Taux de croissance de l'indice des prix à la consommation. Application du filtre HP.
Taux d'intérêt de court terme	Eurostat	Application du filtre HP.
Crédit bancaire à destination du secteur privé	BRI	Données désaisonnalisées et corrigées des ruptures. Le filtre HP a été appliqué sur les séries log-transformées.
Prix des actions	OCDE	Données désaisonnalisées. Application du filtre HP.
Indice de Lerner	Bankscope, propres calculs	Interpolation linéaire afin d'obtenir des données avec une fréquence trimestrielle.
Revenus hors intérêt sur total des revenus	Banque mondiale (GFD)	Interpolation linéaire afin d'obtenir des données avec une fréquence trimestrielle.
Ratio crédit bancaire sur total des crédits	BRI, propres calculs	Interpolation linéaire afin d'obtenir des données avec une fréquence trimestrielle.
Ratio de capital ajusté des risques	Banque mondiale (GFD)	Interpolation linéaire afin d'obtenir des données avec une fréquence trimestrielle.

FIGURE 1.18 – Fonctions de réponse impulsionnelles du crédit à un choc d'activité : Indice de Lerner extrait de la base de données de la Banque mondiale



Note : La figure représente les fonctions de réponse impulsionnelles de la variable cycle de crédit à un choc de 1% sur la variable cycle d'activité. Sur le cadran à gauche figure la fonction de réponse pour un niveau élevé (80^{ième} percentile) de l'indice de Lerner. Les tracés sur le cadran du centre rendent compte de la fonctions de réponse pour un niveau faible (20^{ième} percentile) de l'indice de Lerner. Le cadran à l'extrême droite permet finalement d'apprécier les différences de trajectoires en fonction du niveau de la concurrence. Notons par ailleurs que les lignes continues correspondent à l'IRF médiane (50th), tandis que les deux lignes en pointillées sur chaque cadran représentent la marge d'erreur à un seuil de tolérance de 5%. L'ensemble de ces représentations sont générées par simulation de Monte-Carlo.

Chapitre 2

Concurrence et stabilisation monétaire : Une analyse en zone euro

« While financial integration deepened significantly after the Euro was introduced, the global crisis caused that process to go into reverse. And we can see the importance of financial integration for the single currency all the more in its absence. In the periphery, financial fragmentation has led to high interest rates for firms and households, and disrupted monetary policy transmission. In the core, it has led to exceptionally low interest rates for savers and potentially distorted asset prices. Consequently, the whole of the Euro area would benefit from lasting financial reintegration - and indeed, addressing financial fragmentation has been one of the key tasks of euro area policy-makers, including the ECB, over the past years. »

Draghi, 2014

Sommaire

Introduction	129
2.1 Analyse empirique de l'influence de la concurrence bancaire sur la transmission des taux d'intérêt	134
2.1.1 Fondement et démarches	134
2.1.2 La transmission des taux d'intérêt au sein de la zone euro est-elle homogène?	136
2.1.3 Présentation des données et de la méthodologie économétrique	142
2.1.4 Résultats empiriques	150
2.2 Canal étroit du crédit et concurrence bancaire	170
2.2.1 Fondement et démarche	170
2.2.2 Présentation de la méthodologie économétrique et des données	174
2.2.3 Résultats empiriques	179
Conclusion	196

L'unification de la politique monétaire en Europe a, depuis ses prémices, suscité, auprès des décideurs politiques et des citoyens, de vives interrogations concernant son bien-fondé. Il a donc été demandé à la recherche économique, dans le sillage de la publication du rapport Delors en avril 1989, d'apporter des éclairages sur l'optimalité de l'unification monétaire.

Dans l'optique de mener une analyse coûts-bénéfices de l'Union Économique et Monétaire (UEM), le cadre théorique des Zones Monétaires Optimales (ZMO), né des travaux de Mundell (1961) et McKinnon (1963) notamment, a été très largement mis à profit. Apparue dans le contexte de Bretton Woods et se voulant une réponse à Friedman (1953), qui prônait alors un retour sans condition à un système de change flottant, la théorie des ZMO vise à déterminer les conditions dans lesquelles un groupe de pays ont un intérêt à partager une monnaie unique. Selon l'approche *mundellienne*, un certain nombre de critères influencent l'arbitrage entre les bénéfices d'ordre microéconomiques (réduction des coûts de transaction) et les coûts macroéconomiques induits par la perte de l'instrument de politique monétaire.

Parmi les critères identifiés, les travaux pionniers ont souligné l'importance de la mobilité des facteurs de production et, en particulier, du travail (Mundell, 1961), de l'intégration financière (Ingram, 1962), du degré d'ouverture commerciale (McKinnon, 1963), de la diversification de l'économie (Kenen, 1969) ou encore de l'homogénéité des préférences sociales concernant l'inflation (Fleming, 1971). Selon Sénégal (2010), ce vaste ensemble de facteurs structurels distincts influe sur les coûts induits par l'adoption d'une monnaie unique en agissant sur : (1) la probabilité d'occurrence de chocs asymétriques au sein de la zone monétaire ; (2) les mécanismes de stabilisation alternatifs à la politique de change en cas de choc asymétrique. Il en découle, en définitive, que la synchronisation des chocs et l'efficacité des mécanismes d'ajustement aux chocs constitueraient les deux méta-critères d'optimalité d'une zone monétaire (Mongelli *et al.*, 2008).

Ces deux méta-critères permettent ainsi de statuer si une union monétaire pour un groupe de pays est souhaitable. Indubitablement, ces deux méta-critères ne sont pas indépendants l'un de l'autre. Ainsi, ce qui a trait à l'efficacité dépend de la synchronisation des chocs. Des chocs macroéconomiques coïncidents ordonnent que les mécanismes d'ajustement à l'échelon fédéral aient des effets homogènes entre les différentes économies de la zone euro. À l'inverse, la constance de chocs idiosyncratiques contraint à des mécanismes de péréquation. Du reste, la synchronisation des chocs n'est pas indépendante, elle non plus, de l'efficacité des mécanismes d'ajustement : des mécanismes d'ajustement inefficients pouvant conduire à une divergence des cycles.

Dans le cadre de la zone euro, étant donné le long processus vers l'union économique et monétaire et les critères de convergences imposés aux pays entrants, on a *de jure* supposé que les chocs étaient initialement bien synchronisés et que la zone euro respectait, de ce fait, le premier meta-critère isolé. Dans ce contexte, il s'agit, par conséquent, pour la BCE, de s'assurer que la transmission de sa politique monétaire est bel et bien *one size fits all* d'un pays membre à l'autre, de façon à garantir la soutenabilité de l'union monétaire. Plus prosaïquement, une variation du taux monétaire de dix points de base, par exemple, devrait ainsi avoir un effet similaire dans l'ensemble des pays de la zone euro. En l'absence d'homogénéité des mécanismes de transmission de la politique monétaire, et ce quand bien même les États seraient caractérisés par une forte synchronisation de leurs chocs, la politique d'ajustement mettrait à mal l'intégration et les co-mouvements des cycles.

On peut naturellement objecter que la symétrie parfaite des chocs est malencontreusement *de facto* une abstraction. La politique monétaire aurait, en conséquence, une réponse uniforme à des chocs discordants. Toutefois, ces disparités nationales ne sauraient être un problème. Dans le cadre institutionnel européen, défini par le traité de Maastricht, il revient, en effet, à la politique budgétaire et aux politiques structurelles, demeurant autonomes et décentralisées, de répondre à ces idiosyncrasies nationales. Dès lors, cela assoit l'idée que les décisions de politique monétaire doivent être prises sur la base d'indicateurs économiques agrégés à l'échelle de la zone euro et que la transmission de la politique monétaire à l'économie réelle doit être strictement homogène d'un pays membre à l'autre.

Faisant abstraction du premier méta-critère d'optimalité d'une union monétaire, nous nous focalisons, dans ce chapitre, sur le second méta-critère, autrement dit sur l'homogénéité des mécanismes de transmission monétaire. Porter un diagnostic sur la transmission de la politique monétaire suppose, au préalable, d'avoir distingué les différents canaux par lesquels la politique monétaire affecte l'économie réelle. Une analyse partielle, concentrée sur un canal de transmission, ne saurait être à même de juger de l'efficacité de la transmission monétaire. Il est, en effet, tout à fait envisageable que des disparités induites par un premier canal soient compensées par un second (voir pour une illustration pour l'Europe, Kashyap *et al.* (1997)).

De façon générale, on convient de l'existence d'un triptyque de canaux de transmission : les taux d'intérêt, l'octroi de crédit et le prix des actifs.

Le canal des taux d'intérêt est, sans conteste, le canal de transmission prééminent de la politique monétaire. Dans la représentation traditionnelle IS-LM, la variation des taux d'intérêt de court terme, liée à la conduite d'une politique expansionniste, réduit les taux d'intérêt réels à long terme. Il s'ensuit que le coût du capital pour les entreprises et les ménages se réduit, ce qui a un effet direct sur les dépenses d'investissement et la consommation (via des effets de revenu et de substitution). Par ce fait, une baisse des taux d'intérêt de court terme a des effets réels dans la

mesure où elle accroît la demande agrégée et la production. Dans cette vision traditionnelle, qualifiée de *money view*, partagée par les keynésiens, les monétaristes et la nouvelle économie classique, les banques de second rang transmettent l'entière des impulsions de politique monétaire. Une variation de 1% des taux nominaux de court terme devrait donc entraîner une variation similaire des taux sur les crédits offerts. Dans la mesure où crédits et titres sont supposés être de parfaits substituts dans ce cadre d'analyse, l'actif des banques est neutre. Car les banques de second rang n'offrent pas de services spéciaux à l'actif de leurs bilans, leur existence ne se justifie alors qu'au regard des dépôts qu'elles offrent. Il en résulte que l'influence des intermédiaires de crédit sur l'économie réelle est nulle et neutre pour la politique monétaire.

Ce cadre théorique ne résiste toutefois pas aux faits. Crédits et titres ne sont pas de parfaits substituts pour la grande majorité des agents. Nul besoin de développer le fait que les ménages et la plupart des petites et moyennes entreprises n'ont, en effet, pas la possibilité de se financer sur les marchés financiers. Car les asymétries d'information, pour ces agents, sont élevées ; seul le financement intermédié par des banques, qui ont la capacité de résoudre les asymétries d'information, permet de transférer des flux futurs espérés dans le présent. Certains suggèrent que l'inadéquation de ce postulat pourrait, dès lors, expliquer pourquoi de faibles chocs monétaires ont pu, par le passé, conduire à des contractions fortes et persistantes de l'activité économique, ce que n'explique pas le canal des taux d'intérêt. Remettre en cause l'axiome de substituabilité paraît donc capital à la bonne compréhension des faits économiques. Aussi cela nous amène-t-il à notre deuxième canal de transmission : le canal du crédit.

Le canal du crédit se définit comme « *a set of factors that amplify and propagate conventional rate effects* » (Bernanke et Gertler, 1995). Il s'agit donc d'un canal de transmission additionnel. Les taux de court terme agissent selon cette théorie non seulement sur les taux de long terme, mais également sur l'octroi de crédit. Ce canal du crédit est communément divisé en deux branches : le canal étroit du crédit (ou le canal du crédit bancaire) et le canal large du crédit (ou le canal du bilan) (Bernanke et Gertler, 1995). Le premier met l'accent sur le fait qu'un choc de politique monétaire affecte non seulement le passif, mais également l'actif des banques. D'après le canal traditionnel, une politique monétaire restrictive réduit la quantité de dépôts, ce qui fait augmenter les taux d'intérêt. La politique monétaire transite donc, dans ce cadre, exclusivement par le passif des banques. En revanche, selon Bernanke et Blinder (1988), la baisse de la quantité de dépôts influence également l'actif des banques en provoquant une baisse de l'offre de prêts. En effet, en raison de l'imparfaite substituabilité entre dépôts et autres sources de refinancement, le bilan de la banque, suite à un retrait de monnaie, va se contracter. L'offre de crédit à destination des agents dépendant des banques, à savoir les agents caractérisés par de fortes asymétries d'information, se resserre donc suite à un choc négatif. La politique monétaire affecte, par conséquent, cette catégorie d'agents par les taux,

mais aussi par la disponibilité du crédit. Il en résulte une baisse de la demande agrégée supérieure à celle qui peut être imputée au seul canal des taux d'intérêt.

Le canal large du crédit trouve également ses racines dans l'existence d'asymétries d'information. En présence d'asymétries d'information, le financement externe devient un imparfait substitut au financement interne. Les prêteurs exigent, en effet, une prime de financement externe couvrant les risques d'anti-sélection et d'aléa moral. Cette prime de financement externe a pour propriété fondamentale d'être fonction de la situation financière des entreprises, le corollaire étant que la situation financière des entreprises agit sur l'ampleur des asymétries d'information. Une dégradation de la situation financière de l'entreprise implique, tout d'abord, une moindre disponibilité de garanties en contrepartie d'un prêt, ce qui augmente les coûts liés à l'anti-sélection. Ensuite, une baisse de la situation nette d'une entreprise augmente les risques d'aléa moral puisque les agents sont incités à mener des projets plus risqués, ce qui se répercute également dans la prime de financement externe. Dès lors, tout choc qui dégrade la situation nette des entreprises augmente les coûts de financement et réduit la capacité d'investissement. Le canal du bilan repose alors sur le fait que la politique monétaire affecte la situation financière des entreprises en modifiant le coût du capital. Une augmentation du coût du capital réduit, en effet, la somme actualisée des flux de trésorerie futurs et, donc, la valeur nette de l'entreprise. En raison de l'existence d'une prime de financement externe, la propagation du choc est plus que proportionnelle au choc monétaire initial ; cela caractérise alors l'existence d'un canal de transmission additionnel : le canal du bilan.

Tout compte fait, à ces deux courroies de transmission, il faudrait ajouter le canal du prix des actifs. Le prix des actifs, qu'il s'agisse du taux de change, des prix immobiliers ou des actions, peut affecter l'économie réelle en agissant notamment sur la compétitivité extérieure ou via des effets de richesse. Le graphique 2.1 illustre de manière synthétique les différents mécanismes de transmission présentés.

Il convient, à présent que les mécanismes de transmission ont été exposés, d'écarter un possible malentendu. L'objet de notre recherche ne consiste pas en un examen de l'optimalité de l'UEM selon le deuxième méta-critère d'optimalité identifié. L'objet de ce chapitre est plus modeste. Notre intérêt porte, en effet, exclusivement sur l'influence des imperfections des marchés bancaires sur l'homogénéité de la transmission monétaire. Plus particulièrement, nous étudierons, dans ce chapitre, les implications de la concurrence bancaire. De ce fait, l'analyse menée entend ainsi déterminer si la concurrence bancaire, et en particulier son hétérogénéité, est un facteur mettant à mal l'efficacité de la transmission monétaire et, de ce fait, la soutenabilité de la zone euro. Notre recherche se cantonnera, par conséquent, aux canaux de transmission pour lesquels les imperfections de la concurrence peuvent avoir une incidence sur la transmission effective, en l'occurrence le canal des taux d'intérêt et le canal du crédit bancaire.

2.1 Analyse empirique de l'influence de la concurrence bancaire sur la transmission des taux d'intérêt

2.1.1 Fondement et démarches

Dans le sillage de l'entrée en vigueur de l'euro en janvier 1999 et de la mise en place d'une politique monétaire se voulant résolument « *one size fits all* », tout prêta à penser que la transmission des taux d'intérêt au sein de la zone euro gagnerait en efficacité et homogénéité. Au demeurant, c'est ce qui semble avoir été initialement observé. Angelini et Cetorelli (2003) notent ainsi que « *the interest rate channel (...) has changed towards more homogeneity within the area, as one would expect* ». Cependant, contrairement à ce que l'on pouvait espérer, cette rupture ne fut pas suivie d'un processus d'homogénéisation probant. Même s'il n'est pas possible d'exclure l'existence d'effets de convergence modérés dans le degré ou la vitesse de transmission des taux au sein de la zone euro², l'abondante littérature sur le sujet est catégorique sur le fait que la transmission de la politique monétaire est demeurée, jusqu'à la crise, très hétérogène.

Cette hétérogénéité ne fut donc qu'exacerbée au moment de la crise des *subprimes* d'abord, puis lors de la crise des dettes souveraines. De nombreuses contributions ont d'ailleurs souligné les répercussions de la crise sur la transmission des taux d'intérêt en mettant en lumière la fragmentation de la zone euro (voir, Aristei et Gallo, 2014 ; Al-Eyd et Berkmen, 2013 ; Blot et Labondance, 2013 ; Karagiannis *et al.*, 2010).

Si le tableau brossé est juste, il apparaît difficile de mettre sur le compte de la crise l'entière de l'hétérogénéité de la transmission monétaire en zone euro. Même si l'on ne peut nier que les différentiels de conjoncture aient une influence, la transmission monétaire dépend avant tout des caractéristiques des économies et, en particulier, de leurs structures financières. Or, en dépit des nombreuses directives européennes en matière d'harmonisation de la régulation financière et de libre établissement des banques, le constat est amer puisque les structures bancaires demeurent extrêmement fragmentées et les marchés nationaux cloisonnés. Le renforcement de l'intégration financière, dont certaines statistiques laissaient à croire avant 2007, s'est donc avéré être une illusion. Un marché bancaire unique *de jure* est ainsi une condition non suffisante, bien que nécessaire, à l'intégration *de facto*.

Comme en témoigne la littérature, différents aspects du système financier pourraient conduire à une transmission hétérogène : la concurrence bancaire, la rigidité des coûts, l'atomicité du système, le type d'actionnariat des banques, le régime de politique monétaire, l'ouverture des marchés financiers, la profondeur des marchés, l'état de la régulation, etc. Parmi cet inventaire à la Prévert, beaucoup d'attributs

2. Voir parmi d'autres, Mojon (2000) et Sander et Kleimeier (2004a,b).

manquent de pertinence dans le cadre européen. Certaines caractéristiques sont ainsi uniformes d'un État à l'autre et donc inopérantes pour expliquer l'hétérogénéité de la transmission monétaire. En revanche, il n'en est pas de même pour la concurrence bancaire, comme en atteste, par exemple, les recherches menées dans le chapitre 1 de cette thèse. Spontanément, cela conduit, par conséquent, à se demander si, en zone euro, la concurrence bancaire affecte le mécanisme de transmission par le canal des taux d'intérêt.

Ce n'est pas ici un terrain d'exploration vierge. La littérature portant sur les déterminants du canal des taux d'intérêt a, en effet, soulevé, dès ses prémices, le problème de l'influence de la concurrence bancaire sur la transmission des taux. Ainsi, Cottarelli et Kourelis (1994) et Borio et Fritz (1995) soulignent que la concurrence (approchée par les barrières à l'entrée) réduit la rigidité des taux bancaires à des impulsions de politique monétaire. Dans la foulée, d'autres recherches ont confirmé ces résultats concernant la vitesse de transmission pour la zone euro (Mojon, 2000 ; De Bondt, 2005 ; Gropp *et al.*, 2014) et, en prime, mis en évidence l'effet positif de la concurrence sur l'ampleur de la transmission monétaire (Sorensen et Werner, 2006 ; Van Leuvensteijn *et al.*, 2013).

Bien que riches d'enseignements, ces différentes contributions souffrent de quelques lacunes. Trois déficiences principales justifient, à notre sens, de réexaminer la question de l'influence de la concurrence sur la transmission des taux. En premier lieu, les études précédentes excluent la période de crise. Or, cette dernière constitue une expérience rare pour analyser les effets de la concurrence suite à des chocs importants. L'année 2008 est aussi le confluent entre la fin d'une phase d'intégration financière et le début d'une phase de fragmentation (voir le rapport annuel de la BCE sur l'intégration financière). Ces courants contraires pourraient ainsi avoir entraîné une modification des résultats préalablement établis. En second lieu, la manière d'évaluer la concurrence s'avère imparfaite dans de nombreuses études (Mojon, 2000 ; Sander et Kleimeier, 2004a ; Sorensen et Werner, 2006 ; Gropp *et al.*, 2014) ou mérite d'être vérifiée dans d'autres (Van Leuvensteijn *et al.*, 2013). Enfin, bien que notre démarche empirique s'inscrive dans la lignée de De Bondt (2005), Sorensen et Werner (2006) ou Van Leuvensteijn *et al.* (2013), elle répond à certaines limites propres à ces travaux, limites sur lesquelles nous reviendrons dans notre exposé.

À partir d'un modèle à correction d'erreur, modèle nous permettant de distinguer la transmission immédiate des taux de la transmission à long terme et dans lequel la concurrence bancaire est directement prise en compte, nous parvenons, dans cette section, à trois résultats principaux. Tout d'abord, il apparaît que la concurrence bancaire affecte l'ampleur de la transmission des taux d'intérêt à long terme. Ces résultats mettent ainsi en relation les imperfections ainsi que l'hétérogénéité de la concurrence bancaire en zone euro, avec les difficultés actuelles de la politique monétaire à peser, dans certains pays, sur les taux d'intérêt bancaires et donc la conjoncture.

Ensuite, toujours à long terme, on vérifie en Europe que les taux bancaires sont plus faibles là où la concurrence est la plus vive. Enfin, concernant la transmission immédiate des taux d'intérêt, la concurrence semble permettre une transmission immédiate plus importante et une réduction du délai d'ajustement à la relation de long terme.

2.1.2 La transmission des taux d'intérêt au sein de la zone euro est-elle homogène ?

Exposé de la méthodologie

Prétendre que des facteurs structurels, telle la concurrence bancaire, pourraient altérer la transmission de la politique monétaire, astreint à s'assurer, au préalable, de l'existence de mécanismes de transmission hétérogènes. En ce domaine, certains travaux académiques, parmi lesquels Blot et Labondance (2013), ont mis en exergue l'hétérogénéité du canal des taux d'intérêt en Europe. Dans cette section, nous cherchons à vérifier ces précédents résultats en estimant l'ampleur de la transmission des taux en zone euro, pays par pays, et en considérant deux sous-périodes d'étude. Cela nous permet ainsi d'analyser l'hétérogénéité spatiale et temporelle du mécanisme de transmission.

Le soubassement théorique à toute étude analysant la transmission des taux d'intérêt est un simple modèle de tarification au coût marginal :

$$br_t = \beta_0 + \beta_1 mr_t \quad (2.1)$$

Cette représentation théorique particulièrement sommaire met en relation un taux d'intérêt bancaire (br_t) et un taux monétaire (mr_t) associé aux décisions de politique monétaire. Dans cette représentation, le paramètre β_1 correspond à l'ampleur de la transmission du taux monétaire au taux bancaire et est donc l'objet de nos attentions.

Pour conduire, d'un point de vue statistique, une analyse de la transmission des taux d'intérêt, l'écriture du modèle théorique en 2.1 doit être révisée. Plusieurs obstacles s'opposent, en effet, à l'estimation de la spécification précédente. Cette dernière pose notamment le fameux problème des régressions fallacieuses énoncé par Granger et Newbold (1974). Les séries de taux d'intérêt monétaires ainsi que bancaires se trouvant communément être non-stationnaires, estimer le modèle 2.1 conduirait, par conséquent, à des estimations dénouées de sens. Une seconde propriété statistique de ces deux séries de taux d'intérêt est que leur combinaison linéaire est, en général, stationnaire (I(0)). Les séries seraient, par conséquent, cointégrées. Dès lors, l'écriture du modèle peut prendre la forme d'un modèle à correction d'erreur (ECM, pour *Error Correction Model*). De tels modèles permettent de rendre compte simultanément de l'ajustement dynamique de court terme des séries (représenté par les variables en différence première) et de leur relation de long

2.1 Analyse empirique de l'influence de la concurrence bancaire sur la transmission des taux d'intérêt

terme (illustrée par les variables en niveau).

L'ensemble des aspects statistiques précédents nous conduisent, par voie de conséquence, à réécrire l'équation 2.1 sous la forme d'un modèle à retards échelonnés autorégressifs (AutoRegressive Distributed Lag Model, ARDL) avec un mécanisme à correction d'erreur. Pour des séries temporelles, la forme la plus générale du modèle ARDL peut s'écrire comme suit :

$$br_t = \alpha + \sum_{j=1}^p \lambda_j br_{t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_j mr_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

soit encore, après quelques transformations, le modèle à correction d'erreur suivant :

$$\Delta br_t = \alpha + \phi(br_{t-1} - \beta mr_{t-1}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_j \Delta br_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_j \Delta mr_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

où ϕ correspond au coefficient d'ajustement à la relation de long terme entre les taux d'intérêt bancaire et monétaire en niveau ($br_{t-1} + \beta mr_{t-1}$), α représente une constante et ε_t correspond à un processus homoscédastique non autocorrélé. L'ampleur de la transmission des taux d'intérêt est, dans ce cadre, donnée par β . On note enfin que p et q correspondent aux nombres de retards optimaux déterminés à partir du critère d'information d'Akaike (AIC) ³.

Pour cet exercice d'illustration de l'hétérogénéité de la transmission monétaire, nous avons, en premier lieu, retenu deux séries distinctes de taux bancaire. La première série de taux bancaire correspond aux taux d'emprunt offerts aux ménages pour l'acquisition d'un bien immobilier. La seconde série rend compte des taux d'intérêt pratiqués pour les entreprises non-financières. Par souci de simplicité, ces deux séries mises à disposition par la BCE, seront désignées, par la suite, respectivement sous l'appellation « taux d'intérêt pour les ménages » et « taux d'intérêt pour les entreprises ». En second lieu, nous avons retenu le taux Eonia (*Euro Overnight Index Average*) qui correspond au taux de référence quotidien des dépôts interbancaires, non gagés, effectués au jour le jour dans la zone euro.

Même si les séries de taux d'intérêt bancaires et monétaires sont d'ordinaire considérées comme étant cointégrées, la spécification retenue exige de vérifier cette propriété statistique. Dans le cas où les séries ne seraient pas cointégrées, les variables devraient, en effet, être exprimées en différence première seulement. À cet égard, Pesaran *et al.* (2001) proposent un test statistique : le « *bound test* » à appliquer sur données chronologiques et construit à partir de la spécification du modèle ARDL à correction d'erreur (équation 2.3). Formellement, le test consiste à tester l'hypothèse nulle de nullité jointe des coefficients ϕ et $\beta\phi$. À l'instar des

3. L'ARDL-ECM peut également être spécifié comme suit : $\Delta br_t = \phi br_{t-1} + \rho mr_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_j \Delta br_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_j \Delta mr_{t-j} + \alpha + \varepsilon_t$, avec $-(\rho/\phi) = \beta$.

autres tests de cointégration pouvant exister dans la littérature, le « *bound test* » teste l'absence de relation de long terme entre les séries. Rejeter H_0 indique donc que les séries sont cointégrées et que la spécification retenue est adéquate. Pesaran *et al.* (2001) fournissent les valeurs critiques du test qui suivent une distribution de Fisher et dépendent de l'ordre d'intégration des séries et de la présence ou non d'une composante déterministe (constante ou tendance linéaire). Les valeurs critiques se révèlent être singulières dans la mesure où les auteurs définissent, dans chaque cas de figure, une limite inférieure (« *lower bound* ») et une limite supérieure (« *upper bound* ») à la valeur critique. Il s'ensuit que, lorsque la statistique obtenue est inférieure à la borne inférieure de la valeur critique, l'hypothèse nulle ne peut être rejetée. En revanche, celle-ci est rejetée lorsque la statistique obtenue est supérieure à la borne supérieure de la valeur critique. Pour les valeurs situées entre les deux bornes, le test ne permet pas de conclure quant à la présence ou non d'une relation de cointégration entre les variables.

Nous estimons l'équation (2.3) pour les onze pays membres de la zone euro composant notre échantillon d'étude. Notre analyse porte ainsi sur l'Autriche, la Belgique, la Finlande, la France, l'Allemagne, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, les Pays-Bas, le Portugal et, enfin, l'Espagne. Nous inspirant de la voie tracée par Blot et Labondance (2013), nous scindons nos données chronologiques en deux sous-périodes d'étude pour illustrer l'hétérogénéité du mécanisme de transmission. La première période s'étend de M1-2003 à M9-2008, alors que le second sous-échantillon couvre la période de crise et s'étend de M8-2007 à M12-2011. À ce stade, une remarque s'impose. Les deux sous-périodes d'étude se chevauchent partiellement entre M8-2007 et M9-2008. Ce choix répond exclusivement à des considérations d'ordre économétrique. En effet, il s'est avéré impossible de se situer dans une bonne configuration du modèle en faisant débiter la seconde sous-période d'étude en octobre 2008⁴.

Présentation des résultats

Les tableaux 2.1 et 2.2 répertorient les résultats des estimations de l'équation (2.3) pour les taux d'intérêts offerts, respectivement, aux ménages et aux entreprises. Les colonnes « F-test » retranscrivent les statistiques pour les « *bound tests* ». Pour la majorité des cas considérés, les valeurs critiques de la limite supérieure (« *upper bound* ») données par Pesaran *et al.* (2001) permettent de rejeter l'hypothèse nulle d'absence de cointégration entre nos deux séries de taux, mr_t et br_t . *A fortiori*, ces résultats justifient le recours à un modèle à correction d'erreur et permettent d'interpréter, dans la plupart des cas, les coefficients estimés, $\hat{\beta}$. Dans la mesure où notre analyse préliminaire ne se focalise que sur l'hétérogénéité des relations de long terme entre les taux d'intérêt, les tableaux 2.1 et 2.2 reportent uniquement les coefficients $\hat{\beta}$ et laissent de côté les estimations des coefficients de court terme.

4. On ajoute, par ailleurs, que le choix de la date de M8-2007 n'est pas fortuit. C'est, en effet, en août 2007 que les premières manifestations de tensions sur les marchés monétaires ont pu être observées. La mise en place de tests de Chow ont, du reste, confirmé ce diagnostic.

2.1 Analyse empirique de l'influence de la concurrence bancaire sur la transmission des taux d'intérêt

Les estimations précédentes appellent trois commentaires. Il est, tout d'abord, saisissant de constater que la transmission des taux d'intérêt en zone euro est extrêmement hétérogène, quels que soient la période ou le taux d'intérêt bancaire considérés. La mesure de l'écart-type des *pass-through* permet de caractériser cette disparité. Ainsi, on observe, par exemple, que l'écart-type inter-pays est égal à 0.25 et 0.127 respectivement pour les taux aux ménages et aux entreprises sur la période M1-2003 - M9-2008. À bien des égards, l'Espagne constitue un exemple particulièrement intéressant de l'hétérogénéité de la transmission des taux. Le tableau 2.1 indique ainsi que la transmission des taux monétaires aux taux immobiliers était supérieure à l'unité avant la crise en étant égale à 1.111, alors que la moyenne européenne s'établissait alors à 0.799. Il en résulte qu'une baisse des taux de 1% de la part de la BCE avait un effet expansionniste plus important en Espagne que dans l'économie moyenne européenne.

TABLEAU 2.1 – Transmission de l'Eonia aux taux d'emprunt pour les ménages pour l'acquisition d'un bien immobilier

	2003 :1-2008 :9		2007 :8-2011 :12	
	<i>Pass-through</i>	F-stat	<i>Pass-through</i>	F-stat
AT	0.922	5.823	0.817	9.715
BE	0.690	3.572	0.424	2.426
GE	0.426	4.323	0.377	1.468
ES	1.111	2.418	0.790	4.551
FIN	0.960	5.166	0.806	11.633
FR	0.9418	3.731	0.407	5.764
GR	0.251	3.718	0.252	5.069
IE	0.908	3.837	0.584	4.233
IT	0.922	5.823	0.647	2.11
NL	0.656	3.102	0.269	1.883
PT	0.996	6.852	0.201	0.027
Moyenne	0.799		0.507	
Écart-type	0.263		0.232	
Min	0.25		0.201	
Max	1.111		0.817	

Note : *F-stat* correspond à la statistique des « bound tests » (Pesaran *et al.*, 2001). La limite supérieure (« *upper-bound* ») des valeurs critiques tabulées par Pesaran *et al.* (2001, pp.303-304) dans le cas où les variables sont I(1) et en présence d'un seul régresseur sont égales à 3.51, 4.16 et 6.44 pour des niveaux de significativité de 10%, 5%, et 1% respectivement. *Pass-through* indique pour sa part le coefficient de long terme de l'Eonia dans l'équation 2.3 et témoigne de l'ampleur de la transmission de l'Eonia aux taux d'intérêt pour les ménages pour des emprunts immobiliers.

Ensuite, les estimations rapportées témoignent de la disparité chronologique de la transmission des taux d'intérêt. Il peut être observé que, dans le sillage de la crise financière, dont les premières manifestations remontent à l'été 2007, le degré moyen de transmission des taux, pour les ménages par exemple, a décliné de plus de 30%. La moyenne établie à 0.799 pour la période antérieure à la crise est, en effet, passée à 0.507 pour la période d'étude comprenant la crise. Des effets de même nature peuvent également être observés pour les taux d'intérêt aux entreprises non-financières. La teneur de ces résultats ne fait, du reste, que confirmer les conclusions de Blot et Labondance (2013). Les auteurs observent, en effet, une baisse significative de l'efficacité de la politique monétaire depuis l'éclatement de la crise. En revanche, à la différence de ces derniers, nos résultats ne permettent pas de conclure incontestablement à une recrudescence de l'hétérogénéité de la transmission des taux depuis la crise. D'un côté, la confrontation des écarts-types inter-pays des deux périodes d'étude ne met en évidence aucune différence substantielle de disparité. D'un autre côté, en considérant des coefficients de variation (correspondant au rapport de l'écart-type et de la moyenne) en tant que marqueurs de l'hétérogénéité inter-pays de la transmission monétaire, on pourrait souligner une hausse de la disparité sur la phase de crise.

Pour le reste, la comparaison des deux périodes d'étude illustre également le fait que le signe de la différence vis-à-vis de la moyenne a pu, dans certains cas, s'inverser entre les deux périodes. Un exemple patent est le Portugal dont le *pass-through*, qui était supérieur à la moyenne européenne avant la crise, est devenu inférieur à celle-ci après le déclenchement de la crise. Qui plus est, pour ce cas précis, on note que la relation de cointégration entre les taux bancaire et monétaire semble s'être dissipée au cours du temps.

Enfin, outre l'hétérogénéité temporelle et spatiale, nos deux tableaux de résultats témoignent d'un autre niveau d'hétérogénéité. Il apparaît, en effet, ostensiblement que la transmission des taux aux entreprises est plus importante que la transmission aux ménages. Cette remarque est valable aussi bien pour la période antérieure que pour la période postérieure à la crise. Ces résultats sont, du reste, dans la lignée de nombreuses études précédentes, telles Mojon (2000) ou Sorensen et Werner (2006).

La mise en évidence d'une hétérogénéité pluridimensionnelle du canal des taux d'intérêt en zone euro témoigne des difficultés d'implémentation d'une politique monétaire se voulant être *one size fits all*. Cela peut notamment poser la question de l'optimalité de la zone monétaire européenne et de sa soutenabilité à long terme. Il apparaît donc primordial de comprendre les facteurs sous-jacents à cette hétérogénéité qui, comme nous l'avons montré, ne peut pas exclusivement s'expliquer par des facteurs conjoncturels en lien avec la crise. Ce constat laisse donc entrevoir que des facteurs structurels, telle la concurrence bancaire, pourraient expliquer cette hétérogénéité du mécanisme de transmission.

2.1 Analyse empirique de l'influence de la concurrence bancaire sur la transmission des taux d'intérêt

TABLEAU 2.2 – Transmission de l'Eonia aux taux d'emprunt pour les entreprises non-financières

	2003 :1-2008 :9		2007 :8-2011 :12	
	<i>Pass-through</i>	F-stat	<i>Pass-through</i>	F-stat
AT	0.905	7.58	0.837	11.863
BE	1.035	3.736	0.873	3.647
GE	0.849	5.119	0.699	8.993
ES	1.221	3.972	0.627	1.179
FIN	1.003	6.224	0.848	6.778
FR	1.071	5.8	0.769	4.275
GR	0.765	2.372	1.042	2.009
IE	1.055	13.741	0.805	3.603
IT	0.905	7.581	0.836	1.02
NL	0.896	7.124	0.756	9.274
PT	1.052	3.737	0.573	0.305
Moyenne	0.978		0.788	
Écart-type	0.127		0.127	
Min	0.765		0.573	
Max	1.221		1.042	

Note : *F-stat* correspond à la statistique des « bound tests » (Pesaran *et al.*, 2001). La limite supérieure (« *upper-bound* ») des valeurs critiques tabulées par Pesaran et al. (2001, pp.303-304) dans le cas où les variables sont I(1) et en présence d'un seul régresseur sont égales à 3.51, 4.16 et 6.44 pour des niveaux de significativité de 10%, 5%, et 1% respectivement. *Pass-through* indique pour sa part le coefficient de long terme de l'Eonia dans l'équation 2.3 et témoigne de l'ampleur de la transmission de l'Eonia aux taux d'intérêt pour les entreprises non-financières.

2.1.3 Présentation des données et de la méthodologie économétrique

La présente section exposera, dans un premier temps, la méthodologie économétrique employée pour identifier les effets de la concurrence sur la transmission monétaire, avant de présenter, dans un second temps, les données nécessaires à notre exercice, en faisant parallèlement état de quelques faits saillants concernant la concurrence bancaire en Europe.

Présentation de la méthodologie économétrique

L'analyse exploratoire qui précède illustre la disparité temporelle ainsi que spatiale du mécanisme de transmission des taux monétaires aux taux bancaires. Afin de tester si la concurrence bancaire pourrait constituer un facteur explicatif significatif de cette hétérogénéité, le modèle de tarification au coût marginal (équation 2.1) doit être révisé et s'écrit désormais comme suit :

$$br_{i,t} = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2 * Z_{i,t})mr_t \quad (2.4)$$

où $Z_{i,t}$ est un indicateur de l'intensité de la concurrence variant dans le temps et spécifique à chaque économie.

Dans l'équation précédente, l'ampleur de la transmission monétaire est donnée par $\beta_1 + \beta_2 * Z_{i,t}$. Cela étant, l'ampleur du *pass-through* devient conditionnelle à l'état de la concurrence et peut donc varier à travers le temps et l'espace. Dans ce cadre, le paramètre β_2 rend compte de l'effet spécifique de la concurrence sur la transmission des taux d'intérêt.

Pour estimer la forme générale du modèle 2.4, la classe de modèles statistiques la plus appropriée est celle des modèles à correction d'erreur à une seule équation. Comme nous l'avons développé précédemment, de tels modèles ont, pour propriété fondamentale, de permettre la modélisation de séries cointégrées, en modélisant les ajustements qui conduisent à une situation d'équilibre de long terme. La démarche empruntée dans cette section consiste, par conséquent, à étendre notre modèle à correction d'erreur écrit dans la section précédente en considérant : (1) des données de panel et (2) un terme d'interaction entre concurrence et taux monétaire, de sorte que l'ampleur de la transmission soit conditionnée par le niveau de concurrence.

Eu égard à ces deux éléments, nous employons, par la suite, l'approche *Pooled Mean Group* (PMG) de Pesaran *et al.* (1999) qui, dans un contexte de données de panel, laisse la possibilité aux paramètres de court terme de varier d'un pays à l'autre, mais contraint les paramètres de long terme à être homogènes. Par souci de simplification, nous commençons par présenter le modèle pour données de panel à retards échelonnés proposé par Pesaran *et al.* (1999).

2.1 Analyse empirique de l'influence de la concurrence bancaire sur la transmission des taux d'intérêt

$$\Delta br_{i,t} = \gamma_i(br_{i,t-1} - \beta mr_{i,t-1}) + \rho_i \Delta mr_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2.5)$$

où la portion entre parenthèses correspond à la relation de long terme entre les taux d'intérêt monétaire (mr_t) et bancaire ($br_{i,t}$) et où β transcrit, par conséquent, le degré de transmission des taux à long terme. De façon à être dans la bonne configuration du modèle, γ_i , le coefficient à correction d'erreur est attendu négatif et significatif. Pour le reste, ρ_i relate l'effet à court terme (un mois) d'une variation des taux monétaires sur les taux bancaires. Il en résulte, par conséquent, que le nombre de mois nécessaires pour atteindre l'équilibre est donné par $((1 - \rho_i)/\gamma_i)$ (Hendry, 1995).

Pour tester, à présent, l'effet de la concurrence bancaire sur : (i) la transmission immédiate des taux, (ii) la transmission à long terme des taux et, (iii) la vitesse d'ajustement des taux à leur relation de long terme, l'équation (2.5) est augmentée par un terme d'interaction entre l'indice de Lerner et le taux monétaire, ainsi que, pour la bonne tenue des estimations, par l'indice de Lerner en niveau.

$$\begin{aligned} \Delta br_{i,t} = & \gamma_i(br_{i,t-1} - \beta mr_{i,t-1} - \varphi Lerner_{i,t-1} - \lambda(Lerner_{i,t-1} * mr_{i,t-1})) \\ & + \rho_i \Delta mr_{i,t} + \psi_i Lerner_{i,t} + \delta_i \Delta(Lerner_{i,t} * mr_{i,t}) + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2.6)$$

où $Lerner_{i,t}$ correspond à l'indice de Lerner. Selon les hypothèses énoncées dans cette section, la concurrence devrait favoriser l'efficacité de la transmission monétaire. Dès lors, un signe négatif est attendu pour les paramètres $\hat{\lambda}$ et $\hat{\delta}_i$. Cela indiquerait, en effet, que la baisse de l'indice de Lerner, c'est-à-dire une accentuation de la concurrence, augmente l'ampleur du *pass-through*.

Les équations (2.5) et (2.6) témoignent de la singularité de l'approche de Pesaran *et al.* (1999). L'estimateur *Pooled Mean Group* permet, en effet, « à la constante, aux coefficients de court terme ainsi qu'à la variance des erreurs de s'ajuster librement d'un groupe à l'autre, mais contraint simultanément les coefficients de long terme à être identiques » (Pesaran *et al.*, 1999). En ce sens, l'estimateur PMG est un estimateur à mi-chemin entre l'estimateur *Mean Group* (MG) (qui consiste à estimer le modèle, de manière successive, pour chaque pays, puis à considérer la moyenne des coefficients estimés) et l'estimateur *Dynamic Fixed Effect* (DFE) par exemple (pour lequel les coefficients sont homogènes et où l'hétérogénéité est prise en considération à travers un effet spécifique à chaque pays).

Bien évidemment, l'utilisation d'un estimateur *Pooled Mean Group*, comme nous le proposons, repose sur un certain nombre d'hypothèses. Trois hypothèses doivent notamment être vérifiées :

- H1 : Les perturbations ($\varepsilon_{i,t}$) doivent, en premier lieu, être indépendamment distribuées dans le temps et entre individus, et indépendamment distribuées des régresseurs.

- H2 : Les résidus de la relation de long terme ($br_{i,t} = \beta mr_{i,t-1} + v_{i,t}$) doivent, en second lieu, être stationnaires. Cela permet de rejeter l'hypothèse selon laquelle les variables ne sont pas cointégrées.
- H3 : L'hypothèse portant sur l'homogénéité des coefficients à long terme doit enfin être vérifiée par les données.

Présentation des données

Il convient, à présent, d'exposer les données nécessaires à notre analyse. Celles-ci sont relativement parcimonieuses. Trois variables distinctes permettent, en effet, de mener nos investigations principales :

- un taux d'intérêt bancaire nominal, calculé à partir des nouveaux prêts ;
- un taux d'intérêt nominal de court terme, établi sur le marché interbancaire et censé refléter la politique monétaire mise en place par la BCE ;
- un proxy de l'intensité concurrentielle des différents marchés bancaires.

Malgré la parcimonie des variables à considérer, il y a lieu de s'interroger, pour chacune d'entre elles, sur les séries statistiques à sélectionner. Dans ce qui suit, nous discuterons donc des séries retenues pour chacune des trois variables. Avant cela, il nous faut toutefois mentionner qu'en raison de la disponibilité des données relatives à la concurrence bancaire au moment de la réalisation de cette étude, l'analyse statistique portera sur la période s'étalant de janvier 2003 à décembre 2010 (c.-à.-d, 96 observations mensuelles par pays) et couvrira l'ensemble des pays appartenant à la zone euro en 2003.

Concernant, tout d'abord, la variable *taux d'intérêt bancaire*, nous dérogeons aux choix faits dans la section 2.1.2 en retenant désormais six séries de taux d'intérêt bancaires distinctes contre deux précédemment, ce supplément d'information étant en mesure d'affiner nos conclusions. Les six séries considérées correspondent aux *MIR statistics* de la BCE, disponibles en fréquence mensuelle et harmonisées pour l'ensemble des pays de la zone euro. Ces six séries peuvent être classées selon deux typologies : ménages / entreprises et taux débiteurs / créditeurs. Pour les ménages, tout d'abord, nous avons retenu trois séries distinctes : les taux d'intérêt pour les prêts à la consommation, les taux d'intérêt pour l'acquisition d'un bien immobilier et, enfin, les taux d'intérêt créditeurs sur les dépôts inférieurs à un an. Ensuite, pour les entreprises, nous avons également retenu trois taux d'intérêt bancaire. Le premier et le second correspondent, respectivement, aux taux offerts sur les prêts inférieurs et supérieurs à un million d'euros. Le troisième taux d'intérêt se réfère, pour sa part, aux taux pour les dépôts de court terme (inférieurs à un an)⁵. Une présentation des

5. On précise que l'ensemble des séries rendent compte des taux sur les nouveaux prêts. Par ailleurs, il convient également de mentionner que, dans certains cas, les données ne sont pas disponibles pour l'ensemble de l'échantillon retenu.

2.1 Analyse empirique de l'influence de la concurrence bancaire sur la transmission des taux d'intérêt

moyennes par pays des six séries statistiques est rapportée dans le tableau 2.3.

TABLEAU 2.3 – Moyennes par pays des taux bancaires en zone euro

	Prêts à la consommation	Prêts immobiliers	Dépôts à court terme pour les ménages	Prêts aux entreprises < 1 m €	Prêts aux entreprises > 1 m €	Dépôts à court terme pour les entreprises
AUT	5.47	4.03	2.43	3.93	3.35	2.42
BEL	7.94	4.2	2.3	-	-	2.22
DEU	6.68	4.6	2.37	4.78	3.83	2.28
ESP	8.61	3.84	2.78	4.43	3.44	2.6
FIN	4.67	3.43	2.59	4.03	3.39	2.25
FRA	6.57	4.18	2.56	4.31	3.33	2.4
GRC	9.29	4.34	3.08	-	-	2.77
IRL	6.41	3.86	2.36	4.97	4.4	2.37
ITA	8.63	4.16	1.86	4.4	3.41	2.39
NLD	-	4.56	2.93	4.42	3.4	2.37
PRT	9.05	3.77	2.47	6.21	4.28	2.6
Écart-type	1.37	0.28	0.24	0.47	0.35	0.13

Source : BCE.

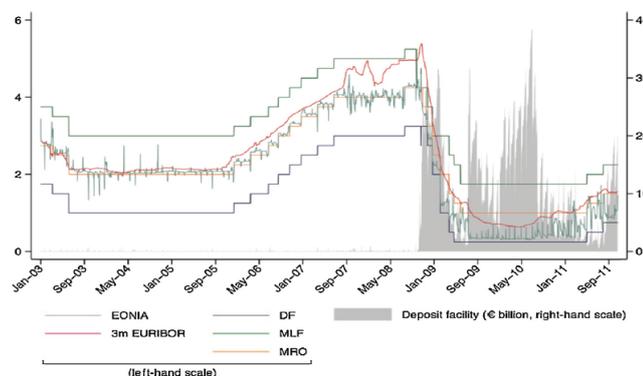
Considérons désormais la variable *taux de court terme*. Il convient, tout d'abord, de mentionner que faire le choix d'un taux de court terme indique que notre analyse de la transmission des taux suit une *approche de politique monétaire* et non une *approche selon les coûts des fonds*⁶. Puisque notre intérêt se porte sur la manière dont les décisions de politique monétaire se répercutent sur les taux d'intérêt bancaires, l'Eonia, qui résulte de la moyenne pondérée de toutes les transactions au jour le jour de prêts non garantis réalisées par un panel de banques de la zone euro, se trouve être la série statistique la plus appropriée. L'Eonia constitue, en effet, le taux interbancaire le plus fidèle au taux directeur de la BCE. Néanmoins, à la différence du taux des opérations de refinancement principales de la BCE, l'Eonia est un taux de marché, non administré. Il peut, par conséquent, fluctuer librement autour du taux de refinancement des opérations principales (en étant borné par les taux de facilité de prêt marginal et les taux de facilité de dépôt marginal). L'écart entre l'Eonia et le taux directeur de la BCE est alors, pour l'essentiel, la résultante de divergences entre l'offre et les besoins de liquidité. Outre l'Eonia, nous considérerons également, dans cette étude, l'Euribor 3 mois, un autre taux de référence monétaire⁷. Le graphique 2.6 illustre la variation de l'Eonia, l'Euribor 3 mois ainsi que celle du taux directeur de la BCE sur la période 1999-2011.

Finalement, notre exercice nécessite également de disposer de données permettant de jauger l'évolution de la concurrence bancaire. À cet égard, une remarque préliminaire s'impose. Il n'existe aucun consensus sur la manière la plus à même de mesurer l'évolution de la concurrence (Northcott *et al.*, 2004). Cette absence de

6. Celle-ci supposerait de considérer des taux monétaires de même maturité que les taux bancaires.

7. L'Euribor pour (Euro Interbank Offered Rate) est un taux interbancaire offert entre banques pour la rémunération de dépôts dans la zone euro. Il est obtenu en calculant une moyenne quotidienne des taux prêteurs sur 13 échéances (dont le 3 mois) d'un échantillon de 57 établissements bancaires parmi les plus actifs de la zone euro.

FIGURE 2.2 – Évolution des taux monétaires et du taux de refinancement principal de la BCE



Note : Graphique extrait de l'étude d'Aristei et Gallo (2014), élaboré à partir des données de la BCE.

consensus s'explique tant par l'abondance d'indicateurs dans la littérature que par le fait que la concurrence soit un concept protéiforme. Comme nous l'avons évoqué dans le chapitre 1, un courant de réflexion - l'école structuraliste - établi autour de Bain et Mason notamment, défend ainsi, par exemple, la vision d'une relation de cause à effet entre nombre de firmes sur un marché et pouvoir de marché. Ainsi, selon cette vision dont émane le modèle SCP, la structure du marché (S) détermine sur le comportement des firmes (C) et *in fine* sur les performances (P). Dans cette optique, des indicateurs de concentration, qui ont l'indéniable avantage d'être directement observables et non latents, sont parfaitement en mesure de rendre compte de l'évolution de la concurrence sur un marché. Pour d'autres, et c'est le cas de l'école (libérale) de Chicago, concurrence et concentration seraient deux concepts sans lien systématique. En d'autres termes, concurrence ne rime pas nécessairement avec atomisticité. La théorie des marchés contestables en est l'exemple le plus éloquent. Cette théorie met, en effet, en exergue le fait qu'un petit nombre de firmes sur un marché peut conduire à une situation de pleine concurrence, notamment si ce marché se caractérise par l'absence de barrières à l'entrée et à la sortie. Dans cette vision, le pouvoir de marché ne peut pas être approché par le niveau de concentration, mais doit être estimé à partir du comportement de la firme, dérivé de modèles microéconomiques de concurrence imparfaite. Plusieurs indicateurs répondent à cette caractéristique, parmi lesquels la H-statistique, développée par Panzar et Rosse (1987), et l'indice de Lerner (1934) sont les plus réputés. À ces deux mesures peut être ajouté un indicateur récent : l'indicateur de Boone (2008). L'indicateur transcrit l'idée que la concurrence a pour premier effet de favoriser la redistribution du marché et des profits vers les firmes les plus efficaces.

Dans ce contexte et en cohérence avec le chapitre premier de cette thèse, le degré de concurrence des différents marchés bancaires de la zone euro est estimé à partir de l'indice de Lerner. Nous testerons néanmoins la sensibilité de nos conclusions en considérant l'indicateur de Boone. Formellement, pour rappel, l'indice de Lerner est

2.1 Analyse empirique de l'influence de la concurrence bancaire sur la transmission des taux d'intérêt

une mesure du pouvoir de monopole établie de manière dynamique à l'échelle de chaque établissement bancaire et est défini comme le rapport de la différence entre le prix ($P_{i,t}$) et le coût marginal ($MC_{i,t}$) de l'activité bancaire, ou plus génériquement, d'un bien sur le prix⁸.

À la différence des exercices réalisés dans le chapitre 1, nous n'estimerons pas ici l'indice de Lerner. La base de données *Global Financial Development* de la Banque mondiale répertorie, en effet, des estimations de l'indice de Lerner ainsi que de l'indicateur de Boone, sur la période 1996-2010, à l'échelle macroéconomique. En conséquence, il nous a semblé préférable de nous tourner vers ces sources de données officielles⁹. Contrairement aux variables de taux, disponibles à une fréquence mensuelle, les données relatives à la concurrence, mises à disposition par la Banque mondiale, ont une fréquence annuelle. Par voie de conséquence, en vue d'harmoniser la fréquence d'observations de nos données, nous procédons, à l'instar de Van Leuvensteijn *et al.* (2013), à une interpolation linéaire des variables de concurrence.

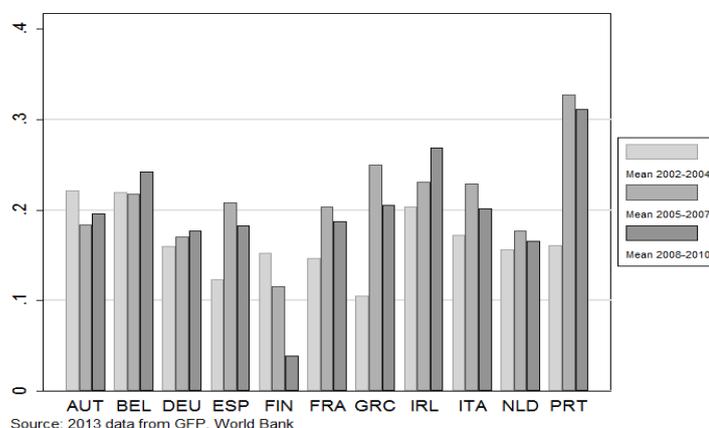
Dans un premier temps, afin de contextualiser les données utilisées dans cette section qui s'étendent sur une période brève de 2003 à 2010, nous exploitons les résultats de quelques recherches annexes pour décrire les tendances d'évolution de la concurrence. Fernandez de Guevara *et al.* (2005) rapportent, en mobilisant des données s'étalant de 1992 à 1999, que la concurrence bancaire a eu tendance à stagner, voire à décliner sur cette période, marquant un contrecoup par rapport aux années quatre-vingts caractérisées par une hausse formidable de la concurrence bancaire. Il existe néanmoins *a priori* des raisons de penser que notre période d'étude peut être caractérisée par une modification de la concurrence. Plusieurs éléments factuels étayaient cette thèse. En premier lieu, la zone euro a été confrontée, depuis 1999, à des changements institutionnels et réglementaires majeurs avec l'introduction de l'euro en 1999 et, la même année, du plan d'action pour les services financiers de la Commission européenne dont les directives ont été progressivement transposées en lois nationales. En second lieu, la crise financière de 2008 et la récession qui a suivi ont, sans doute, eu une influence sur le niveau de concurrence bancaire, dans la mesure où cela a redessiné les contours de l'industrie bancaire européenne. Des acteurs ont quitté le marché et la plupart ont dû se restructurer. On ajoutera également que la création d'un nouveau cadre réglementaire, avec pour pierre angulaire les accords de Bâle III, s'est faite à l'aune de la crise, ce qui a certainement pu modifier la concurrence du marché.

Dans un second temps, nous pouvons désormais présenter les estimations de l'indice de Lerner mises à disposition par la Banque mondiale. Les graphiques

8. Pour une présentation détaillée de la mise en pratique de ce concept, nous renvoyons le lecteur intéressé au chapitre 1 ou à l'étude de Berger *et al.* (2009) par exemple.

9. La base de données construite par Clerides *et al.* (2015), comportant des estimations de l'indice de Lerner et de l'indicateur de Boone, sera mise à profit pour tester la sensibilité de nos conclusions.

FIGURE 2.3 – Évolution de la concurrence bancaire dans la zone euro d’après l’indice de Lerner



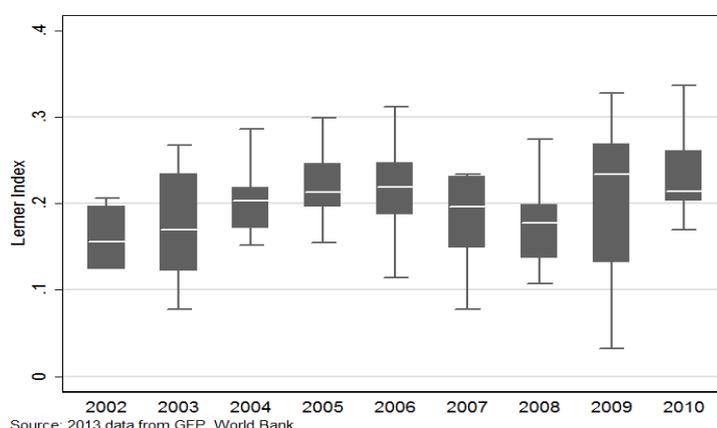
2.3 et 2.4 illustrent les évolutions de la concurrence bancaire en zone euro¹⁰. Le graphique 2.3 permet d’apprécier les fluctuations temporelles de l’indice de Lerner pour chacun des pays de notre échantillon. Trois enseignements majeurs peuvent être tirés de ce graphique. Les marchés bancaires sont clairement *de facto* hétérogènes en zone euro, et ce, malgré l’harmonisation du cadre réglementaire et la création d’un marché bancaire unique *de jure*. Le graphique souligne, de surcroît, une fragmentation en deux zones de l’union : d’un côté, certains pays périphériques de l’Europe (Portugal, Grèce et Irlande) dans lesquels la concurrence est d’une faible intensité et, d’un autre côté, les pays noyaux de la zone euro caractérisés par des marchés bancaires fortement concurrentiels. Le constat dressé illustre, pour un marché spécifique mais ô combien important, les différences structurelles qui caractérisent ces pays. Enfin, le graphique souligne que le degré de concurrence s’avère être un objet en mouvement. On constate, en effet, d’amples fluctuations à travers le temps.

À bien des égards, la crise a posé la question de la convergence macroéconomique des États membres de la zone euro. Il nous semble donc que la convergence des structures financières ne doit pas être occultée du fait des boucles de rétroactions possibles entre les structures financières et les performances macroéconomiques. L’étude de Weill (2013) se saisit de cette question et fait le constat de l’existence d’un processus de convergence de la concurrence bancaire en Europe sur la période 2002-2008. De toute évidence, les progrès de l’intégration financière pouvant être observés sur cette période seraient à mettre sur le compte de l’arsenal réglementaire mis en place depuis 1999, visant à créer les conditions pour l’émergence d’un marché bancaire unique en Europe. Sans remettre en cause ce diagnostic, l’inspection visuelle de nos séries laisse à penser que la crise financière aurait contrarié ce

10. Il convient de rappeler qu’une augmentation de l’indice de Lerner témoigne d’une diminution de la concurrence bancaire.

2.1 Analyse empirique de l'influence de la concurrence bancaire sur la transmission des taux d'intérêt

FIGURE 2.4 – Diagramme en boîte (boîte à moustaches) de la concurrence bancaire



processus de convergence. Le graphique 2.4, présentant les diagrammes en boîte de la concurrence à travers le temps, suggère, en effet, une rupture du processus de convergence en l'année 2009.

La question de la convergence de la concurrence revêt, dans le cadre de notre étude, une importance critique. Rejoignant nos développements introductifs, il nous apparaît, en effet, que les effets adverses de la concurrence dans une zone monétaire unique tiennent davantage à l'hétérogénéité qu'à l'intensité des imperfections concurrentielles. Ce constat nous ordonne, par conséquent, de tester rigoureusement la convergence des marchés bancaires en Europe sur notre période d'étude. À cet effet, nous étendons les travaux de Weill (2013) de façon à prendre en considération la période de crise et, de cette manière, vérifier si la crise a réellement freiné ou rompu le processus d'intégration financière entamé au début des années deux mille.

En vue d'analyser la convergence, Weill (2013) use de deux approches : la bêta-convergence et la sigma-convergence utilisées d'ordinaire en théorie de la croissance. La bêta-convergence, tout d'abord, permet de tester si la concurrence évolue à un rythme plus soutenu dans les pays les moins concurrentiels. Formellement, la méthode statistique consiste à régresser le taux de croissance sur le niveau initial de concurrence.

$$\Delta \ln(\text{lerner}_{i,t}) = \alpha + \beta \ln(\text{lerner}_{i,t-1}) + \sum_{i=1}^{11} c_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2.7)$$

où $\text{lerner}_{i,t}$ correspond à l'indice de Lerner estimé par la Banque mondiale pour le pays i en date t et c_i un effet fixe pays. Dans l'équation précédente, le paramètre β permet de tester la présence d'un processus de convergence. On conclut, en effet, à la présence de convergence si le coefficient estimé par les Moindres Carrées Ordinaires est négatif et significativement différent de zéro.

TABLEAU 2.4 – Bêta-convergence et Sigma-convergence

	Coefficient	Écart-type robuste
Beta-convergence		
Constante	-1.165***	0.102
$\ln(\text{lerner}_{i,t-1})$	-0.759***	0.049
R2 ajusté	0.563	
Sigma-convergence		
Constante	0.297***	0.086
$W_{i,t-1}$	-0.810***	0.055
R2 ajusté	0.583	

Ensuite, la sigma-convergence évalue l'état de la dispersion à travers le temps des observations par pays. On considère alors, dans ce cas, qu'il y a convergence si la dispersion diminue au fil du temps. Formellement, la sigma-convergence implique l'estimation de l'équation suivante :

$$\Delta Z_{i,t} = \alpha + \beta Z_{i,t-1} + \sum_{i=1}^{11} c_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2.8)$$

où $Z_{i,t} = \ln(\text{lerner}_{i,t}) - \text{Moyenne}(\ln(\text{lerner}_{i,t}))$. Selon l'approche de la sigma-convergence si le coefficient β est significativement négatif, cela indiquerait une convergence des structures financières en Europe sur notre période d'étude.

Les résultats des deux estimations sont présentés dans le tableau 2.4. Tout indique, à la lecture des résultats, qu'en dépit de la crise, notre période d'étude se caractérise dans son entièreté par une homogénéisation progressive de la concurrence en zone euro. En somme cela indique, par conséquent, que l'hétérogénéité potentielle, induite par les structures concurrentielles se serait dissipée avec le temps.

2.1.4 Résultats empiriques

Les jalons posés dans les développements précédents permettent, à présent, de répondre à la question suivante : quels sont les effets de la concurrence sur la transmission des taux d'intérêt ?

Après avoir vérifié dans la section 2.1.4, la relative bonne configuration de notre modèle, des réponses concrètes à la question posée sont apportées dans la section 2.1.4. Dans cette sous-section, outre l'étude des effets de la concurrence sur la transmission des taux à long et court terme, nous apportons des réponses à une question connexe, à savoir l'effet de la concurrence sur le niveau des taux en zone euro. Enfin, les sections 2.1.4 et 2.1.4 s'assurent de la bonne tenue de nos conclusions à travers la mise en place de divers tests de sensibilité.

Propriétés des ARDL-ECM

Avant d'exposer en détail les résultats obtenus, il est nécessaire de s'assurer que nos estimations vérifient les propriétés économétriques sous-jacentes à l'utilisation d'un modèle PMG. Ces propriétés, présentées par Pesaran *et al.* (1999), sont au nombre de trois et sont exposées dans la section 2.1.3.

Propriété des résidus (H1)

La première hypothèse du modèle de Pesaran *et al.* (1999) est relative aux propriétés des résidus des modèles estimés. En dépit du fait, comme le note De Bandt *et al.* (2009), que cette première hypothèse soit souvent supposée satisfaite sans être testée dans la littérature, nous avons, en ce qui nous concerne, examiné si les perturbations étaient bien indépendamment distribuées. En premier lieu, nous avons vérifié si l'hypothèse d'absence d'autocorrélation dans nos résidus était raisonnable. À cet égard, nous avons testé la présence d'autocorrélation sur l'ensemble des séries temporelles à partir des tests usuels d'autocorrélation, en particulier le test de Breusch-Godfrey (Breusch, 1978 et Godfrey, 1978). Les résultats de ces tests du multiplicateur de Lagrange sont reportés dans les tableaux en annexe. Quand bien même, dans certains cas, nous décelons la présence d'autocorrélation, cela semble être un phénomène mineur et caractéristique d'un faible nombre de séries temporelles¹¹. En second lieu, nous avons testé l'hypothèse d'homoscédasticité. En particulier, nous avons mené des tests de Fisher d'effets ARCH sur les différentes séries temporelles de résidus. Les résultats tendent à démontrer que l'hypothèse de constance de la variance conditionnelle des résidus ne peut, en règle générale, être rejetée. Nonobstant la bonne configuration générale des résidus des modèles estimés, nous utilisons la correction de Newey-West afin de corriger les variances et covariances des estimateurs des MCO, utilisés pour estimer les paramètres d'ajustement propres à chaque pays. Ainsi, il sera, par conséquent, reporté des écart-types HAC¹².

Au-delà de l'indépendance temporelle, Pesaran *et al.* (1999) notent que les résidus doivent être indépendamment distribués entre les individus. Une des causes principales de corrélations inter-individuelles des résidus tient à l'omission de facteurs communs dans la modélisation. Dans le cadre de cette étude, le fait que l'Eonia soit un facteur commun limite les suspicions concernant cette hypothèse d'indépendance inter-individuelle. Toutefois, d'autres facteurs communs, cette fois-ci inobservables, pourraient également exister. Nous vérifions, par conséquent, la robustesse de nos résultats en considérant ledit « C-PMG » estimateur de Binder et Offermanns (2008) dans la sous-section 2.1.4.

11. On note, du reste, que Pesaran *et al.* (1999) dans l'application de leur méthodologie décèlent également, sur certaines de leurs séries, la présence d'autocorrélation.

12. La comparaison des écarts-types standard et HAC tend à montrer que les problèmes d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation sont de faible ampleur. En effet, l'ampleur des écarts-types est comparable.

Cointégration des variables (H2)

La seconde série d'hypothèses du modèle PMG se rapporte aux conditions de stabilité du modèle. Le modèle est stable et estimable sous la forme présentée si et seulement si les résidus de la relation de long terme sont stationnaires. Cette hypothèse est vérifiée lorsque l'on rejette l'hypothèse d'absence de cointégration entre les variables. À cet égard, nous employons le test de Westerlund (2007). En substance, Westerlund (2007) propose de tester l'hypothèse nulle d'absence de cointégration en vérifiant si le coefficient de correction d'erreur est égal à zéro. Il nous faut attirer l'attention sur le fait que les tests de cointégration au sens de Westerlund sont moins flexibles que les *bound tests* utilisés dans le cadre des séries temporelles pour tester l'absence de cointégration. Théoriquement, le test de cointégration de Westerlund (2007) suppose, en effet, que l'ensemble des variables apparaissant dans la relation de long terme sont non-stationnaires, ce qui n'est pas un prérequis dans un modèle ARDL-ECM¹³. En conséquence, avant de procéder aux tests de cointégration de Westerlund (2007), nous avons mené des tests de racine unitaire sur données de panel pour les trois types de variables utilisées. Les résultats des tests d'Im *et al.* (2003) notamment soulignent que les variables sont bien non-stationnaires. Les résultats des tests de Westerlund (2007) figurent dans le tableau 2.5. Les statistiques reportées correspondent aux statistiques « *group-mean* » de Westerlund (2007)¹⁴. La lecture des résultats soulignent que les résidus de la relation de long terme entre les taux d'intérêt bancaires, l'Eonia, l'indice de Lerner et le terme d'interaction entre cet indice et l'Eonia sont stationnaires. On rejette, en effet, pour l'ensemble des cas, l'hypothèse d'absence de relation de cointégration entre les variables.

TABLEAU 2.5 – Tests de cointégration de Westerlund

	(1)		(2)		(1)		(2)	
	Prêts consommation				Prêts immobiliers			
Statistics	Z-value	Robust p-value	Z-value	Robust p-value	Z-value	Robust p-value	Z-value	Robust p-value
Pt	-3.574	0	-4.842	0	-5.650	0	-7.284	0
Pa	-4.166	0	-4.053	0	-4.004	0	-4.952	0
	Dépôts CT ménages				Dépôts CT entreprises			
Statistics	Z-value	Robust p-value	Z-value	Robust p-value	Z-value	Robust p-value	Z-value	Robust p-value
Pt	1.027	0	-4.013	0	-3.935	0	-7.390	0
Pa	0.747	0	-3.370	0	-7.640	0	-11.117	0
	Prêts aux entreprises < 1 m €				Prêts aux entreprises > 1 m €			
Statistics	Z-value	Robust p-value	Z-value	Robust p-value	Z-value	Robust p-value	Z-value	Robust p-value
Pt	-4.660	0	-7.645	0	-5.921	0	-8.574	0
Pa	-6.584	0	-9.190	0	-10.641	0	-13.646	0

Note : Dans la colonne (1), nous testons la cointégration entre $br_{i,t-1}$ et $mr_{i,t-1}$ in (1). Dans la colonne (2), nous testons la cointégration entre $br_{i,t-1}$, $mr_{i,t-1}$, $Lerner_{i,t-1}$ et $Lerner_{i,t-1} * mr_{i,t-1}$.

En plus des tests de Westerlund (2007), nous avons également mené des tests de

13. Le seul prérequis est, en fait, que les variables ne soient pas intégrées d'ordre 2.

14. On renvoie à la présentation détaillée des tests de Westerlund (2007) proposée par Hurlin et Mignon (2008) pour davantage de précisions.

2.1 Analyse empirique de l'influence de la concurrence bancaire sur la transmission des taux d'intérêt

cointégration de Pedroni (1999). La présentation des résultats de ces tests sont reportés en annexe. D'aucune manière, les résultats de ces tests n'infirment ceux reportés dans le tableau 2.5.

Homogénéité des paramètres de la relation de long terme (H3)

Conformément aux hypothèses avancées par Pesaran *et al.* (1999), nous devons enfin vérifier que la spécification des paramètres du modèle est appropriée. En particulier, il faut s'assurer que les contraintes d'homogénéité pesant sur les coefficients de long terme peuvent être vérifiées. Afin de tester cette hypothèse, Pesaran *et al.* (1999) suggèrent d'utiliser, au choix, un test d'Hausman ou un test du ratio de vraisemblance, afin de comparer le modèle non contraint estimé avec l'estimateur MG et le modèle partiellement contraint estimé par l'estimateur PMG. Bien que l'estimateur MG soit toujours convergent, il est néanmoins moins efficace que l'estimateur PMG. Ainsi, dans le cadre d'un test de spécification d'Hausman, on considérera que, si la différence des coefficients n'est pas systématique (hypothèse nulle), alors l'estimateur PMG devrait être privilégié. Les résultats présentés ci-dessous (tableau 2.6) étayent l'utilisation d'un estimateur PMG pour notre modèle.

TABLEAU 2.6 – MG vs. PMG : Test d'Hausman

	Prêts à la consommation	Prêts immobiliers	Dépôts à CT pour les ménages	Prêts aux entreprises < 1 m €	Prêts aux entreprises > 1 m €	Dépôts à CT pour les entreprises
chi2(3)	7.48	1.19	9.93	1.6	2.47	2.12
Prob>chi2	0.0582	0.7561	0.0192	0.6601	0.4814	0.5475

Note : À l'instar de Pesaran *et al.* (1999), nous testons l'hypothèse d'homogénéité des coefficients dans la relation de long terme en appliquant un test d'Hausman. Sous l'hypothèse nulle, l'estimateur PMG est à la fois efficace et convergent, indiquant que l'hypothèse d'homogénéité des paramètres de long terme est valide.

Au regard des résultats obtenus, il apparaît que la relation de long terme gagne à être modélisée par des coefficients homogènes. Spontanément, on peut dès lors se demander si les coefficients de court terme bénéficieraient eux aussi à être homogènes. Pour asseoir l'utilisation de l'estimateur PMG, nous menons, par conséquent, de nouveaux tests de spécification d'Hausman. À présent, les tests d'Hausman portent sur l'estimateur PMG dont nous venons de vérifier qu'il était sans biais, et l'estimateur DFE pouvant être biaisé. Les résultats des tests de spécification d'Hausman pour les six taux d'intérêt sont reportés dans le tableau 2.7. On constate que, dans la grande majorité des situations, les tests conduisent à rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle l'estimateur DFE est sans biais. On infère de ces résultats que la concurrence bancaire seule ne peut modéliser l'entière de l'hétérogénéité de la dynamique des taux à court terme. Le recours à l'estimateur PMG est ainsi approprié.

TABLEAU 2.7 – DFE vs. PMG : Test d’Hausman

	Prêts à la consommation	Prêts immobiliers	Dépôts à CT pour les ménages	Prêts aux entreprises < 1 m €	Prêts aux entreprises > 1 m €	Dépôts à CT pour les entreprises
chi2(3)	11.39	73.64	61.14	36.77	57.18	4.69
Prob>chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1962

Note : À l’instar de Pesaran *et al.* (1999), nous testons l’hypothèse d’homogénéité des coefficients dans la relation de court terme en appliquant un test d’Hausman. Sous l’hypothèse nulle, l’estimateur DFE est à la fois efficace et convergent, indiquant que l’hypothèse d’homogénéité des paramètres de court terme est valide.

Résultats principaux

Dans ce qui suit, les tableaux 2.8, 2.10 et 2.11 répertorient les résultats de notre analyse principale. Par souci de simplicité et afin de hiérarchiser nos commentaires, les paramètres de long terme et les paramètres de court terme des modèles à correction d’erreur estimés sont présentés dans deux tableaux distincts. Le tableau 2.8 affiche, tout d’abord, les résultats des estimations des relations de long terme des équations 2.5 et 2.6 pour les six taux d’intérêt considérés. Puis, les tableaux 2.10 et 2.11 rapportent les estimations des paramètres de court terme de ces deux mêmes équations pour les taux bancaires, respectivement, aux ménages et aux entreprises non-financières.

Effets de la concurrence sur la transmission de long terme des taux d’intérêt

L’exposé des résultats des estimations des relations de long terme dans le tableau 2.8 permet d’apporter des réponses à deux questions : quel est l’effet de la concurrence bancaire sur les niveaux des taux et quel est son effet sur la transmission monétaire ?

Nos premiers commentaires porteront sur la première question. Cela nous permettra ainsi de nous affranchir très rapidement de ce qui s’avère être une question annexe à l’objet principal de recherche de ce chapitre. Aussi, du fait de l’unanimité théorique concernant les résultats attendus, cela constitue une manière *ad-hoc* de tester la pertinence de la mesure de concurrence choisie. *In fine*, il s’agit, par voie de conséquence, de donner du crédit aux réponses que nous apporterons sur le volet de la transmission monétaire.

Nos résultats mettent, tout d’abord, en lumière l’influence très significatif de la variable *Lerner* sur le niveau des taux. La présence d’un terme d’interaction comprenant l’indice de Lerner dans la relation de long terme conduit néanmoins à faire preuve de prudence dans l’interprétation des coefficients estimés. En effet, les coefficients placés devant notre variable de concurrence indiquent l’effet de la concurrence sur les niveaux des taux lorsque l’Eonia, terme avec lequel le Lerner entre en interaction, est égal à zéro. En règle générale, ces interprétations condi-

2.1 Analyse empirique de l'influence de la concurrence bancaire sur la transmission des taux d'intérêt

tionnelles présentent peu d'intérêt et on leur préfère des interprétations de l'effet moyen ou médian. Néanmoins, étant donné la situation actuelle sur les marchés monétaires, caractérisée par des taux d'intérêt proches de zéro, l'interprétation des coefficients n'est pas saugrenue. Les coefficients indiquent, en effet, ni plus ni moins, qu'en cette période de taux zéro, les taux d'intérêt bancaires sont plus faibles là où les marchés bancaires sont les plus concurrentiels. On retrouve finalement l'effet moyen de la concurrence, donné par $\varphi + \bar{m}r\lambda$, où $\bar{m}r$ est la moyenne de l'Eonia sur notre période d'étude, dans le tableau 2.9.

TABLEAU 2.8 – Concurrence bancaire et transmission des taux d'intérêt à long terme

Long-term ECM	Prêts consommation		Prêts immobiliers		Dépôts CT ménages	
Eonia	0.542 *** (-0.049)	1.743*** (0.205)	0.888*** (0.028)	1.025*** (0.073)	1.012*** (0.055)	2.099*** (0.173)
Lerner		5.907*** (1.733)		2.479*** (0.692)		18.042*** (1.956)
Lerner*Eonia		-5.898*** (0.872)		-0.838*** (0.25)		-4.505*** (0.698)
Long-term ECM	Prêts aux entreprises < 1 m €		Prêts aux entreprises > 1 m €		Dépôts CT entreprises	
Eonia	0.827*** (-0.021)	1.188*** (0.056)	0.893*** (0.018)	1.314*** (0.076)	1.013*** (0.007)	1.064*** (0.022)
Lerner		6.644*** (0.764)		9.017*** (1.015)		0.657*** (0.009)
Lerner*Eonia		-1.929*** (0.248)		-2.359*** (0.328)		-0.278** (0.108)

Note : Les écarts-types sont reportés entre parenthèses. *, **, *** représentent la significativité des coefficients, respectivement, aux seuils de 10%, 5% et 1%.

Les estimations de l'effet moyen de la concurrence suscitent au moins trois remarques. Tout d'abord nos résultats sont conformes aux modèles théoriques de Freixas *et al.* (1997) ou encore d'Ho et Saunders (1981) : davantage de concurrence implique de plus faibles taux d'intérêt débiteurs. À rebours des trois autres séries de taux débiteurs, on constate toutefois qu'une série de taux - les taux pour les prêts à la consommation - réagit différemment à la concurrence. Il nous est particulièrement difficile de fournir une explication définitive à ce résultat. On peut cependant émettre l'hypothèse que la concurrence, pour les prêts à la consommation, s'exerce moins sur les taux que sur les diverses commissions, frais et modalités des prêts. Toujours est-il que, dans tous les cas, il convient d'attacher une importance modérée à ce résultat. Les prêts à la consommation ont, en effet, des implications macroéconomiques modestes au regard des taux immobiliers ou des taux aux entreprises ; en attestent les encours de ces différentes catégories de prêts. Enfin, reste l'énigme des taux créditeurs. En effet, nos résultats mettent en lumière le fait que la concurrence réduit les taux d'intérêt sur les dépôts, allant à l'encontre des *a priori* théoriques et des résultats obtenus sur les taux débiteurs. Ce résultat troublant s'avère néanmoins fréquemment observé dans la littérature sur les taux d'intérêt en zone euro (voir, entre

autres, Corvoisier et Gropp, 2002 et Van Leuvensteijn *et al.*, 2013). Plusieurs éléments peuvent expliquer ces résultats. Ces derniers pourraient, tout d'abord, être la résultante du comportement des taux débiteurs. Si la concurrence exerce une pression sur les taux débiteurs, elle impose, de fait, aux banques, de réduire leurs taux créditeurs afin de conserver une marge d'intérêt positive. Dans un autre ordre d'idée, Corvoisier et Gropp (2002) suggèrent qu'une faible concurrence pourrait aller de pair avec des banques efficaces, qui redistribueraient une partie de ces gains d'efficacité aux consommateurs en offrant des taux pour les dépôts plus importants.

TABLEAU 2.9 – Effet moyen et effet économique sur la transmission des taux de la concurrence bancaire

	Prêts consommation	Prêts immobiliers	Dépôts CT ménages
Effet moyen de la concurrence bancaire	-7.481*** (1.515)	4.082*** (0.765)	7.816*** (1.356)
<i>Pass-through</i> avec Lerner p25	0.776	0.887	1.36
<i>Pass-through</i> avec Lerner p75	0.406	0.835	1.078
Différence (en %)	90.9	6.2	26.1
	Prêts aux entreprises < 1 m €	Prêts aux entreprises > 1 m €	Dépôts CT entreprises
Effet moyen de la concurrence bancaire	2.264*** (0.453)	5.243*** (0.66)	0.026 -0.126
<i>Pass-through</i> avec Lerner p25	0.871	0.927	1.018
<i>Pass-through</i> avec Lerner p75	0.75	0.779	1.001
Différence (en %)	16.1	18.9	1.7

Note : Les écarts-types sont reportés entre parenthèses et ont été calculés à partir de la formule suivante : $SE = [Var(\varphi) + mr^2Var(\beta) + 2cov(\varphi, \beta)]^{1/2}$. *, **, *** représentent la significativité des coefficients, respectivement, aux seuils de 10%, 5% et 1%.

Parallèlement aux effets directs sur les niveaux des taux, le tableau 2.8 témoigne que la concurrence a également un effet indirect significatif de par son influence sur la relation entre taux monétaires et taux bancaires. Nos résultats suggèrent, en effet, que la transmission monétaire est moins opérante à long terme dans les économies qui disposent d'un secteur bancaire moins concurrentiel. Cela est illustré par le fait que l'ensemble des coefficients estimés du terme d'interaction sont négatifs et fortement significatifs.

L'analyse des effets de la concurrence sur la transmission monétaire ne peut se limiter à déterminer si les coefficients estimés sont statistiquement différents de zéro. Sans conteste, nous devons également vérifier si les répercussions économiques potentielles induites par la concurrence sont importantes ou marginales. Dans le cas présent, il faut vérifier qu'une variation d'un point de base de l'Eonia entraîne des variations des taux bancaires suffisamment différentes pour que cela pose la question de l'intégration financière européenne et de la survie à long terme de la zone euro. Dans cette optique, nous évaluons l'ampleur de la transmission des taux pour deux économies fictives : l'une caractérisée par une concurrence importante sur son marché bancaire et l'autre caractérisée, au contraire, par un environnement bancaire peu concurrentiel. Formellement, pour cet exercice, on retient d'abord le premier et le

2.1 Analyse empirique de l'influence de la concurrence bancaire sur la transmission des taux d'intérêt

troisième quartile de la distribution empirique de l'indice de Lerner utilisé dans cette étude. Puis, on estime l'ampleur de la transmission des taux pour ces deux valeurs de notre indicateur de concurrence. Les estimations réalisées illustrent à quel point les différences d'ampleur dans la transmission des taux peuvent être importantes. L'exemple de la transmission de l'Eonia aux taux aux entreprises non-financières pour des prêts inférieurs à un million d'euros est éloquent. Le *pass-through* estimé est, en effet, égal à 92.7% dans les économies où le système bancaire est fortement concurrentiel (1^{er} quartile) contre seulement 77.9% dans les économies où l'indice de Lerner est important (3^{ème} quartile).

Effets de la concurrence sur la transmission de court terme des taux d'intérêt

Dans la continuité des développements précédents, il convient, à présent, de s'intéresser aux effets sur la transmission à court terme de la concurrence bancaire. Les tableaux 2.10 et 2.11 rapportent les estimations des paramètres évaluant la dynamique de court terme des équations 2.5 et 2.6. Conformément à l'estimateur PMG utilisé, les tableaux répertorient les coefficients de court terme estimés pour chacun des pays de la zone. Pour faciliter leur interprétation, qui se révèle être fastidieuse et limitée en enseignements pays par pays, le cadran supérieur des tableaux dévoile les moyennes des estimations obtenues pays par pays en utilisant un estimateur *Mean Group*.

Avant de se concentrer à part entière sur les effets de la concurrence, il faut, au préalable, vérifier que l'ajustement du modèle à sa relation de long terme après un choc est bien effectif. À cet égard, il faut porter notre attention sur le terme à correction d'erreur et vérifier que ce dernier est : (1) négatif et (2) significativement différent de zéro. Les estimations rapportées vérifient que ces deux conditions sont respectées. Cela témoigne, par conséquent, de la stabilité du modèle et corrobore les résultats des tests de Westerlund (2007) réalisés antérieurement.

En outre, l'examen des répercussions immédiates d'une variation des taux monétaires sur la variation des taux bancaires assoit la pertinence économique de la spécification retenue. On relève, en effet, comme espéré, que les taux monétaires entraînent une variation en moyenne positive et extrêmement significative des taux d'intérêt bancaire. Plus important, cette variation est, en moyenne, inférieure à l'unité et, dans tous les cas, inférieure aux *pass-through* de long terme. Cela témoigne de l'information contenue dans les variables en niveau et justifie, s'il le faut, l'utilisation d'un modèle à correction d'erreur. L'analyse comparative des coefficients des différentes séries de taux souligne, du reste, les disparités de comportement entre séries. Typiquement, on constate, si l'on considère le modèle sans concurrence dans les tableaux 2.10 et 2.11, qu'une variation d'un point de l'Eonia entraîne une variation des taux bancaires allant en moyenne de 0.150 point pour les prêts à la consommation à 0.803 pour les taux sur les dépôts. Le constat dressé, ici, sur la transmission à court terme, ne fait que corroborer les observations préalablement

formulées lors de l'analyse des relations de long terme. Il apporte toutefois des enseignements nouveaux en mettant en évidence une démarcation nette pour les entreprises entre taux débiteurs et taux créditeurs. Les banques ajustent, en effet, les taux créditeurs dans une plus grande proportion que les taux débiteurs.

Concernant les effets de la concurrence, les termes d'interaction estimés indiquent l'effet d'une accentuation ou d'une diminution de la concurrence sur la transmission immédiate des taux. L'interprétation de nos résultats à court terme est, par conséquent, assez éloignée de celle de Van Leuvensteijn *et al.* (2013), dont l'approche évalue l'effet du niveau de concurrence sur la transmission immédiate des taux. Malgré tout, nos résultats conduisent à des conclusions intéressantes. Les estimations mettent, en effet, en évidence le fait qu'une accentuation de la concurrence conduit les banques à augmenter très significativement leur transmission immédiate des chocs de politique monétaire. Les coefficients estimés moyens des termes d'interaction pour l'ensemble des séries sont, en effet, significativement négatifs. Par extrapolation, on peut également arguer que l'accroissement de la concurrence augmente la vitesse d'ajustement à la relation de long terme puisque l'ajustement immédiat est plus important. Au final, ces résultats sont parfaitement conformes à nos *a priori* et complètent les apports de Van Leuvensteijn *et al.* (2013) en se focalisant sur les effets de la dynamique concurrentielle.

TABLEAU 2.10 – Concurrence bancaire et transmission des taux d'intérêt à court terme : le cas des ménages

		Prêts consommation				Prêts immobiliers				Dépôts CT ménages			
		Coef.	St.err.	Coef.	St.err.	Coef.	St.err.	Coef.	St.err.	Coef.	St.err.	Coef.	St.err.
Moyenne	ECT	-0.136***	0.015	-0.176***	0.015	-0.089***	0.008	-0.116***	0.009	-0.051***	0.01	-0.076***	0.001
	Eonia	0.149*	0.045	0.166	0.273	0.312***	0.008	0.604***	0.112	0.614***	0.047	1.326***	0.176
	Lerner*Eonia			-0.537	1.338			-1.755**	0.575			-4.253***	0.909
AUT	ECT	-0.091*	0.052	-0.141***	0.037	-0.146***	0.027	-0.163***	0.028	-0.09***	0.027	-0.066***	0.027
	Eonia	0.311***	0.071	-0.357	0.532	0.103	0.084	-0.681	0.596	0.664***	0.161	1.204	0.886
	Lerner*Eonia			3.046	2.832			4.195	3.201			-3.159	4.193
BEL	ECT	-0.167***	0.046	-0.238***	0.07	-0.046***	0.012	-0.037**	0.017	-0.119***	0.035	-0.249***	0.066
	Eonia	0.007	0.146	1.226	1.559	0.263***	0.068	1.08**	0.450	0.78***	0.115	2.383***	0.682
	Lerner*Eonia			-5.622	7.635			-4.08*	2.151			-8.286***	3.289
DEU	ECT	-0.122***	0.051	-0.084**	0.032	-0.033***	0.010	-0.069**	0.037	-0.099***	0.033	-0.122***	0.03
	Eonia	0.095	0.144	1.381	0.881	0.25***	0.047	1.176***	0.215	0.663***	0.118	2.179***	0.438
	Lerner*Eonia			-8.236	5.846			-6.252***	1.442			-10.433***	3.026
ESP	ECT	-0.101*	0.052	-0.097*	0.051	-0.125***	0.034	-0.153***	0.033	-0.021	0.014	-0.029**	0.012
	Eonia	0.078	0.247	0.859	0.666	0.4***	0.146	0.599***	0.194	0.55***	0.121	0.861***	0.198
	Lerner*Eonia			-4.878	4.828			-2.282***	0.902			-2.804**	1.104
FIN	ECT	-0.07**	0.030	-0.011	0.009	-0.152***	0.042	-0.091**	0.028	-0.041	0.026	-0.006	0.004
	Eonia	0.609***	0.152	0.717***	0.159	0.673***	0.145	0.764***	0.164	0.85***	0.172	0.91***	0.193
	Lerner*Eonia			-1.298	1.064			-1.718	1.104			-1.406	1.302
FR	ECT	-0.095***	0.016	-0.08***	0.017	-0.053***	0.007	-0.055***	0.009	-0.04	0.024	-0.024	0.015
	Eonia	-0.032	0.054	0.416	0.515	0.049	0.056	0.456**	0.165	0.708***	0.128	1.213***	0.348
	Lerner*Eonia			-2.168	2.651			-2.276***	0.86			-2.756	2.033
GRC	ECT	-0.04**	0.020	-0.068***	0.024	-0.039***	0.016	-0.042**	0.018	-0.022	0.027	-0.033**	0.023
	Eonia	-0.195	0.121	-0.076	0.448	0.197*	0.104	-0.099	0.166	0.45***	0.233	0.002	0.283
	Lerner*Eonia			-0.393	2.547			1.539*	0.871			2.025	1.127
IRE	ECT	-0.425***	0.100	-0.884***	0.123	-0.031	0.028	-0.056*	0.03	-0.015	0.018	-0.13***	0.048
	Eonia	0.641**	0.215	-1.443	1.728	0.573***	0.095	1.46***	0.485	0.731***	0.098	1.52***	0.319
	Lerner*Eonia			8.374	7.769			-4.176**	2.098			-4.089***	1.305
ITA	ECT	-0.089***	0.032	-0.129***	0.0511	-0.144***	0.016	-0.159***	0.017	-0.054**	0.027	-0.04***	0.019
	Eonia	0.028	0.120	-0.734	1.255	0.311***	0.054	0.797	0.562	0.342	0.241	2.621**	1.096
	Lerner*Eonia			3.86	6.255			-2.374	2.674			-11.111**	5.330
NLD	ECT					-0.023***	0.007	-0.018**	0.009	-0.05***	0.022	-0.037	0.024
	Eonia					0.184***	0.056	0.067	0.421	0.43***	0.157	1.101	0.799
	Lerner*Eonia							0.863	2.655			-4.334	4.742
PRT	ECT	-0.162***	0.045	-0.031	0.033	-0.191***	0.062	-0.434***	0.077	-0.02	0.029	-0.101***	0.034
	Eonia	-0.052	0.149	-0.322	0.975	0.436***	0.168	1.025***	0.284	0.589***	0.129	0.592	0.313
	Lerner*Eonia			1.945	3.30			-2.75***	0.974			-0.43	1.272

Note : Les paramètres associés à la constante et à l'indice de Lerner n'ont pas été reportés mais sont bien inclus dans le modèle. Les écarts-types reportés sont robustes à la présence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation (HAC) et *, **, *** représentent la significativité des coefficients, respectivement, aux seuils de 10%, 5% et 1%.

TABLEAU 2.11 – Concurrence bancaire et transmission des taux d'intérêt à court terme : le cas des entreprises

		Prêts aux entreprises < 1 m €				Prêts aux entreprises > 1 m €				Dépôts CT entreprises			
		Coef.	St.err.	Coef.	St.err.	Coef.	St.err.	Coef.	St.err.	Coef.	St.err.	Coef.	St.err.
Moyenne	ECT	-0.131***	0.012	-0.192***	0.016	-0.233***	0.022	-0.194***	0.020	-0.189***	0.023	-0.228***	0.024
	Eonia	0.471***	0.016	1.123***	0.170	0.593***	0.040	1.532***	0.235	0.803***	0.023	1.497***	0.157
	Ler*Eonia			-4.01***	0.864			-4.616***	1.287			-3.698***	0.796
AUT	ECT	-0.31***	0.065	-0.376***	0.095	-0.244***	0.075	-0.204***	0.076	-0.148***	0.055	-0.141***	0.053
	Eonia	0.348**	0.155	-0.56	1.040	0.56***	0.140	0.557	0.889	0.773***	0.134	1.424*	0.783
	Ler*Eonia			4.764	5.087			-4.749	4.43			-3.901	4.155
BEL	ECT									-0.443***	0.100	-0.537***	0.109
	Eonia									0.986***	0.050	2.242***	0.336
	Ler*Eonia											-6.158***	1.615
DEU	ECT	-0.173***	0.044	-0.404***	0.052	-0.143***	0.057	-0.319***	0.066	-0.207***	0.075	-0.28***	0.082
	Eonia	0.488***	0.105	2.609***	0.253	0.573***	0.117	2.718***	0.362	0.886***	0.072	1.749***	0.236
	Ler*Eonia			-14.874***	1.738			-15.194***	2.623			-5.844***	1.581
ESP	ECT	-0.039**	0.014	-0.053***	0.017	-0.077**	0.036	-0.092***	0.036	-0.024	0.021	-0.032	0.024
	Eonia	0.52***	0.129	0.793***	0.193	0.747***	0.109	1.019***	0.202	0.771***	0.086	0.902***	0.160
	Ler*Eonia			-2.501***	0.945			-2.583**	1.292			-1.182	1.231
FIN	ECT	-0.176***	0.050	-0.026	0.019	-0.45***	0.094	-0.025	0.015	-0.212***	0.064	-0.258***	0.076
	Eonia	0.652***	0.101	0.788***	0.117	0.586***	0.122	0.853***	0.157	0.95***	0.048	0.975***	0.053
	Ler*Eonia			-1.081	1.110			0.196	1.89			-0.503	0.576
FR	ECT	-0.112***	0.019	-0.101***	0.019	-0.167***	0.056	-0.165***	0.053	-0.219***	0.062	-0.27***	0.048
	Eonia	0.267***	0.069	0.69	0.599	0.726***	0.099	1.387***	0.580	0.777***	0.115	1.718***	0.419
	Ler*Eonia			-2.315	3.02			-3.622	3.10			-5.282**	1.757
GRC	ECT	-0.022	0.034	-0.035	0.038					-0.007	0.048	-0.014	0.026
	Eonia	0.667***	0.099	0.909***	0.302					0.725***	0.248	0.252	0.326
	Ler*Eonia			-1.357	1.51							2.389**	1.44
IRE	ECT	-0.155***	0.05	-0.251***	0.077	-0.434***	0.081	-0.115**	0.045	-0.038*	0.025	-0.044*	0.026
	Eonia	0.544***	0.137	1.97***	0.541	0.503***	0.108	1.494**	0.587	0.77***	0.078	1.309***	0.326
	Ler*Eonia			-7.297***	2.287			-3.79	2.543			-2.51**	1.44
ITA	ECT	-0.199***	0.044	-0.324***	0.059	-0.25***	0.060	-0.389***	0.074	-0.298***	0.093	-0.39***	0.100
	Eonia	0.433***	0.139	2.251***	0.718	0.55***	0.111	2.912**	1.295	0.709***	0.136	3.35***	1.159
	Ler*Eonia			-9.325**	3.696			-11.959*	6.639			-13.024**	5.882
NLD	ECT	-0.036*	0.019	-0.037*	0.020	-0.245***	0.087	-0.259***	0.08	-0.485***	0.132	-0.516***	0.13
	Eonia	0.45***	0.108	1.014*	0.562	0.704***	0.111	1.354	0.959	0.695***	0.118	0.939**	0.421
	Ler*Eonia			-3.633	3.445			-4.5	6.302			-1.741	2.562
PRT	ECT	-0.094***	0.040	-0.319***	0.053	-0.089*	0.049	-0.47***	0.064	-0.002	0.106	-0.03	0.125
	Eonia	0.341***	0.142	0.772*	0.362	0.395**	0.172	1.653**	0.478	0.8***	0.171	1.618***	0.546
	Ler*Eonia			-2.482*	1.233			-6.179***	1.632			-2.923	2.055

Note : Les paramètres associés à la constante et à l'indice de Lerner n'ont pas été reportés mais sont bien inclus dans le modèle. Les écarts-types reportés sont robustes à la présence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation (HAC) et *, **, *** représentent la significativité des coefficients, respectivement, aux seuils de 10%, 5% et 1%.

2.1 Analyse empirique de l'influence de la concurrence bancaire sur la transmission des taux d'intérêt

S'inspirant de Mojon (2000) ou encore Sorensen et Werner (2006), nous proposons une solution alternative pour tester si le niveau, cette fois-ci de concurrence, influence à court terme la transmission des taux. Notre stratégie empirique évolue et comporte désormais deux étapes. La première étape consiste à déterminer pays par pays les vitesses d'ajustement à la relation d'équilibre. La seconde étape consiste finalement à régresser ces vitesses d'ajustement sur les niveaux moyens de concurrence de chaque pays. Pour déterminer, dans un premier temps, la vitesse d'ajustement à l'équilibre de long terme pour chaque pays, nous allons utiliser les estimations de l'ARDL sans concurrence (équation 2.5). Selon Hendry (1995), la vitesse d'ajustement est donnée par l'expression : $(1 - \rho_i)/\gamma_i$, qui manie les coefficients estimés, pour chaque pays, du terme à correction d'erreur et du coefficient de transmission immédiate des taux. Le tableau 2.12 répertorie les estimations pour chaque pays et chaque série de taux de la vitesse d'ajustement, exprimée en nombre de mois. Par conséquent, plus les estimations sont importantes, plus le délai d'ajustement est long. Deux remarques peuvent être formulées à partir de ces estimations. D'abord, il apparaît que la vitesse d'ajustement des taux aux entreprises est plus rapide que celle qui concerne les ménages. On explique aisément ce résultat par une capacité plus importante des entreprises à mettre en concurrence les banques¹⁵ et, pour certaines entreprises, par leur capacité à s'endetter sur les marchés financiers. Ensuite, il apparaît que les taux créditeurs aux entreprises s'ajustent beaucoup plus promptement que les taux débiteurs. Cela confirme nos observations précédentes et peut, en partie, se comprendre par les décalages chronologiques qui peuvent exister entre le moment où l'entreprise requiert un financement pour un projet d'investissement et le moment où le contrat prend effet.

TABLEAU 2.12 – Vitesse d'ajustement (en nombre de mois)

	Prêts consommation	Prêts immobiliers	Dépôts à court terme pour les ménages	Prêts aux entreprises < 1 m €	Prêts aux entreprises > 1 m €	Dépôts à court terme pour les entreprises
Moyenne	6.257	7.73	7.56	4.038	1.746	1.042
Autriche	7.571	6.143	3.73	2.103	1.803	1.533
Belgique	5.946	16.021	1.848	-	-	0.0316
Allemagne	7.418	22.727	3.404	2.959	2.986	0.55
Espagne	9.128	4.8	-	12.307	3.285	-
Finlande	5.585	2.15	3.658	1.977	0.92	0.235
France	10.363	17.94	7.3	6.544	1.64	1.018
Grèce	29.875	20.589	-	15.136	-	-
Irlande	0.844	-	-	2.941	1.145	6.052
Italie	10.921	4.784	12.185	2.849	1.8	0.9765
Pays-Bas	-	35.478	11.4	15.277	1.208	0.628
Portugal	6.493	2.952	20.55	7.01	6.7977	-

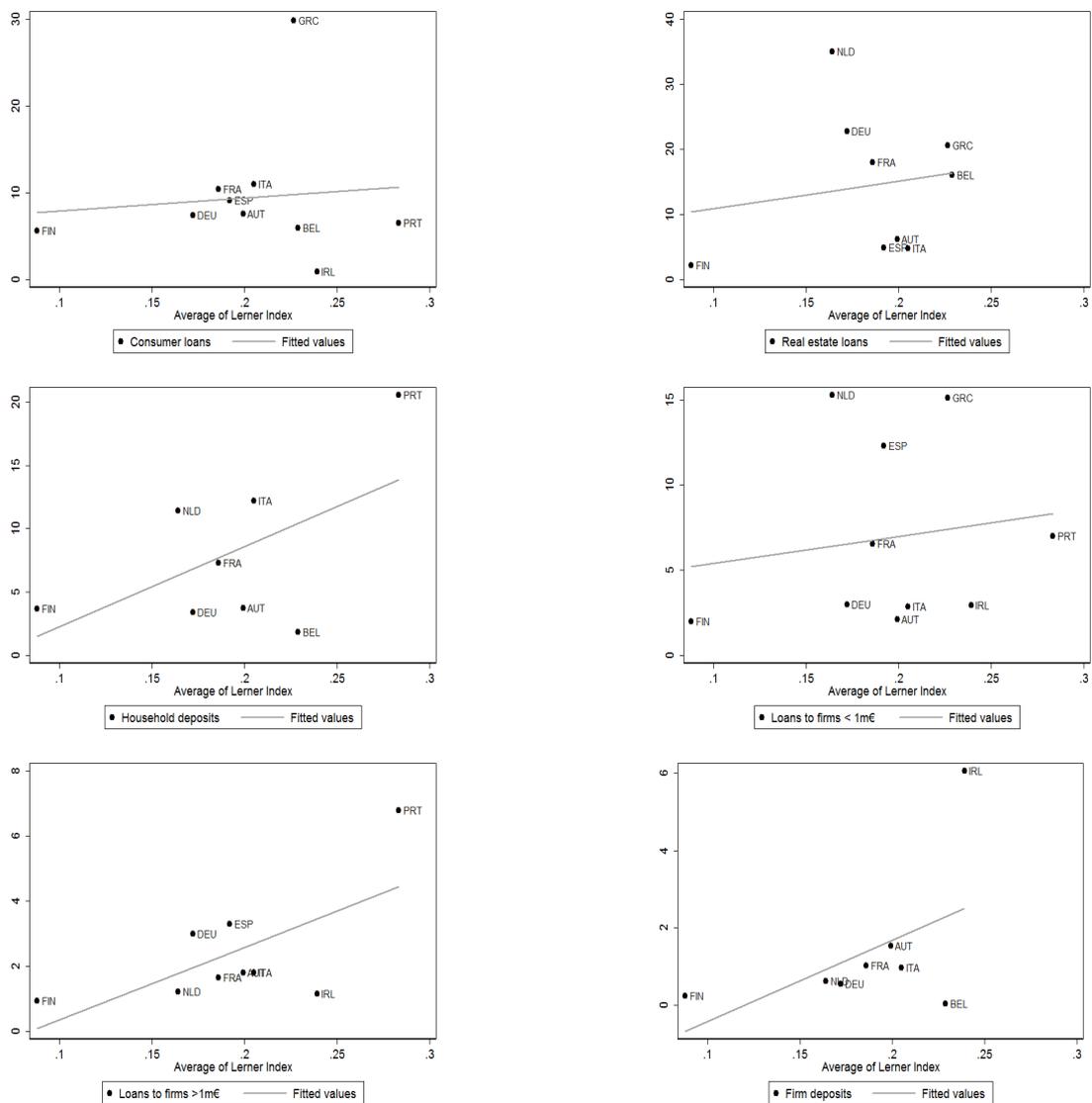
Note : Seules les vitesses d'ajustement, pour lesquelles le paramètre associé au terme à correction d'erreur est significatif, ont été reportées.

Disposant désormais des vitesses d'ajustement de chaque pays, nous pouvons les associer à notre indicateur de concurrence moyen sur la période par le biais d'une régression linéaire. Avec seulement onze observations par taux, il est illusoire d'en

15. Le développement de la multibancarité pour les entreprises participe à renforcer cet effet.

tirer des conclusions fermes. Les graphiques présentés sur la figure 2.5 décrivent plus qu'ils ne permettent de faire de l'inférence statistique. En dépit de ces limites et de la prudence avec laquelle nous devons interpréter ces graphiques, notre approche en deux étapes met en évidence des corrélations positives entre l'indice de Lerner moyen et le nombre de mois nécessaires pour s'ajuster à la relation de long terme (commune, dans cette spécification, à l'ensemble des pays de la zone euro). Autrement dit, les graphiques établissent l'existence d'une relation positive entre la vitesse d'ajustement et la concurrence bancaire.

FIGURE 2.5 – Concurrence bancaire et vitesse d'ajustement



Au final, notre analyse conduit donc à reconnaître l'importance de la concurrence bancaire dans le mécanisme de transmission des taux d'intérêt. Il nous est, en effet,

2.1 Analyse empirique de l'influence de la concurrence bancaire sur la transmission des taux d'intérêt

apparu que la concurrence affectait significativement la transmission des taux à long et court terme. Ces résultats apportent donc un éclairage nouveau sur les facteurs à l'origine des difficultés de transmission monétaire et sur l'hétérogénéité de ce processus, participant à la fragmentation de la zone euro.

Analyse de la robustesse de nos résultats

Il nous incombe désormais de tester, dans cette sous-section, la robustesse des résultats obtenus et des interprétations livrées. Les tests de sensibilité menés sont tri-dimensionnels¹⁶.

On s'évertue, tout d'abord, à tester la sensibilité de nos résultats aux données utilisées. On remplace notamment l'Eonia par l'Euribor 3 mois¹⁷. En temps normal, les deux taux évoluent de concert et présentent pour ainsi dire une corrélation parfaite, ce qu'atteste, au demeurant, le graphique 2.6. En revanche, et c'est en cela que substituer l'Euribor à l'Eonia est opportun, durant la crise financière débutée en 2007, on observe un découplage des deux séries de taux. Étaient alors en cause les risques sur les marchés interbancaires, qui ont conduit à une augmentation de la prime de risque sur l'Euribor¹⁸. Les résultats rapportés dans les colonnes signalées par le chiffre « 1 » du tableau 2.13 soulignent l'imperméabilité de nos résultats à un changement de taux monétaire. L'ensemble des estimations sont, en effet, conformes à celles préalablement présentées.

Pour le reste, nous avons également remplacé l'indice de Lerner estimé par la Banque mondiale par deux autres mesures de concurrence : d'une part, un indice de Lerner d'une source différente, répertorié dans la base de données de Clerides *et al.* (2015) et, d'autre part, un indicateur de Boone estimé par la Banque mondiale¹⁹ - présentant l'indéniable avantage de permettre une comparaison de nos résultats avec ceux de Van Leuvensteijn *et al.* (2013) qui utilisent cet indicateur. Au regard des estimations présentées dans le tableau 2.14, il apparaît que tant l'indice de Lerner que l'indicateur de Boone mettent en évidence le fait que la concurrence améliore la transmission de long terme des taux d'intérêt au sein de la zone euro. Cela confirme, par conséquent, nos conclusions précédentes.

Dans un tout autre ordre d'idées, la seconde série de tests consiste à modifier notre estimateur de façon à prendre en compte des facteurs communs supplémen-

16. Dans cette sous-section, par souci de synthèse, nous exposerons uniquement les résultats des estimations des relations de long terme.

17. Un exercice comparable a été effectué en remplaçant l'Eonia par les taux Euribor 6 mois et 12 mois, sans que des différences notables méritent d'être soulignées.

18. Cette observation justifie, à notre sens, que notre analyse principale ait considéré l'Eonia et non les taux Euribor, quelles que soient leurs échéances. En effet, dans la mesure où l'Eonia est un taux au jour le jour, la prime de risque est demeurée faible durant la crise. L'Eonia est, de ce fait, resté très proche des taux directeurs de la BCE.

19. L'indicateur de Boone sera présenté de manière exhaustive dans le chapitre 3 de cette thèse.

taires. Comme on le sait, l'estimateur PMG repose sur l'hypothèse que les termes d'erreurs sont indépendamment distribués entre individus. Or, cette hypothèse pourrait ne pas être vérifiée en cas d'omission de facteurs communs dans la modélisation. Même si cette éventualité nous semble peu probable du fait que l'Eonia est un facteur commun, elle reste néanmoins envisageable. Nous empruntons, par conséquent, la démarche de Binder et Offermanns (2008) et utilisons l'estimateur C-PMG. Ce dernier diffère à la marge de l'estimateur PMG et consiste uniquement à re-paramétriser le modèle PMG initial en considérant, en plus, les moyennes transversales de chacune des variables du modèle. Dans cette optique, nous re-spécifions notre modèle en considérant en nouvelles variables explicatives les moyennes transversales des taux bancaires et de l'indice de Lerner²⁰. De cette manière, nous contrôlons nos estimations pour des facteurs communs spécifiques, relatifs aux taux bancaires et à la concurrence en Europe. Dans leur ensemble, les résultats des estimations utilisant l'estimateur C-PMG rapportés dans le tableau 2.13 (colonne 2) sont identiques. Une exception est néanmoins à relever. La transmission des taux monétaires aux taux sur les dépôts pour les ménages est désormais affectée de manière négative par la concurrence.

Finalement, nous introduisons dans notre modèle une variable indicatrice pour prendre en compte les effets de la crise et la rupture dans les séries. Cette variable indicatrice prend la valeur un pour les observations postérieures à octobre 2008 et, sinon, la valeur zéro. On multiplie en outre cette variable indicatrice avec l'Eonia de façon à explorer les effets de la crise sur la transmission monétaire. L'extension du modèle permet ainsi d'être en phase avec les travaux de Belke *et al.* (2013) ou Blot et Labondance (2013) qui, chacun à leur manière, soulignent la rupture dans le mécanisme de transmission lors de la crise. Les résultats ayant trait à ce test figurent dans le tableau 2.13 (colonne 3). On constate que, conformément à l'intuition, la crise a eu une influence significativement positif sur les niveaux des taux et négatif en termes de transmission monétaire. Comme on l'a souligné dans l'exposé exploratoire présenté en section 2.1.2, la crise a donc fortement perturbé la transmission des taux, ce qui explique, du reste, le recours à des instruments de politiques monétaires non conventionnelles. Il n'en demeure pas moins que la concurrence a toujours un effet significatif sur la transmission monétaire. Ainsi, nos résultats ne peuvent pas être mis sur le compte d'effets spécifiques liés à la crise.

Réellement la concurrence ?

Les évidences empiriques présentées jusqu'alors témoignent que la concurrence bancaire pèse sur la transmission de la politique monétaire à court et long terme. En dépit des effets de la crise financière sur l'efficacité du canal des taux d'intérêt, il apparaît que la concurrence demeure un facteur explicatif prépondérant des

20. On omet, bien évidemment, la moyenne transversale de l'Eonia dans la mesure où cette variable est commune.

2.1 Analyse empirique de l'influence de la concurrence bancaire sur la transmission des taux d'intérêt

TABLEAU 2.13 – Tests de robustesse

	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Long-term ECM	Prêts consommation			Prêts immobiliers			Dépôts CT ménages		
Eonia	0.786*** (0.039)	0.444*** (0.096)	1.028*** (0.044)	0.861*** (0.023)	0.405*** (0.036)	1.06*** (0.042)	1.323*** (0.075)	0.254*** (0.043)	1.294*** (0.046)
Lerner	2.39*** (0.538)	2.935*** (0.738)	2.142*** (0.449)	0.284 (0.291)	2.570*** (0.334)	0.514 (0.394)	5.67*** (1.066)	-2.042*** (0.36)	2.654*** (0.543)
Lerner*Eonia	-1.325*** (0.248)	-1.343*** (0.341)	-1.196*** (0.212)	-0.228* (0.123)	-1.151*** (0.16)	-0.244 (0.167)	-2.491*** (0.408)	1.005*** (0.171)	-1.248*** (0.252)
Moyenne taux bancaire		0.536*** (0.124)			0.853*** (0.056)			0.649*** (0.035)	
Moyenne Lerner		-2.775*** (0.891)			-1.386*** (0.501)			-0.461 (0.343)	
Crise			1.076*** (0.124)			0.717*** (0.096)			1.443*** (0.106)
Crise*Eonia			-0.531*** (0.124)			-0.081 (0.08)			-0.642*** (0.111)
Long-term ECM	Prêts aux entreprises < 1 m €			Prêts aux entreprises > 1 m €			Dépôts CT entreprises		
Eonia	1.122*** (0.089)	0.22*** (0.047)	1.195*** (0.061)	0.880*** (0.023)	0.344*** (0.046)	1.059*** (0.025)	1.174*** (0.075)	0.465*** (0.073)	1.229*** (0.029)
Lerner	3.655*** (0.974)	1.433*** (0.313)	4.873*** (0.81)	0.433 (0.326)	0.707** (0.352)	0.159 (0.29)	3.938*** (0.873)	4.685*** (0.478)	1.259*** (0.32)
Lerner*Eonia	-1.578*** (0.358)	-0.667*** (0.146)	-1.435*** (0.272)	-0.242* (0.143)	-0.363** (0.166)	-0.089 (0.133)	-1.25*** (0.361)	-1.64*** (0.205)	-0.5489*** (0.144)
Moyenne taux bancaire		1.061*** (0.042)			0.691*** (0.038)			0.904*** (0.051)	
Moyenne Lerner		0.094 (0.277)			0.368 (0.232)			0.379 (0.25)	
Crise			0.466*** (0.082)			0.791*** (0.055)			0.705*** (0.067)
Crise*Eonia			-0.174** (0.074)			-0.222*** (0.053)			-0.488*** (0.072)

Note : La colonne (1) présente une estimation du modèle où le taux monétaire correspond à l'Euribor 6 mois. La colonne (2) contrôle nos résultats de la présence de corrélations spatiales. La colonne (3) introduit dans notre modèle une variable indicatrice « crise ». Seules les estimations du terme à correction d'erreur sont reportées. Les écarts-types figurent entre parenthèses. *, **, *** représentent la significativité des coefficients, respectivement, aux seuils de 10%, 5% et 1%.

TABLEAU 2.14 – Mesures de concurrence alternatives

Long-term ECM	Prêts consommation	Prêts immobiliers	Dépôts CT ménages	Prêts aux entreprises < 1 m €	Prêts aux entreprises > 1 m €	Dépôts CT entreprises
Eonia	0.979*** (0.218)	1.317*** (0.126)	2.595*** (0.207)	1.388*** (0.096)	1.392*** (0.069)	1.146*** (0.041)
Lerner	3.938 (2.664)	5.663*** (1.474)	23.844*** (2.634)	8.444*** (1.337)	6.014*** (0.896)	2.659*** (0.493)
Lerner*Eonia	-1.853 (1.149)	-1.864*** (0.551)	-8.563*** (0.915)	-2.668*** (0.439)	-2.393*** (0.353)	-0.473** (0.219)
Eonia	0.518*** (0.048)	0.780*** (0.03)	0.157*** (0.077)	0.536*** (0.044)	0.760*** (0.029)	1.023*** (0.008)
Boone	15.033 (4.031)	14.191*** (2.188)	111.899*** (8.955)	17.297*** (3.665)	9.49*** (2.356)	0.831* (0.429)
Boone*Eonia	-2.276 (1.043)	-3.848*** (0.578)	-25.987*** (3.057)	-8.718*** (1.586)	-4.729*** (1.008)	-0.103 (0.157)

Note : Les écarts-types sont reportés entre parenthèses. *, **, *** représentent la significativité des coefficients, respectivement, à 10%, 5% et 1%.

divergences observées d'un pays à l'autre de la zone euro dans la transmission monétaire. L'influence de la crise financière sur nos résultats ne doit toutefois pas être balayée trop promptement. En effet, les tests de sensibilité ont modélisé, de manière très sommaire, l'influence de la crise financière en considérant une variable indicatrice. À notre sens, cela revêt deux inconvénients. D'une part, une variable indicatrice éclipse les différences d'intensité de crise d'un pays à l'autre de la zone euro. Cela conduit ainsi à mettre sur le même plan la Grèce et l'Allemagne. D'autre part, une variable indicatrice ne rend pas compte des développements chronologiques de la crise. Il apparaît pourtant évident que les tensions étaient plus vives en octobre 2008, au lendemain de la faillite de Lehman Brothers, qu'en décembre 2009, par exemple. Par voie de conséquence, dans cette section, nous allons considérer quatre facteurs conjoncturels variant d'un pays à l'autre et/ou à travers le temps, de façon à modéliser plus fidèlement la crise financière et l'hétérogénéité dans la transmission monétaire. Formellement, à cet égard, nous incluons à notre modèle avec concurrence (équation 2.6) une mesure du risque en niveau et en interaction avec l'Eonia. Les résultats de ces nouveaux tests sont rapportés dans le tableau 2.15 et confirment, dans l'ensemble des cas, l'influence significative de la concurrence sur la transmission monétaire. Les quatre paragraphes suivants présentent en détail les résultats concernant les facteurs de risque considérés.

Prime de risque

La manière certainement la plus opportune de contrôler l'hétérogénéité de la transmission monétaire induite par des facteurs de risque consiste à introduire une prime de risque sur les obligations du trésor de chaque pays dans nos régressions. Cette prime de risque, définie comme l'écart entre les rendements des obligations souveraines à 10 ans des pays membres de la zone euro et le rendement des obligations de même échéance du gouvernement fédéral américain²¹, revêt le caractère conjoncturel recherché. Ainsi, durant la période précédant la crise, les primes de risque s'avèrent, dans leur ensemble, semblables et connaissent un développement harmonieux. En revanche, elles sont marquées par de fortes disparités entre pays dès le déclenchement de la crise. Cela est particulièrement éloquent lorsque l'on compare la Grèce et l'Allemagne. Ainsi, on constate que l'écart des rendements des emprunts d'État allemand et grec qui n'était que de 5 points de base en janvier 2003, a plus que centuplé, atteignant 910 points de base en décembre 2010. En atteste l'exemple précédent, la prime de risque permet de prendre en compte des intensités de crise différentes d'un pays à l'autre, susceptibles d'expliquer l'hétérogénéité de la transmission monétaire en zone euro. Il est, en effet, indéniable que la prime de risque conduit directement à augmenter le coût du financement bancaire hors BCE (par exemple, le coût de l'émission d'obligations) et contribue, de cette manière, à découpler la relation entre Eonia et taux bancaire.

21. En somme, on considère que les obligations du gouvernement américain constituent le titre de référence sans risque.

2.1 Analyse empirique de l'influence de la concurrence bancaire sur la transmission des taux d'intérêt

TABLEAU 2.15 – Concurrence bancaire et transmission des taux d'intérêt : contrôle pour des facteurs de risque

	Prêts consommation	Prêts immobiliers	Dépôts CT ménages	Prêts aux entreprises < 1 m €	Prêts aux entreprises > 1 m €	Dépôts CT entreprises	
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	
Long-term ECM	Eonia	0.905***	1.804***	2.867***	1.375***	1.343***	1.068***
	Lerner*Eonia	-1.268	-3.494***	-9.614***	-2.499***	-2.117***	-0.101
	Prime de risque	0.056	0.183***	0.299***	0.202***	0.210***	0.357***
	Prime de risque*Eonia	0.086**	-0.065***	-0.071***	-0.026*	-0.008	-0.083***
	Eonia	0.873***	0.576***	2.272***	1.258***	1.228***	1.025***
	Lerner*Eonia	-0.828	0.316	-7.075***	-2.232***	-1.64***	-0.092*
	Risque Systémique (RS)	0.463	-0.639**	0.492	-0.416**	-0.293**	-0.182
	RS*Eonia	0.156	0.38***	0.269	0.135**	0.152***	0.121***
	Eonia	1.372***	1.882***	2.605***	7.069***	6.111***	1.15***
	Lerner*Eonia	-2.496***	-7.814***	-7.50***	-2.623***	-2.496***	-0.616***
	Z-score	-0.057***	-0.047***	-0.075***	-0.018***	-0.020**	-0.008***
	Z-score*Eonia	0.014***	0.009***	0.004	0.004***	0.004*	-0.001
	Eonia	2.548**	2.986***	2.633***	2.044***	1.354***	1.069***
	Lerner*Eonia	-6.113***	-2.092***	-6.847***	-2.556***	-2.859***	-0.209
Capital	55.124***	51.172***	42.983***	4.621	23.688***	15.695***	
Capital*Eonia	-18.114**	-22.161***	-19.582***	0.415	-4.854***	-0.783	
Pool short-term ECM	ECT	-0.169***	-0.072***	-0.117***	-0.214***	-0.393***	-0.243***
	Eonia	0.206	0.982***	1.880***	1.529***	1.931***	1.829***
	Lerner*Eonia	-0.082	-3.979***	-7.638***	-6.195***	-7.628***	-5.86***
	Prime de risque	-0.036	-0.007	0.049	-0.029	-0.105	-0.007
	Prime de risque*Eonia	-0.01	0.003	-0.02	0.018	0.068**	0.022
	ECT	-0.134***	-0.124***	-0.156***	-0.192***	-0.475***	-0.29***
	Eonia	0.487	0.801***	1.454***	1.361***	1.70***	1.611***
	Lerner*Eonia	-1.285	-2.91***	-5.154***	-5.189***	-6.108***	-4.802***
	Risque systémique (RS)	0.284***	0.021	-0.10**	-0.058**	-0.243**	-0.258**
	RS*Eonia	-0.002	-0.047**	0.004	0.007	0.019	0.021
	ECT	-0.207***	-0.081***	-0.114***	-0.210***	-0.369***	-0.249***
	Eonia	0.845	0.614***	1.50***	1.02*	1.612**	1.581***
	Lerner*Eonia	0.773	-2.19**	-4.615**	-5.77***	-6.746***	-4.778***
	Z-score	0.477	-0.029	-0.04	0.062	0.053	-0.003
	Z-score*Eonia	-0.131	0.008	-0.017	-0.027	-0.01	-0.032
	ECT	-0.123	-0.069***	-0.105***	-0.125	-0.336***	-0.239***
	Eonia	-0.434	0.924***	1.834***	1.38***	2.028***	1.909***
	Lerner*Eonia	1.495	-3.04***	-5.859***	-5.062	-7.984***	-4.50***
	Capital	6.491	9.374***	11.826**	4.328	13.673	11.284*
Capital*Eonia	5.93	-3.278***	-6.353**	-3.208	-4.815	-6.29**	

Note : *, **, *** représentent la significativité des coefficients, respectivement, aux seuils de 10%, 5% et 1%. Le tableau présente quatre extensions de notre modèle de base. Les quatre extensions incorporent les variables suivantes : (1) prime de risque et prime de risque*Eonia, (2) risque systémique (RS) et RS*Eonia, (3) Z-score et Z-score*Eonia, (4) capital et capital*Eonia.

Comme attendu, les résultats exposés dans le tableau 2.15 mettent en évidence, pour la plupart des taux, une relation positive entre prime de risque et taux bancaires et une relation négative entre prime de risque et ampleur de la transmission monétaire. En dépit du fait que les facteurs de risque expliquent une part de l'hétérogénéité, la concurrence bancaire conserve son influence significative sur la transmission des taux et demeure donc une source d'hétérogénéité.

Risque systémique

La remise en cause, à l'aune de la crise financière, du dogme établissant une dichotomie entre politique monétaire et politique de stabilité financière, nous conduit à nous interroger sur les effets du risque systémique sur la transmission monétaire. Afin de jauger l'étendue du risque systémique au sein de la zone euro, nous utilisons le CISS, pour *Composite Indicator of Systemic Stress*. Cet indicateur de risque systémique, développé par Hollo *et al.* (2012) et diffusé notamment par la BCE, est construit par agrégation d'indicateurs de tensions financières de cinq marchés distincts. Ces marchés correspondent au marché boursier, au marché obligataire, au marché boursier des intermédiaires financiers, au marché interbancaire et, enfin, au marché des changes. À l'instar de la prime de risque, nous introduisons la variable en niveau et en interaction dans notre modèle de base. On constate alors que l'effet de la concurrence bancaire sur la transmission des taux perd en significativité pour les taux immobiliers et la consommation, sans qu'on puisse apporter une explication convaincante à cette observation. Pour le reste, la mesure de risque systémique semble conduire à une amélioration de la transmission monétaire à long terme. Les résultats obtenus sont, par conséquent, aux antipodes de nos présomptions. De fait, il nous semble que les résultats contrastés au sujet de la concurrence doivent être considérés prudemment.

Stabilité du secteur bancaire

Dans la lignée du test précédent, nous considérons par ailleurs, plutôt que le risque systémique, pour lequel nous avons émis des doutes concernant les résultats, la stabilité bancaire définie à l'échelle de chaque État. Pour mesurer la stabilité bancaire, nous retenons l'indicateur du Z-score, utilisé notamment dans le chapitre 1 de cette thèse²². Conformément aux dires de Mersch (2013) « *a stable financial system with sound and solvent banks supports the smooth transmission of monetary policy* », nous présumons que la stabilité bancaire devrait favoriser la transmission des taux d'intérêt. Nos estimations vérifient, dans la majorité des cas, cette conjecture. Selon nous, cela constitue une justification aux fonctions de supervisions bancaires assignées à la FED depuis 1914 et, récemment, à la BCE. Considérer la stabilité bancaire a deux intérêts distincts. D'une part, cela permet de contrôler nos relations par des

22. Le Z-score est extrait de la base de données *Global Financial Development* de la Banque mondiale.

2.1 Analyse empirique de l'influence de la concurrence bancaire sur la transmission des taux d'intérêt

facteurs conjoncturels pouvant affecter la transmission des taux. D'autre part, cela prend en considération les corrélations entre concurrence et stabilité. Nos résultats suggèrent ainsi que l'effet positif de la concurrence en termes de transmission identifiée est bien direct, et non une conséquence indirecte du lien entre concurrence et stabilité.

Capitalisation du secteur bancaire

Finalement, nous inspirant de la thèse développée par Kashyap et Stein (2000) qui souligne l'influence de la capitalisation bancaire sur le canal étroit du crédit, nous testons ici à l'échelle macroéconomique si la capitalisation agit sur le canal des taux d'intérêt. À rebours des résultats de Kashyap et Stein (2000), nous constatons que la capitalisation réduit la transmission des taux d'intérêt. À notre sens ce résultat contre-intuitif s'explique par le fait que c'est au moment de la crise que les taux de capitalisation ont fortement augmenté dans le sillage de la mise en place de la nouvelle réglementation financière et sous la pression des marchés financiers (les banques les moins capitalisées ayant été fortement sanctionnées). Au-delà de ce résultat, on constate que les systèmes davantage capitalisés ont des taux en moyenne plus élevés (à l'exception des prêts aux entreprises inférieurs à 1 million d'euros), ce qui est dans la droite ligne du modèle développé par Freixas *et al.* (1997) et des travaux de Gambacorta et Marques-Ibanez (2011), par exemple. Pour le reste, on vérifie, une fois encore, l'effet bénéfique de la concurrence sur la transmission monétaire.

2.2 Canal étroit du crédit et concurrence bancaire

2.2.1 Fondement et démarche

Pendant longtemps, la doxa économique a exclu l'existence de mécanismes de transmission complémentaires au canal des taux d'intérêt. Cette vision bien rodée ainsi que le cadre d'analyse sous-jacent ont toutefois été, au tournant des années quatre-vingt, remis en cause dans le sillage des travaux sur les asymétries d'information de Stiglitz et Weiss (1981) notamment et de la relecture des causes de la dépression des années trente proposée par Bernanke (1983)²³. Prolongeant l'analyse de Friedman et Schwartz (1963), Bernanke (1983) suggère que les interprétations monétaristes fournies jusqu'alors sont incapables d'expliquer la sévérité et la persistance de la crise de 1929²⁴. Au mieux, elles expliqueraient les premiers trimestres de la crise. Selon Bernanke (1983), l'ampleur de la crise s'explique par la conjonction de réponses monétaires inappropriées et de l'augmentation du coût d'intermédiation. Deux phénomènes seraient à l'origine de cette augmentation des coûts d'intermédiation. *Primo*, la faillite de milliers de banques locales aurait entraîné une baisse du stock d'informations cumulées par les banques sur les agents économiques. Or, ces informations revêtent, dans le cadre de marchés incomplets un aspect capital puisqu'elles permettent de lever les asymétries d'information et conduisent les banques à exiger des agents économiques une juste prime de risque. Cet aspect serait particulièrement important pour les agents dépendants des banques à l'instar des ménages et des PME. *Secundo*, l'ampleur de la crise s'expliquerait également par la dégradation de la situation des agents financiers et non-financiers. La baisse de la solvabilité des agents couplée à l'augmentation des asymétries d'information auraient induit une hausse des coûts de financement et, dans certains cas, une impossibilité de conclure des contrats de dettes (en vertu des effets d'anti-sélection à la Akerlof (1970)).

L'exposé analytique précédent loue les effets des intermédiaires financiers dans la propagation des crises financières à la sphère réelle et conduit à rejeter le théorème de Modigliani et Miller (1958). Dans un marché incomplet et avec frictions, les entreprises ne sont pas indifférentes entre un financement en fonds propres, un financement par endettement intermédié ou direct. Cela étant, comme en témoigne la crise de 1929, tout choc affectant le bilan des intermédiaires financiers est en mesure d'affecter l'offre de crédit et, par voie de conséquence, l'investissement agrégé.

Dans une démarche toujours exploratoire et en dépit des nombreuses différences entre la crise de 1929 et celle de 2008, il semble que certains aspects des crises soient communs. Le choc (négatif) de politique monétaire à proximité de la faillite de

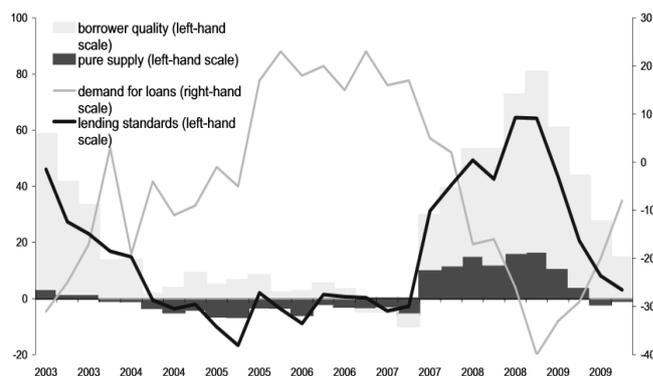
23. En fait, les remises en causes sont antérieures. Préalablement Minsky (1964), par exemple, souligne, à contre-courant, le rôle majeur du secteur financier sur le cycle.

24. Dans la vision de Friedman et Schwartz (1963), la crise a pour cause une insuffisance de l'offre de monnaie.

2.2 Canal étroit du crédit et concurrence bancaire

Lehman Brothers a, en effet, été suivi par un rationnement du crédit dans certains pays de la zone euro. Le graphique ci-dessous, construit à partir des données d'enquête « BLS » (*Bank Lending Survey*) auprès des banques, illustre ce phénomène. On constate effectivement, à l'orée de septembre 2008, une augmentation des standards de prêts et des effets d'offre témoignant de tensions en termes d'offre de crédit²⁵.

FIGURE 2.6 – Évolution de l'offre et de la demande de crédit



Note : Graphique extrait de l'étude de Ciccarelli *et al.* (2014), élaboré à partir des données de la BCE.

Quand bien même l'exposé des faits empiriques semblerait valider l'idée d'une simultanéité entre choc monétaire et rationnement du crédit, cela n'explique pas comment une modification de l'offre de monnaie se traduit par des effets sur l'offre de crédit et, donc, sur l'investissement. Pour appréhender ce mécanisme de transmission additionnel, il faut entrer dans la « *Black Box* », selon le titre de l'article de Bernanke et Gertler (1995).

Bernanke et Blinder (1988) proposent, à cet égard, une extension du modèle IS-LM traditionnel en modélisant un marché du crédit et en faisant l'hypothèse d'incomplétude des marchés. Leurs résultats soulignent alors formellement que la politique monétaire a des effets additionnels au canal des taux d'intérêt puisqu'une modification de la politique de taux de la banque centrale affecterait le coût et la disponibilité du crédit dans une ampleur plus importante qu'une simple baisse du taux sans risque. Ce canal appelé « canal du crédit » est communément divisé en deux branches : le canal large du crédit (ou le canal du bilan) et le canal étroit du crédit (ou le canal du crédit bancaire) (Bernanke et Gertler, 1995). Le premier conçoit qu'une modification des taux directeurs affecte la valeur des actifs et des flux de trésorerie des agents emprunteurs et, par ce biais, leur solvabilité qui détermine elle-même la prime de risque payée. Le canal du crédit bancaire soutient, pour

25. La représentation graphique étant construite à partir des données pour la zone euro dans son ensemble, elle masque l'hétérogénéité du phénomène, le rationnement du crédit étant bien plus marqué dans les pays périphériques de la zone euro.

sa part, que la politique monétaire affecte directement l'offre de prêt proposée par les banques. Suite à la mise en place d'une politique monétaire restrictive, les ressources bancaires vont, selon Bernanke et Blinder (1988), diminuer, réduisant par conséquent l'offre de crédit. À défaut de restreindre la quantité des ressources disponibles, un tel choc monétaire pourrait conduire les banques à augmenter la part de financement via les marchés financiers, en émettant notamment des certificats de dépôt (Romer et Romer, 1991). Dans ce cadre, le choc de politique monétaire serait ainsi amorti. Néanmoins, le recours à des sources de financement alternatives n'est pas indépendant de la situation bilancielle des banques. Ainsi, les banques les plus solides auraient une capacité à amortir les chocs plus importante. Celle-ci demeurerait cependant imparfaite dans la mesure où les ressources obtenues sur les marchés seront plus coûteuses (Stein, 1998). Il y a ainsi une imparfaite substituabilité entre dépôts et refinancements alternatifs. Cela étant dit, cela permet d'unifier le canal du crédit bancaire et le canal du bilan. Le mécanisme central est, en effet, dans les deux cas, la prime de financement externe et sa relation avec les fondamentaux de l'emprunteur. L'unique différence tient aux types d'emprunteurs concernés et aux externalités produites. L'accélérateur financier, qui découle du canal du bilan, rend compte des effets du choc de politique monétaire sur les ménages et les entreprises non-financières, alors que le canal du crédit bancaire s'intéresse aux effets sur les banques (Bernanke, 2007).

De nombreux travaux ont tenté d'identifier les effets de la politique monétaire sur l'offre de crédit. Dans le contexte actuel de sortie de crise, où une des principales questions porte sur la capacité des intermédiaires financiers à financer de nouveaux emplois et à offrir à nos économies de nouvelles perspectives de croissance stables et durables, la question qui avait été écartée au tournant des années deux mille, a naturellement regagné en intérêt ces dernières années. Une des difficultés majeures dans l'identification des effets de la politique monétaire sur l'offre de crédit réside dans la distinction entre les effets potentiels d'offre et ceux de demande. Cela est particulièrement difficile dans le cadre de données agrégées, ce qui explique pourquoi la littérature a opté pour l'utilisation de données désagrégées. L'article pionnier, identifiant un canal du crédit bancaire à partir de données bancaires désagrégées, est à mettre au crédit de Kashyap et Stein (1994). En cohérence avec la théorie, les auteurs observent que la nature ainsi que la situation bilancielle des banques modifient les répercussions d'un choc de politique monétaire. Ainsi, ils constatent que les banques de plus petite taille réagissent plus fortement à un choc de politique monétaire. À l'instar du canal large du crédit, les banques les plus opaques ont donc une fonction d'offre de prêt plus sensible aux taux d'intérêt de court terme. Au-delà de la taille (Kashyap et Stein, 2000; Altunbas *et al.*, 2002; Altunbas *et al.*, 2009; Altunbas *et al.*, 2010), la littérature a mis en évidence que la capitalisation (Kishan et Opiela, 2000; Van den Heuvel *et al.*, 2002; Kakes et Sturm, 2002; Gambacorta, 2005; Altunbas *et al.*, 2009; Altunbas *et al.*, 2010) et la liquidité pourraient également affecter la réponse d'une banque à une modification de la politique monétaire (Kashyap et Stein, 2000, Ehrmann *et al.*, 2001; Altunbas *et al.*, 2010).

Dans l'abondante littérature sur le canal du crédit bancaire, jusqu'à récemment, très peu de travaux ont porté leur attention sur les effets des structures bancaires et de la concurrence. Le canal du crédit bancaire pourrait toutefois en être fortement dépendant. En effet, un choc de politique monétaire ne se traduira pas seulement par une modification des réserves, mais également par celle du coût des ressources. Dans un système parfaitement concurrentiel, l'ensemble de ce surcoût sera répercuté sur l'offre de crédit, entraînant une baisse des prêts. En revanche, une banque possédant du pouvoir de marché d'une part pourrait absorber ce choc en réduisant sa marge et, d'autre part, serait moins affectée par la hausse des coûts de financement. En effet, la prime de risque exigée par les marchés serait moins importante.

D'un point de vue empirique, quelques études ont relié la concurrence bancaire aux effets de la politique monétaire sur le canal du crédit (Adams et Amel, 2005 ; Gunji *et al.*, 2009 ; Olivero *et al.*, 2011). Adams et Amel (2005) montrent ainsi que les chocs de politiques monétaires sont moins violents dans les États américains où la concentration est la plus forte. En revanche, Gunji *et al.* (2009) et Olivero *et al.* (2011) observent que la concurrence réduit l'intensité du canal du crédit bancaire. Bien qu'apparaissant contradictoires, ces résultats ne le sont pas nécessairement au sens où concentration et concurrence sont deux concepts distincts (Claessens et Laeven, 2004). Ces études présentent, par ailleurs, certaines limites que nous tentons de dépasser, dans la mesure où elles utilisent des données agrégées pour identifier le canal du crédit bancaire ou pour représenter la concurrence bancaire.

Dans la présente section, nous allons analyser l'implication du pouvoir de marché des banques sur l'offre de crédit ainsi que sur la réponse à un choc de politique monétaire, dans la zone euro, durant la période 1999-2011, à partir de données bancaires individuelles. Notre étude constitue une extension intéressante à la littérature découlant des travaux de Kashyap et Stein (2000) et permet de mettre en évidence le fait que le pouvoir de marché a un effet direct sur l'offre de crédit, en conduisant en moyenne à une croissance de ce dernier plus importante, mais également un effet indirect via le canal étroit du crédit. Les banques ayant du pouvoir de marché, lequel est approché par l'indice de Lerner, ont, en effet, une offre de prêt moins sensible aux chocs de politique monétaire, ce qui confirme ainsi notre *a priori* théorique. Les structures de marché (mesures agrégées) dans lesquelles évoluent les banques présentent un effet similaire. Nos résultats corroborent ainsi pleinement ceux d'une étude récente de Fungavcova *et al.* (2014).

L'examen portant sur l'effet du pouvoir de marché sur le canal étroit du crédit est organisé comme suit. Dans la première sous-section, nous présentons notre méthodologie empirique ainsi que les données utilisées pour l'étude. La seconde sous-section dévoile, ensuite, les résultats principaux de notre analyse, ainsi que des résultats annexes et de robustesse.

2.2.2 Présentation de la méthodologie économétrique et des données

Présentation de la méthodologie

Depuis la contribution fondatrice de Bernanke et Blinder (1988), la littérature a peu à peu posé les jalons nécessaires à l'identification d'un canal étroit du crédit à partir de données micro-bancaires. Quelques recherches d'ordre théorique, telles Stein (1995) ou encore Ehrmann *et al.* (2001) permettent de saisir les soubassements théoriques à la méthodologie d'identification empirique du canal étroit du crédit dans la littérature. Par voie de conséquence, avant d'exposer la spécification empirique retenue afin de tester la présence d'un canal étroit du crédit et l'effet sur ce dernier de la concurrence bancaire en Europe, nous mettons en lumière ses fondements théoriques en reprenant, en partie, les développements d'Ehrmann *et al.* (2001).

Tout l'objet de la modélisation consiste à mettre en exergue le fait que l'offre de crédit réagisse aux décisions de politique monétaire. À cet effet, on va, tout d'abord, définir la demande de crédit. De manière orthodoxe, celle-ci est donnée par l'expression suivante :

$$L_i^d = -a_0 r_{L,i} + a_1 y + a_2 p \quad (2.9)$$

Ainsi l'offre nominale de crédit s'adressant à la banque i est fonction des taux d'intérêt ($r_{L,i}$), de la demande agrégée (y), donnée par le niveau d'activité et du niveau des prix (p). Dans la mesure où il s'agit là d'une fonction de demande de crédit, les paramètres a_0 , a_1 et a_2 doivent être de signes positifs.

Partant de cette demande de crédit, la banque i va chercher à maximiser son profit sachant qu'elle est contrainte de détenir des capitaux propres à hauteur proportionnelle des prêts consentis :

$$C_i = kL_i \quad (2.10)$$

En outre, dans une optique de liquidité, la banque place une part des dépôts, s , dans des actifs liquides :

$$S_i = sD_i \quad (2.11)$$

Dans le modèle D_i ne donne pas d'intérêt et offre uniquement un service de moyen de paiement. La demande agrégée de dépôts est égale à l'offre de monnaie en circulation et elle est donc fonction négative des taux d'intérêt :

$$D = -b_0 r_s \quad (2.12)$$

On constate alors l'inertie de la demande de dépôts aux décisions des banques puisque ces dernières ne rémunèrent pas les dépôts. La demande de dépôts est

ainsi parfaitement exogène et fonction des décisions de politique monétaire (en particulier du taux d'intérêt sans risque r_s).

Néanmoins, les banques ne se financent qu'en partie seulement par les dépôts. Une variation de la demande de dépôts peut donc être contrebalancée par un recours à des financements alternatifs, à savoir principalement l'émission de certificats de dépôts et d'obligations. Contrairement aux dépôts, ces titres de dettes requièrent le paiement d'un taux d'intérêt primé, correspondant au taux sans risque amplifié d'une prime de risque :

$$r_{B,i} = r_s(\mu - c_0 x_i) \quad (2.13)$$

où B représente les financements alternatifs de marché, x_i indique la capacité de la banque i à faire face à ses engagements et où $\mu - c_0 x_i > 1$.

L'offre de crédit de la banque i découle du problème de maximisation des profits suivant :

$$\pi_i = L_i r_{L,i} + S_i r_s - B_i r_{B,i} - \Psi_i \quad (2.14)$$

ou encore :

$$\pi_i = L_i \left(-\frac{1}{a_0} L_i + \frac{a_1}{a_0} y + \frac{a_2}{a_0} p \right) + s D_i r_s - ((1-k)L_i - (1-s)D_i) r_{B,i} - \Psi_i \quad (2.15)$$

La condition de premier ordre du problème de maximisation est égale à :

$$L_i = \frac{a_1}{2} y + \frac{a_2}{p} p - \frac{a_0 \mu (1-k)}{2} r_s + \frac{a_0 c_0 (1-k)}{2} x_i r_s - \frac{a_0}{2} \frac{\partial \Psi_i}{\partial L_i} \quad (2.16)$$

Étant donné l'existence d'une prime de financement externe, caractérisée par le fait que $\mu - c_0 x_i$ est supérieur à un, r_s , le taux de politique monétaire affecte négativement l'offre de crédit. L'intensité de l'effet négatif dépend de x_i . Ainsi, plus la santé financière perçue de la banque i est faible, plus la prime de risque exigée sera importante, ce qui aura pour conséquence de réduire davantage l'offre de crédit de la banque i .

En définitive, la modélisation témoigne donc de l'influence de traits spécifiques à chaque établissement financier dans l'ampleur du canal étroit du crédit. Si, jusqu'alors, la littérature s'est cantonnée à mettre en évidence l'effet de la taille, la liquidité ainsi que la capitalisation bancaire sur la capacité des banques à faire face à leurs engagements, il est indéniable que le pouvoir de marché bancaire déteint également sur la solvabilité espérée des banques.

Dans la lignée de Kashyap et Stein (1994), Ehrmann *et al.* (2001), Ashcraft (2006) et Altunbas *et al.* (2010) parmi d'autres, notre modèle de régression linéaire dynamique

s'écrit sous la forme suivante :

$$\begin{aligned} \Delta \ln(L_{i,j,t}) = & \alpha_i + \beta_1 \Delta \ln(L_{i,j,t-1}) + \sum_{l=0}^1 \gamma_l \Delta MR_{t-l} + \sum_{l=0}^1 \delta_l \Delta MR_{t-l} CAP_{i,j,t-1} \\ & + \sum_{l=0}^1 \zeta_l \Delta MR_{t-l} Taille_{i,j,t-1} + \sum_{l=0}^1 \eta_l \Delta MR_{t-l} LIQ_{i,j,t-1} + \sum_{l=0}^1 \theta_l \Delta MR_{t-l} LERNER_{i,j,t-1} \\ & + \beta_2 CAP_{i,j,t-1} + \beta_3 Taille_{i,j,t-1} + \beta_2 LIQ_{i,j,t-1} + \beta_2 LERNER_{i,j,t-1} + \sum_{l=0}^1 \kappa_l GDP_{j,t-l} \\ & + \sum_{l=0}^1 \phi_l Inflation_{j,t-l} + \varepsilon_{i,t} \quad (2.17) \end{aligned}$$

où j désigne les États membres de la zone euro, i les banques et t l'année de l'observation. $\Delta \ln(L_{i,j,t})$ représente le taux de croissance nominal des prêts inscrits dans le bilan de la banque i , ΔMR_{t-l} la différence première des taux monétaires, $GDP_{j,t-l}$ le taux de croissance du PIB dans l'économie j et $Inflation_{j,t-l}$ le taux de croissance de l'indice des prix. $CAP_{i,t-1}$, $LIQ_{i,t-1}$, $Taille_{i,t-1}$ et $LERNER_{i,t-1}$ correspondent, pour leur part, respectivement au ratio de capital, au ratio de liquidité, à la taille et au pouvoir de marché, ce dernier étant établi à partir de l'indice de Lerner de la banque i en date $t-1$. Enfin, α_i transcrit la présence d'effets fixes.

Dans la spécification précédente les paramètres γ_l permettent de tester la présence d'un canal étroit du crédit en Europe. Les paramètres estimés peuvent directement être commentés. Par souci de simplicité, on normalise en effet les variables entrant en interaction avec ces paramètres dans la suite de l'écriture du modèle. Ainsi, les paramètres γ_l mettent en lumière l'effet global d'un choc de politique monétaire sur l'offre de crédit. La présence de variables à différents niveaux d'agrégation permet de distinguer l'offre de la demande de crédit. Dans la spécification précédente, les variables macroéconomiques ($Inflation_{j,t-l}$, $GDP_{j,t-l}$) prennent ainsi en considération les variations de crédit imputables à une évolution de la demande. Finalement, l'interaction des différentes variables micro-bancaires ($CAP_{i,t-1}$, $Taille_{i,t-1}$, $LIQ_{i,t-1}$ et $LERNER_{i,t-1}$) qui ont été préalablement normalisées, avec la différence première des taux monétaires (ΔMR_{t-l}), illustrent l'effet de ces caractéristiques bancaires sur la transmission de la politique monétaire. Suivant nos *a priori* théoriques, la capitalisation, la liquidité ainsi que la taille pourraient, tout d'abord, réduire l'ampleur du canal étroit du crédit. Ensuite, le pouvoir de marché devrait également concourir à restreindre ce canal de transmission. On considère, en effet, que la concurrence bancaire tend à ébranler la solvabilité des entités bancaires.

Le modèle présenté est écrit sous une forme dynamique afin de rendre compte de l'inertie dans la croissance des prêts. La croissance des prêts, notre variable endogène ($\Delta \ln(L_{i,j,t})$), est ainsi expliquée par sa valeur retardée ($\Delta \ln(L_{i,j,t-1})$). L'estimation du modèle par les moindres carrés ordinaires présente un écueil important puisque cet estimateur est, dans ces conditions, non convergent à distance

finie. Cela résulte, d'une part, de la présence d'une corrélation entre la variable retardée et les effets fixes individuels (Nickell, 1981). D'autre part, cela peut également s'expliquer par le caractère endogène des régresseurs. Afin de remédier à ces différents problèmes et obtenir des estimations efficaces du modèle dynamique, nous utilisons, par conséquent, la méthode des moments généralisés (GMM), qui permet notamment de relâcher l'hypothèse de stricte exogénéité des variables explicatives du modèle, en permettant à celles-ci d'être corrélées avec le terme d'erreur.

Dans le cadre de notre étude, nous utilisons la méthode des GMM en système développée par Arellano et Bover (1995) et Blundell et Bond (1998). L'estimateur GMM en système consiste à combiner les équations en différence première avec les équations en niveau, dans lesquelles les variables sont instrumentées par les différences premières des variables retardées. Le système d'équation obtenu est ensuite estimé simultanément par le biais de la méthode des moments généralisés. À la différence de l'estimateur GMM en différence proposé par Arellano et Bond (1991), l'estimateur en système utilisé permet de modéliser, outre les variations intra-banques, les variations inter-banques de l'offre de crédit, grâce à l'équation en niveau. À partir de simulations de Monte Carlo, Blundell et Bond (1998) montrent ainsi que l'estimateur des GMM en système est plus efficace que l'estimateur GMM en différence première qui, par définition, n'exploite que les conditions des moments de l'équation en différence première (instrumentée par les valeurs décalées des variables en niveau).

L'efficacité de l'estimateur des GMM repose sur deux hypothèses : (1) les instruments sélectionnés sont valides ; (2) il y a une absence d'autocorrélation des termes d'erreurs. Deux tests de spécification permettent de vérifier ces hypothèses et, donc, la bonne tenue des estimations. Tout d'abord, le test de suridentification de Sargan / Hansen permet de tester la validité des variables retardées sélectionnées comme instruments. Ensuite, le test d'autocorrélation sérielle de second ordre d'Arellano et Bover (1995) permet de vérifier l'absence d'autocorrélation dans l'équation en différence. Le test d'autocorrélation est mené au second ordre dans la mesure où, par construction, le terme d'erreur en différence première est corrélé à l'ordre un. Pour les deux tests, ne pas rejeter l'hypothèse nulle valide les instruments sélectionnés.

Présentation des données

Il convient, à présent, de présenter les données nécessaires à nos recherches empiriques. L'échantillon de travail se compose de 680 banques implantées dans les onze pays membres de la zone euro suivants : Autriche, Belgique, Finlande, France, Allemagne, Grèce, Pays-Bas, Portugal et Espagne. La couverture géographique de l'étude est donc semblable à celle retenue dans la section 2.1 de ce chapitre. Eu égard à la disponibilité des micro-données bancaires au moment de la réalisation de cette étude, notre examen porte sur la période 1999-2011, ce qui contraste avec la première analyse menée dans ce chapitre.

L'étude du canal étroit du crédit repose sur l'observation de la réaction de l'offre de crédit bancaire à des chocs de politique monétaire. Cela impose, par conséquent, de définir ces deux indicateurs. Tout d'abord, l'offre de crédit est obtenue en calculant la différence première du total des prêts en bilan exprimé sous forme logarithmique. Ensuite, le choc de politique monétaire est déterminé par la différence première d'un taux monétaire. Le taux monétaire transcrit, en effet, les décisions de politique monétaire de la BCE et, en particulier, ses décisions concernant le taux de refinancement des opérations principales. De même que, dans la section précédente, la question du choix du taux monétaire se pose. Deux taux alternatifs peuvent être envisagés : l'Eonia et l'Euribor 3 mois. En dépit du fait que l'Eonia a été préféré dans la section précédente, nous optons ici pour l'Euribor 3 mois en tant qu'indicateur principal des chocs de politique monétaire. Il s'agit avant tout, de cette manière, de se mettre dans les pas d'études antérieures telle Altunbas *et al.* (2010). Les résultats obtenus dans la section précédente suggèrent néanmoins que le choix de l'indicateur a des répercussions limitées sur les résultats. Nous vérifierons, du reste, cette allégation en substituant l'Eonia à l'Euribor 3 mois lors de nos tests de sensibilité.

Hormis les chocs de politique monétaire, la méthode d'identification retenue impose de considérer d'autres variables macroéconomiques en vue de discerner les variations du crédit imputables à l'offre et celles imputables à la demande de crédit. Typiquement, on considère que le taux de croissance du PIB ainsi que celui du niveau des prix influencent la demande de crédit. Ces variables permettraient ainsi d'isoler les effets d'offre car définies à un niveau d'agrégation plus important que la variation du crédit bancaire. On précise, par ailleurs, que l'une et l'autre ont été extraites de la banque de données WDI de la Banque mondiale.

Reste désormais à présenter les caractéristiques bancaires dont le niveau et les évolutions sont susceptibles de modifier la réaction de l'offre de crédit à un choc de politique monétaire. La raison invoquée est que certaines caractéristiques influent sur la solvabilité perçue des établissements financiers et, donc, sur le coût et la disponibilité de financement externe de la banque. La littérature sur le sujet souligne que trois caractéristiques bancaires principales sont en mesure d'avoir un effet sur l'ampleur du canal étroit du crédit : la capitalisation, la liquidité et la taille.

Dans cette étude, la capitalisation est définie très simplement par le ratio *capitaux propres sur total de l'actif*. Ce ratio présente l'avantage d'être disponible pour l'ensemble des banques de notre échantillon et sur l'ensemble de la période considérée, contrairement à des indicateurs de risque plus avancés, tel le ratio de capital ajusté aux risques pris (*tier one capital*). Par ailleurs, malgré la simplicité de ce ratio, Blundell (2012) fait valoir que le levier (inverse du ratio considéré) est empiriquement plus à même de rendre compte du risque et de la capacité des banques à absorber les pertes. Le levier doit, par conséquent, influencer à un plus haut

niveau sur la prime de financement externe exigée par le marché. La porosité entre liquidité et solvabilité des entités financières, dont la crise financière de 2008 a été le témoin, conduit, pour les mêmes raisons qui nous ont fait considérer un ratio de capitalisation, à retenir un ratio de liquidité. Ce dernier est défini très simplement par le rapport : *actifs liquides sur total de l'actif*. Nous reprenons, à cet égard, la définition des actifs liquides donnée par Bankscope, et considérons donc comme liquide : les disponibilités, les titres souverains ainsi que les créances de court terme ou rapidement exigibles. De manière là encore conventionnelle, la taille est déterminée en prenant en compte le logarithme du total des actifs. La taille d'une entité financière est en mesure d'affecter la prime de risque d'une entité en raison, d'une part, des distorsions spécifiques au cadre bancaire induites par les assurances *too-big-to-fail* et, d'autre part, de la plus grande liquidité des titres émis par des grandes banques²⁶. On peut, du reste, considérer que le suivi de la solvabilité d'une banque de grande taille sera plus aisé, influençant positivement la prime de risque exigée. En définitive, d'après les définitions données à la solvabilité, la liquidité et la taille, ces trois facteurs devraient contribuer à réduire l'ampleur du canal étroit du crédit.

Outre ces trois facteurs, notre analyse intègre également, de manière innovante, un indicateur de pouvoir de marché. En effet, il est difficile de soutenir que la santé financière d'une entreprise est indépendante de sa capacité à maintenir ses marges. En pratique, les analystes financiers n'ignorent d'ailleurs pas cet aspect puisque l'analyse du marché et de l'intensité concurrentielle est partie intégrante de l'analyse financière. En revanche, la manière d'évaluer le pouvoir de marché diffère grandement, dans notre étude, de la pratique courante, se limitant en général à l'analyse transversale et à travers le temps des marges, de la profitabilité économique, du nombre de concurrents et des barrières à l'entrée du marché. Bien que sans conteste riche d'informations, une telle analyse pose divers problèmes sur le plan de l'exploration statistique. Ainsi, à l'image de ce qui a pu être fait jusqu'alors, nous estimons le pouvoir de marché par l'indice de Lerner. Nous faisons évidemment ici l'économie de rappeler sa définition. La méthodologie d'estimation est, en effet, identique à celle définie dans le chapitre 1 de cette thèse. Ainsi, nous estimons quatre indicateurs de pouvoir de marché différents dans cette section : un indice de Lerner conventionnel, un indice de Lerner ajusté des inefficiences, un indice de Lerner ajusté des coûts de financement et, enfin, un indice de Lerner spécifique à chaque économie. Étant donné la définition de l'indice de Lerner au sens général, celui-ci devrait *a priori* conduire à réduire l'ampleur du canal étroit du crédit.

2.2.3 Résultats empiriques

Cette section vise à répondre à une question principale : le pouvoir de marché concourt-il à limiter l'ampleur du canal étroit du crédit ?

26. Cela renvoie aux anomalies de taille mises en évidence dans les modèles multi-factoriels d'évaluation des actifs financiers.

Résultats principaux

Le tableau 2.16 fournit des réponses à la question précédente en présentant nos résultats principaux. Préalablement à l'examen empirique des effets de la concurrence bancaire, nous avons souhaité estimer un modèle similaire à celui d'Ehrmann *et al.* (2001) où ne sont prises en considération que les trois variables bancaires spécifiques communément utilisées (taille, liquidité, capitalisation). Il s'agit, de cette manière, de vérifier l'existence d'un canal étroit du crédit à proximité de la crise de 2008 à partir de travaux postérieurs. Les résultats en colonne 1 généralisent, pour la décennie deux mille, les résultats d'Ehrmann *et al.* (2001). On observe, en effet, que les variations des taux monétaires gouvernent, en partie, l'évolution de l'offre de crédit des banques puisque les chocs monétaires contemporains et retardés ont un effet significativement négatif sur la variation des prêts contrôlée des évolutions de la conjoncture économique et, donc, de la demande de crédit. Une étude récente d'Altunbas *et al.* (2010), portant également sur un échantillon de banques européennes et couvrant la période de crise, permet de témoigner de la bonne tenue de nos estimations. En effet, alors que nos résultats mettent en lumière un effet économique cumulé (chocs contemporains et retardés) égal à -0.909 , l'étude d'Altunbas *et al.* (2010) parvient à des résultats très proches (-0.821). Comme attendu, il s'avère, par ailleurs, que des effets imputables à la demande de crédit jouent fortement sur la variation du crédit distribué. Les paramètres devant les taux de croissance économique (courant et passé) sont ainsi statistiquement différents de zéro. En revanche, il s'avère que le taux de croissance de l'indice des prix n'a aucune influence statistique significative. Ces différentes observations attestent de l'existence d'un canal du crédit et permettent dès lors d'examiner les effets des caractéristiques micro-bancaires, limitées dans la colonne (1) à la taille, la capitalisation et la liquidité, sur le canal étroit du crédit.

Les résultats obtenus suggèrent quelques commentaires. Tout d'abord, on constate que des hauts niveaux de capitalisation et de liquidité réduisent la transmission monétaire via le canal du crédit. D'une part, un haut niveau de capitalisation et de liquidité permet aux banques de répondre facilement aux opportunités de prêts sans se trouver contraintes réglementairement. D'autre part, ces facteurs renforcent la solvabilité et la crédibilité de ces acteurs, leur permettant ainsi d'émettre de nouvelles ressources rapidement et à moindres coûts. On observe ensuite que la taille a un effet semblable. Cela conforte l'idée de l'existence d'imperfections dans le mécanisme de marché. En effet, la taille n'a *a priori* aucune raison directe d'influer sur la solvabilité et la crédibilité des établissements financiers. Deux distorsions évoquées précédemment permettent néanmoins d'expliquer ces résultats : les assurances *too-big-to-fail* et les primes de liquidité exigées pour les entités de moindre taille. Dans leur ensemble, ces résultats sont conformes à ceux préalablement établis dans la littérature à l'exception de la variable *taille* dont l'effet statistique est extrêmement modeste dans les études d'Ehrmann *et al.* (2001) ou plus récemment d'Altunbas *et al.* (2010).

L'objectif de notre travail ne se situe toutefois pas à ce niveau, puisqu'il consiste à explorer les effets du pouvoir de marché. Les colonnes (2) à (5) présentent différentes spécifications permettant de jauger l'effet du pouvoir de marché bancaire sur l'offre de crédit. La spécification présentée en (2) comporte uniquement des effets fixes individuels. La spécification (3) comporte, en prime, des variables muettes temporelles, ce qui contraint à exclure de notre spécification les différences premières des taux monétaires du fait de la colinéarité entre ces variables et les effets temporels. Enfin, les régressions reportées en (4) et (5) étendent respectivement les spécifications de la colonne (2) et (3) en incluant des effets fixes pays.

Deux conditions sont nécessaires à l'interprétation des estimations : les variables retardées sélectionnées comme instruments sont valides et l'hypothèse d'absence d'autocorrélation sérielle à l'ordre 2 ne peut être rejetée. À cet égard, on observe, pour les spécifications (1) à (5) du tableau 2.17, que l'on est tout d'abord en incapacité de rejeter l'hypothèse nulle de suridentification à partir des tests de Sargan / Hansen, ce qui valide le choix des instruments sélectionnés. Pour l'ensemble de nos régressions, il convient de mentionner que les instruments sélectionnés correspondent à l'ensemble des variables explicatives retardées jusqu'à quatre périodes. Ensuite, il s'avère que l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation sérielle de second ordre ne peut, elle non plus, être rejetée. Dès lors, du fait du respect des propriétés de la méthodologie d'estimation du modèle, nous pouvons commenter les effets estimés de la concurrence bancaire sur l'offre de crédit.

En conformité avec nos *a priori* théoriques, il apparaît que la variable d'interaction de l'indice de Lerner avec le choc monétaire contemporain a un effet significativement positif sur l'offre de crédit pour l'ensemble des spécifications considérées. Le pouvoir de monopole concourt ainsi à réduire la sensibilité des banques à un choc de politique monétaire et en conséquence tend à réduire l'ampleur du canal étroit du crédit. Ces résultats semblent indiquer que les banques disposant d'un faible pouvoir de marché auraient des difficultés à accéder à des sources de financement alternatives. La prime de risque exigée pourrait s'avérer prohibitive. Dès lors, ces banques seraient caractérisées par une évolution de leurs bilans en harmonie avec les décisions de politique monétaire. Ces résultats peuvent également tirer leur origine de l'incapacité des banques aux marges compressées à lisser les chocs conjoncturels à travers le temps. Contrairement aux banques disposant d'une forte marge d'intérêt, qui peuvent arbitrer entre ajustement par les prix et ajustement par les quantités, les banques plus faiblement dotées en pouvoir de marché doivent nécessairement répondre à un choc par un ajustement de leur offre de crédit. On ajoute, de surcroît, que nos résultats corroborent ceux de Fungavcova *et al.* (2014), dont l'étude est analogue à celle menée dans cette section.

Il convient, par ailleurs, de se demander si la prise en considération du pouvoir de marché remet en question quelques résultats précédents relatifs aux effets de la capitalisation, de la liquidité et de la taille des banques. La comparaison des

estimations de la colonne (1) avec celles des colonnes (2)-(5) souligne la constance de nos résultats. En somme, il s'avère que la capitalisation, la liquidité, la taille ainsi que le pouvoir de marché des banques ont, tous les quatre, un effet significatif sur la relation entre la croissance de l'offre de crédit et les décisions de politique monétaire. Plus formellement, ces traits microéconomiques induisent une réduction de l'ampleur du canal étroit du crédit

Même si l'objet de l'étude porte sur les effets des distorsions de la concurrence sur le canal étroit du crédit, la modélisation employée permet également d'évaluer l'effet direct du pouvoir de marché sur la croissance des prêts. De même que la section 2.1 avait permis de souligner l'influence positive du pouvoir de marché sur le niveau des taux, les résultats des estimations témoignent des effets positifs du pouvoir de marché sur la croissance de l'offre de prêts des banques. Les raisons sont diverses. Un faible niveau de concurrence peut, tout d'abord, permettre de réduire substantiellement le coût des autres ressources et, en particulier, celles des dépôts. Ainsi, le coût moyen des ressources étant plus faible, l'univers d'investissement de la banque s'élargit. Les banques peuvent alors en profiter pour étendre leur part de marché en allouant des prêts à faibles marges, ce que n'aurait pu faire une banque disposant d'un pouvoir de marché moindre. Dans le même ordre d'idée, les banques peuvent lisser l'évolution des prêts suite à un choc conjoncturel en concédant, en partie, sur leur marge et, ainsi, gagner en part de marché. Enfin, et il s'agit certainement de l'explication la plus probante, si le pouvoir de marché individuel induit une plus grande efficacité, comme le suggèrent certains travaux théoriques et empiriques, alors, il est naturel que les banques disposant d'un plus fort pouvoir de marché augmentent leur offre de prêt plus rapidement, en évinçant la concurrence des banques moins efficaces. C'est l'expression traditionnelle d'un darwinisme social où les moins aptes disparaissent au profit des plus aptes.

Pour le reste, nos estimations mettent également en lumière le fait que la capitalisation, la liquidité et la taille exercent une influence positive sur la croissance des prêts à l'échelle microéconomique. En substance, ces résultats indiquent que les banques les plus saines sont également celles dont la croissance de l'activité est la plus importante. Les résultats obtenus excluent donc l'hypothèse de comportements de type *gambling for resurrection*, la régulation prudentielle étant certainement suffisamment sophistiquée en moyenne pour pallier ces dérives.

Étude de la robustesse de nos résultats

Nos résultats sont-ils d'une robustesse sans faille ? De manière à répondre à cette question, nous allons, dans cette section, mener à bien quatre tests de sensibilité distincts.

2.2 Canal étroit du crédit et concurrence bancaire

TABLEAU 2.16 – Canal étroit du crédit et pouvoir de marché : Résultats principaux

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\Delta \ln(\text{prêts})$	0.125*** (0.024)	0.116*** (0.025)	0.101*** (0.025)	0.094*** (0.025)	0.080*** (0.024)
ΔMR_t	-0.403* (0.227)	-2.484*** (0.511)		-2.663*** (0.499)	
ΔMR_{t-1}	-0.506* (0.278)	-0.891* (0.478)		-1.061** (0.467)	
Capitalisation $_{t-1}$	55.597*** (7.582)	37.982*** (8.240)	40.625*** (8.676)	1.099 (8.786)	2.112 (9.209)
$\Delta MR * \text{Capitalisation}_{t-1}$	7.325* (4.083)	-2.031 (4.774)	-0.709 (5.173)	0.232 (4.780)	3.219 (5.411)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Capitalisation}_{t-1}$	8.410** (3.976)	9.652** (4.159)	13.650*** (4.436)	11.763*** (4.276)	15.621*** (4.645)
Liquidité $_{t-1}$	11.702*** (2.053)	12.128*** (1.844)	11.364*** (1.953)	9.428*** (1.942)	8.277*** (1.971)
$\Delta MR * \text{Liquidité}_{t-1}$	0.163 (1.395)	1.489 (1.275)	1.517 (1.228)	0.976 (1.249)	1.197 (1.218)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Liquidité}_{t-1}$	3.961** (1.709)	3.234** (1.402)	3.523** (1.427)	3.274** (1.451)	3.518** (1.487)
Taille $_{t-1}$	0.501*** (0.162)	0.415*** (0.159)	0.392** (0.162)	-0.244 (0.173)	-0.188 (0.178)
$\Delta MR * \text{Taille}_{t-1}$	0.456*** (0.119)	0.387*** (0.115)	0.332*** (0.113)	0.423*** (0.114)	0.391*** (0.113)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Taille}_{t-1}$	0.449*** (0.101)	0.396*** (0.097)	0.439*** (0.097)	0.448*** (0.097)	0.487*** (0.098)
Lerner $_{t-1}$		15.686*** (3.110)	17.386*** (3.072)	13.516*** (3.303)	15.030*** (3.333)
$\Delta MR * \text{Lerner}_{t-1}$		9.074*** (2.386)	9.021*** (2.300)	8.411*** (2.361)	8.129*** (2.348)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Lerner}_{t-1}$		1.383 (2.113)	1.468 (2.063)	1.537 (2.044)	1.634 (2.012)
Croissance PIB $_t$	0.655*** (0.122)	0.692*** (0.118)	0.721*** (0.180)	0.882*** (0.120)	1.060*** (0.187)
Croissance PIB $_{t-1}$	0.325*** (0.117)	0.313*** (0.115)	0.785*** (0.175)	0.534*** (0.118)	1.019*** (0.172)
Inflation $_t$	0.414 (0.290)	0.515* (0.301)	1.256** (0.629)	0.020 (0.342)	0.540 (0.656)
Inflation $_{t-1}$	-0.044 (0.276)	-0.136 (0.297)	-0.546 (0.494)	-0.533 (0.325)	-1.125** (0.545)
Constant	2.641*** (0.702)	-0.626 (0.954)	-8.104*** (1.637)	5.350*** (1.832)	-2.122 (2.666)
Effets temporels	Non	Non	Oui	Non	Oui
Effets fixes pays	Non	Non	Non	Oui	Oui
Observations	5313	5238	5238	5238	5238
Nombre de banques	685	680	680	680	680
Statistique d'Hansen	544.5	589.9	588.9	595.0	592.1
p-value Hansen	0.0505	0.436	0.470	0.378	0.434
Test d'Arellano-Bond : AR(1)	-7.285	-7.305	-7.201	-7.221	-7.121
p-value AR1	0	0	0	0	0
Test d'Arellano-Bond : AR(2)	0.494	0.342	0.00634	0.0798	-0.274

Note : La variable dépendante correspond pour l'ensemble des spécifications à la croissance des prêts. Les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité (par la matrice de White) sont reportés sous les estimations des coefficients. *, ** et *** représentent la significativité des coefficients, respectivement, aux seuils de 10%, 5% et 1%.

L'environnement concurrentiel a-t-il également un effet sur le canal étroit du crédit ?

L'environnement concurrentiel national pourrait avoir une influence différente du pouvoir de marché individuel sur l'offre de prêt. Dans une industrie de réseau, comme c'est le cas de l'industrie bancaire, l'indépendance des acteurs ne peut être vérifiée. Dès lors, l'accès à des financements alternatifs serait non seulement fonction de la capacité propre à chaque entité de développer son pouvoir de marché, mais également des conditions concurrentielles macroéconomiques. On peut donc émettre *a priori* l'hypothèse qu'un système très concentré favorisera davantage l'accès à des financements alternatifs, et ce, indépendamment du pouvoir de marché propre à chaque entité.

Nous testons dans le tableau 2.17 l'hypothèse avancée en considérant l'indicateur de Herfindahl-Hirschman (HHI). Les estimations reportées dans la colonne (1) correspondent à notre spécification initiale augmentée de l'indicateur HHI. La seconde colonne permet d'explorer les effets des structures de marché sur la transmission de la politique monétaire. Enfin, les estimations en colonne (3) combinent les effets des structures et du pouvoir de marché. Il ressort de ces estimations que la concentration du secteur bancaire est associée à une réduction de la transmission des chocs monétaires à l'offre de crédit. Cet effet s'avère, par ailleurs, complémentaire aux effets du pouvoir de marché individuel, comme l'attestent les estimations en colonne (3).

A-t-on omis certains facteurs explicatifs qui seraient à l'origine de biais d'estimation ?

Dans un second impératif de robustesse, nous avons inclus dans notre spécification initiale d'autres variables pouvant influencer l'offre de prêt dont la littérature s'est fait l'écho. Nous avons ainsi ajouté le Z-score, la capitalisation boursière sur le PIB, un indice de diversification ainsi que la part des activités hors-bilan. Il ne ressort de ces amendements à la spécification initiale aucun changement majeur concernant notre variable d'intérêt, au sens où l'effet du pouvoir de marché demeure identique. Quelques nouveaux résultats méritent toutefois d'être discutés. La diversification des banques aurait, en premier lieu, un effet négatif sur la croissance de l'offre de prêt²⁷. Ce résultat se comprend dans la mesure où les banques multi-métiers ont mené une stratégie de désintermédiation réduisant progressivement la part des prêts dans leurs bilans. En revanche, la diversification des revenus n'influence pas l'ampleur du canal étroit du crédit, les tests réalisés mais non reportés mettant en évidence des termes d'interaction entre chocs de politique monétaire et diversification non significatifs.

Le Z-score, défini en amont dans cette thèse, a un effet positif mais faiblement significatif sur notre variable dépendante. Sans nul doute, il s'agit ici de la résultante

27. La variable *diversification* correspond au ratio revenus hors intérêts sur revenus totaux.

2.2 Canal étroit du crédit et concurrence bancaire

TABLEAU 2.17 – Canal étroit du crédit, pouvoir de marché et structure de marché

	(1)	(2)	(3)
$\Delta \ln(\text{prêts})$	0.113*** (0.025)	0.111*** (0.025)	0.101*** (0.025)
ΔMR_t	-2.461*** (0.510)	-0.708** (0.282)	-2.850*** (0.551)
ΔMR_{t-1}	-0.828* (0.478)	-0.873*** (0.334)	-1.214** (0.512)
Capitalisation $_{t-1}$	33.453*** (8.311)	49.948*** (7.593)	33.688*** (8.323)
$\Delta MR_t * \text{Capitalisation}_{t-1}$	-1.536 (4.808)	6.616 (4.279)	-3.300 (4.804)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Capitalisation}_{t-1}$	9.945** (4.210)	5.236 (3.950)	7.176* (4.083)
Liquidité $_{t-1}$	11.489*** (1.824)	11.292*** (2.077)	11.287*** (1.925)
$\Delta MR_t * \text{Liquidité}_{t-1}$	1.431 (1.279)	-0.245 (1.405)	0.925 (1.273)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Liquidité}_{t-1}$	3.204** (1.395)	3.865** (1.681)	3.124** (1.397)
Taille $_{t-1}$	0.181 (0.177)	0.327* (0.173)	0.194 (0.171)
$\Delta MR_t * \text{Taille}_{t-1}$	0.390*** (0.114)	0.339*** (0.121)	0.252** (0.118)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Taille}_{t-1}$	0.407*** (0.098)	0.337*** (0.111)	0.301*** (0.099)
Lerner $_{t-1}$	15.662*** (3.091)		15.479*** (3.106)
$\Delta MR_t * \text{Lerner}_{t-1}$	8.908*** (2.405)		9.006*** (2.235)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Lerner}_{t-1}$	1.190 (2.092)		1.299 (2.003)
Croissance PIB	0.690*** (0.117)	0.621*** (0.120)	0.644*** (0.114)
Croissance PIB $_{t-1}$	0.313*** (0.113)	0.289** (0.116)	0.263** (0.112)
Inflation	0.481 (0.302)	0.595** (0.303)	0.684** (0.309)
Inflation $_{t-1}$	-0.169 (0.296)	0.079 (0.263)	0.043 (0.288)
HHI $_{t-1}$	22.545** (9.053)	13.700*** (5.312)	15.391*** (5.448)
$\Delta MR_t * \text{HHI}_{t-1}$		8.011** (3.873)	0.644*** (0.114)
$\Delta MR_{t-1} * \text{HHI}_{t-1}$		8.258** (3.888)	0.263** (0.112)
Constant	-1.523 (0.958)	1.665** (0.670)	-1.698* (0.913)
Observations	5238	5313	5238
Nombre de banques	680	685	680
Statistique d'Hansen	588.4	598.4	584.5
p-value Hansen	0.441	0.342	0.475
Test d'Arellano-Bond : AR(1)	-7.294	-7.219	-7.238
p-value AR1	0	0	0
Test d'Arellano-Bond : AR(2)	0.302	0.445	0.281
p-value AR2	0.763	0.656	0.779

Note : La variable dépendante correspond pour l'ensemble des spécifications à la croissance des prêts. Les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité (par la matrice de White) sont reportés sous les estimations des coefficients. *, ** et *** représentent la significativité des coefficients, respectivement, aux seuils de 10%, 5% et 1%.

des contraintes imposées par la régulation prudentielle. Pour le reste, suivant nos présupposés théoriques, le *Z-score* devrait réduire la sensibilité de l'offre de prêt des banques à des chocs de politique monétaire. L'absence d'effet significatif (non-reporté) de la variable *Z-score* sur le canal étroit du crédit est, par conséquent, un résultat inattendu, qui peut probablement s'expliquer par la corrélation du *Z-score* avec l'indice de Lerner (*Confer*, chapitre 1) et la corrélation, par construction, avec la variable *capitalisation*.

Nous avons, en troisième lieu, considéré l'effet de l'intégration financière, conjecturant que le pouvoir de marché y serait dépendant. Afin d'approcher de manière concise l'idée d'intégration financière, nous avons introduit à notre régression de base le ratio *capitalisation sur PIB*, qui s'avère positivement associé à l'offre de prêt, mais n'induit pas de changement dans les effets du pouvoir de marché.

Enfin, comme le soulignent Loutskina et Strahan (2009) et Altunbas *et al.* (2010), les activités de titrisation seraient également un facteur discriminant potentiel. Elles seraient d'ailleurs une explication au déclin de l'ampleur du canal étroit du crédit et aux grandes difficultés d'identification de ce dernier, sur données américaines notamment. Deux éléments peuvent être avancés pour expliquer l'influence de la titrisation sur la transmission de la politique monétaire. La titrisation est, tout d'abord, une source additionnelle de liquidité. En substance, la titrisation consiste en une source de financement alternatif de l'actif. Ensuite, la titrisation serait un moyen de desserrer l'étau pesant sur l'activité bancaire du fait des contraintes de fonds propres. Cela permettrait ainsi de libérer du capital et d'augmenter l'activité de prêts en sortant du bilan les actifs les plus consommateurs en capital. Sans mesure directe du volume de titrisation des banques, nous prenons en considération la part du hors-bilan sur le total du bilan. Seulement, ce pis-aller constitue peut-être un proxy trop éloigné de la titrisation dans la mesure où, contrairement à nos attentes, les activités hors-bilan n'ont aucun effet sur le canal étroit du crédit.

Taux monétaire et indice de Lerner alternatifs

Parce que le choix de notre taux monétaire peut prêter à discussion, nous avons remplacé la différence première de l'Euribor 3 mois par la différence première de l'Eonia dans notre spécification initiale. Il s'agit, de cette manière, de se mettre dans les pas de notre section 2.1 et, ainsi, de considérer un taux exempt de prime de terme. Dans le tableau 2.19 figurent les résultats des estimations réalisées en considérant l'Eonia. Les différentes spécifications rapportées sont identiques à celles du tableau 2.16 qui présentait nos résultats principaux. C'est alors en toute transparence que nous pouvons confirmer nos conclusions précédentes, relatives à l'existence d'un canal étroit du crédit en Europe et à l'effet négatif, sur ce dernier, du pouvoir de marché. La comparaison des deux tableaux d'estimation amène également au commentaire suivant : les chocs monétaires ont un effet plus diffus pour l'Euribor

2.2 Canal étroit du crédit et concurrence bancaire

TABLEAU 2.18 – Canal étroit du crédit et pouvoir de marché : Sensibilité à d'autres variables

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\Delta \ln(\text{prêts})$	0.111*** (0.025)	0.111*** (0.025)	0.108*** (0.025)	0.116*** (0.023)	0.108*** (0.023)
ΔMR_t	-2.488*** (0.514)	-2.577*** (0.513)	-2.300*** (0.501)	-3.033*** (0.574)	-2.912*** (0.575)
ΔMR_{t-1}	-0.890* (0.475)	-0.979* (0.591)	-1.138** (0.476)	-0.577 (0.482)	-0.594 (0.494)
Capitalisation $_{t-1}$	39.299*** (8.231)	40.234*** (8.244)	23.881*** (8.912)	41.143*** (8.166)	39.801*** (7.955)
$\Delta MR_t * \text{Capitalisation}_{t-1}$	-1.572 (4.717)	-3.811 (4.933)	-4.244 (4.682)	-3.416 (5.120)	-2.980 (5.012)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Capitalisation}_{t-1}$	9.748** (4.204)	12.835*** (4.754)	6.043 (4.144)	10.036** (4.170)	8.778** (4.219)
Liquidité $_{t-1}$	12.249*** (1.888)	13.225*** (2.108)	11.391*** (1.867)	11.771*** (1.855)	11.400*** (1.886)
$\Delta MR_t * \text{Liquidité}_{t-1}$	1.442 (1.259)	1.370 (1.407)	0.890 (1.246)	1.432 (1.318)	1.651 (1.405)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Liquidité}_{t-1}$	3.379** (1.438)	3.981*** (1.536)	3.058** (1.392)	2.080 (1.437)	2.127 (1.421)
Taille $_{t-1}$	0.415** (0.162)	0.489*** (0.175)	0.064 (0.179)	0.315 (0.207)	0.246 (0.199)
$\Delta MR_t * \text{Taille}_{t-1}$	0.384*** (0.115)	0.431*** (0.124)	0.336*** (0.115)	0.329** (0.147)	0.305** (0.146)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Taille}_{t-1}$	0.396*** (0.097)	0.342*** (0.118)	0.340*** (0.101)	0.432*** (0.106)	0.409*** (0.109)
Lerner $_{t-1}$	14.744*** (3.205)	13.666*** (3.352)	17.743*** (3.210)	16.167*** (3.416)	16.117*** (3.373)
$\Delta MR_t * \text{Lerner}_{t-1}$	9.117*** (2.398)	9.949*** (2.425)	9.667*** (2.325)	11.633*** (2.828)	11.430*** (2.795)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Lerner}_{t-1}$	1.388 (2.079)	1.017 (2.484)	1.466 (2.058)	-0.676 (2.113)	-0.845 (2.058)
Croissance PIB	0.698*** (0.119)	0.642*** (0.127)	0.495*** (0.122)	0.709*** (0.124)	0.656*** (0.124)
Croissance PIB $_{t-1}$	0.316*** (0.114)	0.313*** (0.107)	0.272** (0.113)	0.312*** (0.110)	0.290*** (0.111)
Inflation	0.537* (0.303)	0.531 (0.346)	0.107 (0.328)	0.464 (0.348)	0.585* (0.347)
Inflation $_{t-1}$	-0.121 (0.296)	-0.160 (0.308)	-0.134 (0.296)	-0.061 (0.315)	-0.021 (0.316)
Diversification $_{t-1}$	-0.053** (0.021)				
Z-score $_{t-1}$		0.102* (0.056)			
Cap-marché $_{t-1}$			0.078*** (0.015)		
HB $_{t-1}$				-0.501 (0.731)	0.151 (0.556)
$\Delta MR_t * \text{HB}_{t-1}$					-0.018 (0.683)
$\Delta MR_{t-1} * \text{HB}_{t-1}$					0.506 (0.535)
Constant	-0.451 (0.976)	-1.094 (1.129)	-4.272*** (1.172)	-0.977 (1.047)	-1.194 (1.064)
Observations	5238	4542	5238	4806	4806
Nombre de banques	680	674	680	665	665
Statistique d'Hansen	618.3	556.3	590.6	585.2	614.1
p-value Hansen	0.645	0.453	0.416	0.466	0.762
Test d'Arellano-Bond : AR(1)	-7.273	-6.192	-7.335	-6.493	-6.469
p-value AR1	0	5.95e-10	0	8.39e-11	9.85e-11
Test d'Arellano-Bond : AR(2)	0.267	0.0850	0.255	0.153	0.113
p-value AR2	0.789	0.932	0.799	0.878	0.910

Note : La variable dépendante correspond pour l'ensemble des spécifications à la croissance des prêts. Les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité (par la matrice de White) sont reportés sous les estimations des coefficients. *, ** et *** représentent la significativité des coefficients, respectivement, aux seuils de 10%, 5% et 1%.

3 mois que pour l'Eonia. On constate effectivement que seul le choc contemporain de l'Eonia influence significativement l'offre de crédit. Avec prudence, on peut discerner, dans ce résultat, le fait que l'Eonia serait un marqueur des conditions interbancaires moins suivi par les banques que l'Euribor 3 mois, ce qui semble, au demeurant, être le cas en pratique. Pour le reste, on constate, par ailleurs, que l'effet de la capitalisation sur le canal étroit du crédit, limité aux effets contemporains, perd en significativité, dès lors qu'on intègre l'indice de Lerner. À l'exception de ces deux changements, les autres résultats apparaissent cohérents avec nos premières estimations.

Outre le taux monétaire de référence, l'indice de Lerner retenu doit également être confronté à des alternatives. C'est d'ailleurs d'autant plus important que le pouvoir de marché est une variable latente et donc estimée, avec toutes les erreurs de mesure et hypothèses restrictives que cela peut comporter. Aussi, par souci d'harmonisation des différentes contributions de notre recherche doctorale, nous reprenons, dans le cadre de cette section, les trois méthodologies d'estimation de l'indice de Lerner utilisées en robustesse dans la section 3 du chapitre 1.

Le premier indice de Lerner alternatif considéré reprend la méthodologie proposée par Koetter et Kolari (2008) dont le trait principal consiste à ajuster l'indice de Lerner estimé des inefficiences. Les résultats afférant à cet indice de Lerner sont présentés dans le tableau 2.20. À la lecture des résultats, il apparaît clairement que l'effet du pouvoir de marché sur la transmission monétaire demeure. L'effet semble toutefois encore plus probant puisque l'indice de Lerner affecte significativement le canal de transmission tant contemporain que passé. Au demeurant, on note que la capitalisation perd son effet sur le canal étroit du crédit. Cela était nos remarques émanant des spécifications considérant l'Eonia en lieu et place de l'Euribor 3 mois. On peut donc alléguer que l'accès à des ressources de financement alternatives dépend davantage de la capacité des banques à générer des marges que de leur capacité d'absorption immédiate des pertes. Dans une certaine mesure, cela peut aussi témoigner de l'incrédulité des marchés financiers vis-à-vis d'un ratio de capitalisation non pondéré des risques.

Parce que les coûts de financement traditionnellement considérés pour paramétrer la fonction de coût translog peuvent refléter, en partie, le pouvoir de marché de la banque, Maudos et Fernandez de Guevara (2007) suggèrent de les exclure de la fonction translog. Dans le tableau 2.21 figurent les estimations réalisées à partir d'un indice de Lerner ajusté de ces coûts de financement. Les résultats présentés sont dans la droite ligne de nos résultats principaux. Cela ne suggère donc aucun nouveau commentaire.

Enfin, le tableau 2.22 rapporte les résultats des estimations pour des indices de Lerner estimés à partir d'une fonction translog spécifique à chaque économie. Dans la mesure où les effets de cet amendement sur l'indice de Lerner estimé sont limités,

2.2 Canal étroit du crédit et concurrence bancaire

TABLEAU 2.19 – Canal étroit du crédit et pouvoir de marché : Taux monétaire alternatif (Eonia)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\Delta \ln(\text{prêts})$	0.127*** (0.025)	0.118*** (0.025)	0.106*** (0.025)	0.097*** (0.024)	0.085*** (0.025)
ΔMR_t	-0.908** (0.461)	-2.605*** (0.587)		-2.889*** (0.605)	
ΔMR_{t-1}	-0.280 (0.366)	0.564 (0.413)		0.710 (0.444)	
Capitalisation $_{t-1}$	54.470*** (7.518)	39.471*** (7.943)	43.667*** (8.753)	2.188 (8.944)	5.823 (9.432)
$\Delta MR_t * \text{Capitalisation}_{t-1}$	9.165** (4.354)	2.211 (4.531)	1.304 (4.613)	5.813 (4.745)	5.246 (4.867)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Capitalisation}_{t-1}$	2.369 (3.244)	6.894* (3.525)	11.058*** (3.799)	7.513** (3.573)	10.916*** (3.909)
Liquidité $_{t-1}$	11.796*** (2.249)	12.625*** (2.007)	11.593*** (1.989)	9.735*** (2.050)	8.275*** (2.045)
$\Delta MR_t * \text{Liquidité}_{t-1}$	2.513* (1.409)	3.105** (1.308)	2.975** (1.281)	2.804** (1.318)	2.542* (1.392)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Liquidité}_{t-1}$	0.551 (1.372)	-0.275 (1.125)	-0.042 (1.098)	-0.306 (1.088)	-0.281 (1.106)
Taille $_{t-1}$	0.533*** (0.157)	0.458*** (0.159)	0.468*** (0.163)	-0.171 (0.169)	-0.090 (0.177)
$\Delta MR_t * \text{Taille}_{t-1}$	0.529*** (0.100)	0.494*** (0.093)	0.445*** (0.090)	0.543*** (0.094)	0.523*** (0.090)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Taille}_{t-1}$	0.132 (0.100)	0.088 (0.085)	0.172* (0.088)	0.101 (0.084)	0.187** (0.085)
Lerner $_{t-1}$		15.061*** (3.194)	17.387*** (3.257)	13.690*** (3.313)	15.429*** (3.426)
$\Delta MR_t * \text{Lerner}_{t-1}$		7.451*** (1.785)	7.806*** (1.726)	7.019*** (1.850)	7.467*** (1.801)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Lerner}_{t-1}$		-2.818 (1.748)	-2.392 (1.794)	-2.477 (1.710)	-2.108 (1.734)
Croissance PIB	0.812*** (0.171)	0.865*** (0.154)	0.746*** (0.190)	1.059*** (0.162)	1.094*** (0.197)
Croissance PIB $_{t-1}$	0.355** (0.138)	0.197 (0.127)	0.796*** (0.171)	0.319** (0.133)	1.008*** (0.167)
Inflation	0.654** (0.321)	0.907*** (0.321)	0.991 (0.608)	0.600* (0.347)	0.228 (0.636)
Inflation $_{t-1}$	-0.001 (0.387)	-0.106 (0.404)	-0.351 (0.498)	-0.619 (0.442)	-0.906* (0.544)
Constant	1.683** (0.859)	-1.532 (1.040)	-7.768*** (1.562)	3.972** (1.890)	-1.959 (2.588)
Effets temporels	Non	Non	Oui	Non	Oui
Effets fixes pays	Non	Non	Non	Oui	Oui
Observations	5313	5238	5238	5238	5238
Nombre de banques	685	680	680	680	680
Statistique d'Hansen	542.9	589.3	591.7	591.2	594.0
p-value Hansen	0.0672	0.465	0.461	0.444	0.435
Test d'Arellano-Bond : AR(1)	-7.230	-7.219	-7.151	-7.196	-7.117
p-value AR1	0	0	0	0	0
Test d'Arellano-Bond : AR(2)	0.498	0.328	1.15e-05	0.0966	-0.285
p-value AR2	0.619	0.743	1.000	0.923	0.776

Note : La variable dépendante correspond pour l'ensemble des spécifications à la croissance des prêts. Les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité (par la matrice de White) sont reportés sous les estimations des coefficients. *, ** et *** représentent la significativité des coefficients, respectivement, aux seuils de 10%, 5% et 1%.

TABLEAU 2.20 – Canal étroit du crédit et pouvoir de marché : Indice de Lerner ajusté des inefficiences

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta \ln(\text{prêts})$	0.096*** (0.025)	0.083*** (0.025)	0.086*** (0.025)	0.071*** (0.025)
ΔMR_t	-2.645*** (0.579)		-2.742*** (0.571)	
ΔMR_{t-1}	-1.733*** (0.554)		-1.855*** (0.579)	
Capitalisation $_{t-1}$	35.922*** (7.362)	39.548*** (7.520)	10.908 (8.151)	12.706 (8.536)
$\Delta MR_t * \text{Capitalisation}_{t-1}$	-0.737 (4.764)	1.887 (4.967)	0.347 (4.784)	3.902 (5.073)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Capitalisation}_{t-1}$	5.597 (4.518)	10.301** (4.538)	7.027 (4.476)	10.993** (4.421)
Liquidité $_{t-1}$	8.304*** (1.860)	7.226*** (1.904)	7.981*** (1.930)	6.243*** (1.957)
$\Delta MR_t * \text{Liquidité}_{t-1}$	-0.171 (1.289)	-0.011 (1.226)	-0.061 (1.269)	0.001 (1.219)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Liquidité}_{t-1}$	2.975** (1.406)	3.176** (1.441)	2.861** (1.410)	2.790** (1.415)
Taille $_{t-1}$	0.476*** (0.158)	0.482*** (0.160)	-0.012 (0.178)	0.082 (0.182)
$\Delta MR_t * \text{Taille}_{t-1}$	0.356*** (0.116)	0.347*** (0.114)	0.356*** (0.114)	0.350*** (0.112)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Taille}_{t-1}$	0.348*** (0.097)	0.390*** (0.097)	0.381*** (0.096)	0.434*** (0.096)
Lerner $_{t-1}$	16.893*** (2.544)	17.581*** (2.464)	8.743*** (3.014)	10.613*** (2.863)
$\Delta MR_t * \text{Lerner}_{t-1}$	7.318*** (2.176)	6.610*** (2.151)	7.043*** (2.123)	6.758*** (2.082)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Lerner}_{t-1}$	4.248** (1.849)	4.422** (1.862)	4.520** (1.909)	4.939*** (1.885)
Croissance PIB	0.837*** (0.120)	1.019*** (0.171)	0.971*** (0.118)	1.209*** (0.177)
Croissance PIB $_{t-1}$	0.452*** (0.116)	0.906*** (0.185)	0.600*** (0.120)	1.123*** (0.180)
Inflation	0.220 (0.310)	1.094* (0.617)	-0.128 (0.325)	0.453 (0.607)
Inflation $_{t-1}$	-0.283 (0.304)	-0.846* (0.493)	-0.611* (0.332)	-1.238** (0.532)
Constant	-0.886 (0.831)	-8.774*** (1.601)	5.903*** (2.011)	-2.799 (2.736)
Effets temporels	Non	Oui	Non	Oui
Effets fixes pays	Non	Non	Oui	Oui
Observations	5230	5230	5230	5230
Nombre de banques	680	680	680	680
Statistique d'Hansen	591.7	602.7	589.7	597.3
p-value Hansen	0.415	0.317	0.438	0.375
Test d'Arellano-Bond : AR(1)	-7.181	-7.092	-7.134	-7.054
p-value AR1	0	0	0	0
Test d'Arellano-Bond : AR(2)	0.284	-0.0426	0.130	-0.238
p-value AR2	0.776	0.966	0.896	0.812

Note : La variable dépendante correspond pour l'ensemble des spécifications à la croissance des prêts. Les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité (par la matrice de White) sont reportés sous les estimations des coefficients. *, ** et *** représentent la significativité des coefficients, respectivement, aux seuils de 10%, 5% et 1%.

2.2 Canal étroit du crédit et concurrence bancaire

TABLEAU 2.21 – Canal du crédit étroit et pouvoir de marché : Indice de Lerner ajusté des coûts de financement

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta \ln(\text{prêts})$	0.112*** (0.025)	0.099*** (0.025)	0.092*** (0.025)	0.077*** (0.025)
ΔMR_t	-1.537*** (0.314)		-1.815*** (0.311)	
ΔMR_{t-1}	-0.709** (0.326)		-0.834** (0.324)	
Capitalisation $_{t-1}$	38.652*** (8.430)	40.776*** (8.706)	1.694 (9.041)	3.603 (9.317)
$\Delta MR_t * \text{Capitalisation}_{t-1}$	-1.798 (4.758)	-0.213 (5.178)	-0.172 (4.793)	3.369 (5.430)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Capitalisation}_{t-1}$	9.971** (4.201)	14.001*** (4.425)	12.698*** (4.406)	16.319*** (4.692)
Liquidité $_{t-1}$	11.930*** (1.868)	11.069*** (1.850)	9.249*** (1.935)	8.036*** (1.976)
$\Delta MR_t * \text{Liquidité}_{t-1}$	1.273 (1.266)	1.459 (1.225)	0.832 (1.240)	1.087 (1.218)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Liquidité}_{t-1}$	3.195** (1.422)	3.373** (1.411)	3.118** (1.449)	3.273** (1.450)
Taille $_{t-1}$	0.411** (0.163)	0.391** (0.163)	-0.251 (0.175)	-0.198 (0.178)
$\Delta MR_t * \text{Taille}_{t-1}$	0.381*** (0.116)	0.323*** (0.114)	0.407*** (0.116)	0.385*** (0.114)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Taille}_{t-1}$	0.405*** (0.099)	0.446*** (0.099)	0.459*** (0.097)	0.495*** (0.100)
Lerner $_{t-1}$	13.206*** (2.716)	13.884*** (2.637)	11.350*** (2.885)	11.480*** (2.842)
$\Delta MR_t * \text{Lerner}_{t-1}$	7.523*** (2.000)	7.347*** (1.943)	7.107*** (2.005)	6.635*** (1.989)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Lerner}_{t-1}$	0.927 (1.770)	0.900 (1.711)	0.828 (1.737)	0.874 (1.687)
Croissance PIB	0.685*** (0.116)	0.734*** (0.182)	0.874*** (0.121)	1.068*** (0.188)
Croissance PIB $_{t-1}$	0.314*** (0.113)	0.796*** (0.175)	0.528*** (0.117)	1.026*** (0.172)
Inflation	0.520* (0.302)	1.270** (0.629)	0.010 (0.346)	0.522 (0.658)
Inflation $_{t-1}$	-0.171 (0.293)	-0.561 (0.493)	-0.561* (0.326)	-1.150** (0.542)
Constant	1.061 (0.819)	-5.730*** (1.537)	6.826*** (1.707)	0.148 (2.581)
Effets temporels	Non	Oui	Non	Oui
Effets fixes pays	Non	Non	Oui	Oui
Observations	5238	5238	5238	5238
Nombre de banques	680	680	680	680
Statistique d'Hansen	588.9	588.2	594.6	593.9
p-value Hansen	0.447	0.478	0.383	0.413
Test d'Arellano-Bond : AR(1)	-7.277	-7.186	-7.214	-7.097
p-value AR1	0	0	0	0
Test d'Arellano-Bond : AR(2)	0.309	-0.00687	0.0667	-0.291
p-value AR2	0.757	0.995	0.947	0.771

Note : La variable dépendante correspond pour l'ensemble des spécifications à la croissance des prêts. Les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité (par la matrice de White) sont reportés sous les estimations des coefficients. *, ** et *** représentent la significativité des coefficients, respectivement, aux seuils de 10%, 5% et 1%.

c'est sans surprise qu'une nouvelle fois, nous sommes en mesure de corroborer nos résultats initiaux.

Des résultats expliqués par la crise financière de 2008 ?

Si des estimations sur une période entrecoupée d'une crise financière permettent de prendre en considération différents états du cycle et, ainsi, de généraliser les résultats, il faut néanmoins s'assurer que la période d'étude n'ait pas été l'objet d'un changement de régime à proximité de la crise qui altérerait la qualité de nos résultats. Afin de prendre en compte et ainsi d'isoler les effets de la crise, nous incorporons à notre spécification une variable muette dont la valeur « 1 » couvre la période 2008-2011. Cela nous offre tout d'abord la possibilité de prendre en compte l'effet de la crise sur la croissance de l'offre de crédit, en considérant la variable muette directement dans notre spécification de base. Cela permet ensuite d'observer les effets de la crise spécifiquement sur le canal étroit du crédit. Enfin, cela permet de voir si la crise a eu des effets sur l'influence du pouvoir de marché sur le canal du crédit. La démarche employée s'inscrit dans le sillage des travaux de Gambacorta et Marques-Ibanez (2011). Ayant également recours à une variable muette afin de marquer la période de crise, les auteurs mettent en exergue le fait que la crise a conduit à une modification du canal étroit du crédit et de l'influence des variables microéconomiques traditionnelles (capitalisation, liquidité et taille). Il apparaît notamment, dans leur étude, que le canal étroit du crédit s'est amplifié suite à la faillite de Lehman Brothers et que la crise a entraîné une réduction de la croissance de l'offre de crédit, et ce, malgré les effets positifs des politiques non-conventionnelles. Le tableau 2.23 reproduit les résultats obtenus en considérant la variable muette directement et en interaction avec le choc de politique monétaire dans la colonne (1) et, en prime, en interaction avec l'indice de Lerner dans la colonne (2). Conformément aux résultats espérés, la crise a réduit significativement la croissance du crédit et a considérablement augmenté l'ampleur du canal du crédit (confer, colonne (1)). Dès lors, il est nécessaire de se demander si la crise a influé sur la relation entre pouvoir de marché et transmission des taux d'intérêt. À cet égard, nous croisons la variable d'interaction entre pouvoir de marché et choc monétaire avec la variable indicatrice afin de tester l'effet additionnel de la crise. Les estimations en colonne (2) témoignent de l'absence d'effet statistique significatif de la crise sur la relation entre l'indice de Lerner et l'ampleur du canal étroit du crédit.

Parce que la crise ne peut et ne doit être considérée comme un phénomène homogène, ayant ébranlé l'ensemble des économies de la même manière, nous testons finalement la robustesse de nos résultats en divisant notre échantillon en deux sous-échantillons représentatifs de la fragmentation de la zone euro. Ainsi, le premier sous-échantillon regroupe les pays périphériques de la zone euro : Espagne, Grèce, Italie, Irlande et Portugal. Le second sous-échantillon rassemble, par voie de conséquence, l'Autriche, la Belgique, la Finlande, la France, l'Allemagne et les Pays-Bas. Les résultats présentés respectivement dans les colonnes (3) et (4) pour le premier et le

2.2 Canal étroit du crédit et concurrence bancaire

TABLEAU 2.22 – Canal étroit du crédit et pouvoir de marché : Indice de Lerner avec estimations spécifiques à chaque pays

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta \ln(\text{prêts})$	0.115*** (0.025)	0.103*** (0.024)	0.094*** (0.024)	0.080*** (0.024)
ΔMR_t	-2.325*** (0.538)		-2.549*** (0.539)	
ΔMR_{t-1}	-0.956* (0.488)		-1.148** (0.484)	
Capitalisation $_{t-1}$	41.909*** (8.028)	45.631*** (8.614)	2.579 (8.606)	2.541 (9.250)
$\Delta MR_t * \text{Capitalisation}_{t-1}$	-0.443 (4.569)	0.615 (4.969)	1.590 (4.608)	4.397 (5.293)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Capitalisation}_{t-1}$	9.131** (4.100)	12.807*** (4.266)	11.587*** (4.224)	15.088*** (4.572)
Liquidité $_{t-1}$	11.726*** (1.821)	10.781*** (1.918)	8.962*** (1.926)	7.737*** (1.944)
$\Delta MR_t * \text{Liquidité}_{t-1}$	1.226 (1.281)	1.113 (1.229)	0.814 (1.250)	0.919 (1.226)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Liquidité}_{t-1}$	3.291** (1.396)	3.485** (1.387)	3.109** (1.437)	3.498** (1.434)
Taille $_{t-1}$	0.456*** (0.163)	0.428** (0.169)	-0.209 (0.176)	-0.172 (0.183)
$\Delta MR_t * \text{Taille}_{t-1}$	0.397*** (0.116)	0.341*** (0.116)	0.429*** (0.117)	0.395*** (0.116)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Taille}_{t-1}$	0.390*** (0.094)	0.426*** (0.095)	0.445*** (0.095)	0.486*** (0.098)
Lerner $_{t-1}$	12.986*** (2.978)	14.132*** (3.027)	12.116*** (3.224)	13.938*** (3.231)
$\Delta MR_t * \text{Lerner}_{t-1}$	8.212*** (2.414)	8.263*** (2.299)	7.667*** (2.429)	7.439*** (2.382)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Lerner}_{t-1}$	1.945 (2.107)	1.947 (2.056)	2.005 (2.083)	2.125 (2.038)
Croissance PIB $_t$	0.681*** (0.119)	0.662*** (0.179)	0.871*** (0.122)	1.024*** (0.187)
Croissance PIB $_{t-1}$	0.312*** (0.113)	0.780*** (0.172)	0.540*** (0.118)	1.028*** (0.172)
Inflation $_t$	0.474 (0.299)	1.113* (0.608)	-0.008 (0.343)	0.489 (0.652)
Inflation $_{t-1}$	-0.202 (0.301)	-0.548 (0.492)	-0.586* (0.327)	-1.144** (0.551)
Constant	0.060 (0.921)	-7.040*** (1.552)	5.816*** (1.858)	-1.829 (2.689)
Effets temporels	Non	Oui	Non	Oui
Effets fixes pays	Non	Non	Oui	Oui
Observations	5238	5238	5238	5238
Nombre de banques	680	680	680	680
Statistique d'Hansen	592.6	595.4	593.9	597.1
p-value Hansen	0.405	0.396	0.391	0.378
Test d'Arellano-Bond : AR(1)	-7.282	-7.198	-7.236	-7.144
p-value AR1	0	0	0	0
Test d'Arellano-Bond : AR(2)	0.344	0.0367	0.0839	-0.273
p-value AR2	0.731	0.971	0.933	0.785

Note : La variable dépendante correspond pour l'ensemble des spécifications à la croissance des prêts. Les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité (par la matrice de White) sont reportés sous les estimations des coefficients. *, ** et *** représentent la significativité des coefficients, respectivement, aux seuils de 10%, 5% et 1%.

second sous-échantillon, du tableau 2.23, illustrent l'hétérogénéité du canal étroit du crédit en zone euro. Ce dernier est, en effet, beaucoup plus ample pour les pays périphériques de la zone euro qu'il ne l'est pour les pays du noyau dur. De toute évidence, cela s'explique par la plus forte virulence de la crise dans les pays périphériques, ce qui a mis à mal la capacité des banques de ces pays à lisser le choc monétaire. En dépit de cette différence notable, on constate que le pouvoir de marché a, pour les deux échantillons, un effet non-nul sur la transmission des taux confirmant de la sorte nos résultats.

2.2 Canal étroit du crédit et concurrence bancaire

TABLEAU 2.23 – Canal étroit du crédit et pouvoir de marché : Sensibilité à la crise

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta \ln(\text{prêts})$	0.107*** (0.025)	0.106*** (0.025)	0.135** (0.057)	0.086*** (0.027)
ΔMR_t	-2.508*** (0.531)	-3.078*** (0.618)	-6.898*** (1.928)	-1.174** (0.513)
$\Delta MR_t * \text{Crise}$	-2.449*** (0.490)	-0.836 (1.027)		
ΔMR_{t-1}	-1.118** (0.486)	-1.079** (0.477)	0.631 (1.254)	-0.405 (0.520)
Capitalisation $_{t-1}$	42.317*** (8.827)	40.709*** (8.979)	-63.404 (68.202)	39.107*** (7.093)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Capitalisation}_{t-1}$	1.163 (4.829)	-0.143 (4.943)	-24.140 (15.032)	4.326 (5.173)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Capitalisation}_{t-1}$	8.688** (4.228)	9.332** (4.372)	-0.186 (10.569)	10.118** (4.840)
Liquidité $_{t-1}$	11.280*** (1.896)	11.267*** (1.891)	29.481** (14.289)	11.602*** (2.269)
$\Delta MR_t * \text{Liquidité}_{t-1}$	1.453 (1.229)	1.219 (1.247)	-0.444 (3.855)	2.398* (1.314)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Liquidité}_{t-1}$	3.341** (1.424)	3.372** (1.460)	4.886 (4.385)	2.631* (1.540)
Taille $_{t-1}$	0.476*** (0.164)	0.454*** (0.164)	0.979 (1.831)	0.411** (0.205)
$\Delta MR_t * \text{Taille}_{t-1}$	0.359*** (0.112)	0.358*** (0.117)	0.323 (0.219)	0.260* (0.140)
$\Delta MR_{t-1} * \text{Taille}_{t-1}$	0.402*** (0.099)	0.424*** (0.099)	0.190 (0.184)	0.438*** (0.114)
Lerner $_{t-1}$	18.093*** (3.134)	20.398*** (4.094)	32.414** (14.430)	8.971*** (3.352)
$\Delta \text{Lerner}_{t-1} * \text{Crise}$		6.850 (6.476)		
$\Delta MR_t * \text{Lerner}_{t-1}$	9.507*** (2.356)	12.649*** (2.885)	21.447*** (7.962)	5.659** (2.540)
$\Delta MR_t * \text{Lerner}_{t-1} * \text{Crise}$		-32.392* (16.862)		
$\Delta MR_{t-1} * \text{Lerner}_{t-1}$	1.219 (2.050)	0.854 (2.040)	-5.769 (4.890)	1.432 (2.274)
Croissance PIB	0.761*** (0.122)	0.689*** (0.130)	1.657*** (0.362)	0.114 (0.198)
Croissance PIB $_{t-1}$	0.253** (0.113)	0.315*** (0.114)	0.713*** (0.270)	0.133 (0.166)
Inflation	1.106*** (0.324)	1.071*** (0.352)	-0.243 (0.426)	0.873** (0.438)
Inflation $_{t-1}$	-1.049*** (0.367)	-0.935** (0.367)	-0.480 (0.616)	-0.817* (0.423)
Crise	-3.486*** (0.449)	-2.706* (1.528)		
Constant	0.442 (0.988)	-0.185 (1.049)	-0.100 (3.654)	1.847 (1.241)
Observations	5238	5205	1164	4074
Nombre de banques	680	679	175	505
Statistique d'Hansen	593.5	589.6	158.6	407.5
p-value Hansen	0.384	0.404	0.518	0.0497
Test d'Arellano-Bond : AR(1)	-7.354	-7.374	-4.552	-6.009
p-value AR1	0	0	5.30e-06	1.87e-09
Test d'Arellano-Bond : AR(2)	0.173	0.120	0.414	-0.0909
p-value AR2	0.863	0.905	0.679	0.928

Note : La variable dépendante correspond pour l'ensemble des spécifications à la croissance des prêts. Les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité (par la matrice de White) sont reportés sous les estimations des coefficients. *, ** et *** représentent la significativité des coefficients, respectivement, aux seuils de 10%, 5% et 1%.

Conclusion

Dans ce chapitre, nous avons cherché à savoir si la nature plus ou moins concurrentielle d'un marché bancaire avait une influence sur la transmission de la politique monétaire. Notre recherche a, à cet égard, porté son attention sur la zone euro, qui offre un cadre particulièrement propice à une étude de ce genre. Deux éléments sous-tendent ce constat. La zone euro présente, tout d'abord, une forte hétérogénéité de la concurrence bancaire sur trois dimensions : la dimension temporelle, la dimension transversale (entre banques) et la dimension spatiale (entre pays). Ensuite, la politique monétaire est résolument unique, ce qui permet d'exclure la possibilité que la banque centrale ait intégré le degré de concurrence dans sa fonction de réaction. De façon générale, la polarisation sur la zone euro a permis, dans cette section, au-delà de la possibilité de se prononcer sur les effets de la concurrence pour l'efficacité de la transmission monétaire, de livrer des explications potentielles à la fragmentation de la zone euro. Afin d'apporter des réponses à ces différents points, deux angles d'analyse ont été retenus.

C'est ainsi que, dans la première section, nous avons, tout d'abord, mené un examen des effets de la concurrence bancaire sur le canal des taux d'intérêt. Une série de résultats a alors pu être mise en évidence. En premier lieu, il a été établi que la concurrence bancaire augmente significativement le degré de transmission des taux monétaires aux taux bancaires. Ces résultats ont donc mis en relation les imperfections ainsi que l'hétérogénéité de la concurrence bancaire en zone euro, avec les difficultés actuelles de la politique monétaire à peser dans certains pays sur les taux d'intérêt bancaires et, donc, la conjoncture. En second lieu, il a été observé que le délai d'ajustement à la relation d'équilibre entre taux monétaire et taux bancaire est plus court là où la concurrence est plus intense. Enfin, résultat annexe mais pas insignifiant pour autant, nous avons vérifié qu'une concurrence plus importante était bien associée à des taux d'intérêt plus faibles.

L'expérience récente mais aussi, avant cela, la dépression des années trente ou la récession américaine du début des années quatre-vingt-dix ont parfaitement illustré le fait qu'un choc négatif sur le marché pouvait avoir des effets additionnels en entraînant une restriction de l'offre de crédit. Dans ce contexte et en raison des effets d'enchaînement, des taux d'intérêt maintenus par la suite très bas ne sont pas gages de relance de l'activité économique. Face à ce constat, certains auteurs ont donc développé l'idée de l'existence d'un canal de transmission additionnel avec le canal du crédit étroit. Dans ce chapitre, nous avons donc testé si, à l'instar du canal des taux d'intérêt, le pouvoir de marché des banques pouvait affecter le canal du crédit. Les résultats des estimations ont mis en évidence le fait que le pouvoir de marché réduit la sensibilité de l'offre de crédit banques à un choc de politique monétaire et, en conséquence, tend à restreindre l'ampleur du canal étroit du crédit. L'hypothèse avancée dans la section 2 est que les banques disposant de peu de pouvoir de marché auraient davantage de difficultés à accéder à des sources de

financement alternatives, car la prime de risque exigée pourrait s'avérer prohibitive. Ce faisant, ces banques seraient caractérisées par une évolution de leurs bilans en harmonie avec les taux monétaires. Par conséquent, la concurrence bancaire assure une diffusion plus opérante des évolutions des taux monétaires à la sphère réelle.

Au terme de nos développements, il est manifeste que davantage de concurrence assure une plus grande efficacité de la transmission des taux monétaires à la sphère réelle, que ce soit par le canal des taux d'intérêt ou le canal étroit du crédit. Reste qu'il est toutefois difficile d'affirmer que la concurrence devrait être intensifiée. En effet, sous condition que les effets mis en évidence ne dissimulent pas des asymétries, la concurrence bancaire serait favorable en vue de relancer l'activité suite à la mise en place d'une politique accommodante de la banque centrale, mais elle exacerberait parallèlement l'intensité d'un choc négatif sur le marché monétaire. Cela jette donc quelques doutes quant aux bienfaits de la concurrence bancaire. En revanche, ce qui est peu discutable à la suite de ce chapitre, c'est que l'hétérogénéité de la concurrence bancaire en Europe pose de nombreuses questions. Elle induit, en effet, que *de facto* la politique monétaire est hétérogène, ce qui alimente la fragmentation de la zone euro.

Annexe

Quelques tableaux de résultats relatifs à la section 2.1 de ce chapitre sont présentés dans cette annexe.

Tests d'autocorrélation

Nous avons vérifié si l'hypothèse d'absence d'autocorrélation dans nos résidus était raisonnable. À cet égard, nous avons testé la présence d'autocorrélation sur l'ensemble des séries temporelles à partir des tests usuels d'autocorrélation, en particulier le test de Breusch-Godfrey (Breush (1978) et Godfrey (1978)).

TABLEAU 2.24 – Test de Breusch-Godfrey : Modèle sans concurrence

	Prêts à la consommation	Prêts immobiliers	Dépôts à court terme pour les ménages	Prêts aux entreprises < 1 m €	Prêts aux entreprises > 1 m €	Dépôts à court terme pour les entreprises
Autriche	3.065	2.312	9.428	1.819	0.213	0.232
Belgique	4.224	1.575	0.426			5.779
Allemagne	2.449	0.156	0.29	0.02	2.351	0.077
Espagne	3.748	0.093	1.397	1.925	4.232	5.434
Finlande	0.371	1.301	0.005	0.418	0.488	2.644
France	3.079	0.106	2.774	1.871	7.348	1.985
Grèce	0.564	8.75	21.618			3.643
Irlande	4.978	0.717	0.047	5.555	1.515	1.031
Italie	0.241	7.196	6.776	4.091	0.25	10.926
Pays-Bas		0	0.003	0.054	0.728	0.649
Portugal	0.493	2.213	1.246	0.085	0.885	7.051

Note : Les valeurs critiques pour un niveau de confiance de 5% et 1% sont respectivement égales à 3.84 et 6.64.

TABLEAU 2.25 – Test de Breusch-Godfrey : Modèle avec concurrence

	Prêts à la consommation	Prêts immobiliers	Dépôts à court terme pour les ménages	Prêts aux entreprises < 1 m €	Prêts aux entreprises > 1 m €	Dépôts à court terme pour les entreprises
Autriche	0.597	0.502	8.624	3.729	0.116	0.115
Belgique		2.006	0.61			1.783
Allemagne	2.597	0.504	0.009	0.135	2.845	0.242
Espagne	2.516	1.022	2.095	0.471	5.295	6.081
Finlande	5.417	0.025	0.596	2.468	0.067	3.64
France	0.069	0.366	4.107	2.34	0.908	2.146
Grèce	3.109	4.559	20.229		0.036	3.816
Irlande	0.664	1.008	0.19	2.548	3.219	1.858
Italie	0.018	3.631	4.759	2.254	0.388	9.823
Pays-Bas	0.066	0.13	0.028	0.002	0.548	0.966
Portugal	2.09	0.926	2.046	0.305	9.327	5.776

Note : Les valeurs critiques pour un niveau de confiance de 5% et 1% sont respectivement égales à 3.84 et 6.64.

Tests de cointégration de Pedroni

Nous avons vérifié nos résultats en considérant, en plus des tests de Westerlund, des tests de cointégration sur données de panel à la Engle et Granger (1987). À cet égard, nous reportons, ci-dessous, les tests de cointégration de Pedroni (1999) dont l'approche consiste à tester l'hypothèse de racine unitaire des résidus de la relation de cointégration.

TABLEAU 2.26 – Tests de cointégration de Pedroni : Modèle sans concurrence

	Prêts à la consommation		Prêts immobiliers		Dépôts à court terme pour les ménages		Prêts aux entreprises < 1 m €		Prêts aux entreprises > 1 m €		Dépôts à court terme pour les entreprises	
	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.
Panel v-Statistic	0.192	0.423	-0.503	0.692	3.2	0	0.767	0.221	3.532	0	6.217	0
Panel rho-Statistic	-3.121	0	0.72	0.764	-2.898	0.001	-1.321	0.093	-12.921	0	-6.702	0
Panel PP-Statistic	-2.516	0.005	-0.027	0.489	-2.887	0.001	-2.045	0.02	-8.177	0	-4.185	0
Panel ADF-Statistic	0.95	0.829	0.004	0.501	-1.778	0.037	-1.842	0.032	-5.934	0	-2.912	0.001
Group rho-Statistic	-1.454	0.072	1.534	0.937	-2.47	0.006	-0.619	0.267	-9.502	0	-11.648	0
Group PP-Statistic	-2.234	0.012	0.448	0.673	-3.339	0	-1.78	0.037	-8.03	0	-9.342	0
Group ADF-Statistic	0.852	0.803	0.014	0.505	-0.518	0.302	-1.664	0.048	-5.034	0	-3.454	0

TABLEAU 2.27 – Tests de cointégration de Pedroni : Modèle avec concurrence

	Prêts à la consommation		Prêts immobiliers		Dépôts à court terme pour les ménages		Prêts aux entreprises < 1 m €		Prêts aux entreprises > 1 m €		Dépôts à court terme pour les entreprises	
	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.	Stat.	Prob.
Panel v-Statistic	0.546	0.292	-0.449	0.673	4.079	0	2.47	0.006	2.762	0.002	6.255	0
Panel rho-Statistic	-2.809	0.002	1.283	0.9	-2.763	0.002	-1.975	0.024	-11.882	0	-4.054	0
Panel PP-Statistic	-2.903	0.001	0.475	0.682	-3.561	0	-2.913	0.001	-9.738	0	-3.316	0
Panel ADF-Statistic	1.061	0.855	0.388	0.651	-4.025	0	-2.103	0.017	-4.999	0	-2.717	0.003
Group rho-Statistic	-2.366	0.009	1.593	0.944	-4.854	0	-1.976	0.024	-10.122	0	-10.193	0
Group PP-Statistic	-2.482	0.006	0.367	0.643	-6.233	0	-3.179	0	-10.319	0	-11.059	0
Group ADF-Statistic	0.984	0.837	-0.206	0.418	-4.544	0	-2.367	0.008	-5.624	0	-6.095	0

Estimateurs alternatifs

Avant d'opter pour un estimateur PMG nous avons également utilisé d'autres estimateurs adaptés à la modélisation en panel de variables cointégrées. Les résultats des estimations obtenus à partir d'estimateurs alternatifs (FMOLS et DOLS) sont présentés ci-dessous. Nous renvoyons à Kao and Chaing (2001) et Pedroni (2001) afin d'avoir des précisions sur les propriétés de ces estimateurs.

TABLEAU 2.28 – Concurrence bancaire et transmission des taux d'intérêt à long terme : Estimateurs FMOLS et DOLS

	Prêts à la consommation	Prêts immobiliers	Dépôts à court terme pour les ménages	Prêts aux entreprises < 1 m €	Prêts aux entreprises > 1 m €	Dépôts à court terme pour les entreprises
Eonia	0.627*** (0.081)	0.627*** (0.074)	0.570*** (0.062)	0.619*** (0.055)	0.854*** (0.067)	0.88*** (0.064)
Lerner	2.374*** (0.833)	2.524*** (0.894)	0.549 (0.651)	0.875 (0.654)	1.98*** (0.705)	2.846*** (0.787)
Lerner*Eonia	-1.679*** (0.377)	-1.836*** (0.343)	-0.305 (0.296)	-0.478* (0.254)	-0.811** (0.319)	-1.053*** (0.303)
	Prêts à la consommation	Prêts immobiliers	Dépôts à court terme pour les ménages	Prêts aux entreprises < 1 m €	Prêts aux entreprises > 1 m €	Dépôts à court terme pour les entreprises
Eonia	0.771*** (0.048)	0.804*** (0.047)	0.954*** (0.049)	1.003*** (0.041)	1.098*** (0.046)	1.109*** (0.046)
Lerner	1.157** (0.517)	1.776*** (0.587)	1.797*** (0.523)	2.596*** (0.505)	2.199*** (0.491)	2.950*** (0.566)
Lerner*Eonia	-0.611*** (0.234)	-0.843*** (0.226)	-0.777*** (0.237)	-0.970*** (0.195)	-0.936*** (0.222)	-1.083*** (0.218)

Note : Les résultats des estimations utilisant les estimateurs FMOLS et DOLS sont, respectivement, présentés dans les colonnes de gauche et de droite. Les écarts-types sont reportés entre parenthèses. *, **, *** représentent la significativité des coefficients, respectivement, aux seuils de 10%, 5% et 1%.

Chapitre 3

Concurrence bancaire et développement économique en Union européenne

The banker must not only know what the transaction in which he is asked to finance and how it is likely to turn out, but he must also know the customer, his business, and even his private habits, and get, by frequently 'talking things over him', a clear picture of the situation.

Schumpeter, 1939 :116-17

Sommaire

Introduction	203
3.1 Concurrence bancaire et croissance économique : Un état du savoir	208
3.1.1 Que nous enseigne la théorie?	208
3.1.2 Que nous montrent les données?	213
3.2 Modélisation des effets de la concurrence bancaire sur la croissance économique	217
3.2.1 Modèle de base	217
3.2.2 Concurrence bancaire et croissance économique d'état régulier	222
3.3 Corrélation vs. causalité et les difficultés d'identification	227
3.3.1 Analyse des données et régressions préliminaires	227
3.3.2 Variables instrumentales	243
3.3.3 Croissance et concurrence bancaire : Allocation vs. Accumulation	246
3.4 Concurrence bancaire et croissance de la productivité globale des facteurs	249
3.4.1 Méthodologie empirique	249
3.4.2 Mesures et données	252
3.4.3 Résultats des estimations	256
Conclusion	272

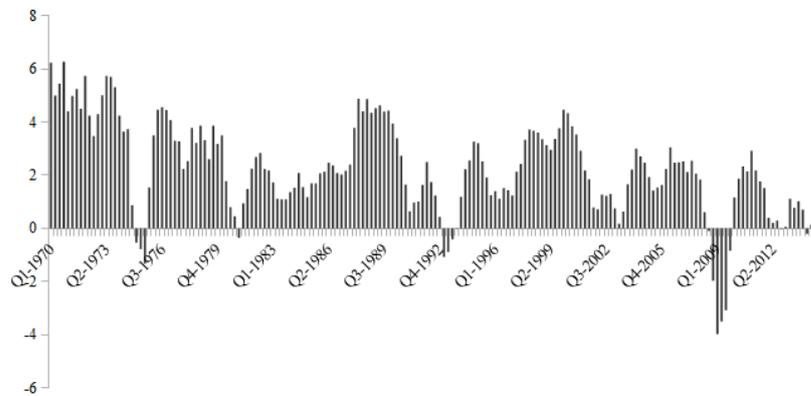
À de rares exceptions près, les prescriptions ou recommandations en matière de politique économique concernant la concurrence bancaire ont été établies dans la littérature à partir de résultats de travaux portant sur la relation entre instabilité financière et concurrence bancaire. Cependant, cette démarche souffre d'une limite importante. Elle circonscrit, en effet, l'étude du bien-être aux coûts induits par une modification des probabilités de crise bancaire systémique et fait, par conséquent, implicitement abstraction des effets de la concurrence sur la manière dont le système financier collecte et alloue l'épargne. Une première tentative d'explication de ce biais dans l'analyse serait que les crises bancaires ont des coûts colossaux et tangibles en termes de PIB¹, alors que les coûts liés à une mauvaise allocation de l'épargne seraient latents et d'un ordre de grandeur moindre. Une seconde explication potentielle, rejoignant tout compte fait les hypothèses néo-classiques, serait que les caractéristiques du système financier n'auraient pas d'effets distorsifs sur la collecte et l'allocation de l'épargne, ou dans une ampleur telle que ces effets pourraient être négligés. Cela pourrait être en particulier vrai quand l'analyse se borne à des pays relativement homogènes et développés. Afin de déterminer, parmi les deux explications avancées, celle qui paraît la plus vraisemblable, il convient de se demander si la concurrence bancaire a des effets sur l'accumulation et l'allocation du capital. L'objet de ce chapitre est, en conséquence, d'établir si la concurrence bancaire affecte le potentiel de croissance de long terme d'une économie.

Le contexte actuel est particulièrement porteur et incite à l'étude des déterminants de la croissance économique pour les pays développés. En effet, plus de huit ans après l'ébranlement du système financier international, faisant suite à la faillite de Lehman Brothers, la croissance, dans les pays européens, en particulier, reste anémique, malgré des taux d'intérêt à un niveau plancher et la mise en place de politiques monétaires encore jamais vues. La persistance d'une croissance faible couplée à l'observation d'une réduction continue du potentiel de croissance des économies développées depuis les années soixante-dix suggère que le phénomène de la diminution de la croissance est structurel et qu'il n'est pas simplement symptomatique de la crise financière. Le graphique qui suit permet de saisir ce déclin continu du potentiel de croissance, qui s'explique essentiellement par une baisse drastique des gains de productivité.

Afin d'expliquer ce phénomène, le concept de « stagnation séculaire », défini initialement par Hansen dans son adresse présidentielle en 1938, a récemment été exhumé par Summers (2014). Strictement parlant, le ralentissement de la croissance s'expliquerait, dans ce tableau, par la baisse tendancielle du taux d'intérêt naturel

1. En retenant l'hypothèse que les crises ont des effets permanents sur l'activité, une crise bancaire systémique aurait un coût médian équivalent à 158% du PIB pré-crise (BIS, 2011).

FIGURE 3.1 – Taux de croissance de l'économie française



Source : OCDE.

de l'économie (selon la définition de Wicksell), c'est-à-dire du taux qui permet la stabilité des prix et permet aussi d'atteindre un niveau de demande agrégée optimal². Une pluralité de facteurs sont avancés pour expliquer cette baisse. La littérature souligne l'incidence négative de facteurs démographiques (vieillesse de la population plus rapide que le recul de l'âge de départ moyen à la retraite contraignant à immobiliser davantage d'épargne afin de lisser sa consommation), de facteurs liés à la structure de la nouvelle économie (moins d'intensité capitaliste des entreprises dans le secteur de l'information et des communications) et de facteurs liés à la régulation financière (contrainte pesant sur les institutions financières afin qu'elles détiennent davantage d'actifs sans risque). En vérité, les facteurs en cause ont en soi assez peu d'importance. En effet, quelles que soient les causes, il est à la charge des autorités responsables de la mise en place de la politique monétaire de faire converger le taux réel de court terme observé pour les crédits avec le taux naturel de l'économie. Bien que d'apparence simple, cela n'est pas exempt de difficultés pratiques dès lors que des chocs entraînent le taux naturel en deçà de zéro, ce qui, on en convient, a une probabilité plus forte dans un univers de taux d'intérêt faibles. Se heurtant à la borne des taux d'intérêt négatifs, l'écart entre le taux réel de court terme observé et son niveau naturel induirait des oscillations, caractérisées par l'alternance de phases de croissance extrêmement modérées et de phases de croissance plus soutenues, mais portées par le développement de déséquilibres financiers.

Loin d'être harmonieux, le concept de stagnation séculaire, dans son interprétation contemporaine, peut également traduire, au-delà d'une impossibilité

2. Plus prosaïquement, l'hypothèse de stagnation séculaire s'apparente à un déplacement vers la droite de l'offre d'épargne, de sorte que le taux d'intérêt assurant le plein emploi est plus faible. À cet effet d'offre peut également s'agréger un déplacement de la courbe d'investissement, traduisant une baisse des opportunités d'investissement.

d'atteindre le potentiel de croissance (sans déséquilibres financiers), une baisse du potentiel de progression du PIB. C'est notamment la conviction de Gordon (2012) qui explique le ralentissement des gains de productivité par l'incapacité de la révolution des technologies de l'information et de la communication à « polliniser » les autres secteurs de l'économie et induire, dans ces derniers, des gains de productivité. À elles seules, ces innovations seraient ainsi incapables de permettre l'émergence d'une troisième révolution industrielle et la restauration d'un potentiel de croissance plus élevé. Bien sûr, la vision pessimiste présentée jusqu'alors ne fait pas consensus. Certains soulignent ainsi que la diffusion inter-sectorielle des technologies et des gains de productivité est un processus extrêmement long et que nos économies sont à un carrefour entre deux révolutions industrielles (Rifkin, 2011 ; Brynjolfsson et McAfee, 2012 ; Mokyr, 2014). On notera, à cet égard, que l'expérience des deux révolutions industrielles passées donne du crédit à cette hypothèse. On rappelle, en effet, en guise d'illustration, que c'est en 1800 que Volta découvrit la manière de générer de l'électricité, alors que les gains de productivité résultant de la grappe d'innovation relative à l'électricité ont pu être observés jusqu'aux années 1970. Néanmoins, que nos économies deviennent neurasthéniques ou qu'un nouveau modèle de croissance émerge, il faut, dans les deux cas de figure, de la même manière, réfléchir au rôle des institutions financières afin d'optimiser un niveau de croissance potentiel définitivement plus faible et/ou financer de nouveaux emplois.

La littérature est riche de contributions mettant en évidence la nécessité de prendre en compte le secteur financier et les institutions le composant pour comprendre la croissance économique. Parmi ces contributions, on peut notamment mentionner les travaux pionniers de Schumpeter (1912), Gurley et Shaw (1955), Goldsmith (1969) et King et Levine (1993). Dans ces différents cas, la configuration du système financier déteint sur la croissance de long terme, en affectant l'efficacité de l'intermédiation entre épargnants et agents désireux d'emprunter. En pratique, une amélioration de l'efficacité se traduit par une hausse de la productivité du capital, qui améliore le taux d'épargne et, à son tour, la croissance de long terme. Bien que certains aient remis en cause cette vision (voir, Lucas, 1988 ; Robinson, 1952) au profit de la neutralité « classique » de la sphère financière, il y a de nos jours un fort consensus sur le rôle du secteur financier pour la croissance de long terme. Très majoritairement, dans la littérature, la relation entre croissance et finance a été examinée à l'aune de données sur le développement financier. Il a alors été mis en évidence, en règle générale, que le développement financier contribuait positivement à la croissance économique (voir, King et Levine, 1993 ; Levine et Zervos, 1998 ; Rajan et Zingales, 1998 ; Guiso *et al.*, 2004 ; Levine, 2005 et Loayza et Ranciere, 2006). Les données récentes qui ont été collectées précisent ces premiers résultats en mettant en évidence l'existence d'un seuil dans la relation établie, seuil à partir duquel le développement financier aurait des effets néfastes sur la croissance économique, ce qui illustre les méfaits d'un secteur financier hors de mesure (Arcand *et al.*, 2015 ; Beck *et al.*, 2014 ; Cecchetti et Kharroubi, 2012 ; Law et Singh, 2014 ; Cournède et Denk, 2015). Bien que la littérature sur les liens entre finance et croissance se soit

principalement focalisée sur les effets du développement du système financier, cela ne constitue qu'une dimension parmi d'autres du système financier qui peut affecter son efficacité. C'est pourquoi Levine (2002) ou, plus récemment Gambacorta *et al.* (2014) et Langfield et Pagano (2015) testent, par exemple, l'effet du type de système financier (intermédié vs. désintermédié) sur la croissance économique. Dans le cadre de ce chapitre, ce sont les possibles répercussions de la concurrence bancaire sur l'efficacité du système financier qui vont être analysées.

Disons-le d'emblée, il n'y a pas de consensus théorique quant aux effets de la concurrence bancaire sur la croissance économique. Deux thèses s'opposent dans la littérature. D'un côté, la théorie microéconomique traditionnelle, entendue dans la littérature comme « *the market power hypothesis* », souligne que tout écart vis-à-vis de l'état de concurrence pure et parfaite conduit à un équilibre inefficace et à des pertes de bien-être. Spécifiquement, cela induirait, dans le cadre bancaire, des taux d'intérêt créditeurs, par exemple, moins importants. En conséquence, le volume macroéconomique d'épargne collecté diminuerait, ce qui affecterait négativement la croissance économique. D'un autre côté, une partie de la littérature bancaire souligne que le pouvoir de marché peut favoriser la croissance. L'hypothèse défendue, désignée sous le terme « *information hypothesis* », est qu'un système peu concurrentiel serait favorable à l'établissement de relations de proximité entre banques et emprunteurs sur le long terme, ce qui concourt à faciliter la levée des asymétries d'information, c'est-à-dire à réduire les problèmes d'aléa moral et de sélection adverse que cela engendre. Petersen et Rajan (1995) montrent, dès lors, que, ce faisant, la concurrence bancaire réduit l'accessibilité au crédit pour les entreprises les plus opaques. En relâchant l'hypothèse d'existence de marchés parfaits, l'épargne ne se dirige par conséquent pas nécessairement vers les projets les plus productifs (Dell'Araccia et Marquez, 2004), ce qui affecte nécessairement la croissance économique. Les effets théoriques étant équivoques, des réponses plus catégoriques sont espérées sur le volet empirique. Alors que la thèse selon laquelle la concurrence bancaire serait néfaste à la croissance a semblé s'imposer initialement, dans le sillage des observations de Gerschenkron (1962) (portant sur les différentiels de croissance entre l'Allemagne et le Royaume-Uni au XIX^e siècle, mises sur le compte de différences dans les structures et la concurrence bancaires) mais également suite aux travaux économétriques de Cetorelli et Gambera (2001), une inflexion s'est opérée cette dernière décennie en raison d'études aux résultats opposés, comme Claessens et Laeven (2005). La question mérite dès lors, selon nous, une nouvelle attention, nourrie notamment des développements récents dans le secteur financier. La littérature sur le développement financier témoigne, en effet, à quel point un réexamen sur données contemporaines peut être riche en enseignements.

À cette fin, dans ce chapitre, nous articulons notre recherche en trois axes. Le premier a vocation à poser les jalons théoriques aux recherches empiriques qui suivront et consiste en la présentation d'une extension du modèle de croissance

d'Aghion et Howitt (1998). Le modèle exposé reprend ainsi l'ensemble du cadre conceptuel néo-schumpétérien, lui adjoignant toutefois une modélisation explicite du secteur bancaire. Dans la mise en équation que nous proposons, ce dernier joue un rôle central. Il est, en effet, seul à même de financer les activités de recherche des entrepreneurs-innovateurs, qui sont, dans un modèle néo-schumpétérien, l'essence de la croissance économique. Si les banques sont indispensables, c'est que des asymétries d'information caractérisent la relation entre les entrepreneurs-innovateurs et les prêteurs. Dans ce contexte, la mise en œuvre d'un contrat sans traitement préalable des asymétries d'information s'avère impossible et nécessite un intermédiaire en capacité d'investir dans une technologie de filtrage, permettant de distinguer *ex-ante* les bons des mauvais emprunteurs. Ce cadre d'analyse nous permet, dès lors, de mettre en exergue que le niveau de concurrence bancaire, que nous supposons être exogène³, a deux effets contradictoires sur la croissance de la productivité et, en cela, sur la croissance économique. En premier lieu, la concurrence, en conduisant à une baisse des taux bancaires, accroît les incitations des entrepreneurs-innovateurs à mettre en place des projets innovants. Cela s'explique très simplement par le fait qu'une baisse des taux augmentent les profits espérés du projet entrepreneurial. En second lieu, il apparaît que la concurrence va influencer négativement le niveau d'investissement dans la technologie de filtrage et, par ce biais, la probabilité qu'un innovateur voie son projet financé. À l'instar de Petersen et Rajan (1995), on montre ainsi que l'activité bancaire nécessite des marges pour accroître la disponibilité du crédit. Les banques ne sont disposées à investir massivement dans la technologie de *screening* qu'à la seule condition qu'elles récupèrent leur investissement par des profits importants en cas de réussite du projet entrepreneurial, ce qui dépend, cela s'entend, de l'ampleur du pouvoir de marché. La contradiction des deux effets distingués (incitation et disponibilité) conduit, au final, à ce que l'effet de la concurrence sur la croissance économique dépende des coûts relatifs de l'activité de *screening* par rapport à l'activité d'innovation. Sous certaines conditions, la concurrence est alors susceptible d'être néfaste au développement du progrès technique et, en cela, à la croissance économique.

Cette hypothèse est, par la suite, testée empiriquement de deux manières distinctes. Dans le second axe de ce chapitre, nous examinons ainsi, d'abord, l'effet de la concurrence bancaire directement sur la croissance économique sans pour autant, comme nous le discuterons, parvenir à des résultats totalement probants. Cela nous a alors conduit à revoir notre stratégie d'identification des effets de débordement de la concurrence bancaire. Le troisième axe de ce chapitre est ainsi dédié à une analyse des effets de la concurrence bancaire sur la croissance de la productivité globale des facteurs, c'est-à-dire sur l'évolution du progrès technique et permet de vérifier notre hypothèse de recherche.

3. Ce qui se justifie par le fort degré de régulation du secteur, rendant l'hypothèse de libre-entrée peu crédible.

3.1 Concurrence bancaire et croissance économique : Un état du savoir

Cette section a pour but de broser un tableau du savoir actuel sur les effets de la concurrence bancaire sur la croissance économique. La présentation sera, à cet égard, hiérarchisée en deux sous-sections, la première présentant les savoirs théoriques, la seconde les résultats des examens empiriques.

3.1.1 Que nous enseigne la théorie ?

Quelques réflexions préliminaires sur le rôle du système financier pour la croissance économique

Il importe de se poser une première question : comment la finance est-elle susceptible d'influencer la croissance économique ? Cette prise de recul vis-à-vis de notre objet principal d'étude s'impose pour distinguer sans *a priori* les différents canaux par lesquels la concurrence bancaire pourrait affecter la croissance économique. À la question posée, une réponse a longtemps prédominé et peut être résumée par les termes de Robinson (1952) : « *where enterprise leads, finance follows* », faisant valoir que la finance n'exerce d'aucune manière une influence sur la croissance économique. Dans cette optique, la finance répondrait simplement à une demande du secteur réel. Deux éléments permettent de comprendre pourquoi cette vision s'imposa un temps. La première explication tient à la prédominance d'une représentation de l'économie à la Arrow-Debreu, où les coûts de transaction sont inexistantes et l'information parfaite, rendant la présence d'institutions financières superflue. Le second élément explicatif est l'émergence et la diffusion des modèles de croissance néo-classiques dans lesquels l'état de croissance régulier (par tête) est affecté uniquement par des variations exogènes du progrès technique, ce qui offre une place limitée aux interactions entre finance et croissance.

Cette vision étriquée des liens entre finance et croissance fut néanmoins totalement reconsidérée théoriquement avec l'avènement de la théorie de la croissance endogène, qui suppose que la croissance est induite non seulement par l'accumulation du capital, mais également par l'environnement institutionnel. C'est, en effet, en partant d'un modèle AK que Pagano (1993) par exemple, formalise l'influence de la finance sur la croissance économique. À l'instar de Tsuru (2000), Thiel *et al.* (2001) ou encore Jacquet et Pollin (2012), nous reprenons ci-dessous la formalisation du modèle AK de Pagano (1993) qui offre une représentation concise et transparente des canaux par lesquels la finance est à même d'influer sur la croissance.

Le modèle convient, tout d'abord, d'une fonction de production avec, pour seul intrant, le stock de capital, K^4 :

$$Y_t = AK_t \tag{3.1}$$

4. Le stock de capital comprend à la fois du capital physique et du capital humain.

où Y_t représente la production et où A est un paramètre de productivité, qui reflète l'état actuel des connaissances.

On donne ensuite une expression à l'investissement :

$$I_t = K_{t+1} + (1 - \delta)K_t \quad (3.2)$$

I_t , l'investissement en t correspond ainsi au stock de capital en $t + 1$ net de la dépréciation du capital $(1 - \delta)K_t$, qui est fonction du taux d'amortissement δ .

Dans une économie fermée, l'investissement dépend, par ailleurs, de l'épargne de l'économie, S_t , et selon Pagano (1993) d'un paramètre ϕ , qui représente le taux de conversion de l'épargne en investissement :

$$\phi S_t = I_t \quad (3.3)$$

On comprend alors que $1 - \phi$ représente la marge d'intermédiation du secteur financier, c'est-à-dire, en d'autres termes, le degré d'efficacité du secteur financier.

Parce que l'équation (3.1) induit que le taux de croissance de l'économie en $t + 1$ est $g_{t+1} = \frac{Y_{t+1}}{Y_t} - 1 = \frac{K_{t+1}}{K_t} - 1$, on peut dès lors, à partir de l'équation (3.2), exprimer le taux de croissance comme suit :

$$g = A \frac{I}{Y} - \delta = A\phi s - \delta \quad (3.4)$$

L'équation précédente exprime ainsi que le système financier est en mesure d'influer sur la croissance économique de trois manières distinctes. *Primo*, la finance peut agir sur ϕ , le taux de conversion de l'épargne en investissement, ce qui se réfère à l'efficacité du système financier. *Secundo*, le système financier est susceptible de modifier s , le taux d'épargne, en offrant des placements plus ou moins attractifs. *Tertio*, le système financier est à même d'influer sur le paramètre de productivité A , en allouant avec plus ou moins d'efficacité les ressources vers les emplois les plus productifs.

À ce stade, quelques informations complémentaires sont nécessaires pour comprendre ce qui sous-tend précisément l'influence de la finance sur A et s . Nous mettons à part les effets sur ϕ , dans la mesure où ces derniers sont relativement transparents. On comprend, en effet, aisément que des coûts de fonctionnement plus faibles et une concurrence plus intense sur le marché bancaire ou sur le marché des capitaux engendreront une baisse de la part d'épargne qui disparaît dans le processus d'investissement. De cette manière, les systèmes financiers auraient une incidence sur l'accumulation du capital. Concernant le paramètre A , la manière dont le système financier peut améliorer la productivité de l'économie est, de prime abord, plus vague. Parce que l'amélioration de la productivité macroéconomique impose de financer des projets dont la productivité marginale du capital est plus

forte, le système financier peut y contribuer positivement en améliorant l'allocation des fonds. À cet effet, deux attributs des systèmes financiers parmi les cinq discernés par Merton (1995) nous paraissent décisifs : la production d'information et la diversification et gestion du risque. Sur le premier point, il apparaît que la production et collecte d'informations vont permettre de lever les problèmes d'asymétrie d'information, qui peuvent, dans certains cas, empêcher la mise en œuvre de contrats. L'univers d'investissement des prêteurs augmente ainsi, ce qui est censé permettre une orientation de l'épargne vers des projets plus productifs. Ces effets seraient substantiels, dans la mesure où les asymétries d'information pèseraient davantage sur les entreprises les plus productives. En raison de la décroissance des rendements du capital, c'est, en effet, au sein des petites structures, dans l'incapacité de se signaler, que la productivité du capital serait la plus importante. Le second point insiste sur les effets en termes de diversification et de gestion du risque. En permettant de détenir des portefeuilles diversifiés, les systèmes financiers donneraient la possibilité aux agents, par nature averse au risque, d'investir dans des actifs plus risqués, dont la productivité du capital est meilleure. Au surplus, les systèmes financiers et, en particulier, l'intermédiation bancaire, en offrant, comme le montrent Diamond et Dybvig (1983), une assurance contre les chocs idiosyncratiques de liquidité, dirigerait l'épargne vers des placements à long terme et donc plus productifs⁵. Les effets en termes d'allocation venant d'être discutés doivent absolument ne pas être négligés. Ils sont, en effet, tout aussi décisifs pour la croissance à long terme, voire davantage, que les effets en termes d'accumulation du capital. Comme le rappellent fort justement Jacquet et Pollin (2012), le système soviétique fournit une illustration probante de cette assertion, le système n'ayant pas souffert d'un manque d'épargne mais d'une allocation de celle-ci arbitraire et non efficiente.

Le dernier point à discuter se rapporte aux effets sur s , le taux d'épargne. Cela renvoie, par conséquent, à des effets sur l'accumulation du capital. À ce sujet, il apparaît que la relation entre finance et taux d'épargne est très ambiguë. D'une part, les systèmes financiers pourraient favoriser la mobilisation de l'épargne en offrant un meilleur couple rendement-risque aux agents, du fait d'une meilleure diversification et gestion des risques. D'autre part, une épargne mieux rémunérée peut conduire à des effets strictement contraires. Un taux d'épargne moindre serait, en effet, nécessaire pour atteindre un même niveau de consommation future. Formellement, l'ambiguïté réside, par conséquent, dans l'existence concomitante et indéterminée d'effets prix et revenus contraires. Ces ambiguïtés conduisent alors fréquemment à ignorer ce canal. La réflexion se polarise ainsi sur les deux premiers canaux discutés, qui offrent du reste l'avantage de représenter chacun une dimension de la croissance : l'accumulation et l'allocation.

Si l'exposé général a permis d'établir de quelle manière la finance interagit avec la croissance, il nous faut maintenant relier ces résultats à la concurrence bancaire.

5. Parallèlement, des marchés profonds et liquides encourageraient les agents à détenir directement des actions et obligations.

Concurrence bancaire et croissance économiques : considérations théoriques

La littérature théorique est très équivoque concernant l'influence de la concurrence bancaire sur la croissance économique. Une réflexion hâtive conduit souvent à tenir compte des seuls effets sur la marge d'intermédiation, à savoir des effets sur l'efficacité du système financier selon les termes de Pagano (1993). Dans ces conditions, il ressort invariablement que la concurrence bancaire, en diminuant la marge d'intermédiation comme le suggère la théorie microéconomique, améliore la croissance économique, car elle permet à davantage d'épargne d'être investie. Dans la littérature, ces arguments forment ce qu'on désigne comme l'hypothèse du « *market power* ». Néanmoins, après la sous-section précédente, on peut adresser un grief évident à cette argumentation, à savoir qu'elle tient compte des effets de la concurrence bancaire sur ϕ seulement, alors que celle-ci pourrait avoir parallèlement des effets sur la productivité du capital, en améliorant l'allocation des fonds. C'est, du reste, en ce sens que les travaux de Rajan (1992) et Petersen et Rajan (1995) sont particulièrement intéressants. Ils soulignent, en effet, qu'une modération de la concurrence bancaire est susceptible d'améliorer l'accès au financement pour les entreprises faisant face à davantage d'asymétries d'information. Ce faisant, l'univers d'investissement s'en trouverait amélioré, ce qui permettrait une allocation sans contrainte des fonds vers les emplois les plus productifs. Reste toutefois à comprendre ce qui est à l'origine de cet enchaînement. Pour ce faire, nous allons exposer brièvement les grands traits du modèle de Petersen et Rajan (1995).

Dans le modèle de Petersen et Rajan (1995), une banque fait initialement face à une population d'emprunteurs, dont elle sait qu'une partie d'entre eux n'est pas disposée à rembourser le prêt. Bien que la banque ait connaissance de la proportion macroéconomique des porteurs de bons risques, elle est incapable de discerner *ex-ante* ces agents dans la population d'emprunteurs. Cela étant, la banque est contrainte de demander une rémunération fonction du risque moyen de la population. Les bons risques paieront donc une prime supérieure à leur juste prime de risque, ce qui peut conduire une partie de ces derniers à renoncer à leur demande de financement, et réduire le marché à une portion congrue d'emprunteurs (la situation extrême décrite par Akerlof (1973) est la disparition du marché). Cette situation, qui dépeint le phénomène de sélection adverse, peut être partiellement résolue en considérant un jeu à deux périodes dans lequel le porteur de bons risques sollicitera une banque pour un prêt à deux reprises. Le prêt consenti en période 1 est, dans ce cadre, particulièrement risqué en raison de la présence de porteurs de mauvais risques. Dans de nombreux cas, la banque ne pourra alors pas tarifier le crédit au coût moyen sans évincer les bons emprunteurs. Le second prêt est, en revanche, beaucoup moins risqué pour la banque. Les bons risques se sont en effet signalés par leur réussite en période 1. La banque peut donc, en théorie, proposer aux porteurs de bons risques un taux correspondant strictement à leur prime de risque. Toutefois, la banque peut aussi décider d'exiger un taux plus important dans la limite du taux maximal pouvant être payé par le bon risque. De ce qui précède, on comprend alors qu'une banque a la capacité de faire des profits essentiellement en période 2. Cette

situation l'incite, par conséquent, à ouvrir le crédit en période 1, quitte à proposer initialement un taux d'intérêt inférieur au taux moyen d'équilibre, dans la limite où les pertes en période 1 seront compensées par les profits espérés en période 2. Tout l'intérêt du modèle réside alors dans le fait que les profits espérés en période 2 sont fonction de la concurrence entre banques. La concurrence jouerait donc ici sur la capacité des banques à faire de la péréquation intertemporelle, c'est-à-dire investir en période 1 pour en récolter les fruits en période 2. En définitive, c'est donc en favorisant l'établissement de relations de long terme qu'un système bancaire peu concurrentiel améliorerait la disponibilité du crédit pour les agents les plus opaques, ce qui devrait favoriser la productivité macroéconomique et donc la croissance.

Quand bien même la répétition des relations peut bénéficier initialement aux entreprises, elle rend, par la suite, ces dernières « captives ». Les agents ne peuvent, en effet, rompre cette relation de long terme sans envoyer un signal négatif au marché car, ce faisant, ils se mêleraient à une population où sont surreprésentés les porteurs de mauvais risques. Il sera alors difficile de conclure un nouveau contrat de dette ou cela se fera à un taux excessivement important. Ces coûts pour les emprunteurs constituent le socle de la rente informationnelle pour les banques, qu'elles seront libres d'exploiter à chaque nouvelle relation. Cette situation, décrite notamment par Sharpe (1990) et Boot (2000) comme un problème de « *hold-up* », est évidemment susceptible de décourager et de réduire l'investissement des entreprises, ce qui se répercuterait négativement sur la croissance économique. Dans une lecture à la Petersen et Rajan (1995), la relation entre concurrence bancaire et croissance pourrait donc être plus ambiguë qu'elle n'y paraît. Cette ambiguïté est, en outre, entretenue par la contribution de Boot et Thakor (2000). Les deux auteurs mettent, en effet, en exergue qu'une accentuation de la concurrence sur le marché interbancaire, plutôt que restreindre la banque de relation, va permettre son développement. Dans un contexte de concurrence intense, la banque de relation permet, en effet, à l'industrie de se protéger d'une concurrence frontale par les prix, ce à quoi conduit la banque de transaction (« la banque à l'acte »), où les opérations de crédits sont indépendantes dans le temps. En encourageant la banque à se différencier, la concurrence interbancaire pourrait donc être favorable à la croissance économique.

Dans les travaux de Petersen et Rajan (1995) notamment, alors que l'enchaînement concurrence - disponibilité du crédit est explicite, l'enchaînement disponibilité du crédit - croissance économique, en revanche, ne l'est pas. En conséquence, les travaux réalisés sur le plan macroéconomique pourraient être riches d'enseignements. À notre connaissance, Berthélemy et Varoudakis (1994) et Amable et Chatelain (1996) sont à créditer des premiers modèles de croissance endogène s'intéressant aux effets de la concurrence bancaire. Berthélemy et Varoudakis (1994), d'abord, montrent que l'introduction de la concurrence imparfaite réduit le taux d'intérêt versé aux ménages et donc - d'après la règle de Keynes-Ramsey - la croissance économique à long terme (avec la possibilité que l'économie reste piégée dans un équilibre « bas » de sous-développement). Amable et Chatelain (1996) mettent,

quant à eux, en évidence le fait que la concentration bancaire peut avoir des effets discordants sur la croissance économique. D'une part dans leur modélisation, la concentration induit une marge d'intermédiation importante, qui exerce un effet négatif sur la croissance économique en réduisant la rémunération de l'épargne et en augmentant le coût du capital. D'autre part, la concentration aurait toutefois certains bienfaits, en permettant notamment au système bancaire d'exercer une fonction de surveillance, tâche qu'un système fragmenté ne peut exercer. Or, le pouvoir de contrôle aurait un effet positif sur la productivité des entreprises, contribuant à l'augmentation de l'investissement et de l'épargne, du fait de l'augmentation des salaires. Malgré de plus forts coûts d'intermédiation et certaines distorsions, les auteurs montrent alors que, pour certaines valeurs des paramètres, la concentration peut induire un taux de croissance plus important. Deidda et Fattouh (2005) corroborent l'idée que la concentration exercerait deux effets contradictoires sur la croissance. Une augmentation de la concurrence induirait ainsi parallèlement des gains de spécialisation et une duplication des coûts fixes d'intermédiation, ce qui aurait des effets respectivement positifs et négatifs sur l'efficacité du système bancaire. Cela étant, l'effet définitif sur la croissance économique ne peut être déterminé. Rompant avec l'ambiguïté de Deidda et Fattouh (2005) par exemple, Diallo et Koch (2013) défendent l'idée que la concentration bancaire est néfaste à la croissance économique. L'intérêt majeur de cette contribution est qu'elle met de côté les effets potentiels sur l'accumulation du capital et se focalise exclusivement sur les effets sur la productivité, en étendant le modèle de croissance néo-schumpétérien d'Aghion *et al.* (2005). Dans le modèle développé, si la concurrence bancaire a des effets bénéfiques sur la croissance de la productivité, c'est qu'elle contribue à augmenter la probabilité d'innovation des entrepreneurs-innovateurs. L'explication est assez triviale. Des taux d'intérêt faibles augmentent les profits espérés en cas de réussite du projet, ce qui incite à innover davantage.

En définitive, il ressort de la revue de littérature théorique, que la concurrence bancaire a des effets particulièrement ambigus sur la croissance. Des éléments de réponse à nos questionnements sont donc attendus du volet empirique.

3.1.2 Que nous montrent les données ?

Deux voies distinctes ont été ouvertes dans la littérature pour aborder la question des effets de la concurrence bancaire sur l'efficacité et la croissance. La première renvoie à des analyses microéconomiques qui s'interrogent sur l'influence de la concurrence sur la disponibilité du crédit à l'échelle des entreprises. La seconde traite des effets de la concurrence directement sur la croissance observée à l'échelle macroéconomique.

À l'échelle des entreprises

Le premier volet empirique est dans la droite ligne de la recherche entreprise par Petersen et Rajan (1995). Suite à leur démonstration théorique, les auteurs mobi-

lisent, en effet, un jeu de données de plus de trois mille entreprises américaines et observent si les différentiels de concurrence bancaire d'un État à l'autre des États-Unis impliquent des différentiels d'accès à la dette financière. Les résultats obtenus mettent en évidence le fait que les firmes nouvellement créées ont un accès plus important au crédit et avec de meilleures conditions financières dans les États où la concentration bancaire est plus importante. Globalement, Jackson et Thomas (1995) corroborent ces résultats, en y apportant toutefois un complément intéressant. Les auteurs mettent, en effet, en évidence le fait que la concentration bancaire aurait, en outre, des effets néfastes pour les entreprises matures, ce qui illustre l'idée que le pouvoir de marché favorise la mise en place d'une péréquation temporelle de la tarification. Les études pionnières pour d'autres pays, comme celles de Fischer (2000) pour l'Allemagne ou Di Patti et Gobbi (2001) pour l'Italie, appuient également l'hypothèse de Petersen et Rajan (1995), laissant penser, au début des années deux mille, que le débat théorique était clos. Toutefois, l'exploitation de données de questionnaires (provenant de la base de données WBES) par Beck *et al.* (2004) remet en cause ces différents résultats. À partir d'un échantillon d'entreprises couvrant un ensemble extrêmement large de pays, les auteurs remarquent, en effet, que la concentration bancaire augmente la probabilité que les firmes interrogées répondent que leur croissance est contrainte par l'accès au crédit. Plus récemment, c'est la remise en cause des mesures de concentration comme appréciations adéquates de la concurrence, qui a motivé de nouveaux travaux. Estimant un indice de Lerner à l'échelle des régions espagnoles, Carbo-Valverde *et al.* (2009) montrent que le pouvoir de marché bancaire peut avoir des effets négatifs, car il augmente les contraintes de financement qui pèsent sur les entreprises. C'est d'ailleurs à des résultats de même nature, même si la démarche empirique varie fortement d'une étude à l'autre, que parviennent Love et Peria (2014), Hainz *et al.* (2013) ou encore Ryan *et al.* (2014).

À l'échelle macroéconomique

Des travaux précédents, il est difficile de tirer des conclusions fermes quant aux effets finaux de la concurrence bancaire sur la croissance économique. Ce constat a donc conduit à l'émergence d'études se concentrant sur l'analyse des corrélations entre concurrence bancaire et croissance⁶. La première étude du genre a été conduite par Cetorelli et Gambera (2001) et mène à deux résultats notables. Dans le premier volet de leur analyse, les auteurs mettent, tout d'abord, en évidence le fait que la concentration bancaire contribue défavorablement à la croissance économique. L'hypothèse avancée et qui vérifie l'hypothèse du « *market power* » est que la concentration, qui irait de pair avec une forte collusion sur le marché, se traduirait par un plus faible volume de crédit et un coût du capital plus important. Toutefois, le second volet de l'analyse souligne ensuite que cet effet est particulièrement hétérogène. En effet, les données indiquent que la concentration, malgré son effet global négatif, bénéficierait à certains types d'entreprises. Cela

6. Parce que la profondeur temporelle des indicateurs de concurrence a longtemps été extrêmement limitée, ces analyses se sont limitées à des comparaisons inter-pays.

serait, en particulier, le cas des jeunes entreprises, qui sont soumises à de fortes asymétries d'information en raison de leur opacité. De cette manière, les travaux de Cetorelli et Gambera (2001) étayaient les conclusions de Petersen et Rajan (1995) et donc l'idée que la concurrence bancaire réduirait les possibilités, pour les banques, de nouer des relations de long terme avec les entreprises, avec la conséquence de limiter l'accessibilité au crédit pour les firmes les plus opaques. Pour parvenir à ces résultats, les auteurs utilisent une approche en double différence proche de celle de Rajan et Zingales (1998). Cependant, l'approche de Rajan et Zingales (1998) n'est pas seulement un moyen de tester l'existence d'effets hétérogènes, c'est aussi, et avant tout, un moyen de répondre à un certain nombre de biais que peuvent comporter les estimations portant sur l'effet global d'une variable macroéconomique quand il est question d'estimer ses effets sur la croissance économique. On pense notamment à un biais de variables omises. Ainsi, les résultats du premier volet des travaux de Cetorelli et Gambera (2001) doivent être considérés avec précaution. D'ailleurs, on constate que l'ensemble des travaux postérieurs renoncent à cette méthodologie d'identification, lui préférant la méthodologie de Rajan et Zingales (1998), qui a, du reste, l'intérêt d'explicitier le canal par lequel la concurrence peut exercer une influence sur la croissance économique.

Ainsi, pour analyser les effets de la concurrence bancaire, Claessens et Laeven (2005) testent si les secteurs industriels les plus dépendants du financement externe (le groupe de traitement) se développent plus rapidement que les autres secteurs (le groupe de contrôle) dans les économies où la concurrence est moins importante. Hormis l'échantillon d'analyse, deux éléments distinguent l'étude de Claessens et Laeven (2005) du deuxième volet des travaux de Cetorelli et Gambera (2001). En premier lieu, l'indicateur de dépendance financière considéré est celui proposé par Rajan et Zingales (1998). En second lieu, les auteurs proposent un test à partir d'une mesure non-structurelle de concurrence : la statistique H de Panzar et Rosse (1987). De l'analyse menée, il ressort des résultats diamétralement opposés à ceux de Cetorelli et Gambera (2001). La croissance des secteurs fortement dépendants du financement externe est effectivement significativement plus importante dans les économies où la concurrence bancaire est la plus forte⁷. Au demeurant, il apparaît que la concentration bancaire aurait, pour sa part, un effet non-significatif sur la croissance. Partant d'une approche similaire, de Guevara et Maudos (2011), quant à eux, mettent en évidence la présence d'une relation non-linéaire (de forme quadratique) entre concurrence bancaire et croissance économique. Manifestement, il n'y a, par conséquent, pas d'incompatibilité entre l'hypothèse de « l'information » de Petersen et Rajan (1995) et celle du « *market power* ». L'effet disponibilité et l'effet volume du crédit coexisteraient, mais les effets contradictoires qu'ils supposent ne s'équilibreraient pas pour tout niveau de concurrence. Lorsque la concurrence est intense, l'effet disponibilité dominerait l'effet volume. À l'inverse, quand la concurrence est insuffisante, l'effet volume l'emporterait.

7. Utilisant une mesure de concurrence différente, Liu et Mirzaei (2013) ont récemment confirmé la teneur de ces résultats pour un échantillon de pays développés et en développement.

Si les différentiels de concurrence entre pays peuvent affecter la croissance, logiquement les différentiels de concurrence inter-régionale au sein d'une économie pourraient expliquer des dynamiques locales divergentes. Testant cette hypothèse pour l'économie allemande, qui présente la caractéristique d'avoir un marché bancaire national fragmenté, avec un fort degré d'hétérogénéité des structures bancaires d'un *lander* à l'autre, Inklaar *et al.* (2015) mettent en évidence le fait que le pouvoir de marché bancaire stimule le progrès technique et la réallocation du capital vers les emplois les plus productifs.

En définitive, il ressort, des études théoriques et empiriques, une grande ambiguïté concernant les effets de la concurrence bancaire sur le financement et la croissance. Ces incertitudes nous invitent, par conséquent, à mener de nouveaux tests empiriques (section 3 et 4), mais aussi, avant cela, à proposer un nouveau cadre d'analyse théorique (section 2).

3.2 Modélisation des effets de la concurrence bancaire sur la croissance économique

3.2.1 Modèle de base

Dans la présente section, nous mettrons en équations le cadre d'analyse conceptuel du modèle schumpétérien de base, en s'appuyant en particulier sur la présentation qui est faite dans l'ouvrage d'Aghion et Howitt (2009)⁸. Notre présentation se distingue, toutefois, en modélisant expressément un secteur bancaire.

Nous considérons ainsi une économie fermée, composée de quatre secteurs distincts : le secteur de la production du bien final, le secteur produisant des biens intermédiaires, le secteur de la recherche et développement et, enfin, le secteur bancaire. Nous faisons, par ailleurs, l'hypothèse que l'économie est composée de L individus vivant une période. Ces derniers sont initialement dotés d'une unité du facteur travail et ont pour seul objectif de maximiser l'espérance de leur consommation de l'unique bien final, Y , produit par l'économie.

La production du bien final

Le bien final est produit par des firmes en situation de concurrence pure et parfaite, à partir de deux facteurs de production : le travail et des biens consommables, i.e. des biens intermédiaires provenant de m secteurs distincts⁹. En considérant une fonction Cobb-Douglas, la technologie de production peut s'écrire sous la forme suivante :

$$Y_t = (L)^{1-\alpha} \sum_{i=1}^m (A_{it}^{1-\alpha} x_{it}^\alpha) \quad (3.5)$$

où Y_t représente la production du bien final en période t , A_{it} un paramètre reflétant la productivité du bien intermédiaire produit par le secteur i , x_{it} la quantité de bien intermédiaire utilisée dans le processus de production par le secteur i et α un paramètre compris entre 0 et 1. On constate que l'ensemble de la force de travail de l'économie, c'est-à-dire L , est utilisée dans le processus de production. Cela étant, on suppose que le secteur des biens intermédiaires, de la recherche et des services financiers ne nécessitent aucune allocation directe de travail¹⁰.

En considérant du reste qu'une partie de la production du bien final est allouée à la production du bien intermédiaire selon la clé un pour un. Il en découle que la richesse créée par l'économie et pouvant donc être consommée ou bien investie dans le secteur de la recherche ou le secteur financier s'exprime comme suit :

8. Voir chapitre 4 d'Aghion et Howitt (2009) et chapitre 2 d'Aghion et Howitt (1998).

9. À la différence du modèle de Solow, le modèle fait donc abstraction de l'accumulation du capital.

10. Le travail est incorporé indirectement par le biais de la consommation du bien final.

$$\text{PIB}_t = Y_t - \sum_{i=1}^m x_{it} \quad (3.6)$$

où PIB_t correspond au produit intérieur brut de l'économie en date t .

La production des biens intermédiaires

La population demeurant identique à travers le temps, la croissance a pour unique origine dans l'économie l'amélioration de la productivité dans le secteur intermédiaire.

Notre représentation suppose l'existence de m biens intermédiaires dans l'économie, chacun produit par un entrepreneur en situation de monopole sectoriel temporaire. L'entrepreneur de chaque secteur produit une quantité x_{it} de façon à maximiser ses profits :

$$\Pi_{it} = p_{it}x_{it} - x_{it} \quad (3.7)$$

Le fait que l'industrie à laquelle le monopole vende son produit soit concurrentielle conduit à ce que le prix d'équilibre du bien intermédiaire soit égal au revenu marginal qu'il procure à son utilisateur final :

$$p_{it} = \partial Y_t / \partial x_{it} = \alpha(A_{it}L)^{1-\alpha} x_{it}^{\alpha-1} \quad (3.8)$$

Ainsi, le monopole cherche la quantité, x_{it} , qui maximise :

$$\Pi_{it} = \alpha(A_{it}L)^{1-\alpha} x_{it}^{\alpha} - x_{it} \quad (3.9)$$

La condition de premier ordre du problème de maximisation est la suivante :

$$\alpha^2(A_{it}L)^{1-\alpha} x_{it}^{\alpha-1} - 1 = 0 \quad (3.10)$$

c'est-à-dire :

$$x_{it} = \alpha^{\frac{2}{1-\alpha}} A_{it}L \quad (3.11)$$

Ainsi, sous ces conditions, les profits sont égaux à :

$$\Pi_{it} = \pi A_{it}L, \quad \pi = (1-\alpha)\alpha^{\frac{1+\alpha}{1-\alpha}} \quad (3.12)$$

Puisque la condition *sine qua non* pour prétendre au monopole dans l'un des m secteurs produisant des biens intermédiaires est d'avoir au préalable innové, nous allons désormais nous tourner vers la présentation du secteur de la recherche. Nous allons, en particulier, étudier comment émerge, parmi la masse d'entrepreneurs-innovateurs, un entrepreneur en monopole dans chaque secteur produisant un bien intermédiaire.

Le secteur de la recherche

Le secteur de la recherche consiste en l'invention d'une nouvelle variété d'un des biens intermédiaires. Contrairement au modèle de Romer (1990), où la croissance résulte de l'augmentation de la gamme de produits à disposition de l'économie, dans le modèle schumpétérien, la croissance réside dans l'amélioration au cours du temps des biens intermédiaires selon le concept de destruction créatrice. Afin d'innover et avoir ainsi l'opportunité de bénéficier d'une rente de monopole temporaire, les entrepreneurs doivent investir au préalable en recherche, activité coûteuse et nécessitant, par conséquent, d'y allouer une part du bien final. La principale singularité de l'activité de recherche est qu'il s'agit d'une activité au résultat aléatoire. Il y a ainsi une probabilité non nulle que l'effort de recherche soit vain, c'est-à-dire que la productivité du bien intermédiaire, A_{it} , reste constante. On suppose, toutefois, que la probabilité de succès de la recherche n'est pas inconditionnelle mais fonction de l'effort consenti. Plus spécifiquement, on considère que la probabilité, μ_{it} , que l'innovation réussisse et que la productivité sectorielle progresse d'un facteur γ , dépend de R_{it} le montant du bien final, ainsi que du niveau de productivité A_{it} :

$$\mu_{it} = \phi(R_{it}/A_{it}) \quad (3.13)$$

La division par A_{it} reflète le fait qu'à mesure où la technologie progresse, la création de nouvelles innovations devient de plus en plus complexe. Dès lors, davantage d'investissement en bien final est nécessaire pour maintenir une probabilité de succès constante. L'équation précédente permet, du reste, de déterminer les dépenses en recherche pour chaque secteur étant donné la probabilité de succès de l'innovation désirée :

$$R_{it} = A_{it}\phi^{-1}(\mu_{it}) \quad (3.14)$$

En supposant que la fonction inverse d'innovation, ϕ^{-1} , prend la forme d'une fonction puissance, les coûts sectorielles de recherche peuvent alors s'écrire comme suit :

$$R_{it} = A_{it}\lambda\mu_{it}^{\sigma} \quad (3.15)$$

où λ est un paramètre reflétant les coûts de la recherche et σ un paramètre dont la valeur est supposée être supérieure à 2. On note, au demeurant, que le coût marginal de la recherche est, d'après la forme fonctionnelle retenue, positif et croissant avec μ_{it} , la probabilité de succès :

$$R'_{it} = A_{it}\lambda\sigma\mu_{it}^{\sigma-1} > 0 \quad (3.16)$$

$$R''_{it} = A_{it}\lambda\sigma(\sigma-1)\mu_{it}^{\sigma-2} > 0 \quad (3.17)$$

Le secteur bancaire

À la différence de la plupart des modèles de croissance néo-schumpétériens qui font abstraction de l'existence de frictions financières, nous supposons, pour notre part, que des asymétries d'information caractérisent la relation entre les entrepreneurs-innovateurs et les prêteurs. Dans ce contexte, la mise en œuvre d'un contrat sans traitement préalable des asymétries d'information s'avère impossible. C'est ainsi que l'allocation du capital doit être intermédiée par une institution en capacité de lever ces asymétries d'information. En pratique, une telle institution correspond dans nos systèmes financiers à la définition donnée aux banques. Puisque la modélisation du secteur bancaire se justifie uniquement au regard de l'existence d'asymétries d'information, il nous faut caractériser ces dernières. À ce propos, on fait deux postulats. Le premier est que les asymétries d'information sont circonscrites à des problèmes de sélection adverse. L'économie comporte ainsi en plus des entrepreneurs-innovateurs décrits préalablement, des agents demandant des financements, sans pour autant être pourvus des compétences nécessaires à la mise en place d'un projet innovant. L'allocation des financements astreint alors la banque à un travail de filtrage *ex-ante* (*screening*) des agents susceptibles d'innover. En ce sens, ce premier postulat nous place dans les pas des travaux de King et Levine (1993). Le second postulat stipule, à la différence de King et Levine (1993), que chaque entrepreneur fait face à un aléa concernant le degré d'anti-sélection auquel il fait face. Cela revient à supposer que chaque entrepreneur a des dispositions aléatoires à signaler sa qualité d'entrepreneur-innovateur. De multiples causes pourraient en pratique expliquer cet état de fait. Toujours est-il que ces différences d'aléas conduisent à ce que la capacité des banques à lire le marché soit aléatoire. Celle-ci s'avère toutefois fonction de l'ampleur des efforts de filtrage *ex-ante* déployés.

Cela posé, il reste à préciser de quelle manière les banques filtrent les individus, dans la mesure où ces dernières ne sont initialement dotées d'aucune compétences particulières en ce domaine. Dans le cadre de notre représentation, c'est en investissant dans une technologie de *screening* que les banques vont développer leur capacité à résoudre les problèmes d'anti-sélection. On considère à ce propos que plus les banques investissent, plus elles sont en mesure de filtrer des porteurs de projets caractérisés par d'importantes asymétries d'information. Parce que l'intensité des asymétries d'information varie d'un entrepreneur à l'autre de manière aléatoire, la probabilité d'être en mesure de financer un entrepreneur-innovateur va dépendre du montant d'investissement dans la technologie de filtrage :

$$\omega_{nt} = \psi(F_{nt}) \quad (3.18)$$

avec ω_{nt} la probabilité que la technologie de filtrage permettent à la banque n de financer l'entrepreneur et F_{nt} le montant investi par la banque dans la technologie de filtrage.

En faisant l'hypothèse que la fonction de filtrage prend la forme d'une fonction puissance, la probabilité de financer un entrepreneur-innovateur en date t est, par

voie de conséquence, égale à :

$$\omega_{nt} = YF^\varphi \quad (3.19)$$

avec Y un paramètre qui reflète la productivité de l'activité de *screening* des banques et φ un paramètre, compris entre 0 et 1, indiquant l'élasticité de ω_{nt} par rapport à F .

L'investissement consenti ne peut pas être considéré indépendamment de la capacité des banques à faire des profits sur les prêts offerts aux entrepreneurs. C'est pourquoi, il faut prendre en considération l'intensité concurrentielle du marché. À cet égard, nous supposons l'existence d'une concurrence à la Cournot entre un nombre fini, N , de banques. En pratique, notre représentation s'appuie, pour cela, sur l'extension du modèle de Monti-Klein à une situation d'oligopole proposée par Freixas *et al.* (1997). Ainsi, on considère, d'une part, que l'industrie est composée de N banques symétriques, faisant face à une demande pour les prêts affectée négativement par le niveau des taux. D'autre part, on suppose, à la différence de Freixas *et al.* (1997), que les banques créent des crédits *ex-nihilo*; ce qui correspond à la vision schumpéterienne du crédit. Pour Schumpeter, c'est en effet la création d'un pouvoir d'achat supplémentaire (temporaire) par le crédit qui permet à l'économie de financer de nouvelles combinaisons productives permettant le développement économique. Par voie de conséquence, les ressources des banques ne sont pas contraintes par les dépôts à disposition dans l'économie. On fait alors l'hypothèse que les ressources sont illimitées et ont un coût nul pour les banques. De fait, la collecte des dépôts ne revêt aucun intérêt stratégique pour les banques. La seule variable stratégique est donc, dans le cadre d'une concurrence à la Cournot, le volume de prêts offert.

L'équilibre de Cournot du marché consiste, en conséquence, à chercher la quantité I_n^* qui maximise les profits de la banque n , étant donné la demande de crédit des entrepreneurs et le nombre de banques présent sur le marché.

$$\max_{I_n} \Pi_{bq,n} = \omega_{nt} [\mu_t r (I_n + \sum_{m \neq n} I_m) I_n - I_n] - F_{nt} \quad (3.20)$$

où $I_n + \sum I_m$ représente la demande agrégée de crédit, I , se répartissant équitablement entre les N banques, de sorte que $I_n = I/N$.

La condition de premier ordre de ce problème de maximisation est :

$$\frac{\partial \Pi_{bq,n}}{\partial I_n} = \mu_t r'_l(I^*) \frac{I^*}{N} + \mu_t r_l(I^*) - 1 = 0 \quad (3.21)$$

ce qui implique la relation suivante entre le taux d'intérêt d'équilibre, r_l^* , et l'élasticité-prix de la demande, $\epsilon_D(r_D^*)$:

$$\frac{\mu_t r_l^* - 1}{\mu_t r_l^*} = \frac{1}{N \epsilon_D(r_D^*)} \quad (3.22)$$

L'équation précédente fait apparaître l'égalité usuelle entre l'indice de Lerner et l'inverse de l'élasticité qui est, ici, proportionnelle au nombre de banques, N , présent sur le marché. On remarque, du reste, que le taux d'intérêt d'équilibre, r_l^* , est indépendant de F , l'investissement des banques dans la technologie de *screening* qui affecte pourtant la probabilité, ω , d'être en mesure de financer l'entrepreneur-innovateur.

Car l'élasticité, $\epsilon_D(r_D^*)$, ainsi que la probabilité de remboursement du prêt, μ_t , varient tous deux avec r_l , il s'avère impossible, à ce stade, de déterminer l'effet de l'intensité concurrentielle, c'est-à-dire de N , sur les taux offerts. Un prérequis est en effet de déterminer la valeur d'équilibre de μ_t ainsi que la fonction de demande des prêts.

Une fois déterminés les effets de la concurrence sur r_D^* , il sera aisé d'en inférer les effets sur F , la capacité d'investissement des banques et, par ce biais, en déduire les effets sur l'accessibilité au crédit, matérialisés par ω_{nt} , la probabilité que la banque n finance l'entrepreneur-innovateur.

3.2.2 Concurrence bancaire et croissance économique d'état régulier

De la présentation de notre modèle se dessine l'idée que la croissance dépend de la probabilité de succès de la recherche et de la probabilité de financement du projet innovant, tous deux fonctions des taux et donc de l'intensité concurrentielle du marché bancaire. L'objet de la présente sous-section est de formaliser cette idée. Cela impose cependant, au préalable, d'avoir déterminé les probabilités d'équilibre de recherche et de financement.

Arbitrage Profits - Recherche

Il nous faut au premier chef établir la probabilité de succès d'équilibre d'une innovation. Comme indiqué en amont, la probabilité de succès est fonction de l'investissement dans le projet final, qui dépend lui-même des gains espérés de la situation de monopole temporaire en cas de succès. C'est ainsi que le niveau de probabilité de succès va être choisi par l'entrepreneur-innovateur de sorte à maximiser les profits espérés nets des coûts de recherche :

$$\max_{\mu_{it}} \Pi_R = \mu_{it} \Pi_{it} - r_l R_{it} \quad (3.23)$$

soit,

$$\max_{\mu_{it}} \Pi_R = \mu_{it} \Pi_{it} - r_l A_{it} \lambda \mu_{it}^\sigma \quad (3.24)$$

Par conséquent, afin de maximiser les bénéfices de la recherche, μ_{it} doit satisfaire la condition de premier ordre suivante :

$$\Pi_{it} - r_l A_{it} \lambda \sigma \mu_{it}^{\sigma-1} = 0 \quad (3.25)$$

ce qui implique la probabilité d'innovation d'équilibre qui suit :

$$\mu_{it}^* = \left(\frac{\Pi_{it}}{r_l A_{it} \lambda \sigma} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (3.26)$$

On constate que la probabilité d'innovation sectorielle d'équilibre est fonction notamment des taux d'intérêts débiteurs bancaires. Plus ces derniers sont importants, plus la probabilité de réussite du projet innovant est faible. Une partie des fonds sont en effet détournés de leur usage productif pour payer davantage d'intérêts. Il est, par ailleurs, important de mentionner que la probabilité d'équilibre, μ_{it}^* , est identique d'un secteur à l'autre. Ce qui peut apparaître à première vue étonnant, du fait que les coûts de la recherche sont fonctions de A_{it} , la productivité de chaque secteur, s'explique, en fait, aisément. En effet, les profits espérés Π_{it} sont également fonction de A_{it} , conduisant à neutraliser les effets du niveau de productivité sectoriel sur la probabilité d'innovation d'équilibre.

La substitution de l'expression précédente à la place de μ_{it} dans l'équation (3.15), nous donne, finalement, la demande d'investissement de chaque secteur :

$$R_{it} = A_{it} \lambda \left(\frac{\Pi_{it}}{r_l A_{it} \lambda \sigma} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (3.27)$$

soit,

$$R_{it} = \left(\frac{\Pi_{it}}{r_l \sigma} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} (A_{it} \lambda)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (3.28)$$

La demande agrégée d'investissement est, dès lors, donnée par :

$$I_t = m \left(\frac{\Pi_t}{r_l \sigma} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} (A_t \lambda)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (3.29)$$

où A_t représente la productivité inter-sectorielle moyenne et m le nombre de biens intermédiaires dans l'économie. Comme attendu, on remarque que la demande d'investissement dépend négativement des taux d'intérêt bancaire.

Cela étant, la fonction de demande inverse s'écrit comme suit :

$$r_l = \left[\frac{m}{I} \left(\frac{\Pi_t}{\sigma} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} (A_t \lambda)^{\frac{1}{1-\sigma}} \right]^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} = \frac{m^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \Pi_t}{\sigma (A_t \lambda)^{\frac{1}{\sigma}}} I^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} \quad (3.30)$$

Il reste dorénavant à déterminer l'effet de la concurrence sur les taux d'intérêt. À cet effet, nous considérons, tout d'abord, l'équation (3.21), dans laquelle nous

remplaçons $r_l'(I^*)$ par la dérivée première de la fonction inverse de demande.

$$\mu_t \frac{m^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \Pi_t}{\sigma(A_t \lambda)^{\frac{1}{\sigma}}} \left(\frac{1-\sigma}{\sigma} \right) I^{\frac{1-2\sigma}{\sigma}} \frac{1}{N} + \mu_t r_l(I) - 1 = 0 \quad (3.31)$$

On remplace, ensuite, μ_t et I_t par leur expression en fonction de r_l donnée, respectivement, par les équations (3.26) et (3.29).

$$\left(\frac{\Pi_t}{r_l A_t \lambda \sigma} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \frac{m^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \Pi_t}{\sigma(A_t \lambda)^{\frac{1}{\sigma}}} \left(\frac{1-\sigma}{\sigma} \right) \left[m \left(\frac{\Pi_t}{\sigma} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} (A_t \lambda)^{\frac{1}{1-\sigma}} \right]^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} r_l \frac{1}{N} + \left(\frac{\Pi_t}{r_l A_t \lambda \sigma} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} r - 1 = 0 \quad (3.32)$$

On obtient, par ce biais, une relation implicite entre r_l et N . Après simplification, l'équation précédente peut s'écrire comme suit :

$$G(r_l, N) = \left(\frac{\Pi_t}{A_t \lambda \sigma} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} r_l^{\frac{2-\sigma}{1-\sigma}} \left(1 + \frac{1-\sigma}{\sigma} \frac{1}{N} \right) = 0 \quad (3.33)$$

D'après le théorème des fonctions implicites, la dérivée première de r_l par rapport à N est donnée par l'expression suivante :

$$\frac{\partial r_l}{\partial N} = \frac{-\frac{\partial G}{\partial N}}{\frac{\partial G}{\partial r}} \quad (3.34)$$

où $\sigma > 2$, $\frac{1-\sigma}{\sigma} \frac{1}{N}$ est strictement supérieur à -1 . Par conséquent, on a :

$$\frac{\partial G}{\partial r} = \left(\frac{\Pi_t}{A_t \lambda \sigma} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \frac{2-\sigma}{1-\sigma} r_l^{\frac{1}{1-\sigma}} \left(1 + \frac{1-\sigma}{\sigma} \right) > 0 \quad (3.35)$$

De la même manière, on obtient :

$$\frac{\partial G}{\partial N} = -\frac{1-\sigma}{\sigma} \frac{1}{N^2} > 0 \quad (3.36)$$

Ainsi,

$$\frac{\partial r_l}{\partial N} = \frac{-\frac{\partial G}{\partial N} < 0}{\frac{\partial G}{\partial r} > 0} < 0 \quad (3.37)$$

PROPOSITION 1 : Plus le nombre de banque, N , est important plus les taux d'intérêt sont faibles. De fait, la probabilité d'innovation des entrepreneurs-innovateurs, donnée par l'équation (3.26), s'accroît avec l'intensité de la concurrence sur le marché bancaire.

Arbitrage Profits - Levée des asymétries d'information

Au même titre que la probabilité d'innovation, la probabilité que le système financier soit en capacité de financer l'entrepreneur-innovateur dépend de l'investissement consenti. Dans le cas du secteur bancaire l'investissement a pour destination une technologie de filtrage *ex-ante* des entrepreneurs-innovateurs. Du fait que

la technologie ait des rendements décroissants, l'ampleur de l'investissement va dépendre de la capacité des banques à rentabiliser l'investissement, ce qui est fonction du niveau de concurrence sur le marché bancaire. Ainsi, l'investissement dans la technologie de filtrage va être donné en déterminant les conditions qui maximisent les profits de la banque :

$$\max_F \Pi_n = \omega_{nt} [\mu_t r_l I_n - I_n] - F_{nt} \quad (3.38)$$

où $\mu_t r_l I_n - I_n$ représente les profits espérés de l'activité d'intermédiation, fonction notamment du degré de concurrence sur le marché bancaire.

Étant donné que $\omega_{nt} = \Upsilon F^\varphi$, la condition de premier ordre est donnée par l'expression suivante :

$$F_{nt}^* = [\Upsilon \varphi (\mu_t r_l I_n - I_n)]^{\frac{1}{1-\varphi}} \quad (3.39)$$

La probabilité d'équilibre de lever les asymétries d'information de l'entrepreneur-innovateur et ainsi lui accorder un financement est donc égale à :

$$\omega_{nt}^* = \Upsilon [\Upsilon \varphi (\mu_t r_l I_n - I_n)]^{\frac{\varphi}{1-\varphi}} \quad (3.40)$$

La probabilité de financement étant identique d'une banque à l'autre, ω_{nt}^* correspond à la probabilité de financement macroéconomique, ω_t^* .

Maintenant qu'il a été établi les valeurs d'équilibre de F_t et ω_t , il reste à tester l'effet de N sur ces deux variables. À cet effet, on réécrit l'équation (3.39) fonction de r_l et de N uniquement.

$$F = \left(\frac{P i_t}{\sigma}\right)^{\frac{1+\sigma}{\sigma-1}} (A_t \lambda)^{\frac{2}{1-\sigma}} r_l^{\frac{2}{1-\sigma}} \frac{1}{N} \quad (3.41)$$

ce qui implique la dérivée première par rapport à N suivante :

$$\frac{\partial F}{\partial N} = \left(\frac{P i_t}{\sigma}\right)^{\frac{1+\sigma}{\sigma-1}} (A_t \lambda)^{\frac{2}{1-\sigma}} \left[\frac{2}{1-\sigma} r_l^{\frac{1+\sigma}{1-\sigma}} \frac{1}{N} + r_l^{\frac{2}{1-\sigma}} * \left(-\frac{1}{N^2}\right) \right] < 0 \quad (3.42)$$

PROPOSITION 2 : La probabilité qu'un entrepreneur-innovateur soit financé décroît avec N . La concurrence bancaire réduit ainsi l'accessibilité au crédit pour les entrepreneurs-innovateurs. Ce résultat s'explique par le fait que l'augmentation de N réduit les profits et, par ce biais, le niveau d'investissement d'équilibre dans la technologie de *screening*, qui influe sur la capacité d'être en mesure de financer le projet innovant.

Croissance d'état régulier

Dans notre modèle le taux de croissance d'état régulier de l'économie correspond au taux de croissance du paramètre de productivité intersectorielle moyen A_t :

$$g_t = \frac{A_t - A_{t-1}}{A_{t-1}} \quad (3.43)$$

Il s'ensuit étant donné la mise en équation de notre modèle que le taux de croissance va dépendre de la probabilité d'innovation et la probabilité de financement.

Parce qu'on sait qu'à chaque période, il y a une probabilité ω_t que le secteur bancaire soit en capacité de financer l'agent entrepreneur-innovateur et une probabilité μ_t que le projet de ce dernier réussisse, on en déduit qu'il y a une probabilité $\omega_t \times \mu_t$, que l'économie connaisse une innovation en période t et que par conséquent la productivité A augmente d'un paramètre γ , soit un taux de croissance de $\gamma - 1$. Parallèlement, il y a une probabilité $1 - (\mu_{bq,t} \times \mu_t)$ que la productivité reste constante entre $t - 1$ et t .

Même si le taux de croissance reste en chaque période aléatoire, la loi des grands nombres, nous permet d'établir que la croissance moyenne de long terme est égale à l'expression suivante :

$$g = E(g_t) = \omega_t \times \mu_t (\gamma - 1) \quad (3.44)$$

Les propositions 1 et 2, énoncées précédemment, arguent, respectivement, que la probabilité d'innovation, μ_t , dépend positivement de la concurrence bancaire tandis que la probabilité de financement, ω_t , est fonction négative de la concurrence bancaire. L'effet de la concurrence bancaire sur le taux de croissance de l'économie est donc, *a priori*, indéterminé. Selon les valeurs données aux paramètres des fonctions d'innovations et de financement, la concurrence pourrait aussi bien avoir un effet positif que négatif.

Hypothèse de recherche : Dans un système, où le *screening* des entrepreneurs-innovateurs est coûteux relativement aux coûts de l'innovation, la concurrence bancaire exercera un effet négatif sur la croissance de la productivité et, par conséquent, sur la croissance économique.

3.3 Corrélation vs. causalité et les difficultés d'identification

3.3.1 Analyse des données et régressions préliminaires

Les données

Dans cette section, nous allons analyser le lien entre concurrence et croissance économique, à partir d'un échantillon de données portant sur les pays de l'OCDE et couvrant la période 1997-2010. Deux commentaires préalables s'imposent. En premier lieu, nous faisons remarquer que la couverture spatiale diffère des analyses précédentes, polarisées sur les économies européennes appartenant à l'ensemble politique de l'Union européenne à quinze. Ainsi, en plus de ces quinze économies, notre échantillon d'étude comporte quinze économies supplémentaires membres de l'OCDE. Ce choix est motivé par la quête d'estimateurs efficaces et le souhait d'employer une démarche à la Arellano et Bond (1991), qui prescrit que le nombre d'individus soit relativement important, en vue d'estimer un modèle de croissance par la méthode des moments. Si l'extension de notre échantillon peut apporter des réponses à certains problèmes d'ordre statistique, il peut parallèlement en susciter de nouveaux. En particulier, cela peut introduire des biais d'hétérogénéité dans l'estimation des paramètres d'intérêt. Notre analyse, qui reste exploratoire dans cette section, ne semble toutefois pas être plus sujette à cette problématique que ne l'est l'abondante littérature sur les déterminants de la croissance économique. À titre de comparaison et parmi les travaux ayant eu le plus de résonance ces dernières années, on note qu'Arcand *et al.* (2015) considèrent un échantillon beaucoup plus large et bien plus hétérogène que celui présentement considéré. En second lieu, la profondeur temporelle de nos données (quatorze années d'observations) suscite d'autres interrogations légitimes. La période d'étude est, en effet, caractérisée par un faible éventail de circonstances macroéconomiques et par un choc transversal majeur en 2008, dont les fréquences historiques sont bien inférieures aux quatorze années d'observations retenues. Il s'avère d'ailleurs que la littérature empirique sur les déterminants de la croissance économique considère, en règle générale, des périodes d'études plus longues, de vingt-cinq à quarante ans. Cela offre alors la possibilité de considérer des observations moyennes de la croissance économique et de ses déterminants sur une étendue de cinq ou dix ans et, ainsi, de s'affranchir des effets des déterminants sur les fluctuations cycliques. En somme, une période d'étude longue permet d'analyser les déterminants de la croissance à moyen ou long terme. Dans notre cadre, faute de données sur la concurrence bancaire exploitables sur longue période, nos interprétations principales se limiteront aux effets de la concurrence sur la croissance à court terme.

Conformément au fil conducteur de cette thèse, l'estimation du niveau de concurrence bancaire est, en effet, dérivée de l'observation du comportement des firmes, à partir de données micro-bancaires, dont la profondeur temporelle est

relativement limitée. Si nous avons mis de côté, dans notre recherche doctorale, d'un point de vue empirique, l'approche *structuraliste*, au profit de la « nouvelle économie industrielle », nous n'avons jusqu'alors pas pleinement exploité la diversité de ses courants. Nos travaux ont, en effet, essentiellement mis à contribution l'indice de Lerner, mesure non-structurelle de la concurrence, dont les soubassements théoriques correspondent aux théories microéconomiques de la concurrence imparfaite. Dans la même veine, on retrouve d'autres indicateurs empiriques tels les indicateurs d'Iwata (1974), de Bresnahan (1982) ou de Panzar et Rosse (1987). Ces indicateurs de concurrence d'obédience néo-classique ne représentent toutefois qu'un courant, bien qu'assurément dominant, de la « nouvelle économie industrielle ». Longtemps hégémonique, ce courant est de plus en plus contesté par une conception de la concurrence différente, portée notamment par l'école autrichienne. Celle-ci conçoit, en effet, la concurrence comme un processus dynamique à l'inverse de l'école néo-classique. Nous considérerons ainsi cette autre conception de la concurrence dans ce chapitre. À cet égard, il apparaît que deux indicateurs empiriques principaux peuvent être rattachés à cette conception de la concurrence : les indicateurs fondés sur la persistance des profits (Mueller, 1977 ; Mueller, 1986)¹¹ et l'indicateur de Boone (Boone, 2008). Dans le cas présent de cette étude, nous optons pour l'utilisation de l'indicateur de Boone dont les hypothèses nous apparaissent moins restrictives qu'un indicateur fondé sur la persistance des profits et qui s'avère beaucoup plus largement diffusé et discuté dans la littérature. Parce que cet indicateur est un indicateur parmi d'autres, ayant des propriétés spécifiques, nous nous efforcerons, autant que faire se peut, de tester la sensibilité de nos conclusions au choix de cet indicateur, en employant notamment des mesures de la concurrence établies à partir de l'indice de Lerner.

11. Se référer à Goddard *et al.* (2011), pour une illustration récente de cette approche.

Dans cet encadré, nous faisons un détour par les fondements théoriques de l'indicateur présenté par Boone (2008). Ainsi, pour ce faire, on suppose l'existence d'un marché bancaire composé de N banques, i , qui produisent un bien différencié, x_i . La demande pour ce bien au prix p est donnée par $p(x)$, fonction continue et décroissante avec x , qui prend la forme suivante :

$$p(x_i, x_{-i}) = a - bx_i - d \sum_{j \neq i} x_j \quad (3.45)$$

où a représente la taille du marché, b l'élasticité de la demande du marché et d le degré de substituabilité entre les produits des différentes banques.

La banque observe, par ailleurs, la demande qui lui est adressée et cherche, par conséquent, à maximiser son profit en choisissant la quantité optimale, x , à produire étant donné la fonction de demande et de coût. Pour simplifier, on suppose comme Boone (2008) que le coût marginal, cm , est constant et positif.

$$\max[(a - bx - d \sum_{j \neq i} x_j)x - cm_i x] \quad (3.46)$$

En faisant l'hypothèse que $0 < d < b$, alors l'équilibre de Cournot-Nash est donné par la condition de premier ordre suivante :

$$a - 2bx_i - d \sum_{j \neq i} x_j - cm_i \quad (3.47)$$

Étant donné la présence de N banques dans l'industrie, la condition de premier ordre pour la firme i est donnée par l'expression suivante :

$$x(n_i) = \frac{(\frac{2b}{d} - 1)a - (\frac{2b}{d} + N - 1)mc_i + \sum_{j=1}^N \frac{N}{n_j}}{[2b + d(N - 1)](\frac{2b}{d} - 1)} \quad (3.48)$$

On constate aisément dans (3.48) que la production de la banque i est fonction de son coût marginal (cm). Il en résulte également que profits et coût marginal sont liés par une fonction quadratique d'après l'expression de la fonction de profit ($\Pi_i = (p - cm_i)x_i$). En considérant que le coût marginal est un indicateur d'efficacité, on en conclut, par conséquent, que les banques les plus efficaces, d'une part, produisent davantage et, d'autre part, génèrent davantage de profits.

(Suite)

Partant de cette représentation très simple, Boone (2008) montre que la relation établie entre profits et coût marginal est fonction de deux éléments définissant l'état concurrentiel du marché : le degré de substituabilité des produits offerts par les banques (représenté par d) et l'importance des coûts d'entrée (ici non explicites). En particulier, il apparaît que les profits des banques les plus efficaces progressent lorsque le degré de substituabilité augmente et lorsque les coûts d'entrée diminuent. Incontestablement, cela renvoie à la vision que peut avoir l'école autrichienne de la concurrence. Davantage de concurrence conduit à ce que les firmes inefficaces soient davantage sanctionnées en termes de part de marché et de profits. Cela correspond, du reste, à l'hypothèse d'efficacité de Demsetz (1973). En ce sens, la concurrence serait un processus dynamique qui aurait des effets de réallocation des banques peu efficaces vers celles qui le sont davantage, favorisant ainsi l'efficacité générale et donc le bien-être.

En pratique, tout cela implique que, dans une industrie donnée, plus l'élasticité des profits par rapport à l'efficacité des firmes est importante, plus la concurrence sera considérée comme intense. La forme générale du modèle empirique de l'indicateur de Boone est, par conséquent, la suivante :

$$\Pi_i = \alpha + \beta c m_i \quad (3.49)$$

où β , l'élasticité des profits correspond à l'indicateur de Boone. L'indicateur de Boone se doit, en théorie, d'être négatif afin de refléter le fait que les banques les moins efficaces, caractérisées par un coût marginal plus important, gagnent moins de profits. Il faut, en conséquence, tenir compte du fait que l'indicateur de Boone est un indicateur inverse de concurrence.

Avant de focaliser notre attention sur la procédure empirique permettant d'obtenir une mesure de l'indicateur de Boone, il n'est pas sans intérêt de présenter ce qui constitue, selon nous, les avantages comparatifs de cet indicateur au regard des indicateurs de concurrence dont la littérature est plus coutumière. Supposons, à cet effet, l'existence d'un choc qui conduirait à augmenter le degré de substitution des produits bancaires. En pratique, cela peut consister en un décloisonnement des marchés bancaires, par exemple, comme cela fut le cas dans les années 1980 aux États-Unis ou en Europe plus récemment. D'un point de vue théorique, dans l'approche de Boone, un tel choc conduira à ce que les banques les plus efficaces s'étendent au détriment des banques moins efficaces. En conséquence, si l'on venait à mesurer la concentration du marché par l'indicateur de Herfindahl-Hirschman par exemple, on constaterait une hausse de son niveau. Selon l'approche SCP, cela témoignerait alors d'une baisse de la concurrence, à l'opposé de l'effet réel et mesuré par l'indicateur de Boone. Une limite similaire pourrait également être rencontrée avec l'indice de Lerner, en particulier si celui-ci est agrégé en considérant une moyenne pondérée par la part de marché des banques. Cela explique d'ailleurs pourquoi certaines études préfèrent tenir compte de la médiane

des observations plutôt que d'une moyenne pondérée pour déterminer un indice de Lerner macroéconomique¹². Dans un tel cas, les difficultés du Lerner à rendre compte des évolutions de la concurrence font du reste écho à d'autres contributions ayant notifié les limites théoriques de l'indice de Lerner (Stiglitz, 1989, Rosenthal, 1980 et Amir, 2003)¹³.

Sur le volet empirique, l'approche de Boone (2008) implique d'estimer l'équation (3.50). À cet effet, plusieurs méthodes cohabitent dans la littérature. Toutes s'attachent toutefois à estimer l'équation (3.50) en autorisant le terme β à varier dans le temps. Ainsi, l'équation suivante constitue une représentation plus adéquate du modèle empirique de l'indicateur de Boone.

$$\Pi_{i,t} = \alpha + \beta_{i,t} cm_i + \sum_1^T d_t \varepsilon_{i,t} \quad (3.50)$$

où d_t représente des variables muettes temporelles.

Parmi les premiers auteurs à avoir utilisé l'indicateur de Boone dans le cadre de l'industrie bancaire, Van Leuvensteijn *et al.* (2011) estiment l'élasticité de la part de marché. Contrairement à l'élasticité des profits, cela présente l'avantage de bien rendre compte du principe de réallocation de l'indicateur de Boone. Cependant, cela suppose l'existence d'un marché à bien unique et une concurrence par les quantités. On relève, en outre, que les auteurs estiment le coût marginal des banques à partir d'une fonction translog, de manière analogue à ce qui peut être fait pour estimer l'indice de Lerner¹⁴. D'autres études suivront cette méthode comme Tabak *et al.* (2012). Schaeck et Cihák (2014) se conforment, quant à eux, aux travaux de Boone (2008) et estiment l'élasticité des profits¹⁵.

Dans le cadre de ce chapitre, nous allons tirer profit de la base de données sur la concurrence bancaire construite par Clerides *et al.* (2015). Cette base de données, effective pour un très large nombre de pays, propose des estimations de l'indice de Lerner, mais également de l'indicateur de Boone. Nos travaux reposeront, par conséquent, sur la méthodologie d'estimation de l'indicateur de Boone de Clerides *et al.* (2015). Quelques brèves remarques peuvent, à ce propos, être délivrées. *Primo*,

12. Cela aurait tendance à limiter ce problème, sans pour autant l'éliminer (Tabak *et al.*, 2012).

13. L'indicateur de Boone présente toutefois certaines limites. En effet, il ne permet pas de prendre en considération le développement de la concurrence hors-prix. Ainsi, certaines banques peuvent trouver intérêt à adopter une stratégie visant à renforcer la qualité de leurs services, de façon à gagner en pouvoir de marché et donc en profitabilité. Dans ce cas de figure, on observerait une relation positive entre coût marginal et profits, à l'inverse des effets attendus par l'indicateur de Boone. En substance, le coût marginal ne serait une mesure satisfaisante de l'efficacité qu'en cas de concurrence par les prix.

14. Voir le chapitre 1.

15. À la différence des travaux de Van Leuvensteijn *et al.* (2011), par exemple, le coût marginal est estimé de manière beaucoup plus rudimentaire. Les auteurs supposent que le coût moyen (observé) est égal au coût marginal.

l'indicateur construit correspond à l'élasticité des profits, à l'instar des travaux de Schaeck et Cihák (2014), par exemple. *Secundo*, les auteurs estiment le coût marginal à partir d'une fonction de coûts flexibles. Leur fonction de coût n'a, en effet, pas de forme fonctionnelle prédéterminée et peut varier en fonction du temps et des banques¹⁶. Pour estimer une telle fonction, les auteurs ont recours à des méthodes semi-paramétriques et, en particulier, à un modèle PLSC (pour *semi-parametric partial linear smooth coefficient model*). Nous renvoyons pour une présentation plus exhaustive de la méthode d'estimation de la fonction de coût et de l'indicateur de Boone, à Clerides *et al.* (2015), Delis (2012) et Delis *et al.* (2014).

Nous mettrons à l'épreuve la robustesse de cette source de données en considérant l'indicateur de Boone fourni par la Banque mondiale. Celui-ci présente néanmoins un écueil important en étant sujet à des valeurs aberrantes pour certains pays¹⁷. Outre l'indicateur de Boone, nous apprécierons également la concurrence à l'aune de l'indice de Lerner. À cet égard, conformément à ce qui a été mis en œuvre dans le chapitre 2, on considèrera deux sources de données distinctes : la base de données de Clerides *et al.* (2015) et celle de la Banque mondiale. En fin de compte, deux approximations plus éloignées de la concurrence seront mobilisées : un ratio de concentration (en l'occurrence la part de marché des cinq plus grandes banques) et un indicateur de pénétration des banques étrangères (donné par la part des banques étrangères dans le système bancaire), tous deux obtenus à partir de la base de données de la Banque mondiale. Bien que les différentes variables mesurent différentes dimensions de la concurrence, étant donné leurs définitions, celles-ci devraient être positivement corrélées les unes avec les autres, à l'exception de la variable rendant compte de la pénétration des banques étrangères, dont un haut niveau indiquerait une forte concurrence. Le tableau de corrélation qui suit permet de vérifier la réalité de cette conjecture.

TABLEAU 3.1 – Tableau de corrélation des différents indicateurs de concurrence

	Boone	Boone (BM)	Lerner	Lerner (BM)	Cr5	Bq étrangères
Boone	1					
Boone (BM)	-0.046	1				
Lerner	0.296*	0.068	1			
Lerner (BM)	0.196*	0.009	0.273*	1		
Cr5	-0.204*	0.122	-0.008	-0.224*	1	
Bq étrangères	-0.117*	-0.103	0.092	-0.1564*	0.235*	1

Source : Clerides *et al.* (2015) et Banque mondiale.

La lecture du tableau est particulièrement instructive. En effet, contrairement à nos présupposés, les six variables retenues sont faiblement corrélées d'une part, et

16. Cela diffère ainsi des estimations d'une fonction translog effectuées dans cette thèse pour calculer les indices de Lerner.

17. La Finlande est, à cet égard, un bon exemple.

présentent, d'autre part, des corrélations de signes aux antipodes de ceux attendus. Par exemple, l'indicateur de Boone est négativement associé à la concentration du marché, ce qui illustre les limites du paradigme SCP et des mesures structurelles de concurrence¹⁸. Pour les pays de l'OCDE du moins, concentration et concurrence seraient ainsi deux objets dissemblables et apparaissant indépendants l'un de l'autre. Les résultats des corrélations entre les deux indicateurs de Boone sont plus troublants encore. On observe, en effet, que la corrélation entre les deux indicateurs n'est pas significativement différente de zéro. Une explication à ce résultat de prime abord paradoxal peut-être apportée en analysant les statistiques descriptives des deux indicateurs. Sur le tableau 3.2, on constate en effet que l'indicateur de Boone (BM) a une très forte variabilité, induite par des valeurs extrêmes aux deux extrémités de la distribution empirique. On observe, par exemple, que l'indicateur prend, dans certains cas, des valeurs positives, ce qui est, d'un point de vue théorique, hors-cadre.

TABLEAU 3.2 – Statistiques descriptives des indicateurs de concurrence

Variable	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Boone	-0.466	0.081	-0.698	-0.335
Boone (BM)	-0.034	0.083	-0.251	0.362
Lerner	0.155	0.079	-0.125	0.397
Lerner (BM)	0.196	0.089	-0.073	0.431
Cr5	70.762	22.303	28.111	100
Bq étrangères	33.32	27.285	1	96

Source : Clerides *et al.* (2015) et Banque mondiale.

Pour rappel, l'objet de cette section est de mettre en rapport l'indicateur de Boone principalement, avec la croissance économique, exprimée par la croissance du PIB par tête en valeur réelle. Dès lors, afin de tester l'existence d'un effet causal de la concurrence bancaire vers la croissance économique, cela nous conduira à considérer un certain nombre de variables additionnelles. Parmi l'ensemble des déterminants de la croissance économique mis en exergue dans la littérature, cinq sont prépondérants et considérés de manière quasi-systématique. Ainsi, les cinq variables de contrôle retenues sont : le niveau de capital humain, le taux d'inflation, l'ouverture commerciale, la part de l'administration centrale et, enfin, le développement financier. Les séries statistiques utilisées correspondant à ces cinq déterminants sont présentées dans le tableau 3.3.

Analyse des corrélations

À l'instar des travaux de Goldsmith (1969) sur le lien entre développement financier et PIB par tête, nous menons initialement un examen des corrélations existant

18. Des résultats conduisant au même commentaire sont à noter concernant les indices de Lerner.

TABLEAU 3.3 – Définitions des variables de contrôle

Notation	Déterminant	Définition et source
EDU	Capital Humain	Nombre d'année moyen de scolarisation des individus âgés de plus de 25 ans. Source : Barro et Lee.
INF	Inflation	Taux de croissance de l'indice des prix à la consommation. Source : WDI, Banque mondiale.
OPEN	Ouverture commerciale	Somme des exportations et des importations divisée par le PIB. Source : WDI, Banque mondiale.
GC	Poids de l'administration centrale	Dépenses de consommation finale de l'administration publique. Source : WDI, Banque mondiale.
FD	Développement financier	Encours de crédit au secteur privé rapporté au PIB. Source : WDI, Banque mondiale.

entre le taux de croissance du PIB réel par tête et la concurrence bancaire. À cet effet, nous retenons deux indicateurs distincts de concurrence : l'indicateur de Boone et l'indice de Lerner. Bien évidemment, cette approche souffre d'importantes limites. D'une part, une analyse des corrélations inconditionnelles ne permet pas de statuer sur la direction de la causalité entre concurrence et développement économique. D'autre part, cela ne permet pas de contrôler nos estimations pour d'autres facteurs pouvant être associés avec la croissance économique, tout en étant corrélés avec la concurrence bancaire. On pense notamment, à cet égard, au développement financier. Cela explique, du reste, pourquoi nous analyserons également les corrélations entre concurrence et développement financier.

Les graphiques 3.2 et 3.3 présentent, avant cela, les corrélations entre concurrence et croissance économique pour l'échantillon de pays de l'OCDE et l'UE seulement, en considérant (de gauche à droite) l'ensemble des observations, celles antérieures à la crise et, enfin, celles qui lui sont postérieures. L'observation des différents nuages de points ainsi que des droites de régression fait apparaître des différences notables entre l'indicateur de Boone et l'indice de Lerner. Le premier est, en effet, faiblement corrélé avec la croissance économique, alors que du second se dégage une corrélation positive avec cette dernière. La concurrence bancaire, approchée par l'indice de Lerner, serait, en conséquence, associée à des taux de croissance économique moins importants.

Un écueil important avancé en amont est que nos variables de concurrence pourraient être parallèlement corrélées à des variables explicatives de la croissance économique. Typiquement, la concurrence pourrait être associée au développement financier qui est généralement présenté comme un facteur concourant à la croissance économique¹⁹. L'étude des corrélations sur les graphiques 3.4 et 3.5 semble toutefois

19. Malgré quelques amendements récents et de plus en plus systématiques (voir en particulier,

3.3 Corrélation vs. causalité et les difficultés d'identification

FIGURE 3.2 – Corrélations entre l'indicateur de Boone et la croissance réelle du PIB par tête

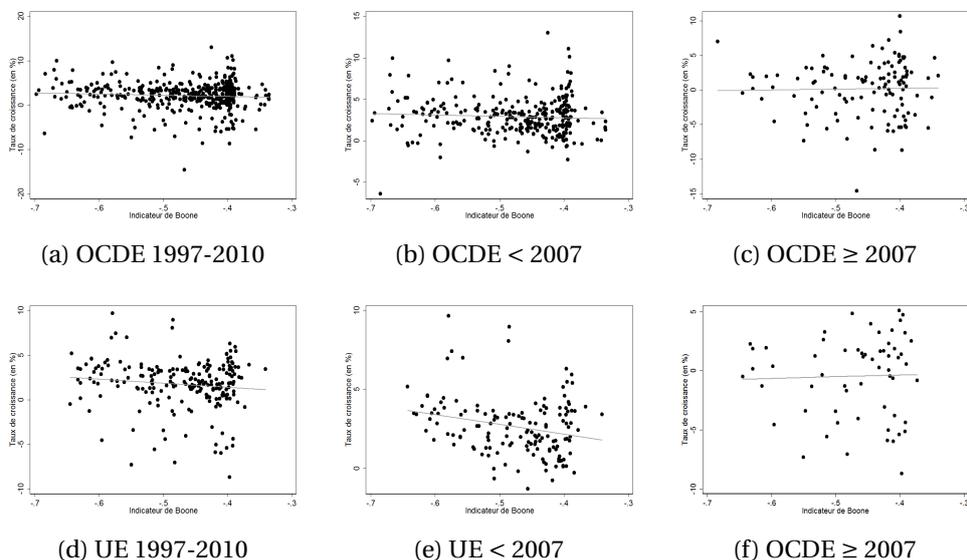
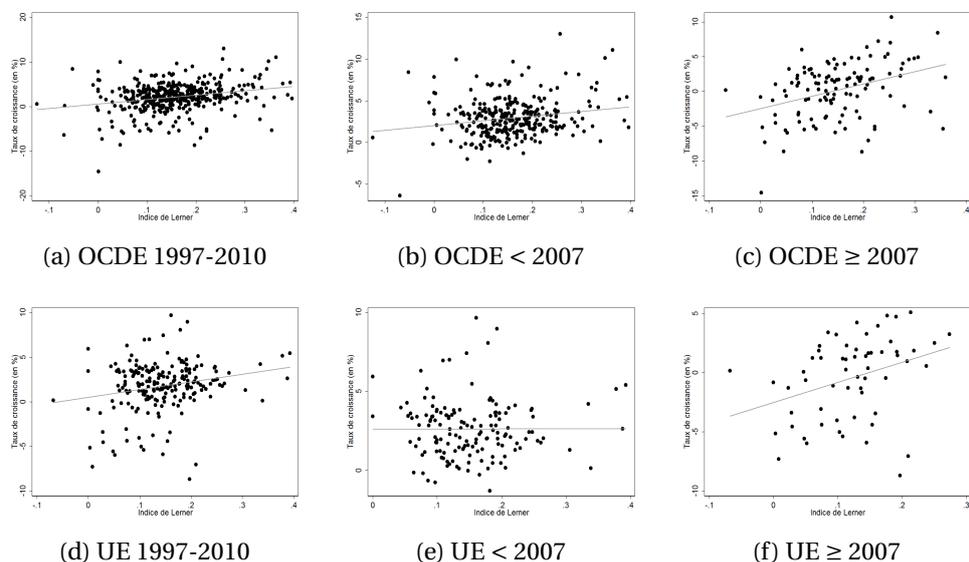


FIGURE 3.3 – Corrélations entre l'indice de Lerner et la croissance réelle du PIB par tête



rejeter l'hypothèse que la concurrence serait associée de façon systématique avec le développement financier. Cette observation tend, si nécessaire, à justifier l'examen particulier des effets de la concurrence bancaire sur la croissance du PIB.

Arcand *et al.*, 2015).

FIGURE 3.4 – Corrélations entre l'indicateur de Boone et le développement financier

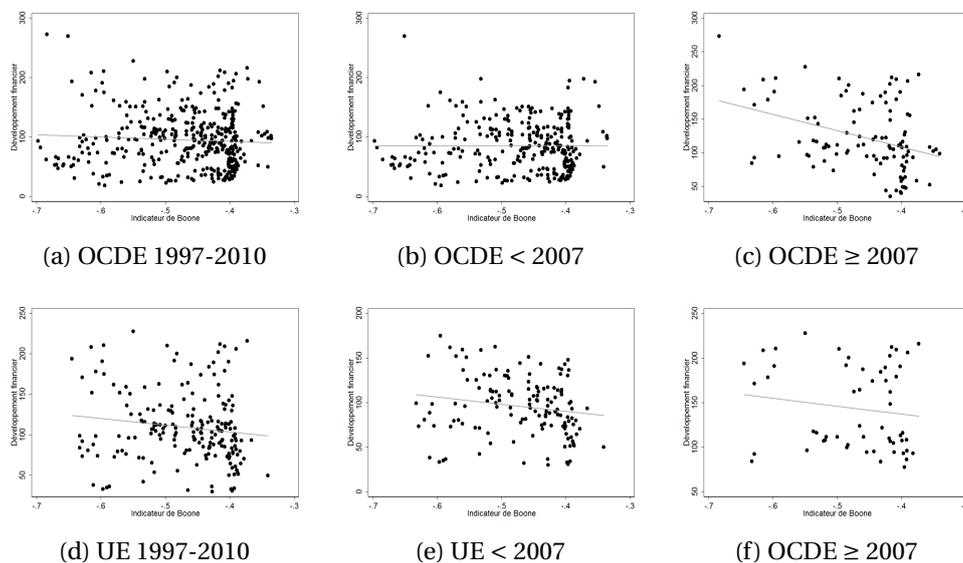
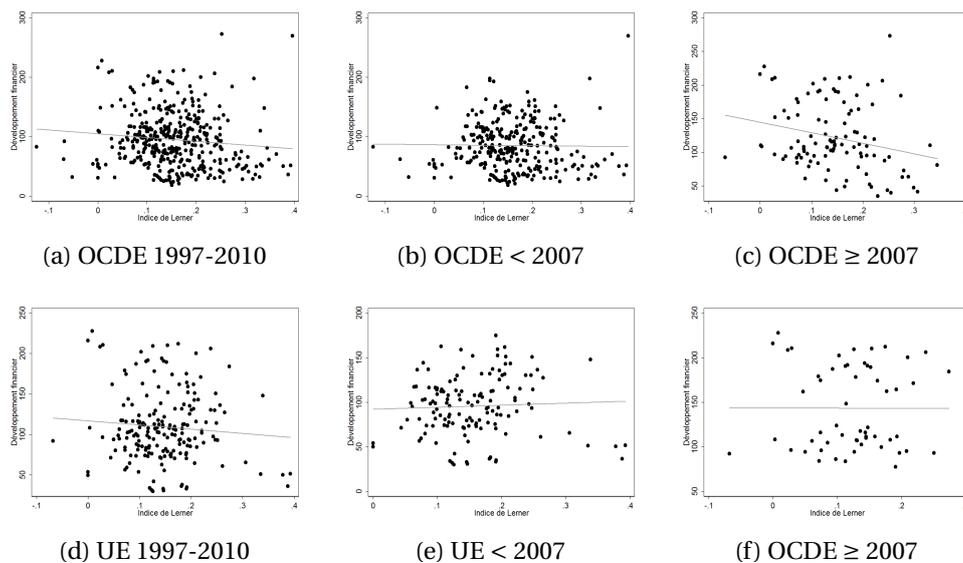


FIGURE 3.5 – Corrélations entre l'indice de Lerner et le développement financier



Examen empirique exploratoire

Afin de répondre au problème soulevé de l'approche de Goldsmith (1969), des approches économétriques ont peu à peu fleuri afin d'estimer des modèles empiriques à la Solow-Swan, dans lesquels sont pris en compte, de manière simultanée, divers facteurs influençant la croissance économique. Sur données de panel²⁰, la forme générale du modèle empirique à estimer est la suivante :

$$g_{i,t} = y_{i,t} - y_{i,t_1} = \alpha + \beta_0 y_{i,t_1} + \beta_1 X_{i,t} + \beta_2 C_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3.51)$$

où y est le logarithme du PIB réel par tête, $X_{i,t}$ un vecteur de variables explicatives de la croissance et $C_{i,t}$ notre variable d'intérêt, en l'occurrence la concurrence bancaire.

L'écriture du modèle suggère deux remarques. Tout d'abord, parmi les variables indépendantes du modèle, on perçoit la présence de la valeur initiale du PIB par tête. Cette variable, qui permet de contrôler nos estimations pour les effets de convergence induit que la spécification a une forme dynamique. On constate ensuite, dans l'écriture du modèle, la présence d'effets fixes individuels (μ_i). Cela permet de prendre en considération la présence d'observables à l'échelle des individus. En contrepartie, cela induit que les estimations et leurs interprétations portent sur la dimension *within*, à savoir sur les variations intra-classes de la croissance et de la concurrence, mettant dès lors de côté l'étude des différences inter-classes.

La première génération de travaux a estimé l'équation (3.51) par le biais de l'estimateur des MCO. Nous présentons, dans les tableaux 3.4, 3.5 et 3.6 qui suivent, les résultats de ce type d'estimations pour différentes spécifications du modèle.

Tout d'abord, dans le tableau 3.4, les colonnes (1) et (2) correspondent à des spécifications sans effets fixes temporels. Les régressions reportées dans les colonnes suivantes contrôlent pour l'existence de facteurs communs, avec des effets fixes temporels dans les colonnes (3), (4), (6), (7) et (8), et avec une variable indicatrice prenant la valeur 1 à partir de 2008 dans la colonne (5), ce qui permet de modéliser les effets transversaux de la crise. Les estimations en colonne (4) amendent à la marge l'équation (3.51) en considérant des variables explicatives retardées d'une période. Enfin, (6), (7) et (8) vérifient la sensibilité des estimations aux valeurs aberrantes. Les colonnes (6) et (7) reportent, à cet effet, des régressions pour lesquelles l'approche de Winsor à 1% a été employée²¹, respectivement pour le taux de croissance du PIB réel par tête et pour l'indicateur de Boone. Dans la colonne (8), le traitement des valeurs aberrantes est réalisé par le biais des estimateurs de Huber donnant lieu à des régressions robustes.

20. En raison du nombre modéré d'observations transversales, l'approche des données de panel est la seule à même d'offrir des estimations efficaces des paramètres.

21. L'approche de Winsor consiste après avoir ordonné les données, à remplacer les k plus petites observations par la $(k+1)^{ième}$ et les k plus grandes observations par la $(k-1)^{ième}$.

Le large éventail de spécifications présentées conduit invariablement à la même conclusion : le pouvoir de marché bancaire stimule la croissance économique. Les paramètres β_2 estimés sont, en effet, significativement positifs. Il faut toutefois s'assurer de la significativité économique de nos résultats. À cet effet, nous comparons la situation de la France et de l'Allemagne, qui s'avèrent deux pays aux niveaux de concurrence distincts. L'indicateur de Boone moyen affiche, en effet, une différence de 0.036 en faveur de l'Allemagne, qui présente donc une intensité de la concurrence bancaire plus faible que la France. On note, du reste, que la différence entre les deux pays est proche de la valeur d'un écart-type de l'indicateur de Boone moyen égal à 0.046. Selon nos estimations, il en résulte qu'un choc exogène sur l'indicateur de Boone en France, qui aurait conduit à dissiper la différence observée de concurrence, aurait permis à la croissance réelle du PIB par tête française d'être supérieure de 0.23% par an (selon les résultats de la régression 3 du tableau 3.4). La concurrence bancaire aurait, par conséquent, des effets néfastes non anecdotiques sur la croissance économique.

L'examen des coefficients estimés des variables de contrôle donne, par ailleurs, du crédit aux résultats obtenus. Le niveau initial de PIB a ainsi un effet significativement néfaste sur le taux de croissance économique en vertu des principes solowien de convergence. Parallèlement, on constate que l'ouverture commerciale, des taux d'inflation et des dépenses étatiques modérés ont des effets stimulants sur les niveaux de croissance économique.

TABLEAU 3.4 – Modèle à la Solow-Swan considérant l'indicateur de Boone : Analyse principale

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
LGDP	-15.693*** (3.422)	-14.317*** (2.009)	-13.061*** (4.226)	-14.041*** (3.933)	-12.379*** (3.249)	-11.057*** (3.104)	-13.033*** (4.253)	-5.211*** (1.390)
EDU	10.654** (4.182)	4.168 (3.254)	-2.006 (2.686)	-2.630 (3.098)	11.869*** (3.955)	-2.290 (2.499)	-2.007 (2.678)	-1.968 (2.287)
INF	-0.136 (0.087)		-0.208** (0.088)	-0.300*** (0.097)	-0.109 (0.083)	-0.237*** (0.085)	-0.208** (0.089)	-0.220*** (0.039)
OPEN	0.064* (0.032)		0.040 (0.024)	0.041 (0.032)	0.086** (0.033)	0.035 (0.021)	0.040 (0.024)	0.058*** (0.008)
GC	-1.366*** (0.224)		-0.839*** (0.258)	-0.204 (0.268)	-0.907*** (0.218)	-0.787*** (0.224)	-0.838*** (0.258)	-0.412*** (0.083)
FD	0.472 (1.354)		-0.189 (0.943)	-0.533 (0.721)	0.306 (1.148)	-0.230 (0.896)	-0.194 (0.950)	-0.550 (0.355)
Boone	7.118*** (2.061)	7.672** (3.482)	6.376*** (1.994)	6.824** (2.638)	5.547*** (1.830)	5.740*** (1.701)	6.305*** (1.997)	2.400* (1.267)
Variable crise					-2.500*** (0.389)			
Constant	172.097*** (34.026)	153.650*** (19.414)	168.891*** (48.790)	169.113*** (43.929)	122.633*** (31.860)	146.755*** (36.507)	168.542*** (49.084)	63.264*** (13.513)
Effets fixes temporels	Non	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui	Oui
Observations	370	384	370	374	370	370	370	370
R-carré	0.471	0.188	0.677	0.652	0.531	0.684	0.676	0.840
Nombre de pays	30	30	30	30	30	30	30	30
F	24.10	21.60	63.67	35.57	26.33	66.22	64.33	35.00

Note : Les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité de White sont reportés sous les estimations des coefficients. *, ** et *** représentent respectivement la significativité des coefficients aux seuils de 10%, 5% et 1%.

Afin de limiter l'influence des fluctuations conjoncturelles, et de façon à vérifier la teneur de la relation entre concurrence bancaire et croissance économique établie dans le tableau 3.4, nous avons également estimé le modèle précédent en considérant d'abord des moyennes mobiles sur cinq ans (colonnes (1) et (2) du tableau 3.5), puis des moyennes non chevauchantes sur trois périodes (colonnes (3) et (4) du tableau 3.5). En colonne (1), le modèle a été estimé par les MCO et les écarts-types présentés dans ce cas ont été corrigés par l'approche de Newey-West, afin de prendre en considération l'autocorrélation sérielle induite par construction des variables. La colonne (2) présente, pour sa part, des estimations robustes face aux valeurs aberrantes. Enfin, les résultats des colonnes (3) et (4) se basent sur des moyennes sur les périodes 1997-2001, 2002-2006 et, enfin, 2007-2010, et sont obtenus respectivement à partir d'un estimateur MCO classique et pondéré (régression robuste).

TABLEAU 3.5 – Modèle à la Solow-Swan considérant l'indicateur de Boone : Analyse sur des moyennes de 5 ans

	(1)	(2)	(3)	(4)
LGDP	-7.658* (3.886)	-1.471 (1.195)	-9.385** (4.551)	-3.738* (2.030)
EDU	-0.547 (3.490)	-3.575* (2.039)	2.652 (4.813)	-0.028 (3.353)
INF	-0.202** (0.092)	-0.053 (0.047)	-0.267* (0.134)	-0.163* (0.087)
OPEN	0.039 (0.027)	0.076*** (0.007)	0.028 (0.026)	0.017 (0.013)
GC	-0.573*** (0.193)	-0.533*** (0.078)	-0.534** (0.229)	-0.043 (0.139)
FD	-0.969 (1.264)	0.234 (0.368)	-1.368 (1.361)	-4.065*** (0.678)
Boone	7.339** (3.417)	5.542*** (1.237)	13.284*** (4.086)	9.295*** (2.283)
Constant	103.640** (38.651)	32.443*** (11.516)	120.786*** (41.759)	82.314*** (27.957)
Moyenne glissante	Oui	Oui	Non	Non
Observations	239	239	77	76
R-carré	0.705	0.935	0.675	0.915
Nombre de pays	30	30	30	30
F	46.35	62.92	12.16	12.29

Note : Les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité de White sont reportés sous les estimations des coefficients. *, ** et *** représentent respectivement la significativité des coefficients aux seuils de 10%, 5% et 1%.

Finalelement, dans le tableau 3.6, nous tentons de généraliser nos résultats préliminaires en considérant d'autres indicateurs de concurrence. À cet égard, cinq indicateurs sont retenus : un indicateur de Boone d'une source alternative (Banque mondiale), deux indicateurs de Lerner provenant chacun d'une base de données distincte (celle de Clerides *et al.* (2015) pour le premier, et celle de la Banque mondiale pour

le second), un indicateur de concentration du marché (part de marché des cinq plus grandes banques) et, enfin, un indicateur de pénétration des banques étrangères. Étant donné la définition de ces variables, nous nous attendons à ce que chacune d'entre elles, à l'exception de l'indicateur de pénétration des banques étrangères, soit positivement associée avec la croissance économique afin de corroborer nos résultats antérieurs. À l'instar de la stratégie empirique déployée dans le tableau 3.5, nous considérons, pour chaque variable examinée, deux estimateurs distincts : un estimateur des MCO et un estimateur des MCO sous-pondérant les observations les plus extrêmes (estimations robustes). Les résultats de ces différentes estimations s'avèrent mitigés. Seul l'indicateur de Lerner établi par Clerides *et al.* (2015) s'avère avoir un effet statistique significatif sur la croissance économique. Concernant l'indicateur alternatif de Boone, les résultats précédents ne peuvent être corroborés que dans le cas d'une régression robuste. Pour ce qui est de l'indice de Lerner de la Banque mondiale, l'indicateur de concentration et celui de pénétration des banques étrangères, les paramètres estimés s'avèrent être non significatifs.

TABLEAU 3.6 – Modèle à la Solow-Swan considérant des indicateurs de concurrence alternatifs

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
LGDP	-11.751** (4.346)	-3.343** (1.456)	-12.710*** (4.563)	-4.843*** (1.342)	-11.190** (4.079)	-4.502*** (1.375)	-11.047** (4.105)	-4.489*** (1.356)	-17.140 (10.539)	-1.754 (3.790)
EDU	-2.515 (3.626)	-1.216 (2.390)	-2.803 (2.858)	-2.915 (2.242)	-2.631 (2.972)	-2.039 (2.255)	-1.876 (2.975)	-2.413 (2.200)	-3.210 (5.501)	1.434 (5.141)
INF	-0.138* (0.078)	-0.196*** (0.044)	-0.219** (0.084)	-0.215*** (0.038)	-0.236** (0.089)	-0.227*** (0.039)	-0.189* (0.105)	-0.214*** (0.041)	0.122 (0.166)	-0.001 (0.104)
OPEN	0.050* (0.025)	0.056*** (0.008)	0.046* (0.025)	0.060*** (0.008)	0.048* (0.024)	0.060*** (0.008)	0.051** (0.024)	0.062*** (0.008)	0.067* (0.039)	0.012 (0.019)
GC	-1.072*** (0.367)	-0.478*** (0.089)	-0.733*** (0.231)	-0.379*** (0.084)	-0.883*** (0.292)	-0.431*** (0.084)	-0.834** (0.319)	-0.329*** (0.085)	-1.556** (0.573)	-1.036*** (0.183)
FD	-1.605* (0.853)	-0.694* (0.389)	-0.486 (0.798)	-0.688** (0.336)	-0.703 (0.847)	-0.711** (0.340)	-1.414** (0.688)	-0.852** (0.363)	-4.023 (2.655)	-1.688 (1.371)
Boone (BM)	-0.109 (2.878)	2.536** (1.184)								
Lerner			6.149** (2.395)	2.317** (1.023)						
Lerner (BM)					2.683 (2.119)	0.834 (0.936)				
Concentration							0.005 (0.008)	0.003 (0.005)		
Banques étrangères									0.026 (0.025)	0.015 (0.024)
Constant	158.923*** (50.649)	40.702*** (15.058)	162.049*** (51.619)	60.307*** (12.992)	143.700*** (47.780)	77.375*** (21.968)	140.187*** (47.805)	50.523*** (13.777)	233.619* (125.284)	36.171 (42.421)
Effets fixes temporels	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	332	332	370	370	365	365	350	350	167	166
R-carré	0.737	0.862	0.681	0.846	0.673	0.840	0.685	0.859	0.803	0.877
Nombre de pays	30	30	30	30	30	30	30	30	29	29
F	70.38	37.64	77.03	36.60	86.40	34.65	70.55	38.15	49.75	22.26

Note : Les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité de White sont reportés sous les estimations des coefficients. *, ** et *** représentent respectivement la significativité des coefficients aux seuils de 10%, 5% et 1%.

3.3.2 Variables instrumentales

La méthode d'estimation par les moindres carrés ordinaires a un avantage indubitable : sa simplicité. Elle ordonne toutefois, en contrepartie, un strict respect d'un certain nombre d'hypothèses. C'est effectivement uniquement sous conditions que l'estimateur des MCO possède de bonnes propriétés statistiques (estimateur sans biais, efficace (blue) et convergent en probabilité). Malencontreusement, il apparaît que, parmi les hypothèses des MCO, nos estimations précédentes violent la condition d'orthogonalité entre les variables explicatives et les résidus. Cela signifie donc que la variable explicative X est générée par un mécanisme relié au terme d'erreur :

$$E[X'\varepsilon_{i,t}] \neq 0 \quad (3.52)$$

Sous ces conditions, l'ensemble des estimations précédentes par les MCO sont biaisées. Plusieurs éléments sont susceptibles d'expliquer pourquoi l'hypothèse d'exogénéité des variables explicatives ne peut pas être vérifiée dans le cadre de notre modèle. Par construction tout d'abord, la présence d'effets fixes individuels, μ_i , dans l'équation 3.51, conduit à ce que la variable dépendante retardée, correspondant au niveau initial du PIB réel par tête, soit corrélée avec le terme d'erreur²².

L'existence potentielle d'effets de causalité inverse, entre une ou des variables explicatives et la croissance du PIB par tête, est une seconde manière d'expliquer la fragilité de l'hypothèse d'exogénéité des variables explicatives. Le niveau de concurrence, tel qu'on le mesure, pourrait en effet éventuellement être expliqué par la croissance économique. Plus probablement, la croissance économique influencerait les dépenses étatiques, l'inflation, le développement du crédit, etc.

Fort heureusement, la littérature économétrique offre des classes de modèles alternatifs pour renouer avec les conditions d'orthogonalité et, ainsi, obtenir des estimations sans-biais. Dans le cas présent, nous utilisons l'approche des variables instrumentales et, en particulier, la méthode des moments généralisés, qui a été antérieurement utilisée dans le chapitre 2 de cette thèse. Nous renvoyons, de ce fait, le lecteur à la section consacrée dans le chapitre 2 pour davantage d'explications concernant l'approche d'estimation. Nous précisons néanmoins ici quelques points. Tout d'abord, l'estimateur utilisé dans cette section combine les régressions en différence avec les régressions en niveau du modèle tel que le proposent Arellano et Bover (1995) et Blundell et Bond (1998), et suit l'approche en deux étapes d'Arellano et Bond (1991). Ensuite, il nous faut aborder la question des instruments internes utilisés. Roodman (2009), à ce propos, met en garde contre le problème du « trop grand nombre d'instruments ». Une trop grande suridentification du modèle entraînerait, en effet, des biais dans les estimations (biais vers les estimations par les MCO) et dans les tests de validité jointe des instruments de Sargan/Hansen

22. Bien évidemment, la solution à ce problème d'orthogonalité ne peut pas consister à omettre le niveau initial de PIB, ce qui aurait pour conséquence d'engendrer un biais de variable omise, violant également les conditions d'orthogonalité.

(Bowsher, 2002). Il est alors recommandé de limiter le nombre d'instruments au nombre d'individus présents dans le panel. À la différence de l'exercice du chapitre précédent, où cette prescription avait pu facilement être suivie en limitant le nombre de retards utilisé dans la régression en différence, la question est ici plus complexe car le nombre d'individus est extrêmement limité. Roodman (2009) propose, dans ce cas, de considérer un seul retard et un instrument pour chaque variable plutôt qu'un instrument par variable et période de temps²³. Nous mettons en pratique cette méthode, ce qui permet au nombre d'instruments de demeurer extrêmement modéré et inférieur à trente dans le cadre de nos estimations.

Le tableau 3.7 reproduit les résultats des estimations du modèle 3.51 obtenus par la méthode des moments généralisés. Différentes spécifications du modèle sont présentées. La colonne (1) correspond à notre modèle de base sans la variable développement financier et incorporant des effets fixes temporels. Les colonnes (2) et (3) présentent les résultats des régressions pour lesquelles l'approche de Winsor à 1% a été mise en place, respectivement pour le taux de croissance du PIB réel par tête et pour l'indicateur de Boone, afin de modérer l'influence des valeurs aberrantes. En colonne (4), un jeu d'instruments plus important a été retenu²⁴. La spécification (5) considère l'ensemble des variables comme étant endogènes plutôt que prédéterminées, en instrumentant par les observations retardées de deux périodes. Enfin, en colonne (6), nous introduisons l'indicateur de développement financier afin de dénouer les possibles corrélations entre développement financier et concurrence.

De même que pour l'estimateur des MCO, la conformité de l'estimateur des GMM repose sur certaines hypothèses. Nous vérifions ainsi, tout d'abord, que les instruments choisis sont indépendants du terme d'erreur, en appliquant le test de suridentification de Sargan/Hansen. L'hypothèse nulle étant que le jeu d'instruments est valide, les résultats présentés dans le tableau 3.7 confirment que nous nous situons, de ce point de vue, dans la bonne configuration du modèle. Parallèlement, il faut vérifier l'hypothèse d'absence de corrélation sérielle au second ordre dans les termes d'erreurs pour exploiter les résultats des estimations. Au seuil de 5%, on constate que l'on ne peut rejeter, pour quatre des cinq spécifications, l'absence d'autocorrélation sérielle à l'ordre 2. Pour la spécification en colonne 4, l'hypothèse nulle ne peut pas être rejetée à un seuil de 4%.

Concernant désormais les estimations des paramètres, il apparaît qu'elles corroborent globalement nos résultats principaux précédents. L'indicateur de Boone est, en effet, positivement associé avec la croissance du PIB par tête dans cinq des

23. Cela fait référence à ce que Roodman (2009) qualifie de *collapse*. Cette approche est notamment utilisée pour reproduire les travaux de Levine *et al.* (2000) sur les liens entre intermédiation financière et croissance économique, et permet de mettre en évidence l'existence de biais substantiels vis-à-vis des travaux initiaux, biais mis sur le compte d'une trop forte suridentification du modèle.

24. Les instruments correspondent aux variables retardées d'une et de deux périodes, ce qui porte le nombre d'instruments à 31.

six spécifications figurant dans le tableau de résultats. Le recours aux variables instrumentales, en traitant les principales sources de biais et, notamment, celle de l'inversion de causalité, permet d'affiner la conclusion précédente. Ainsi, la concurrence bancaire ne serait pas seulement associée à des taux de croissance plus faibles, puisqu'elle serait à part entière un élément causal de la croissance économique. La significativité économique de nos résultats est, au demeurant, probante. En effet, en considérant de nouveau un choc exogène sur l'indicateur de Boone en France, choc qui conduirait à diminuer la concurrence à un niveau comparable à celui de l'Allemagne, les estimations en colonne (1), par exemple, font valoir que le niveau de croissance réelle par tête devrait s'améliorer de 0.36% par an. Il doit toutefois, à ce stade, être rappelé qu'étant donné la profondeur temporelle de notre échantillon, nous ne considérons pas des moyennes sur un cycle, mais prenons en considération l'ensemble des observations annuelles dont nous disposons. Aussi, le résultat n'est pas affranchi des fluctuations cycliques, aussi bien de la croissance économique que des variables explicatives. Il en résulte que la concurrence bancaire aurait un effet néfaste sur la croissance économique de court-terme, ce qui ne garantit pas que des effets similaires se vérifient sur la croissance à long terme. Au demeurant, l'effet de la concurrence bancaire semble sensible au choix de la spécification et des variables explicatives considérées. Une illustration est donnée en colonne (6), dans la mesure où l'on constate que la concurrence perd sa significativité statistique, dès lors que la variable *développement financier* est introduite. Cela tend à jeter le trouble sur nos conclusions, même si l'on peut regretter que, dans ce cas de figure, aucune des variables explicatives n'ait un effet significatif, ce qui interpelle, et tend peut-être à tempérer la teneur des résultats présentés dans cette colonne. Cette réflexion conduit à faire part des résultats des variables de contrôle des régressions présentées dans les colonnes (1) à (5). À ce propos, les résultats sont médiocres. Seule la variable *éducation* apparaît, en effet, avoir un effet significatif sur la croissance du PIB par tête et seulement dans trois cas sur cinq. Pour finir de convaincre des limites des résultats obtenus, nous faisons part du fait qu'il nous a été impossible de généraliser ces résultats pour d'autres mesures de concurrence. Les tests effectués en considérant l'indice de Lerner, par exemple, se sont, en effet, révélés non concluants, l'indice de Lerner n'ayant aucun effet significatif sur la croissance économique.

En somme, l'approche des variables instrumentales se révèle, dans notre cadre, assez décevante. Les résultats font l'objet de trop de réserves pour se prononcer formellement sur les liens entre concurrence bancaire et croissance économique. L'amoncellement des résultats laisse néanmoins à penser que les imperfections de la concurrence bancaire n'ont pas d'effets néfastes sur la croissance économique. Il semble même, au demeurant, que cela pourrait avoir un effet bénéfique sur la croissance économique.

TABLEAU 3.7 – Modèle à la Solow-Swan : La méthode des GMM

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
LGDP	-0.651 (1.642)	-0.691 (1.604)	-0.655 (1.654)	-2.141 (2.598)	-0.262 (0.821)	-2.121 (1.314)
EDU	72.614** (34.180)	71.033** (35.241)	73.042** (34.387)	50.782 (44.184)	9.213 (19.527)	-10.216 (18.033)
INF	0.113 (0.215)	0.083 (0.171)	0.112 (0.216)	0.141 (0.235)	0.072 (0.188)	0.157 (0.199)
OPEN	0.018 (0.024)	0.016 (0.025)	0.018 (0.024)	0.024 (0.026)	0.000 (0.025)	0.018* (0.009)
GC	-0.007 (0.897)	0.003 (0.898)	-0.001 (0.900)	-0.035 (1.083)	-0.787* (0.463)	-0.111 (0.289)
FD						-0.052* (0.030)
Boone	9.844** (4.636)	9.879** (4.581)	9.750** (4.529)	9.469** (4.694)	11.186** (5.541)	2.864 (4.325)
Constant	-164.178 (105.245)	-159.952 (107.850)	-165.325 (105.861)	-95.452 (128.580)	2.874 (56.130)	57.372 (52.194)
Effets fixes temporels	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	384	384	384	384	384	360
Nombre de pays	30	30	30	30	30	30
AR2	0.140	0.125	0.142	0.113	0.113	0.041
Test de Hansen	0.671	0.704	0.671	0.567		0.211

Note : Les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité de White sont reportés sous les estimations des coefficients. *, ** et *** représentent respectivement la significativité des coefficients aux seuils de 10%, 5% et 1%.

3.3.3 Croissance et concurrence bancaire : Allocation vs. Accumulation

Jusqu'à présent, nous avons mis en évidence, avec une certaine prudence le fait que la modération de la concurrence bancaire pourrait avoir des effets bénéfiques en termes de croissance de l'activité. Selon nos présupposés théoriques, c'est l'amélioration de l'allocation des fonds vers les emplois les plus productifs qui permettrait d'expliquer ces résultats. La modération de la concurrence a, en effet, théoriquement difficilement la possibilité d'améliorer l'accumulation du capital. Au contraire, on aurait *a priori* tendance à penser que moins de concurrence tendrait à limiter l'accumulation du capital. L'objet de cette section est, par conséquent, de vérifier ces conjectures. Pour ce faire, nous allons tester l'effet de la concurrence sur la productivité globale des facteurs ainsi que sur l'accumulation du capital (données provenant de l'OCDE).

En pratique, la variable dépendante de notre modèle de croissance précédent (équation 3.51) est simplement remplacée par la croissance de la productivité globale des facteurs et la croissance de l'accumulation du capital. Les résultats des estimations figurent dans les tableaux 3.8 et 3.9. Les différentes spécifications

reportées sont similaires à celles du tableau 3.4. Les colonnes (1) et (2) correspondent ainsi à des spécifications sans effets fixes temporels. Les régressions reportées dans les colonnes suivantes contrôlent pour l'existence de facteurs communs, avec des effets fixes temporels dans les colonnes (3), (4), (6), (7) et (8), et avec une variable indicatrice prenant la valeur 1 à partir de 2008 dans la colonne (5), ce qui permet de modéliser les effets transversaux de la crise. Les estimations en colonne (4) amendent à la marge l'équation (3.51) en considérant des variables explicatives retardées d'une période. Enfin, (6), (7) et (8) vérifient la sensibilité des estimations aux valeurs aberrantes. Les colonnes (6) et (7) reportent, à cet effet, des régressions pour lesquelles l'approche de Winsor à 1% a été employée respectivement pour le taux de croissance du PIB réel par tête et pour l'indicateur de Boone. Dans la colonne (8), le traitement des valeurs aberrantes est réalisé par le biais des estimateurs de Huber donnant lieu à des régressions robustes.

À la lecture de ces tableaux, il apparaît de manière probante que nos *a priori* théoriques peuvent être corroborés par les données issues de l'observation. Ainsi, si le pouvoir de marché a un effet positif sur la croissance, cela ne peut être qu'en raison de son influence positive sur la productivité globale des facteurs. Ce constat est établi à partir de deux observations. La première est que l'indicateur de Boone a un effet significativement positif sur la croissance de la productivité dans six des sept régressions du tableau 3.8. La seconde est que l'indicateur de Boone n'a aucun effet positif sur l'accumulation du capital. Au contraire, le tableau 3.9 témoigne d'un effet potentiel contraire, puisque dans certaines des spécifications l'indicateur de Boone a un effet négatif significatif sur l'accumulation du capital. Si l'on devait traduire simplement ces résultats exploratoires, on pourrait alors dire que la concurrence bancaire a un effet positif sur l'accumulation du capital, en permettant certainement une mobilisation plus forte de l'épargne et, donc, une transformation plus importante, qui se dirigerait toutefois vers des emplois moins productifs, en partie, nous le supposons, car la concurrence réduirait la capacité de résolution des asymétries d'information. Ces deux effets contraires ne se valent toutefois pas, puisqu'il apparaît que la concurrence bancaire a un effet néfaste sur la croissance de l'activité, nous faisant ainsi dire que l'allocation du capital est le canal de transmission principal de la concurrence bancaire à l'activité économique.

TABLEAU 3.8 – Modèle explicatif de la productivité globale des facteurs

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
LGDP	-12.330*** (2.682)	-9.357** (3.618)	-10.998*** (3.297)	-11.360*** (2.362)	-7.974** (3.734)	-12.299*** (2.699)	-10.423*** (1.630)
INF	-0.105 (0.127)	-0.251 (0.148)	0.001 (0.110)	-0.117 (0.122)	-0.235 (0.142)	-0.106 (0.128)	-0.141* (0.078)
OPEN	0.052*** (0.018)	0.048** (0.017)	0.039** (0.017)	0.071*** (0.017)	0.049*** (0.016)	0.052*** (0.018)	0.047*** (0.012)
GC	-0.315*** (0.104)	-0.062 (0.088)	0.361** (0.171)	-0.032 (0.112)	-0.030 (0.086)	-0.315*** (0.105)	-0.215** (0.099)
EDU	7.584** (2.814)	-0.477 (3.893)	1.433 (3.872)	8.394*** (2.478)	-0.424 (3.783)	7.582** (2.813)	6.922*** (2.085)
FD	0.522 (0.429)	-0.046 (0.264)	-0.027 (0.286)	0.437 (0.402)	-0.050 (0.246)	0.518 (0.429)	0.260 (0.486)
Boone	6.062*** (1.648)	2.152* (1.236)	2.018 (1.703)	5.274*** (1.528)	2.206* (1.224)	6.010*** (1.638)	5.061*** (1.370)
Variable crise				-1.342*** (0.236)			
Constant	122.465*** (25.502)	102.814** (42.775)	111.612** (41.653)	103.330*** (21.917)	86.661* (44.172)	122.130*** (25.671)	93.214*** (14.300)
Observations	248	248	250	248	248	248	248
R-carré	0.330	0.589	0.559	0.396	0.592	0.329	0.481
Nbr de pays	20	20	20	20	20	20	20
F	10.26	1019	23.89	11.83	4868	10.22	7.863

Note : Les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité de White sont reportés sous les estimations des coefficients. *, ** et *** représentent respectivement la significativité des coefficients aux seuils de 10%, 5% et 1%.

TABLEAU 3.9 – Modèle explicatif de l'accumulation du capital

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
LGDP	-0.335 (1.533)	2.492 (2.662)	1.516 (2.335)	-0.148 (1.554)	2.739 (2.502)	2.492 (2.656)	1.452 (0.975)
INF	0.150** (0.059)	0.115* (0.058)	0.117** (0.050)	0.148** (0.057)	0.117* (0.058)	0.115* (0.057)	0.124*** (0.039)
OPEN	-0.021 (0.014)	-0.022 (0.016)	-0.007 (0.012)	-0.017 (0.014)	-0.023 (0.015)	-0.022 (0.016)	-0.013** (0.006)
GC	-0.575*** (0.094)	-0.410*** (0.130)	-0.406*** (0.128)	-0.520*** (0.104)	-0.402*** (0.128)	-0.410*** (0.130)	-0.234*** (0.049)
EDU	-1.929 (1.831)	0.408 (2.734)	-0.633 (3.303)	-1.773 (1.835)	0.320 (2.674)	0.400 (2.734)	4.023*** (1.122)
FD	-0.221 (0.323)	-0.209 (0.212)	-0.079 (0.172)	-0.237 (0.327)	-0.256 (0.205)	-0.210 (0.212)	-0.118 (0.206)
Boone	-3.346** (1.233)	-2.343 (1.472)	-1.675 (1.277)	-3.498** (1.253)	-2.518* (1.425)	-2.372 (1.476)	-1.635** (0.675)
Variable muette				-0.259* (0.134)			
Constant	23.839 (15.489)	-16.363 (28.988)	-4.584 (26.520)	20.141 (15.582)	-18.829 (27.287)	-16.356 (28.914)	-15.296 (10.494)
Observations	248	248	250	248	248	248	248
R-carré	0.669	0.755	0.755	0.673	0.759	0.755	0.924
Nbr de pays	20	20	20	20	20	20	20
F	20.96	588.1	114201	21.68	242.2	524.6	67.24

Note : Les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité de White sont reportés sous les estimations des coefficients. *, ** et *** représentent respectivement la significativité des coefficients aux seuils de 10%, 5% et 1%.

3.4 Concurrence bancaire et croissance de la productivité globale des facteurs

Notre analyse exploratoire, dans la section précédente, nous livre deux enseignements. En premier lieu, il est difficile d'identifier, pour un échantillon restreint de pays, les effets de la concurrence bancaire à partir de données strictement macroéconomiques. En second lieu, il apparaît que c'est principalement via l'allocation du capital que la concurrence bancaire semble déteindre sur la sphère réelle.

Fort de ces deux constats, nous proposons, dans cette section, une analyse empirique reposant sur une méthodologie d'identification alternative, construite à partir de données collectées à l'échelle des industries, et portant sur les effets de la concurrence bancaire sur la croissance de la productivité globale des facteurs, c'est-à-dire, en d'autres termes, sur l'évolution du progrès technique.

Cette section sera organisée en trois sous-sections. La première sous-section exposera d'abord la méthodologie empirique. Puis, il sera question des données nécessaires. Enfin, la dernière sous-section présentera nos résultats définitifs concernant l'effet de la concurrence bancaire sur la productivité globale des facteurs.

3.4.1 Méthodologie empirique

La méthodologie d'identification empruntée pour notre étude n'est pas inédite. Elle repose, en effet, sur l'approche en double différence de Rajan et Zingales (1998), dont l'influence a été considérable ces deux dernières décennies. La méthode proposée par Rajan et Zingales (1998) est basée sur le postulat selon lequel chaque secteur industriel a une exposition différente au secteur financier. Ces différences d'exposition sont supposées être communes d'un pays à l'autre, leurs donnant un caractère structurel, relatif à la technologie de production de chaque secteur d'activité. Certains secteurs ont, par exemple, une intensité capitalistique importante, nécessitant de lourds investissements initiaux. C'est notamment le cas de l'industrie métallurgique. D'autres secteurs ont des dépenses en recherches et développement importantes ou sont caractérisés par une forte atomité par exemple, ce qui est respectivement le cas de la chimie et du secteur agroalimentaire. Ces différences multidimensionnelles dans la technologie de production engendrent des besoins différents de financement externe et conduisent ainsi à une dépendance plus ou moins marquée vis-à-vis de la sphère financière d'un secteur à l'autre. Dès lors, l'intensité avec laquelle chaque secteur est influencé par le développement financier, d'après Rajan et Zingales (1998), ou la concurrence bancaire, dans le cadre de cette étude, doit également différer d'un secteur à l'autre si ces caractéristiques ont des répercussions significatives sur la sphère réelle. En pratique, afin de déterminer si la concurrence bancaire a un effet significatif sur la sphère réelle, la stratégie empirique consiste alors à tester si les secteurs industriels les plus dépendants du financement externe (le groupe de traitement) se développent plus rapidement que les autres

secteurs (le groupe de contrôle) dans les économies où la concurrence est moins importante. Quoique sortant du cadre ordinaire, l'approche fait bien référence à une approche en double différence dans la mesure où l'on met à profit les différences de dépendance financière entre secteurs et les différences entre pays, dans les niveaux d'intensité de la concurrence bancaire notamment.

L'approche en double différence utilisant des données sectorielles répond aux écueils principaux des modèles empiriques de croissance, tels qu'on a pu les estimer dans la section précédente. En particulier, l'approche de Rajan et Zingales (1998) permet de limiter très sensiblement les biais de variables omises et de causalité inverse. En effet, l'étude est menée à l'échelle des industries à travers différents pays, ce qui, d'une part, permet d'inclure des effets fixes pays et industries, de façon à contrôler pour un ensemble d'inobservables, et conduit, d'autre part, à ce que chaque secteur ait une influence modérée sur la mesure macroéconomique de la concurrence bancaire.

Même si nos travaux s'appuient sur l'approche de Rajan et Zingales (1998), ils s'en détachent néanmoins en certains points. Tout d'abord, nous allons nous intéresser aux répercussions de la concurrence bancaire, en lieu et place du développement financier, sur la croissance de la productivité globale des facteurs des différents secteurs, en lieu et place de la croissance des valeurs ajoutées sectorielles. Ensuite, nous étendons l'approche en double différence initialement utilisée avec des données en coupe transversale, à des données de panel. Dans la littérature Dell'Ariccia *et al.* (2008), Borensztein et Panizza (2010) ou Arnold *et al.* (2011) ont recours à des modèles comparables. À nos yeux, cela présente deux avantages. D'une part, cela augmente le nombre d'observations et donc l'efficacité des estimateurs. D'autre part, cela nous permet également de nous placer dans le sillage des modèles empiriques de croissance néo-schumpétériens sur lesquels nous reviendrons par la suite.

Tout cela nous conduit, en fin de compte, à la spécification suivante :

$$\Delta \ln PGF_{cs,t} = a_s + b_{c,t} + \beta FD_s * BC_{c,t} + \varepsilon_{cs,t} \quad (3.53)$$

où $\Delta \ln PGF_{cs,t}$ est la croissance de la productivité globale des facteurs pour l'industrie s dans le pays c en date t . $FD_s * BC_{c,t}$ correspond à l'interaction d'une variable rendant compte de la dépendance financière de chaque secteur (FD_s) et d'une variable mesurant l'intensité de la concurrence qui varie, pour sa part, à travers le temps et les pays ($BC_{c,t}$). Par conséquent, $FD_s * BC_{c,t}$ correspond à notre variable d'intérêt. Le paramètre β permettra ainsi de statuer quant aux effets de la concurrence bancaire sur la productivité globale des facteurs. L'écriture du modèle comprend, en outre, des effets fixes sectoriels et des effets fixes *pays-année* (respectivement a_s et $b_{c,t}$) afin de contrôler pour l'hétérogénéité inobservée à travers les secteurs industriels, les pays et le temps²⁵. Ainsi, les effets fixes *pays-année*

25. Dans nos régressions, nous considérerons également d'autres structures d'effets fixes.

permettent de prendre en considération les spécificités de chaque pays (potentiellement variant dans le temps) en termes de régulation du marché du travail, de dépenses en R&D, de développement, etc., les effets fixes sectoriels prenant en compte, pour leur part, les différences de technologie entre secteurs. Enfin, $\varepsilon_{cs,t}$ correspond au terme d'erreur.

Notre modèle empirique est finalement étendu afin de se conformer au modèle de croissance endogène d'Aghion *et al.* (2005). Dans ce modèle, la productivité globale des facteurs dépend, à la fois, de la capacité à rattraper l'industrie la plus avancée et de la capacité à innover. Cela étant, notre approche empirique s'inscrit dans le lignée de Nicoletti et Scarpetta (2003), Aghion *et al.* (2009), Griffith *et al.* (2010), Bourlès *et al.* (2013) et Arnold *et al.* (2011), par exemple, qui prennent en considération ces apports théoriques néo-schumpétériens et testent les effets de diverses politiques sur la croissance de la productivité globale des facteurs.

Formellement, afin de s'aligner sur ces études et le cadre néo-schumpétérien présenté par Aghion *et al.* (2005), nous allons, tout d'abord, considérer un modèle à retard échelonné (1,1) (ARDL(1,1)) dans lequel le niveau de la productivité globale des facteurs est expliqué par son niveau décalé d'une période, le niveau de la productivité du pays situé à la frontière technologique (PGF_{front}) et afin de tester l'effet de la concurrence bancaire, par l'interaction du terme de dépendance financière et de la concurrence bancaire ($FD_s * BC_{c,t}$), soit :

$$\begin{aligned} \ln PGF_{cs,t} = & a_s + b_{c,t} + \beta_0 \ln PGF_{cs,t-1} + \beta_1 \ln PGF_{front,s,t} \\ & + \beta_2 \ln PGF_{front,s,t-1} + \beta_3 FD_s * BC_{c,t} + \varepsilon_{cs,t} \end{aligned} \quad (3.54)$$

Sous l'hypothèse d'homogénéité des paramètres à long terme, c'est-à-dire si la condition $\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 = 1$ est satisfaite, et sous l'hypothèse de l'existence d'une relation de cointégration entre le niveau de productivité des différents secteurs d'un pays *lambda* et le niveau de productivité de leurs équivalents au sein du pays situé à la frontière technologique, le modèle ARDL peut se réécrire sous la forme d'un modèle à correction d'erreur comme suit :

$$\begin{aligned} \Delta \ln PGF_{cs,t} = & a_s + b_{c,t} + \beta_1 \Delta \ln PGF_{front,s,t} + (1 - \beta_0) \ln \left(\frac{PGF_{front,s,t-1}}{PGF_{cs,t-1}} \right) \\ & + \beta_3 FD_s * BC_{c,t} + \varepsilon_{cs,t} \end{aligned} \quad (3.55)$$

Ainsi, nous considérons que la croissance de la productivité du secteur *s*, dans le pays *c* en date *t* dépend de la croissance de la productivité du secteur *s* dans le pays situé à la frontière technologique ($\ln PGF_{front,s,t}$), de la distance à la frontière, à savoir du terme à correction d'erreur ($\ln \left(\frac{PGF_{front,s,t-1}}{PGF_{cs,t-1}} \right)$) et de l'ampleur des effets de diffusion de la concurrence bancaire. Pour le reste, les différents effets fixes (a_s et

$b_{c,t}$) permettent de contrôler les effets des variables omises.

L'équation (3.55) correspond à notre modèle empirique principal en vue d'examiner les effets de la concurrence bancaire sur la croissance de la productivité et, en cela, ses effets en termes d'allocation du capital. Le modèle sera estimé par les MCO. Les écarts-types reportés seront, par ailleurs, corrigés de l'hétéroscédasticité par la matrice de White et des effets de grappes à l'échelle *pays-année*, de façon à prendre en compte la corrélation du terme d'erreur entre secteurs industriels d'un même pays, une année donnée. Cette correction, qui permet de prendre en compte des chocs aléatoires communs à l'échelle *pays-année*, est particulièrement importante dans la mesure où la concurrence bancaire évolue à cette échelle. Levchenko *et al.* (2009), par exemple, adoptent une correction similaire, qui s'avère du reste relativement courante dans les approches en double différence sur données de panel²⁶.

3.4.2 Mesures et données

La méthodologie décrite précédemment sera appliquée pour un jeu de données couvrant dix des quinze pays européens appartenant à l'Europe des quinze sur la période 1999-2009. Nous retrouvons, par conséquent, le cadre d'analyse fixé dans cette thèse. Le choix des dix pays n'est pas fortuit. Il est, en effet, le fruit de la disponibilité des données, en particulier concernant la productivité globale des facteurs à l'échelle sectorielle. Ainsi, les dix pays sur lesquels porte notre étude sont les suivants : l'Autriche, la Belgique, la Finlande, la France, l'Allemagne, les Pays-Bas, l'Espagne, la Suède et le Royaume-Uni. Si nous pouvons espérer obtenir des résultats concluants à partir de ce faible nombre de pays, c'est parce que notre étude est menée à l'échelle sectorielle. Encore une fois, en raison de la disponibilité des données, notre étude portera exclusivement sur le secteur manufacturier subdivisé en onze secteurs distincts. Cette subdivision repose sur la nomenclature ISIC Rev. 4 et sur le niveau 2 d'agrégation donné par EU-KLEMS. Le secteur manufacturier englobe ainsi les onze secteurs industriels suivants : le secteur de l'industrie alimentaire, des boissons et du tabac, le secteur de la fabrication de textile, de l'industrie de l'habillement et du cuir, le secteur du bois, de l'industrie du papier et du carton et de l'imprimerie, le secteur de la cokéfaction et du raffinage, le secteur de l'industrie chimique et pharmaceutique, le secteur du caoutchouc, du plastique et des autres produits minéraux non métalliques, le secteur de la métallurgie et de la fabrication de produits métalliques, à l'exception des machines et des équipements, le secteur de la fabrication de produits informatiques, électroniques et optiques ainsi que des équipements électriques, le secteur de la fabrication de machines et équipements n.c.a., le secteur de l'industrie automobile et de la fabrication d'autres matériels

26. Bertrand *et al.* (2004) notent que les approches en double différence souffriraient également fréquemment de problèmes de corrélation sérielle. À cet égard, les écarts-types ont également été calculés sur les grappes *pays-secteur*, de façon à corriger l'existence d'une corrélation sérielle dans les résidus. Généralement, toutefois, cela conduit à des écarts-types de moindre importance. Par conséquent, pour cette étude, nous avons préféré rapporter des écarts-types plus conservateurs déterminés sur les grappes *pays-année*.

3.4 Concurrence bancaire et croissance de la productivité globale des facteurs

de transport et, enfin, le secteur des autres industries manufacturières et de la réparation et installation de machines et d'équipements²⁷.

Afin de mettre en œuvre notre méthodologie empirique sur l'échantillon venant d'être décrit, des variables à deux niveaux d'agrégation sont nécessaires. À l'échelle macroéconomique, tout d'abord, cela suppose de disposer de mesures de la concurrence bancaire. À l'échelle sectorielle, ensuite, il faut recueillir des mesures de la dépendance financière et de la productivité globale des facteurs.

Concurrence bancaire

Dans la continuité de notre travail exploratoire (section 3.4), la concurrence bancaire est mesurée à partir de l'indicateur de Boone estimé par Clerides *et al.* (2015). Une présentation de ces estimations pour les dix pays de notre échantillon est rapportée dans le tableau 3.10. En outre, de manière analogue à ce qui a été fait auparavant, nous utiliserons des indicateurs alternatifs (Boone alternatif, Lerner, Concentration, pénétration des banques étrangères) afin de tester la sensibilité de nos résultats. Pour plus de détails, nous renvoyons évidemment à la section 3.3.1 consacrée.

TABLEAU 3.10 – Indicateur de Boone extrait de Clerides *et al.* (2015)

	Autriche	Belgique	Finlande	France	Allemagne	Italie	Pays-Bas	Espagne	Suède	Royaume-Uni
1999	-0.478	-0.43	-0.393	-0.453	-0.434	-0.451	-0.586	-0.431	-0.587	-0.484
2000	-0.608	-0.47	-0.387	-0.462	-0.444	-0.436	-0.553	-0.43	-0.612	-0.406
2001	-0.503	-0.433	.	-0.441	-0.445	-0.437	-0.527	-0.428	-0.521	-0.458
2002	-0.456	-0.422	.	-0.431	-0.428	-0.401	-0.508	-0.422	-0.413	-0.489
2003	-0.428	-0.404	-0.391	-0.412	-0.418	-0.384	-0.471	-0.416	-0.39	-0.397
2004	-0.445	-0.401	-0.383	-0.425	-0.412	-0.39	-0.571	-0.458	-0.366	-0.395
2005	-0.484	-0.541	-0.378	-0.447	-0.407	-0.408	-0.561	-0.518	-0.456	-0.439
2006	-0.514	-0.561	-0.388	-0.455	-0.406	-0.416	-0.51	-0.555	-0.444	-0.458
2007	-0.517	-0.633	-0.395	-0.485	-0.412	-0.443	-0.445	-0.629	-0.519	-0.465
2008	-0.532	-0.629	-0.432	-0.521	-0.417	-0.483	-0.425	-0.645	-0.537	-0.46
2009	-0.465	-0.547	-0.397	-0.5	-0.401	-0.419	-0.408	-0.497	-0.41	-0.418
Moyenne	-0.493	-0.497	-0.393	-0.457	-0.420	-0.424	-0.505	-0.493	-0.477	-0.442
Écart-type	0.049	0.087	0.015	0.032	0.012	0.029	0.061	0.083	0.082	0.033

Dépendance financière

Notre stratégie d'identification repose sur l'interaction d'un indicateur de concurrence bancaire, en l'occurrence l'indicateur de Boone, avec un indicateur de dépendance financière spécifique à chaque secteur industriel. Cet indicateur est essentiel dans la mesure où il permet de discerner le groupe de traitement, du groupe de contrôle dans notre approche en double différence. Afin de mesurer

27. Dans la majorité des cas, les secteurs définis par EU-KLEMS correspondent à une agrégation de secteurs à la division niveau 2, ce qui explique pourquoi le nombre de secteurs industriels est limité à onze, contrairement à l'étude de Rajan et Zingales (1998) notamment.

la dépendance financière des onze secteurs considérés, nous définissons deux indicateurs de dépendance financière (FD1 et FD2).

Le premier fait référence à l'indicateur de dépendance financière proposé par Rajan et Zingales (1998). L'exposition sectorielle à la sphère financière est établie dans ce cadre à partir de l'observation de la part des dépenses en investissement non-autofinancées pour un échantillon de sociétés américaines regroupées en secteurs d'activité. Ainsi, les États-Unis servent d'unique étalon, et ce parce que, selon Rajan et Zingales (1998), il s'agit de l'économie où les entreprises sont les moins contraintes financièrement, garantissant par ce biais que la part des dépenses en investissement non-autofinancé résulte bien de facteurs technologiques et non de contraintes de financement. On ajoutera, par ailleurs, que le faible degré d'intermédiation du marché financier américain assure que l'indicateur de dépendance financière est également bien indépendant de la concurrence bancaire. Par ailleurs, Rajan et Zingales (1998) soutiennent vivement que ce paramètre est structurel et donc relativement constant dans le temps. Dans la présente étude, les données concernant l'indicateur de dépendance financière correspondent aux estimations de Rajan et Zingales (1998). En raison toutefois des divergences entre notre classification des secteurs manufacturiers et celle de Rajan et Zingales (1998), nous avons, dans certains cas, été amenés à agréger certains indicateurs sectoriels définis par Rajan et Zingales (1998) (en considérant la moyenne des indicateurs). La table 3.19 en annexe présente les indicateurs de dépendance financière considérés dans notre étude. On ajoute, en outre, que nous considérerons, afin de nous assurer de la robustesse de nos résultats, un indicateur à la Rajan et Zingales (1998), construit à partir d'observations collectées sur une période différente (1980-99)²⁸.

Parce que l'indicateur de dépendance financière de Rajan et Zingales (1998) fait l'objet de critiques (voir, Von Furstenberg et Von Kalckreuth (2006)), nous définissons également un indicateur alternatif qui s'appuie sur les tableaux entrées-sorties sectorielles de l'OCDE. Bien qu'inédite dans la littérature, la mesure s'inspire néanmoins très largement des travaux d'Arnold *et al.* (2011) et Bourlès *et al.* (2013) notamment, qui lient le secteur des services aux différents secteurs manufacturiers par le biais des tableaux entrées-sorties. Formellement, les auteurs utilisent, dans ces études, la part des consommations intermédiaires en services du secteur manufacturier Y dans la production de ce secteur, afin d'établir la dépendance de chaque secteur Y au secteur des services. Dans la droite ligne de ces études, afin de déterminer l'exposition de chaque secteur au secteur financier, nous définissons notre second indicateur de dépendance financière comme la part des dépenses dans le secteur financier dans la production totale pour chaque secteur manufacturier. À l'instar de l'indicateur de Rajan et Zingales (1998), afin de s'assurer de l'exogénéité de l'indicateur défini, nous considérons les tableaux entrées-sorties sectorielles des États-Unis pour l'année 2000²⁹. On maintient, par conséquent, l'hypothèse que les

28. Les données à cet égard proviennent de l'étude de Kroszner *et al.* (2007).

29. Afin de s'assurer de la robustesse de cet indicateur, nous considérons également, dans le tableau

firmer américaines ne font l'objet d'aucun rationnement.

Nos deux indicateurs principaux de dépendance financière (dénnotés FD1 pour l'indicateur de Rajan et Zingales (1998) et FD2 pour l'indicateur basé sur les tableaux entrées-sorties) sont en fin de compte mis en interaction avec l'indicateur de Boone afin d'obtenir la variable d'intérêt de notre étude, à savoir un indicateur de sensibilité des différents secteurs à la concurrence bancaire.

$$Ind_{cs,t} = FD_s * Competition_{c,t} \quad (3.56)$$

où $Ind_{cs,t}$ est un indicateur de sensibilité à la concurrence bancaire qui diffère entre pays, secteurs et années d'observation. FD_{cs} correspond à une de nos mesures de dépendance financière qui est spécifique à chaque secteur et constant à travers le temps. Cette caractéristique est essentielle afin de discerner les changements dans les caractéristiques sectorielles des effets de la concurrence bancaire. Finalement, $Competition_{c,t}$ matérialise l'intensité de la concurrence bancaire, qui varie à travers les pays et le temps.

Productivité globale des facteurs

L'objet de notre étude empirique est d'expliquer la croissance de la productivité globale des facteurs (PGF) (ou, autrement dit, la croissance de la productivité multifactorielle). Formellement, la PGF correspond au résidu de Solow pouvant être obtenu d'une fonction de production néo-classique ordinaire de la forme suivante :

$$Y_{cs,t} = A_{cs,t} F(L_{cs,t} K_{cs,t}) \quad (3.57)$$

où $Y_{cs,t}$ fait référence à la valeur ajoutée du secteur s dans le pays c en période t . F est, par ailleurs, une fonction de production homogène de degré un, dont les paramètres (L et K respectivement pour le facteur travail et le facteur capital) ont des rendements décroissants. Enfin, $A_{cs,t}$ correspond à la productivité globale des facteurs.

Plus spécifiquement en considérant une fonction Cobb-Douglas, la croissance de la PGF est donnée par l'expression suivante :

$$\Delta \ln PGF_{cs,t} = \Delta \ln Y_{cs,t} - \alpha_s \Delta \ln L_{cs,t} - (1 - \alpha_s) \Delta \ln K_{cs,t} \quad (3.58)$$

où α_s est égal à l'élasticité de la production par rapport au facteur travail.

Les mesures de la croissance de la PGF employées pour notre étude suivent, dans les grandes lignes, la méthodologie présentée et sont estimées pour les onze secteurs

3.14, un indicateur de dépendance financière construit à partir des tableaux entrées-sorties américains pour l'année 2005.

manufacturiers retenus par EU-KLEMS³⁰.

Outre des mesures de la croissance de la PGF pour les dix pays européens de notre échantillon ainsi que pour les États-Unis, pays considéré comme étant la frontière technologique, notre modèle empirique (équation (3.55)) requiert également de déterminer la distance en termes de niveau de productivité entre le pays c et le pays à la frontière technologique pour chaque secteur. Selon notre spécification empirique, la distance formelle est donnée par l'expression : $\ln\left(\frac{\text{TFP}_{front,s,t}}{\text{TFP}_{c,s,t}}\right)$. En conséquence, cela suppose de disposer des données concernant le niveau de productivité de chaque secteur pour l'ensemble des pays de notre échantillon ainsi que pour les États-Unis. Parce que les données concernant le niveau de productivité par secteur ne sont pas fournies par EU-KLEMS, nous avons initialement souhaité reconstruire ces données en collectant des informations sur le nombre d'heures travaillées et le stock de capital net par secteur. Malencontreusement, alors que l'estimation des niveaux de productivité sectorielle ne pose aucune difficulté majeure pour la plupart des pays, pour certains autres, la confidentialité des données concernant le stock de capital net par secteur rend l'estimation impossible. Ce faisant, cela nous a conduit à opter pour une mesure alternative de la distance à la frontière technologique. Dans le cadre de cette étude, celle-ci est ainsi estimée pour chaque secteur, à partir du rapport de la productivité du travail de l'économie frontière et de l'économie c . Notons que la productivité du travail est établie à partir de données provenant de la base de données EU-KLEMS et qu'elle est définie comme le ratio de la valeur ajoutée en millions de dollars sur le nombre d'heures travaillées.

3.4.3 Résultats des estimations

La présente section s'attache à présenter les résultats de l'analyse des différentielles de productivité entre secteurs et pays au filtre de la concurrence bancaire. La section 3.4.3 exposera, à cet égard, nos résultats principaux, tandis que la section 3.4.3 sera pour sa part vouée à valider leur robustesse. En dernier lieu, nous mettrons en avant, dans la section 3.4.3, quelques corollaires de nos résultats.

Résultats principaux

Le tableau 3.11 reproduit les résultats principaux de nos estimations. Dans les colonnes (1) et (2) figurent les résultats des estimations de notre modèle de base, donné par l'équation (3.55), pour les deux mesures de dépendance financière considérées (respectivement, FD1 pour l'indicateur de Rajan et Zingales (1998) et FD2 pour l'indicateur construit à partir des tableaux entrées-sorties américains).

30. Nous renvoyons le lecteur intéressé par une présentation détaillée de la méthodologie utilisée par EU-KLEMS à l'article de O'Mahony et Timmer (2009). En outre, nous faisons état de deux références présentant les limites conceptuelles et empiriques liées à la mesure de la PGF : Diewert (2008) et Reati (2001).

Les régressions (3) à (6) amendent à la marge notre spécification initiale en considérant d'autres jeux d'effets fixes. Il s'agit, par ce biais, de contrôler nos résultats pour des sources d'hétérogénéité différentes. Ainsi, plutôt que considérer des effets fixes *sectoriels* et *pays-année*, les régressions (3) et (4) incluent des effets fixes *secteur-années* et *pays-année*, prenant en considération la possibilité que les spécificités techniques sectorielles évoluent à travers le temps (variation de la concurrence dans l'industrie, évolution de la demande, variation de la réglementation profitant davantage à certains secteurs, etc.), tandis que les régressions (5) et (6), quant à elles, incluent en plus des effets fixes *secteur – pays*. Finalement, les colonnes (7) et (8) présentent des estimations plus parcimonieuses de notre modèle de base en omettant les variables relatives à la croissance de la productivité du pays situé à la frontière technologique ainsi qu'à la distance de chaque secteur à cette frontière technologique. Ces spécifications sont, en conséquence, davantage en ligne avec les travaux de Rajan et Zingales (1998) et correspondent à l'équation (3.53).

Le relevé des résultats des différentes estimations met en exergue que les paramètres relatifs à la variable d'interaction entre la concurrence bancaire et nos deux mesures de dépendance financière sont positifs et significativement différents de zéro au seuil de tolérance de 5%. Cela indique alors que les secteurs les plus dépendants du secteur financier ont un taux de croissance significativement plus important dans les économies où l'intensité concurrentielle est faible. Ces résultats louent donc les effets bénéfiques du pouvoir de marché bancaire pour la croissance économique. Ils constituent, à l'évidence, un soutien aux arguments théoriques avancés par Rajan (1992) et Petersen et Rajan (1995), et corroborent ainsi le paradigme « information hypothesis ». D'après ces travaux, un faible niveau de concurrence bancaire améliore la capacité des banques à résoudre les asymétries d'information ce qui, à son tour, améliore l'accès au financement externe pour les entreprises les plus opaques (jeunes entreprises et PME). Puisque nos résultats portent sur la croissance du progrès technique sectoriel, et non sur la croissance de l'accumulation du capital, on en infère que l'intensité concurrentielle déclinant et, ce faisant, les asymétries d'information devenant moins importantes, le capital va pouvoir être alloué vers des emplois plus productifs, désormais affranchis des asymétries d'information. Par prolongement, cela conduit ainsi à une amélioration de la PGF au niveau sectoriel dans les systèmes financiers dans lesquels la concurrence demeure limitée. Comme le fait valoir notre méthodologie d'identification, ces effets seraient néanmoins plus marqués dans les secteurs financièrement plus dépendants. En plus de ces effets directs, l'amélioration de l'allocation pourrait avoir des effets collatéraux. On peut, en particulier, émettre l'hypothèse que l'amélioration de l'accès au financement, pour toute une catégorie d'entreprise, modifie les incitations à l'innovation des firmes en place sur le marché. En effet, si l'on considère qu'en levant les asymétries d'information, une concurrence bancaire modérée facilite l'entrée de nouvelles firmes sur le marché, cela stimule de fait la concurrence au sein des différents secteurs industriels, ce qui pourrait inciter les firmes en place sur le marché à innover davantage. En fin de compte, la concurrence bancaire aurait

des effets sur l'allocation du capital, qui auraient des répercussions directs, mais également indirects, sur la croissance de la PGF.

Hormis ces résultats principaux, nos estimations mettent en évidence des résultats plus anecdotiques. On remarque ainsi, tout d'abord, que la croissance de la productivité sectorielle aux États-Unis n'a pas d'effet significatif sur la croissance sectorielle en Europe. Ce résultat conduit légitimement à s'interroger sur la pertinence du choix des États-Unis en tant que frontière technologique. Même si, à n'en point douter, dans un certain nombre de secteurs, les États-Unis représentent le pays le plus avancé, la spécialisation internationale peut conduire à des frontières technologiques variant en fonction des secteurs manufacturiers. Il n'en reste pas moins que, dans la littérature, le pays frontière considéré est systématiquement les États-Unis. Une seconde explication à ces résultats, certainement plus décisive, est que la structure des retards considérée et fixée à zéro serait inappropriée. On constate, ensuite, que les paramètres de la variable *distance à la frontière* sont bien significatifs et de signes positifs, comme attendu. Par conséquent, cela illustre, l'existence d'effets de convergence. Les secteurs les plus éloignés de la frontière technologique en termes de productivité se développent plus rapidement. En un sens, ce second résultat lève en partie les doutes concernant le choix des États-Unis en tant que frontière technologique.

Le fait que la concurrence ait un effet statistique significatif sur la croissance de la productivité des industries les plus dépendantes du financement externe, ne fait pas mécaniquement de la concurrence bancaire un enjeu de politique économique. Il faut, en effet, s'assurer au préalable que l'effet économique estimé est substantiel. À cet égard, il convient de noter que les approches en double différence ont la particularité de ne pas permettre une estimation directe des répercussions économiques d'un choc exogène sur la variable d'intérêt. Afin de jauger l'ampleur des effets économiques, la démarche consiste, en effet, à comparer les différences de croissance de la PGF entre une industrie fortement dépendante du financement externe (qui est l'expression de notre groupe de traitement) et une industrie faiblement dépendante du financement externe (équivalant à la représentation d'un groupe de contrôle), entre une économie où la concurrence bancaire est forte et une économie où celle-ci est faible. Avant de donner les estimations de cette double différence, l'exposé de la démarche d'évaluation appelle quelques précisions concernant le sens donné aux qualificatifs « fort » et « faible ». Dans le cadre de cette étude, nous avons retenu une approche purement statistique pour distinguer ce qui est « fort » de ce qui est « faible ». Ainsi, l'industrie correspondant au troisième quartile de la distribution empirique de l'indicateur de dépendance financière considéré est représentative d'une industrie fortement dépendante du financement externe, tandis que l'industrie correspondant au premier quartile est, quant à elle, représentative d'une industrie faiblement dépendante du financement externe. Une logique semblable est suivie pour la concurrence bancaire. Dans ce cas néanmoins, le premier et le troisième quartile de la distribution empirique de l'indicateur de

3.4 Concurrence bancaire et croissance de la productivité globale des facteurs

Boone représenteront respectivement un marché bancaire fortement et faiblement concurrentiel. Cette distinction s'explique par le fait que l'indicateur de Boone est, pour rappel, un proxy inverse de concurrence.

L'évaluation des doubles différences est finalement opérée à partir des résultats de nos estimations principales présentés dans les deux premières colonnes du tableau 3.11. Dans le cas de la régression (1), il apparaît que la différence de croissance de la PGF entre secteurs fortement et faiblement dépendants est 1.2% plus importante dans les économies où la concurrence bancaire est faible. Pour la régression (2), qui repose sur un indicateur de dépendance financière totalement différent (FD2), l'évaluation de la double différence rend compte d'un effet économique de même ampleur, évalué à 1.24%.

En définitive, les résultats présentés dans cette section soulignent que des secteurs financiers moins concurrentiels accroissent la croissance de la productivité globale des facteurs, d'une ampleur qui ne peut pas être ignorée.

TABLEAU 3.11 – Concurrence bancaire et croissance de la PGF : Résultats principaux

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	PGF	PGF	PGF	PGF	PGF	PGF	PGF	PGF
Croissance PGF front	0.0346 (0.0436)	0.0367 (0.0433)	0.0515 (0.0441)	0.0537 (0.0441)	0.00244 (0.113)	0.266*** (0.0916)		
Distance Pté du Travail	2.393** (1.023)	2.207** (1.021)	4.443** (2.009)	4.334** (2.016)	3.817 (2.009)	3.583 (2.005)		
FD1*Boone	38.26*** (13.81)		33.63** (15.39)		48.90*** (15.81)		34.17** (14.25)	
FD2*Boone		28.90*** (10.53)		23.13** (11.05)		32.35** (13.38)		29.84*** (10.82)
Constante	6.950*** (1.531)	27.86*** (8.979)	5.025*** (1.562)	21.44** (9.252)	7.994*** (1.993)	30.62*** (11.20)	7.474*** (1.547)	29.52*** (9.209)
Effets fixes								
Année*Pays	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Secteur	Oui	Oui	Non	Non	Non	Non	Oui	Oui
Année*Secteur	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Non	Non
Pays*Secteur	Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Non	Non
N	1053	1053	1053	1053	1053	1053	1053	1053
R-carré	0.363	0.363	0.433	0.432	0.546	0.545	0.351	0.352

Note : Les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité de White et des effets de grappes à l'échelle *pays-année* sont reportés sous les estimations des coefficients. *, ** et *** représentent respectivement la significativité des coefficients aux seuils de 10%, 5% et 1%.

Tests de sensibilité

Tout au long de la présente section, nous nous interrogerons sur la consistance de nos résultats en considérant un très large éventail de tests de sensibilité différents. En particulier, nous vérifierons que nos résultats sont robustes à la spécification et à la méthodologie d'estimation, aux variables utilisées et à l'existence de corrélations entre notre variable d'intérêt et de potentiels autres déterminants.

Spécifications et stratégies d'estimation alternatives

Une première limite potentielle de nos travaux tient au fait que nos conclusions sont basées sur un modèle de panel avec effets fixes sectoriels et *pays-année*. Cela implique, en effet, que nous exploitons les variations intra-*pays-année* de la concurrence et de la PGF, ce qui diffère des travaux de Rajan et Zingales (1998), qui se focalisent sur les variations inter-pays, en considérant des données en coupe transversale uniquement. Par conséquent, par souci de conformité avec ces travaux, nous modifions notre modèle de base donné par l'équation (3.55), en remplaçant l'ensemble des variables par leur moyenne sur la période 1999-2009³¹. Les colonnes (1) et (2) du tableau 3.12 rapportent les résultats des estimations de notre modèle en coupe transversale et corroborent nos résultats initiaux. À l'évidence, les effets de la concurrence bancaire sur la productivité des secteurs les plus dépendants des banques ne se limitent pas aux variations temporelles de la concurrence. La concurrence bancaire a, en effet, un effet négatif à long terme et donc structurel sur le développement du progrès technique.

La singularité de notre période d'étude, qui inclut notamment la crise financière de 2008, et la potentielle présence de valeurs aberrantes dans nos données (ce qui n'est pas orthogonal au premier point) peuvent constituer un second motif de scepticisme vis-à-vis de nos résultats. Afin de balayer ces doutes, on examine, tout d'abord, la sensibilité de nos résultats à la période de crise, en ajoutant à notre modèle de base une variable indicatrice, « crise », prenant la valeur « 1 » sur la période 2008-2009. Les résultats présentés dans les colonnes (3) et (4) témoignent que nos conclusions principales ne sont pas affectées par la prise en considération de la crise financière³², même si, comme en atteste la variable « crise », cette dernière a eu des effets significatifs notables sur la croissance de la PGF. Ensuite, dans les deux colonnes suivantes du tableau 3.12 nous vérifions si nos estimations ne sont pas biaisées par la présence de valeurs aberrantes dans nos données. À cet effet, on met en place des régressions robustes qui sous-pondèrent les valeurs extrêmes observées. Les résultats obtenus lèvent les doutes à ce sujet. Les coefficients de $FD1 * Boone$ et $FD2 * Boone$ demeurent, en effet, significativement positifs. En revanche, on observe dans ce cadre, que l'effet économique pouvant être évalué

31. Il va de soi que pour la croissance de la PGF, nous avons calculé la moyenne composée sur la période et non une moyenne arithmétique.

32. Nous faisons, par ailleurs, valoir que l'exclusion des observations de la période 2008-2009 conduit également à valider nos résultats principaux.

décline, tout en demeurant substantiel.

Une autre source de biais potentiel est relative au possible défaut d'exogénéité de notre variable d'intérêt. Il est certain que l'approche de Rajan et Zingales (1998), en permettant l'exploration des effets d'une variable macroéconomique sur des performances évaluées à l'échelle sectorielle, limite très fortement les risques d'endogénéité. Les différents secteurs ont, en effet, un poids macroéconomique relativement limité. Cela est au demeurant, d'autant plus vrai pour l'échantillon d'économies considéré, constitué d'économies diversifiées et dans lesquelles le secteur manufacturier représente une part limitée de la richesse nationale. Malgré tout, il n'est pas totalement invraisemblable que la concurrence bancaire évolue en réponse à un changement de la productivité de certains secteurs manufacturiers. En conséquence, afin d'écarter la possibilité que nos résultats soient biaisés par cette éventualité, nous optons pour deux stratégies distinctes. La première consiste à éliminer l'ensemble des observations pour lesquelles la part de la valeur ajoutée sectorielle dans la valeur ajoutée manufacturière totale excède un seuil fixé à 15%. L'idée sous-jacente est que, si la concurrence bancaire devait être influencée par les évolutions de la productivité industrielle, elle le serait en particulier par les secteurs ayant un poids dans l'économie important. La seconde stratégie consiste à contrôler explicitement les biais d'endogénéité en recourant aux variables instrumentales et, en particulier, à la méthode des doubles moindres carrés ordinaires. À cet égard, on sélectionne un jeu de trois instruments, composé d'un indicateur de liberté financière, déterminé par *Heritage foundation*, d'un ratio d'efficacité bancaire (part des coûts généraux sur le total des coûts) et, enfin, de l'indicateur de Boone décalé de deux périodes, tous trois mis en interaction avec l'indicateur de dépendance financière, qui est par nature exogène. Les résultats reproduits dans les colonnes (7)-(8) et (9)-(10) respectivement suggèrent que la question de l'endogénéité n'est pas déterminante dans notre cas de figure. Les conclusions demeurent en effet analogues à celles établies précédemment.

Sensibilité des résultats aux indicateurs de concurrence et de dépendance financière

Une manière alternative de mettre à l'épreuve la robustesse de nos résultats passe par une modification de nos indicateurs de concurrence bancaire et de dépendance financière. À l'instar de la section précédente, nous remplaçons ainsi l'indicateur de Boone, extrait de la base de données de Clerides *et al.* (2015), par : (1) un indicateur de Boone provenant de la base de données de la Banque mondiale, (2) un indice de Lerner (extrait de Clerides *et al.* (2015)), (3) un ratio de concentration (à savoir la part de marché des cinq plus grandes banques) et (4) un indicateur de pénétration des banques étrangères (donné par la Banque mondiale et défini comme la part des banques étrangères dans le système bancaire). Les résultats des estimations de notre modèle principal pour les quatre alternatives présentées sont rapportés dans le tableau 3.13. On constate alors que nos résultats sont robustes à la source de données de l'indicateur de Boone ainsi qu'à la mesure non-structurelle

TABLEAU 3.12 – Concurrence bancaire et croissance de la PGF : Tests de sensibilité à la spécification et à la méthodologie d'estimation

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	Avg. PGF	Avg. PGF	PGF	PGF	PGF	PGF	PGF	PGF	PGF	PGF
Croissance PGF front	1.428*** (0.414)	7.298*** (1.657)	0.034 (0.043)	0.036 (0.043)	0.0591*** (0.0185)	0.0622*** (0.0185)	0.0188 (0.0460)	0.0197 (0.0458)	0.015 (0.0388)	(0.038)
Distance Pté du travail	2.393** (0.759)	1.602* (0.757)	2.878*** (1.023)	2.207** (1.020)	1.921*** (0.373)	1.774*** (0.371)	2.091 (1.197)	1.953 (1.193)	2.211* (1.190)	1.946 (1.184)
FD1*Boone	44.82** (15.85)		38.259*** (18.812)		22.76*** (8.307)		34.57** (14.96)		86.194*** (28.325)	
FD2*Boone		62.22*** (14.64)		28.90*** (10.525)		16.09** (6.593)		24.58** (11.26)		54.719** (25.556)
Crise			-6.211*** (0.412)	-5.782*** (0.457)						
Constante	3.763*** (1.100)	46.30*** (10.71)	6.949*** (1.531)	27.858*** (8.978)	5.334*** (1.629)	16.81*** (5.795)	7.652*** (1.737)	25.25** (9.678)	5.270* (3.697)	51.66** (22.20)
Effets fixes : Année*Pays Secteur	Effets fixes pays Oui	Effets fixes pays Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
N	110	110	1053	1053	1053	1053	926	926	923	923
R-carré	0.503	0.533	0.363	0.363	0.568	0.567	0.348	0.347	0.356	0.354
First-Stage F-test (p-value)									0.000	0.000
Hansen J-test (p-value)									0.797	0.509

Note : Les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité de White et des effets de grappes à l'échelle *pays-année* sont reportés sous les estimations des coefficients. *, ** et *** représentent respectivement la significativité des coefficients aux seuils de 10%, 5% et 1%.

de concurrence considérée (à savoir les estimations avec l'indice de Lerner). En revanche, on remarque parallèlement que l'indicateur de concentration ne constitue pas un prédicteur de la croissance de la PGF sectorielle. Cela corrobore ainsi les résultats émanant de la section 3.3. On note en dernier ressort que la présence de banques étrangères tend bien en revanche à dégrader significativement la croissance de la productivité des secteurs les plus dépendants du financement externe, ce qui va dans le sens de nos résultats principaux.

Dans un même ordre d'idées, nous testons également la sensibilité de nos estimations en considérant quatre indicateurs de dépendance financière alternatifs. Parmi ces nouveaux indicateurs, deux sondent la sensibilité des mesures définies préalablement. Ainsi en premier lieu, nous remplaçons l'indicateur de dépendance financière originel de Rajan et Zingales (1998) par un indicateur à l'approche identique mais construit par Kroszner *et al.* (2007) à partir d'observations collectées sur une période différente (1980-99). En second lieu, nous modifions l'indicateur FD2, construit à partir des tableaux entrées-sorties sectorielles de l'économie américaine pour l'année 2000, en considérant les tableaux entrées-sorties de l'année 2005. Finalement, deux nouveaux indicateurs vérifient, quant à eux, la sensibilité de nos conclusions aux deux définitions données jusqu'alors à la dépendance financière. C'est ainsi que

le troisième indicateur alternatif est construit de manière totalement différente et repose sur la part des dépenses en R&D des différents secteurs américains en 2000. L'idée sous-jacente est que les secteurs innovants sont ceux présentant un plus haut niveau d'actifs intangibles, ce qui conduit à accentuer les asymétries d'information et, certainement, la dépendance à l'intermédiation financière. Dans le même esprit, notre quatrième indicateur alternatif est défini par la part du capital liée aux technologies de l'information et de la communication pour chaque industrie américaine en 2000. La lecture du tableau 3.14 permet de mesurer que nos résultats sont insensibles au large éventail d'indicateurs de dépendance financière considérées. Il s'agit d'un résultat précieux dans la mesure où notre méthodologie d'identification repose entièrement sur ces indicateurs de dépendance financière.

Autres déterminants, mêmes résultats ?

En dernier ressort, nous vérifions si les effets estimés de la concurrence bancaire ne s'expliquent pas par l'existence de corrélations entre notre variable d'intérêt et de potentiels autres déterminants de la PGF.

Un bref survol de la littérature sur les déterminants de la PGF permet de discerner quatre méta-facteurs pouvant affecter le progrès technique, et ainsi expliquer des différences de croissance de la PGF entre pays. Ces quatre méta-facteurs sont relatifs à : (i) l'ouverture commerciale ; (ii) l'intensité des dépenses en recherche et développement ; (iii) la libéralisation de l'économie et (iv) la capacité du système financier à allouer de manière efficace le capital. Ce dernier canal inclut évidemment la concurrence bancaire, mais également d'autres facteurs tel le développement financier, par exemple. Nos régressions jusqu'alors n'ont pas ignoré l'existence de cet ensemble de méta-facteurs et c'est pourquoi des effets fixes pays pouvant éventuellement varier dans le temps ont été incorporés à notre modèle de régression³³. La présence de ces effets fixes conduit à rendre inopérant l'ajout de variables de contrôle évoluant à l'échelle des pays à travers le temps en raison de la colinéarité que cela induirait. En conséquence, si l'on souhaite contrôler l'existence de corrélations entre notre variable d'intérêt et des variables relatives aux quatre méta-facteurs isolés, il faut que ces dernières évoluent différemment entre les secteurs d'un même pays à l'instar de notre variable d'intérêt, $FD * Boone$. Parce que la plupart des variables pouvant être rattachées aux quatre méta-facteurs évoluent à l'échelle macroéconomique, nous allons employer une approche similaire à celle employée pour la concurrence bancaire. Ainsi, on va faire l'hypothèse que chaque facteur macroéconomique doit avoir, en raison de différences technologiques entre industries, un effet plus ou moins prononcé sur la croissance de la productivité. De cette manière, la variable d'interaction obtenue évoluera bien à la même échelle que notre variable d'intérêt.

Cela dit, si nous souhaitons, en pratique contrôler nos résultats des différences

33. De cette manière l'approche de Rajan et Zingales (1998) limite fortement les biais de variables omises.

inter-pays en termes de développement financier, par exemple, et, par ce biais, vérifier que nos conclusions ne sont pas la résultante de la corrélation entre développement financier et concurrence bancaire, nous devons mettre en interaction une variable indiquant la différence « naturelle » de dépendance financière entre secteurs manufacturiers avec une variable rendant compte du développement financier à l'échelle macroéconomique³⁴.

Si tester les effets du développement financier est relativement aisé, dans la mesure où la variable d'exposition sectorielle est commune à celle employée pour la concurrence bancaire, il n'en est rien pour les dépenses en recherche et développement et la régulation économique, par exemple. Aussi, cela nous contraint à définir de nouvelles variables d'exposition sectorielle. À cet effet, nous nous appuyons, pour l'essentiel, sur les travaux de Saia *et al.* (2015) et définissons trois nouvelles variables d'exposition sectorielle. La première définit l'exposition sectorielle aux dépenses macroéconomiques en recherche et développement et est construite à partir de l'observation de l'intensité en recherche et développement (R&D / valeur ajoutée) des différents secteurs manufacturiers américains. La seconde correspond au taux de rotation sectorielle (défini comme le pourcentage d'entrées + le pourcentage de sorties annuel de chaque secteur aux États-Unis) et permet de mesurer les effets de la régulation économique et, notamment, des barrières à l'entrepreneuriat. En effet, les secteurs naturellement plus dynamiques devraient souffrir davantage d'une régulation stricte. Enfin, la troisième variable d'exposition correspond à la part du capital rattachée à des technologies de la communication et de l'information. Cette dernière permet notamment de tester les effets des différences d'intensité dans le développement du capital investissement. Le tableau 3.15 détaille les résultats des nouvelles régressions contrôlant, pour les développements du secteur financier (colonnes (1), (2), (3) et (4)), l'intensité de la recherche et développement (colonnes (5), (6) et (7)), la régulation économique (colonnes (8), (9) et (10)) et l'ouverture financière (colonne (11)). De manière tout à fait probante, on constate que ces différents contrôles n'affectent en rien nos conclusions principales. Le pouvoir de marché bancaire demeure un facteur stimulant la PGF. Hormis ce résultat, les estimations ouvrent la voie à quelques commentaires additionnels.

Concernant d'abord le développement financier (évalué à partir du ratio crédits sur PIB et de la capitalisation boursière), il apparaît que ce dernier n'a pas d'influence significative sur la croissance de la PGF des secteurs les plus dépendants du financement externe. Pour le ratio crédits sur PIB, on observe que le coefficient, bien que non significatif, est négatif, ce qui va dans le sens de l'idée de « *Too much finance* » étayée par de très nombreuses contributions (Arcand *et al.*, 2015; Beck *et al.*, 2014; Cec-

34. De cette manière, on se conforme à la vaste littérature examinant les effets du développement financier sur la croissance économique ainsi qu'aux études de notre champ d'analyse telles Cettorelli et Gambera (2001), Claessens et Laeven (2005) ou de Guevara et Maudos (2011) qui contrôlent systématiquement pour les effets du développement financier.

chetti et Kharroubi, 2012 ; Law et Singh, 2014 ; Cournède et Denk, 2015)³⁵. En outre, toujours à propos du système financier, on observe en colonne (3) et (4) que le capital développement, dont la variable d'exposition correspond à FD5, et l'instabilité financière, dont la variable d'exposition est FD1, n'ont également pas d'effet significatif sur la croissance de la productivité multifactorielle. Les dépenses en recherche et développement, quelles que soient leurs définitions, sont, par contre, associées de manière significative et positive avec la croissance de la productivité. Ainsi, les secteurs les plus innovants se développent plus rapidement dans les pays consacrant une part plus importante de leurs richesses à la recherche et développement, appuyant l'importance accordée dans la littérature, à la recherche pour la croissance de la productivité. En revanche, nos résultats ne permettent pas de corroborer l'idée répandue que la liberté d'entreprendre et une moindre régulation améliorent significativement la croissance de la productivité. Ces résultats à contre-courant de la littérature s'expliquent peut-être par le fait que notre variable d'exposition sectorielle, à savoir le taux de rotation des entreprises, manque de pertinence³⁶. En dernier lieu, le tableau 3.15 rapporte les effets de la variable ouverture sectorielle. Contrairement aux autres indicateurs, la variable de contrôle est ici propre à chaque pays et à chaque industrie et elle est définie par la somme des exportations et des importations rapportée à la valeur ajoutée. Par conséquent, dans ce cas, on ne considère pas une approche en double différence. C'est pourquoi l'effet significatif et négatif mis en évidence témoigne que les secteurs les plus intégrés ont un taux de croissance de la productivité moins importants. Cela peut s'expliquer par le fait qu'une plus forte concurrence internationale pourrait limiter les incitations à innover, par des effets de convergence, ou être simplement la résultante de biais statistiques liés à des effets de causalité inverse.

35. En effet, notre échantillon comprend des économies parmi les plus financièrement développées, et donc se situant au-delà du point d'inflexion.

36. On fait par ailleurs valoir que la liberté financière, la liberté d'entreprendre ou la régulation du marché des biens ont toutes trois un effet significatif sur la croissance de la productivité, lorsque ces variables sont considérées en niveau et non interagies avec le taux de rotation structurelle des entreprises.

TABLEAU 3.13 – Concurrence bancaire et croissance de la PGF : Mesures alternatives de concurrence bancaire

	(1) PGF	(2) PGF	(3) PGF	(4) TFP	(5) PGF	(6) PGF	(7) PGF	(8) PGF
Croissance PGF front	0.042 (0.044)	0.041 (0.044)	0.035 (0.043)	0.030 (0.043)	0.043 (0.044)	0.045 (0.044)	0.043 (0.045)	0.043 (0.044)
Distance Pté du travail	2.172** (0.978)	2.072** (0.988)	2.348** (1.029)	2.276** (1.014)	2.106** (0.993)	1.961* (1.041)	2.261** (0.993)	2.117** (0.974)
FD1*Boone (BM)	1.863*** (0.545)							
FD2*Boone (BM)		2.120** (0.808)						
FD1*Lerner			38.89** (16.71)					
FD2*Lerner				28.05** (12.16)				
FD1*Cr5					0.068 (0.058)			
FD2*Cr5						7.324 (5.398)		
FD1*Bq. étrangères							-0.106** (0.048)	
FD2*Bq.étrangères								-0.069* (0.036)
Constante	3.158*** (0.618)	3.406*** (0.649)	2.872*** (0.575)	-1.920 (2.127)	2.715*** (0.715)	-3.109 (4.564)	2.861*** (0.639)	3.513*** (0.633)
Effets fixes :								
Année*Pays	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Secteur	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
N	1074	1074	1053	1053	1074	1074	1074	1074
R-carré	0.350	0.352	0.362	0.361	0.350	0.351	0.353	0.352

Note : Les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité de White et des effets de grappes à l'échelle *pays-année* sont reportés sous les estimations des coefficients. *, ** et *** représentent respectivement la significativité des coefficients aux seuils de 10%, 5% et 1%.

3.4 Concurrence bancaire et croissance de la productivité globale des facteurs

TABLEAU 3.14 – Concurrence bancaire et croissance de la PGF : Indicateurs alternatifs de dépendance financière

	(1) PGF	(2) PGF	(3) PGF	(4) PGF
Croissance PGF front	0.031 (0.043)	0.035 (0.043)	0.034 (0.043)	0.034 (0.043)
Distance Pté du travail	2.234** (1.025)	2.187** (1.028)	2.401** (1.019)	2.265** (1.023)
FD3*Boone	8.323** (3.896)			
FD4*Boone		25.95** (12.74)		
FD5*Boone			3.769*** (1.125)	
FD6*Boone				96.647** (41.332)
Constante	2.753*** (0.615)	25.46** (10.91)	5.547*** (0.908)	15.678*** (5.398)
Effets fixes :				
Année*Pays	Oui	Oui	Oui	Oui
Secteur	Oui	Oui	Oui	Oui
N	1053	1053	1053	1053
R-carré	0.359	0.361	0.368	0.361

Note : Les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité de White et des effets de grappes à l'échelle *pays-année* sont reportés sous les estimations des coefficients. *, ** et *** représentent respectivement la significativité des coefficients aux seuils de 10%, 5% et 1%.

TABLEAU 3.15 – Concurrence bancaire et croissance de la PGF : Variables de contrôle

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	Profondeur financière	Capitalisation boursière	Capital développement	Stabilité bancaire	GERD	BERD	HERD l'entrepreneuriat	Barrières à marché des biens	Régulation du d'entreprise	Liberté sectorielle	Ouverture
Croissance	0.0321	0.0314	0.0345	0.034	0.0370	0.0472	0.0472	0.0335	0.0338	0.0311	0.0286
PGF front	(0.0390)	(0.0429)	(0.0435)	(0.043)	(0.0443)	(0.0449)	(0.0449)	(0.0415)	(0.0414)	(0.0417)	(0.0440)
Distance Pté du travail	2.355**	2.301**	2.385**	2.401**	2.327**	2.139*	2.139*	2.549***	2.564***	2.586***	2.745**
FD1*Boone	(1.011)	(1.040)	(1.042)	(1.034)	(1.106)	(1.117)	(1.117)	(0.947)	(0.947)	(0.977)	(1.072)
	34.29***	39.12***	38.25***	38.139***	36.18**	38.20**	38.20**	39.01***	38.47***	38.07***	34.74**
	(12.32)	(13.32)	(13.82)	(13.932)	(14.69)	(15.91)	(15.91)	(13.32)	(13.35)	(13.24)	(13.28)
Variable de contrôle	-0.0274	0.0293	0.678	0.016	0.259**	0.318**	0.318**	-6.045	-7.948*	0.356*	-0.127**
Constante	(0.0224)	(0.0231)	(3.851)	(0.079)	(0.114)	(0.142)	(0.142)	(4.650)	(4.598)	(0.184)	(0.0590)
	6.937***	7.417***	6.369*	6.923***	6.613***	-6.103***	-6.103***	19.23**	20.78**	-12.35	6.640***
	(2.047)	(1.497)	(3.637)	(1.552)	(1.710)	(1.155)	(1.155)	(9.553)	(8.162)	(10.61)	(1.501)
N	1053	1053	1053	1053	1032	1000	1000	1053	1053	1053	1053
R-carré	0.364	0.365	0.363	0.363	0.369	0.371	0.371	0.365	0.365	0.366	0.369
Croissance	0.0366	0.0358	0.0366	0.035	0.0391	0.0496	0.0496	0.0357	0.0359	0.0333	0.0305
PGF front	(0.0433)	(0.0433)	(0.0433)	(0.043)	(0.0440)	(0.0445)	(0.0445)	(0.0414)	(0.0413)	(0.0416)	(0.0438)
Distance Pté du travail	2.187**	2.161**	2.197**	2.425**	2.164*	1.976*	1.976*	2.351**	2.369**	2.393**	2.587**
FD2*Boone	(1.044)	(1.031)	(1.039)	(1.044)	(1.113)	(1.124)	(1.124)	(0.924)	(0.925)	(0.955)	(1.074)
	28.33***	29.42***	28.92***	38.197***	25.44**	25.08**	25.08**	29.02**	28.67**	28.26**	26.95**
	(9.253)	(10.63)	(10.55)	(13.911)	(11.02)	(11.54)	(11.54)	(11.33)	(11.32)	(11.22)	(10.49)
Variable de contrôle	-0.421	0.0118	0.820	0.029	0.270**	0.331**	0.331**	-5.673	-7.532	0.340*	-0.131**
Constante	(2.081)	(0.0216)	(3.862)	(0.072)	(0.115)	(0.143)	(0.143)	(4.641)	(4.608)	(0.188)	(0.0604)
	28.06**	28.30**	27.17**	6.302	24.77*	7.062	7.062	39.42**	40.74***	8.905	26.23**
	(9.656)	(9.064)	(9.186)	(2.279)	(9.467)	(6.962)	(6.962)	(13.31)	(11.77)	(15.81)	(8.975)
N	1053	1053	1053	1053	1032	1000	1000	1053	1053	1053	1053
R-carré	0.363	0.363	0.363	0.363	0.368	0.369	0.369	0.364	0.364	0.365	0.368

Note : Les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité de White et des effets de grappes à l'échelle *pays-année* sont reportés sous les estimations des coefficients. *, ** et *** représentent respectivement la significativité des coefficients aux seuils de 10%, 5% et 1%.

Corollaire de nos résultats principaux

Les résultats empiriques présentés jusqu'alors mettent en évidence que la concurrence bancaire stimule la croissance de la PGF des secteurs les plus dépendants du système financier. La tentation est alors forte de se demander quelles en sont les répercussions en termes de création de richesse et de compétitivité des différents secteurs manufacturiers.

En premier lieu, nous évaluons les effets de la concurrence bancaire sur la croissance de la valeur ajoutée sectorielle. L'effet attendu est assez incertain. En effet, alors que le pouvoir de marché améliore l'allocation du capital, il pourrait parallèlement détériorer l'accumulation du capital. Ainsi même si la croissance de la productivité multifactorielle est la composante principale de la croissance de la valeur ajoutée, il reste possible que le pouvoir de marché ait un effet neutre ou négatif sur la croissance de la valeur ajoutée. Le tableau 3.16 rapporte le résultat des estimations des effets de la concurrence bancaire sur la croissance de valeur ajoutée sectorielle. Le modèle de régression considéré est similaire à celui défini par l'équation (3.11), à l'exception du fait que nous considérons la croissance de la valeur ajoutée sectorielle, la croissance de la valeur ajoutée sectorielle des États-Unis et la part initiale de la valeur ajoutée de chaque secteur dans la valeur ajoutée globale de chaque pays respectivement à la place de la croissance de la PGF sectorielle, la croissance de la PGF sectorielle des États-Unis et des différentiels de niveau de productivité vis-à-vis des secteurs américains. Il ressort de la quasi-totalité des estimations que le pouvoir de marché bancaire influe positivement sur la croissance de la valeur ajoutée puisque les secteurs les plus dépendants du financement externe sont caractérisés par une croissance plus rapide de leur valeur ajoutée dans les pays où la concurrence est plus faible. Ce résultat conforte ainsi l'idée qu'à l'instar du développement financier, c'est à travers l'amélioration de l'allocation du capital que l'intensité concurrentielle influence les performances macroéconomiques.

En second lieu, nous examinons si les effets bénéfiques de la concurrence bancaire sur la PGF se répercutent sur la compétitivité observée des différents secteurs manufacturiers. Formellement, à cet égard, nous considérons l'indicateur de Balassa (1965), qui offre une estimation des avantages comparatifs relevés pour un pays et un secteur donnés. L'idée sous-jacente de cet indicateur est de comparer la performance d'une économie dans un secteur donné, à partir des exportations de ce secteur, avec une performance de référence, obtenue en calculant la moyenne des exportations d'un groupe d'économies de référence. L'indicateur est, en fait, spécifié de la manière suivante :

$$RCA = (X_{ij}/X_{it})/(X_{nj}/X_{nt}) \quad (3.59)$$

où X représente la valeur des exportations en millions de dollars. Par ailleurs, i , j , n et t font référence respectivement à l'économie, au secteur, à l'ensemble des secteurs et à l'ensemble des économies. Dans notre cadre, l'ensemble des économies est limité aux membres de l'OCDE et l'ensemble des secteurs correspond au

TABLEAU 3.16 – Concurrence bancaire et croissance de la VA

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	VA	VA	VA	VA	VA	VA	VA	VA
Croissance VA front	0.108** (0.054)	0.110** (0.0542)	0.0978* (0.0546)	0.0994* (0.0545)	0.102* (0.052)	0.102* (0.0527)		
VA initiale	11.003 (7.22)	10.63 (7.276)	-167.2*** (29.25)	-164.5*** (29.53)	-171.98*** (26.60)	-171.8*** (29.57)		
FD1*Boone	28.62** (11.90)		18.57 (16.20)		6.80** (2.85)		27.02** (11.90)	
FD2*Boone		26.92** (10.45)		13.82 (10.60)		6.886** (2.795)		25.47** (10.52)
Constante	27.805*** (10.182)	26.30*** (8.944)	34.22*** (5.090)	43.70*** (9.748)	35.57*** (5.159)	38.29*** (5.783)	7.602*** (1.835)	26.79*** (8.870)
Effets fixes :								
Année*Pays	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Secteur	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Année*Secteur	Non	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Non	Non
Pays*Secteur	Non	Non	Non	Non	Oui	Oui	Non	Non
N	1053	1053	1053	1053	1053	1053	1053	1053
R-carré	0.488	0.489	0.561	0.561	0.494	0.494	0.474	0.479

Note : Les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité de White et des effets de grappes à l'échelle *pays-année* sont reportés sous les estimations des coefficients. *, ** et *** représentent respectivement la significativité des coefficients aux seuils de 10%, 5% et 1%.

11 secteurs manufacturiers distingués dans notre étude. On peut, au demeurant, mentionner que les données sur les exportations sectorielles ont été collectées auprès de l'OCDE. Hormis l'indicateur de Balassa, nous explorons également les effets de la concurrence bancaire sur la croissance des exportations.

Dans la vision ricardienne des avantages comparatifs, un pays devrait exporter davantage dans les secteurs qui sont relativement plus productifs. En raison du fait que le pouvoir de marché bancaire augmente la productivité des secteurs les plus dépendants du financement externe, il est naturel d'espérer que les secteurs les plus dépendants aient une plus forte compétitivité, au sens de l'indicateur de Balassa, dans les économies où la concurrence bancaire est moins importante.

Dans le tableau 3.17 sont présentés les résultats des estimations avec, pour variables expliquées, la croissance des exportations sectorielles dans les colonnes (1) à (4) et l'indicateur de Balassa dans les colonnes (5) à (8). Concernant, au préalable, la croissance des exportations, on observe que celle-ci est significativement plus importante pour les secteurs dépendant du système financier lorsque la concurrence est plus faible. En revanche, d'après nos estimations, l'intensité concurrentielle n'a d'effet sur la compétitivité au sens de Balassa que pour une de nos deux mesures de dépendance financière. En effet, on constate que les coefficients estimés du terme $FD2 * Boone$ ne sont pas significativement différents de zéro. Ces résultats mitigés

3.4 Concurrence bancaire et croissance de la productivité globale des facteurs

appellent certainement des recherches plus approfondies. En particulier, il serait sans doute nécessaire de définir un indicateur de compétitivité moins sujet aux critiques que ne l'est l'indicateur de Balassa calculé dans cette section (voir, Hinloopen et Van Marrewijk, 2001 ; Costinot *et al.*, 2012).

TABLEAU 3.17 – Concurrence bancaire, croissance des exportations et avantages comparatifs relevés (ACR)

	(1) Export	(2) Export	(3) Export	(4) Export	(5) ACR	(6) ACR	(7) ACR	(8) ACR
FD1*Boone	0.355** (0.174)		0.448** (0.199)		2.798*** (0.778)		0.481** (0.227)	
FD2*Boone		0.266* (0.141)		0.408** (0.170)		1.406 (1.072)		0.155 (0.142)
Constante	0.0662*** (0.017)	0.223** (0.097)	0.0692*** (0.025)	0.317*** (0.115)	1.401*** (0.074)	2.318** (0.910)	1.597*** (0.028)	1.684*** (0.128)
Effets fixes :								
Année*Pays	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Secteur	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Année*Secteur	Non	Non	Oui	Oui	Non	Non	Oui	Oui
N	880	880	880	880	1078	1078	1078	1078
R-carré	0.730	0.730	0.739	0.739	0.139	0.137	0.988	0.988

Note : Les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité de White et des effets de grappes à l'échelle *pays-année* sont reportés sous les estimations des coefficients. *, ** et *** représentent respectivement la significativité des coefficients aux seuils de 10%, 5% et 1%.

Au final, il ressort de l'analyse menée dans cette section que la concurrence bancaire serait néfaste à la croissance de la productivité des secteurs financièrement les plus dépendants. L'hypothèse avancée est qu'une forte intensité de la concurrence réduit la capacité des banques à lever les asymétries d'information. Dans ce contexte, le système financier n'est pas en mesure d'allouer les fonds vers les emplois les plus productifs, ce qui affecte *in fine* négativement la productivité. Dans le sillage de ces résultats, on observe par ailleurs, que la croissance de la valeur ajoutée ainsi que celle de la compétitivité d'une économie ne sont pas indépendantes du caractère plus ou moins concurrentiel du marché bancaire. Selon nous, cela témoigne alors que les effets pernicioeux de la concurrence bancaire en termes d'allocation du capital supplantent les éventuels bienfaits de la concurrence en termes d'accumulation du capital.

Conclusion

L'objet de ce chapitre était clair puisqu'il consistait à se positionner quant aux effets de la concurrence bancaire sur la croissance économique européenne. Au terme de nos développements, le raisonnement habituel selon lequel davantage de concurrence améliorerait l'efficacité et irait, de ce fait, de pair avec des taux de croissance plus importants, ne semble pas être vérifié en ce qui concerne le marché bancaire. Nos résultats mettent, en effet, en exergue les vertus d'une concurrence bancaire modérée pour la croissance économique. S'il est impossible de transposer les résultats de la microéconomie classique au secteur bancaire, c'est en raison de l'existence de phénomènes d'asymétries d'information entre prêteurs et emprunteurs, faisant qu'une transaction financière ne peut être confondue avec une transaction ordinaire. Dans ce contexte, comme le montrent Petersen et Rajan (1995), la mise en œuvre de contrats avec des agents soumis à une forte opacité est impossible quand la concurrence est excessive. La résolution des asymétries d'information nécessite, en effet, un investissement initial conséquent, ne pouvant être amorti que dans le cadre d'une relation de long terme, ce qui serait mis à mal par la concurrence.

Partant des arguments théoriques précédents, ce chapitre entendait, tout d'abord, en proposer une extension dans un cadre macroéconomique. C'est ainsi que nous avons considéré, dans la deuxième section, un modèle de croissance néo-schumpétérien dans lequel nous avons modélisé explicitement la présence d'un secteur bancaire. La mise en équations proposée a alors permis de mettre en évidence le fait que la concurrence bancaire pourrait exercer une influence négative sur la croissance économique. Cette possibilité s'explique par le fait que la concurrence bancaire réduit la disponibilité du crédit, à savoir, dans notre modèle, la probabilité qu'un entrepreneur-innovateur soit financé. Si la disponibilité du crédit est affectée, c'est en raison de l'existence de phénomènes de sélection adverse, qui obligent la banque à investir préalablement à la mise en œuvre d'un contrat dans une technologie de filtrage *ex-ante* des agents. Or, notre modèle met clairement en évidence que les banques ne sont disposées à investir massivement dans la technologie de filtrage qu'à la seule condition qu'elles récupèrent leur investissement par des profits importants en cas de réussite du projet entrepreneurial, ce qui dépend de l'ampleur du pouvoir de marché. Si la concurrence bancaire peut avoir un effet négatif, par le biais de cet effet « disponibilité », notre modèle n'écarte pas la possibilité que la concurrence ait un effet positif sur la croissance économique, en augmentant parallèlement les incitations des entrepreneurs-innovateurs à innover.

Parce que les études empiriques menées en ce domaine ne permettent pas de déterminer lequel des deux effets théoriques isolés domine, nous avons procédé, dans la troisième section de ce chapitre, à un examen statistique sur le plan agrégé des corrélations entre concurrence bancaire et croissance économique. Les différentes analyses menées dans cette perspective ont fourni un faisceau d'indices en faveur de l'hypothèse d'une concurrence bancaire aux effets néfastes pour la

croissance économique. Les résultats obtenus n'ont toutefois pas permis de se prononcer fermement quant à l'influence de la concurrence bancaire, car les différentes estimations réalisées sont entachées de biais potentiels, n'ayant pu être traitées de manière pleinement satisfaisante.

C'est pourquoi, il est apparu nécessaire de retenir une méthodologie d'identification alternative des effets de la concurrence bancaire sur la croissance économique. À cet égard, nous avons employé l'approche de Rajan et Zingales (1998), qui a, en pratique, consisté à tester si les secteurs industriels les plus dépendants du financement externe, et donc davantage soumis à l'influence du secteur bancaire, sont significativement plus performants que les autres secteurs, dans les économies où la concurrence est moins importante. Afin d'apprécier la performance des différents secteurs, nous avons focalisé notre attention sur la croissance de la productivité globale des facteurs. De cette manière, nous nous sommes conformé au cadre théorique proposé, dans lequel la croissance résulte uniquement de la hausse de la productivité. Les résultats obtenus ont alors montré que les secteurs les plus dépendants du financement externe ont une productivité qui croît plus rapidement dans les économies où la concurrence est faible. L'effet économique serait, au demeurant, prépondérant. Il apparaît, en effet, que la différence de croissance de la PGF entre secteurs fortement et faiblement dépendants est 1.2% plus importante dans les économies où la concurrence bancaire est faible. La conclusion qui s'est dès lors imposée est que la concurrence bancaire est, en Europe, préjudiciable à la croissance de la productivité, car elle réduirait la disponibilité du crédit. Cela permet ainsi de trancher parmi les hypothèses théoriques présentées au préalable.

TABLEAU 3.18 – Description et définition des variables

Variable	Définition et source
Variable dépendante :	
Croissance de la PGF	Croissance de la productivité globale des facteurs pour chaque secteur (en %). Source : EU-KLEMS.
Variables explicatives :	
Croissance de la PGF américaine	Croissance de la productivité globale des facteurs américaine pour chaque secteur (en %). Source : EU-KLEMS.
Écart de productivité	Productivité du travail américaine sectorielle sur la productivité du travail sectorielle pour chaque pays. Source : EU-KLEM.
<i>Indicateurs de dépendance financière</i>	
FD1	Indicateur de Rajan et Zingales (1998). Source : Rajan et Zingales (1998).
FD2	Indicateur construit à partir des tableaux entrées-sorties américain pour l'année 2000. Source : OCDE.
FD3	Indicateur à la Rajan et Zingales calculé sur une période distincte (1980-99). Source : Kroszner <i>et al.</i> (2007).
FD4	Indicateur construit à partir des tableaux entrées-sorties américain pour l'année 2000. Source : OCDE.
FD5	Part des dépenses en R&D dans la valeur ajoutée de chaque secteur américain pour l'année 2000. Source : OCDE.
FD6	Part de la FBCF en TIC par secteur américain pour l'année 2000. Source : OCDE.
<i>Indicateurs de concurrence</i>	
Boone	Indicateur de Boone (Boone (2008)). Source : Clerides <i>et al.</i> (2015).
Boone (BM)	Indicateur de Boone (Boone (2008)). Source : GFD, Banque mondiale.
Lerner	Indice de Lerner. Source : Clerides <i>et al.</i> (2015).
Concentration	Part de marché des cinq plus grandes banques. Source : GFD, Banque mondiale.
Pénétration	Part des banques étrangères dans le total des banques. Source : GFD, Banque mondiale.
<i>Variables de contrôle additionnelles</i>	
Développement financier	Crédits au secteur privé (% du PIB). Source : GFD, Banque mondiale.
Capitalisation boursière	Capitalisation boursière sur le PIB (%). Source : GFD, Banque mondiale.
Développement du capital risque	Source : Global Competitiveness Report.
Z-Score	Source : GFD, Banque mondiale.
GERD	Dépenses gouvernementales en R&D (% du PIB). Source : OCDE.
HERD	Dépenses de l'enseignement supérieur en R&D (% du PIB). Source : OCDE.
BERD	Dépenses en R&D financé par le secteur privé (% du PIB). Source : OCDE.
Rotation sectorielle	Taux de rotation des entreprises défini comme le pourcentage d'entrées + le pourcentage de sorties annuel de chaque secteur aux États-Unis. Source : Bartelsman <i>et al.</i> (2008).
Barrières à l'entrepreneuriat	Source : OCDE.
Régulation du secteur des biens	Source : OCDE.
Liberté d'entreprise	Source : Heritage foundation
Exportations sectorielles	Exportations sectorielles en pourcentage de la production sectorielle Source : OCDE.
Croissance de la valeur ajoutée	Source : EU-KLEMS.

3.4 Concurrence bancaire et croissance de la productivité globale des facteurs

TABLEAU 3.19 – Statistiques descriptives des indicateurs de dépendance financière

	FD1	FD2	FD3	FD4	FD5	FD6
Value :						
Métallurgie et fabrication de produits métalliques, à l'exception des machines et des équipements	0.113	1.334	-0.037	1.356	0.488	0.199
Industrie chimique et pharmaceutique	0.185	1.465	-0.77	1.56	6.193	0.297
Cokéfaction et raffinage	0.22	1.213	-0.3	1.175	0.434	0.211
Fabrication de produits informatiques, électroniques et optiques ainsi que des équipements électriques	0.77	2.172	0.24	1.978	10.672	0.336
Industries alimentaire, des boissons et du tabac	-0.077	1.992	-0.42	1.89	0.405	0.21
Fabrication de machines et équipements n.c.a.	0.45	1.685	-0.04	1.613	2.677	0.375
Autres industries manufacturières et réparation/installation de machines et d'équipements	0.47	1.582	0.28	1.454	0.609	0.234
Fabrication de produits en caoutchouc, en plastique et en autres produits minéraux non métalliques	0.362	1.451	-0.142	1.445	0.944	0.129
Fabrication de textile, de l'industrie de l'habillement et du cuir	0.053	1.067	-1.89	1.237	0.478	0.162
Industrie automobile	0.635	1.61	0.32	1.279	5.064	0.296
Industries du bois, du papier et du carton et de l'imprimerie	0.225	1.791	-0.275	1.898	0.397	0.288
Corrélations :						
FD1 : Indicateur de Rajan et Zingales (1998)	1					
FD2 : construit à partir des tableaux entrées-sorties 2000	0.409***	1				
FD3 : Indicateur de Rajan et Zingales (1998) modifié	0.655***	0.541***	1			
FD4 : construit à partir des tableaux entrées-sorties 2005	0.121***	0.897***	0.239***	1		
FD5 : construit à partir de la part investie en R&D	0.680***	0.516***	0.275***	0.375***	1	
FD6 : construit à partir de la part investie en TIC	0.549***	0.563***	0.400***	0.462***	0.626***	1

TABLEAU 3.20 – Statistiques descriptives de la croissance de la Productivité Globale des Facteurs par pays

	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Autriche	1.819	9.055	-24.346	39.825
Belgique	0.169	6.196	-23.022	13.905
Finlande	1.536	12.245	-33.957	39.36
France	1.394	6.931	-19.4	30.29
Allemagne	0.617	9.134	-30.397	30.246
Italie	-1.822	6.887	-31.735	23.241
Pays-Bas	1.915	7.655	-26.017	27.446
Espagne	-0.382	3.744	-11.973	7.526
Suède	2.013	7.435	-28.553	29.238
Royaume-Uni	2.184	5.121	-17.085	14.904

TABLEAU 3.21 – Statistiques descriptives de la croissance de la Productivité Globale des Facteurs par secteur

	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Métallurgie et fabrication de produits métalliques, à l'exception des machines et des équipements	-0.265	7.391	-33.957	17.924
Industrie chimique et pharmaceutique	2.306	6.058	-14.243	21.564
Cokéfaction et raffinage	0.15	15.875	-31.735	39.825
Fabrication de produits informatiques, électroniques et optiques ainsi que des équipements électriques	2.667	9.564	-26.017	29.238
Industries alimentaire, des boissons et du tabac	0.796	4.908	-15.273	19.347
Fabrication de machines et équipements n.c.a.	1.021	8.14	-30.397	25.28
Autres industries manufacturières et réparation/installation de machines et d'équipements	0.642	5.169	-15.393	11.031
Fabrication de produits en caoutchouc, en plastique et en autres produits minéraux non métalliques	0.498	5.44	-22.342	10.926
Fabrication de textile, de l'industrie de l'habillement et du cuir	1.679	5.374	-15.407	13.809
Industrie automobile	0.099	8.5	-29.564	13.36
Industries du bois, du papier et du carton et de l'imprimerie	0.563	5.037	-32.551	11.644

Conclusion générale

Le parallélisme observé dans les économies développées entre, d'une part, la montée de l'instabilité financière et la réduction du potentiel de croissance et, d'autre part, la libéralisation financière a conduit à s'interroger sur les interactions entre sphère financière et sphère réelle. L'idée était alors de vérifier s'il s'agissait là d'une simple coïncidence ou de la manifestation d'une relation de cause à effet entre ces deux observations. Dans les faits, cela a suscité de multiples discussions, parmi lesquelles certaines ont porté sur les conséquences de la concurrence bancaire. C'est ainsi que régulateurs et économistes ont été confrontés à la question suivante : doit-on abolir l'ensemble des règles du jeu qui offrent aux banques une protection contre la concurrence au profit de nouvelles règles visant la pleine concurrence ?

Si cette question a émergé, alors qu'on convient, en règle générale, que la concurrence conduit à des résultats socialement plus avantageux, c'est en raison des singularités du marché bancaire et, en particulier, de l'existence d'échecs des marchés dans certaines situations. Dans ces conditions, la concurrence ne saurait nécessairement être la panacée. Deux méta-défaillances de marché justifient l'intérêt particulier porté à la concurrence bancaire et ont donc guidé l'analyse menée dans cette thèse. Il n'est guère besoin de souligner, d'abord, que le secteur bancaire est caractérisé par d'importants coûts de faillite systémique. La récente crise financière en fournit une éloquente illustration. Les faits ont effectivement apporté la preuve que la faillite d'une banque isolée peut avoir des répercussions réelles considérables. En raison de l'importance de ces coûts macroéconomiques, la recherche des liens entre concurrence et stabilité a constitué l'une des principales motivations à cette thèse. Le secteur bancaire est, ensuite, caractérisé par un second type de défaillances : les asymétries informationnelles. Parce que ces dernières peuvent être un obstacle sérieux à la conclusion de contrat d'endettement, en particulier pour les petites et moyennes entreprises, leur existence porterait atteinte au bien-être social. Il est donc attendu d'un système bancaire efficient qu'il atténue les asymétries d'information. Cela étant posé, le second objectif de cette thèse a donc consisté à analyser si la concurrence permettait de réduire ces défaillances.

Certes, les deux axes d'étude isolés ont déjà, par le passé, fait l'objet de recherches approfondies. Toutefois, on s'accorde pour dire que celles-ci n'ont pas permis de le-

ver totalement le voile sur ces questions. Par ailleurs, la littérature préexistante est confrontée à un écueil important dans la mesure où, dans la plupart des cas, elle a considéré isolément les deux questionnements. Dans ce cadre, il est alors difficile de se prononcer sur le fait de savoir si l'on doit créer de nouvelles règles pour atteindre une pleine concurrence, par exemple. En conséquence, cette thèse s'est délibérément voulue bicéphale en abordant conjointement la question des effets de la concurrence sur la stabilité ainsi que sur l'efficacité pour une zone économique donnée, en l'occurrence l'Union Européenne. De cette manière, l'analyse développée dans le cadre de notre recherche a permis de faire émerger, à travers trois chapitres distincts, de nouveaux résultats, contribuant à l'extension de la littérature existante et apportant, par conséquent, quelques éléments de réponse à la question relayée dans cette conclusion.

Résultats principaux

Le premier chapitre de cette thèse a, tout d'abord, abordé la question des effets de la concurrence bancaire sur la fragilité financière. À cet égard, le parti pris a été de focaliser notre réflexion sur la nature des relations entre concurrence bancaire et risque systémique. Cela étant, ce qui nous a intéressé au premier chef, ce ne sont pas les effets de la concurrence sur un niveau absolu de risque, mais les effets de la concurrence sur les interdépendances des entités financières et leurs répercussions sur la sphère réelle. Notre démarche s'est, de ce fait, inscrite dans un mouvement plus large, initié à la suite de la récente crise, de réflexion autour d'une approche de régulation macroprudentielle. De cette manière, notre travail a bénéficié des multiples apports, conceptuels et méthodologiques, à l'évaluation du risque systémique, apparus dans ce sillage. Cela nous a, notamment, conduit à distinguer deux dimensions du risque systémique, donnant lieu à deux études distinctes. La première dimension est conforme à l'idée de l'existence de dépendances entre entités financières à des facteurs communs et renvoie à ce que nous avons désigné précédemment par la stabilité transverse du système. Dans ce cadre, l'intérêt porte sur la répartition du risque entre les différents acteurs du système à la suite d'un choc systémique. La seconde dimension du risque systémique, pour sa part, conçoit différemment la fragilité financière en la définissant comme un processus endogène de déséquilibre cumulatif. En ce sens, elle revêt donc un caractère temporel.

Le premier axe de recherche a porté sur les effets de la concurrence bancaire sur la répartition du risque systémique au sein du système bancaire. Pour mener à bien cet examen, conduit à l'échelle des entités bancaires européennes, il nous a donc été nécessaire d'évaluer le pouvoir de marché ainsi que la contribution des banques au risque systémique. Conformément à la littérature dédiée, nous avons, tout d'abord, estimé l'indice de Lerner de chacune des banques de notre échantillon. À cet égard, une attention particulière a été portée aux critiques empiriques de l'indicateur, ce qui nous a conduit à définir quatre indices de Lerner distincts. Concernant, ensuite, la contribution des banques au risque systémique, cette dernière a été mesurée par

la SRISK d'Acharya *et al.* (2012a) et de Brownlees et Engle (2015). Strictement parlant, cet indicateur mesure le montant de capital qu'une institution devrait lever en cas de crise systémique. L'indicateur rend ainsi compte des interactions des entités bancaires avec le système financier. De la confrontation des deux indicateurs, il est ressorti, pour l'industrie bancaire européenne, que le pouvoir de marché a un effet significativement positif sur la contribution des banques au risque systémique. Ces résultats accréditent ainsi la thèse d'une concurrence aux effets stabilisateurs. Parce que la littérature considère, en règle générale, des mesures de risque individuel, nous avons souhaité vérifier si cela était susceptible d'altérer nos conclusions. Il a alors été démontré que le pouvoir de marché a des effets sur le niveau de prise de risque strictement opposés à ceux établis pour le risque systémique. Cela étant, davantage de pouvoir de marché conduit les banques à prendre moins de risque. Ces divergences illustrent les différences conceptuelles entre risque systémique et risque individuel et expliquent l'intérêt porté aux mesures de risque systémique. En définitive, afin de concilier nos deux résultats empiriques, l'idée théorique suivante a été esquissée. Des profits importants, signe d'un pouvoir de marché, conduiraient, initialement, les banques à minimiser leur prise de risque. La stratégie consisterait alors, à cet égard, à investir de façon semblable. Or, il apparaît que ce qui serait bon d'un point de vue décentralisé, ne le serait pas à l'échelle macroéconomique. En effet, cette stratégie conduirait, en fin de compte, à accroître l'interdépendance entre la banque et le système, causant alors une hausse de la contribution de la banque au risque systémique.

Puisqu'on a repéré dans la littérature deux approches du risque systémique, nous avons également étudié, dans le premier chapitre de cette thèse, l'influence de la concurrence bancaire sur les développements des risques dans le cycle financier. La procyclicité du système financier nous a semblé, à cet effet, être une mesure appropriée du risque systémique, étant donné qu'elle a des répercussions sur l'économie réelle. Pour le comprendre et l'expliquer, nous nous sommes notamment appuyé, dans notre étude, sur la théorie de l'accélérateur financier (Bernanke et Gertler, 1989 ; Kiyotaki et Moore, 1997 ; Bernanke *et al.*, 1999). Celle-ci montre que la procyclicité du crédit induit des effets d'amplification sur la sphère réelle, accroissant les fluctuations macroéconomiques. Cela étant, un des enjeux empiriques consistait, par conséquent, à estimer la procyclicité du crédit des différentes économies européennes. Pour ce faire, nous avons exploité la classe de modèle VAR et défini la procyclicité comme la réponse du cycle du crédit à un choc dans le cycle d'activité. Plus spécifiquement, car il nous importait d'analyser les effets de la concurrence sur la procyclicité du crédit, nous avons utilisé un modèle Panel-VAR dans lequel nous avons conditionné la procyclicité du crédit, telle que définie, à l'intensité concurrentielle du marché bancaire. Il est finalement ressorti de notre analyse que la concurrence bancaire a un effet significativement négatif sur la procyclicité du crédit. Parce que l'origine des mouvements procycliques du crédit tient à l'existence d'échecs de marché, nous en avons tiré la conclusion que la concurrence bancaire atténue ces défaillances de marché.

La théorie de l'accélérateur financier, qui vient d'être évoquée, isole un des nombreux mécanismes par lequel des risques financiers peuvent se diffuser à la sphère réelle. Il en résulte que le risque systémique, quelle que soit sa dimension, est à l'origine de fluctuations macroéconomiques qui appellent, en réaction, la mise en place de politiques conjoncturelles. Par voie de conséquence, le coût des crises dépend conjointement de l'ampleur du risque systémique qui, nous venons de le rappeler, est affectée négativement par le degré de concurrence, et de l'efficacité des mécanismes de stabilisation macroéconomique. En cherchant à évaluer les effets de la concurrence sur l'efficacité de la politique monétaire, le second volet de notre thèse s'est donc inscrit dans la continuité du premier chapitre et permet, dès lors, de porter un diagnostic global des effets de la concurrence bancaire sur la stabilité.

Dans le chapitre 2, deux études séparées ont été menées afin d'analyser les répercussions de la concurrence bancaire sur la transmission monétaire. Ce sont en effet deux canaux de transmission distincts : le canal des taux d'intérêt et le canal du crédit bancaire, dont les identifications sont difficilement conciliables sur le plan empirique, qui pourraient, d'un point de vue théorique, être sensibles à la concurrence bancaire.

La première analyse s'est concentrée sur l'incidence, en zone euro, de la concurrence bancaire sur la transmission des taux monétaires aux taux bancaires. Cette analyse renvoyait à la question des difficultés, plus ou moins marquées d'un pays à l'autre, de transmission de la politique de taux de la BCE depuis la crise et s'interrogeait, à ce titre, sur la responsabilité des structures bancaires dans ces disparités. La première étape de notre analyse empirique a, dans ce cadre, consisté à établir statistiquement les divergences dans la transmission monétaire. Nous avons, à cet effet, utilisé un modèle à retards échelonnés autorégressifs incorporant un mécanisme à correction d'erreur et mis en évidence trois dimensions d'hétérogénéité. En premier lieu, on a fait le constat que l'effet sur les taux d'intérêt bancaire d'une variation de 1% des taux monétaires varie considérablement d'un pays à l'autre de la zone euro. L'analyse a, en second lieu, permis de faire ressortir que ce résultat n'est pas seulement le fruit de la crise. Il s'avère en effet, que même si l'ampleur de la transmission des taux a décliné au cours du temps, l'hétérogénéité était déjà tangible avant la crise. Enfin, la transmission est également apparue disparate entre les segments de prêts, l'ampleur de la transmission des taux aux ménages étant moins forte que celle aux entreprises. Dans la mesure où l'hétérogénéité de transmission monétaire nous a semblé avérée en zone euro, la seconde étape de notre examen a consisté à mettre en liaison cette hétérogénéité avec celle de la concurrence bancaire. C'est ainsi qu'à partir d'un modèle à correction d'erreur, nous avons dégagé les résultats suivants. *Primo*, la concurrence bancaire augmente significativement le degré de transmission des taux monétaires aux taux bancaires. *Secundo*, le délai d'ajustement à la relation d'équilibre entre taux monétaire et taux bancaire s'avère plus court là où la concurrence est plus intense. *Tertio*, même si cela sort du champ d'étude

principal, nous avons vérifié qu'une concurrence plus importante est associée en zone euro à des taux d'intérêt plus faibles.

Le second axe de recherche a finalement été voué à l'examen du canal du crédit bancaire. L'analyse empirique s'est, dans cette perspective, appuyée sur des micro-données bancaires afin d'identifier l'articulation existante entre les décisions de politique monétaire et l'offre de crédit des banques. Parce que la théorie de l'accélérateur financier au sens large nous enseigne que la sensibilité de l'investissement aux décisions de politique monétaire est fonction des caractéristiques des agents, nous avons testé si la sensibilité, ici, du crédit bancaire distribué, au changement de taux monétaire, était fonction du pouvoir de marché dont disposent les banques. Les résultats rapportés montrent que le pouvoir de marché réduit la sensibilité de l'offre de crédit des banques aux taux monétaires. La transmission additionnelle de la politique de taux est, en conséquence, plus faible pour les banques disposant de pouvoir de marché. On a, à ce propos, avancé l'idée que ces banques auraient, relativement à des banques disposant d'un faible pouvoir de marché, un accès plus large et à de meilleures conditions à des financements externes, modérant ainsi l'effet du choc monétaire. Une hypothèse complémentaire émise est que le pouvoir de marché permettrait de lisser les conditions de crédit. Au surplus, l'étude a permis d'observer que les banques ayant un plus fort pouvoir de marché ont une offre de crédit, indépendamment des effets relatifs au canal du crédit, qui croît plus rapidement.

Aux termes des deux premiers chapitres, la conclusion qui s'impose est que la concurrence bancaire est favorable à la stabilité. Pour rappel, nous avons, en effet, mis en évidence le fait que la concurrence bancaire permettait de renforcer la stabilité financière (chapitre 1) ainsi que, dans une certaine mesure, l'efficacité des politiques de stabilisation macroéconomique (chapitre 2). Partant, il restait à savoir si ces résultats ne relevaient pas d'un arbitrage entre efficacité économique et stabilité, à l'instar de l'arbitrage, issu de la finance, rentabilité - risque. Il nous a donc importé de clarifier dans le chapitre 3 les effets de la concurrence bancaire sur la croissance économique. L'examen de cette question s'est déroulé en deux temps. La première partie du chapitre a ainsi été consacrée aux aspects théoriques de ce problème, tandis que la seconde partie s'est concentrée sur ce qui ressort des données collectées.

Concernant les aspects théoriques, l'objectif ultime du modèle développé consistait à dégager les différents mécanismes par lesquels la concurrence bancaire pourrait influencer sur la croissance économique. Dans cette optique, le modèle développé s'est appuyé sur le cadre théorique des modèles de croissance néo-schumpéteriens et, en particulier, sur une version épurée du modèle d'Aghion et Howitt (1998). S'il fallait retenir un seul enseignement de ce modèle, ce serait que la croissance de la productivité, et donc la croissance économique, est le fruit d'une succession d'améliorations qualitatives (aléatoires) des biens intermédiaires, initiées

par le secteur de la recherche selon le mécanisme de « destruction-créatrice ». L'originalité de notre modèle, vis-à-vis de cette structure initiale, tient au fait qu'il rejette l'hypothèse walrasienne d'absence de frictions sur le marché des fonds prêtables aux innovateurs. En effet, on a supposé l'existence d'asymétries informationnelles, prenant la forme de problèmes de sélection adverse. Dans ce tableau, la mise en œuvre d'un contrat, sans traitement préalable des asymétries d'information, s'avère impossible et appelle, par conséquent, l'intervention d'un intermédiaire financier. Pour lever ces asymétries d'information et distinguer *ex-ante* les bons des mauvais emprunteurs, il s'agit pour les banques d'investir dans une technologie de *screening* coûteuse. Considérée sous cet angle, la concurrence bancaire a, dans notre modèle, deux effets contradictoires sur la croissance de la productivité. D'un côté, davantage de concurrence dans le secteur bancaire, en conduisant à une baisse des taux d'intérêt, accroît les incitations des entrepreneurs-innovateurs à mettre en place des projets innovants. Cela s'explique très simplement par le fait qu'une baisse des taux augmente les profits espérés du projet entrepreneurial. De l'autre, il apparaît que la concurrence influence négativement le niveau d'investissement dans la technologie de filtrage et, par ce biais, la probabilité qu'un innovateur voie son projet financé. La capacité d'investissement dans la technologie de filtrage est, en effet, dépendante de l'ampleur des flux futurs espérés par la banques, elle-même fonction du pouvoir de monopole dont disposent les banques. Parce que la croissance économique dépend conjointement de la probabilité d'innover et de celle de trouver un financement, il en ressort finalement une image contrastée des effets de la concurrence bancaire pour l'efficacité économique. Il n'est ainsi pas possible d'en tirer des enseignements génériques, sinon que le pouvoir de marché n'est pas nécessairement néfaste à la croissance économique.

Une telle mise en perspective théorique appelle des observations empiriques. Celles-ci doivent permettre de définir lequel des mécanismes théoriques isolés, entre l'effet « incitation » et l'effet « disponibilité du crédit » pour des agents opaques, l'emporte dans les faits en Europe. À cet égard, nous avons, dans un premier temps, observé la nature des corrélations entre concurrence bancaire et croissance économique. Même s'il est apparu clairement dans les données que la concurrence bancaire est négativement associée à la croissance économique, les régressions considérées ont globalement manqué de robustesse pour juger de l'existence d'une relation de cause à effet. Hormis ces résultats partiels, cet examen exploratoire a également permis d'établir, avec là aussi certaines réserves, que la concurrence bancaire affecte davantage l'allocation que l'accumulation du capital. Partant de ces observations liminaires, nous avons considéré, dans un second temps, une autre façon d'appréhender les effets de la concurrence sur la croissance économique. On a, en effet, cherché à évaluer si les secteurs industriels les plus dépendants du financement externe ont une croissance de leur productivité globale des facteurs plus rapide que les autres secteurs dans les économies où la concurrence est moins importante. Cette approche en double-différence à la Rajan et Zingales (1998), utilisant des données industries-pays, nous a alors permis de souligner l'effet néfaste de la concurrence bancaire sur la

croissance de la productivité. Ces résultats étayent donc nos recherches empiriques préliminaires et suggèrent que l'effet théorique « disponibilité du crédit » (aux agents opaques) prévaut sur l'effet « incitation ».

Implications en termes de politique économique

De ce tableau d'ensemble de nos résultats, on retiendra tout d'abord que la concurrence bancaire concourt, en Europe, à la stabilité financière. Nos résultats écartent ainsi l'idée, largement véhiculée, selon laquelle l'émergence de la crise financière tient à des excès de concurrence. C'est, en effet, dans les systèmes bancaires européens les moins sujets à la concurrence que les déséquilibres financiers, liés à une forte procyclicité du crédit, ont été les plus amples. Ce sont, en outre, les banques disposant d'un plus fort pouvoir de marché qui ont contribué le plus fortement au risque systémique. Par voie de conséquence, ces observations empiriques supposent de reconsidérer le régime dérogatoire, plus ou moins explicite, au droit de la concurrence dont bénéficient les banques. C'est en effet, avant tout, en vertu de l'existence d'un arbitrage entre concurrence et stabilité financière que l'on a affranchi les banques du dogme concurrentiel commun³⁷. Pour autant, malgré ce qui ressort des données dans cette thèse, mais également d'une succession d'études depuis une décennie environ, la physionomie de la politique concurrentielle est restée globalement inchangée puisqu'elle continue, en pratique, à avoir une lecture différenciée des pratiques bancaires. Cela a été particulièrement criant au moment de la crise financière où les entorses aux règles communes concernant les concentrations ou les aides étatiques ont été abondantes sans que cela entraîne de réaction des autorités en charge de la politique concurrentielle. C'est aussi de manière décomplexée qu'on a laissé se développer des pratiques pouvant être qualifiées, dans d'autres contextes, d'ententes. Bien évidemment, cet ébranlement des règles du jeu concurrentiel peuvent se justifier par la nécessité, dans une telle situation, de limiter la discontinuité de fonctionnement des marchés bancaires. L'articulation en Europe des politiques concurrentielle et industrielle, au sens large, laisse d'ailleurs certaines fenêtres d'intervention à la puissance publique, notamment dans les situations où ont cours d'importantes défaillances de marché, comme cela a pu être le cas en 2008 sur le marché bancaire. Toutefois, ces mesures doivent rester temporaires et être réversibles, de manière à ne pas fausser significativement le jeu concurrentiel à long terme. Or, de toute évidence, cela ne correspond pas aux objectifs retenus. En effet, les autorités prudentielles et les gouvernements n'ont pas fait de la réduction de la concurrence une réponse palliative à la présente crise, mais une réponse curative aux futures crises bancaires. Ces remèdes apportés vont, dès lors, selon nos résultats à l'encontre de l'objectif recherché.

Le second volet de nos résultats a fait valoir que la concurrence bancaire améliore la transmission des taux d'intérêt à l'économie réelle à travers la zone euro. De

37. La seconde raison tient à la volonté de faire émerger des « champions » nationaux sur le marché commun européen.

fait, ces résultats s'accommodent parfaitement avec la vision pro-concurrentielle défendue en amont. Dans la perspective de taux d'intérêt structurellement faibles, telle que la défendent les tenants de la stagnation séculaire, l'accentuation de la concurrence, en augmentant la sensibilité aux impulsions monétaires, renforcerait les marges de manœuvre de la banque centrale en réduisant la probabilité que celle-ci se retrouve contrainte par la borne des taux d'intérêt négatifs. En dehors du développement de la concurrence, la politique monétaire gagnerait également à ce que la concurrence devienne plus homogène en zone euro. Et pour cause, les disparités concurrentielles nationales conduisent, en l'état, à ce que la politique monétaire, pourtant unique, ait, toutes choses égales par ailleurs, des répercussions qui varient d'un pays à l'autre. Cela a alors eu pour conséquence, lors de la crise, de fragmenter la zone euro, entre les pays périphériques et les pays au cœur de la zone. Avant crise, cela a, en outre, contraint la BCE à manier avec une trop grande prudence ses taux directeurs, laissant des bulles immobilières se développer dans certains pays. Ceci posé, la nécessité de convergence de la concurrence bancaire en Europe passe nécessairement par la création d'un véritable marché bancaire unique. Cette prescription entre bien entendu en résonance avec la récente création de l'Union Bancaire en Europe. Malgré tout, les effets, qu'on peut qualifier par euphémisme de modérés, de l'Acte unique européen de 1986 sur l'intégration des marchés bancaires laissent penser que cette initiative, seule, ne sera pas suffisante pour mettre un terme au cloisonnement des marchés bancaires en Europe. D'autres mesures d'approfondissement institutionnel sont donc attendues pour renforcer l'intégration bancaire et créer un véritable marché bancaire paneuropéen. Parmi les propositions pouvant être avancées, on pense à la suppression des autorités concurrentielles nationales et à l'harmonisation des cadres juridiques relatifs aux pratiques bancaires. Au final, outre favoriser la convergence des systèmes bancaires, la levée des obstacles à un marché bancaire européen permettrait de stimuler la concurrence en Europe. L'effacement des frontières assurerait donc conjointement davantage de stabilité financière et une meilleure stabilisation macroéconomique.

Il est évident que, pour soutenir une reprise fragile, il est nécessaire de disposer d'un secteur bancaire plus sûr et de politiques de stabilisation plus efficaces. Toutefois, il faut s'assurer que les traitements pouvant être prescrits à ces effets, en l'occurrence une intensification de la concurrence, ne soient pas néfastes au financement de l'économie réelle, auquel cas il y aurait un arbitrage entre stabilité et croissance. Loin de négliger ces aspects, nous avons montré, dans cette thèse, que la concurrence bancaire pouvait être un frein à la croissance de l'économie réelle et, en particulier, à la productivité globale des facteurs. En ce sens, nous avons donc mis en évidence l'existence d'un arbitrage entre stabilité et croissance. Ces résultats remettent alors en perspective nos commentaires précédents et permettent, peut-être, de justifier le statut dérogatoire du secteur bancaire par rapport aux autres secteurs dans la mise en application du droit de la concurrence. En participant à la bonne marche du processus concurrentiel dans l'ensemble des autres secteurs de l'économie, le secteur bancaire serait en effet un allié de la politique concurrentielle.

Le régulateur aurait alors intérêt à favoriser l'efficacité du secteur bancaire même si cela se fait au détriment de la concurrence dans ce secteur.

Il ressort de tout ceci une grande difficulté pour déterminer la politique adéquate à mettre en place. Quelques éléments nous apparaissent néanmoins compatibles avec le canevas esquissé. En premier lieu, le régulateur doit mettre un terme aux avantages concurrentiels indus, résultant de l'existence de garanties implicites offertes aux banques TBTF. De cette manière, le système gagnerait en stabilité sans, nous semble-t-il, que cela affecte l'efficience allocative, dans la mesure où le modèle d'affaires des banques TBTF n'en fait pas des acteurs de premier ordre de résolution des asymétries d'information. En second lieu, en zone euro en particulier, les régulateurs doivent travailler à la convergence des systèmes bancaires nationaux demeurant à l'heure actuelle segmentés. Enfin, il faut certainement réfléchir aux arrangements institutionnels concernant la répartition des prérogatives des autorités de la concurrence. La présence d'autorités nationales est, en effet, un frein potentiel à l'intégration bancaire européenne.

Perspectives d'approfondissements

Bien entendu, ce travail n'est pas exempt de limites. Tout d'abord, notre premier chapitre prête le flanc à des objections concernant les approches retenues pour mesurer le risque systémique. Sur la dimension structurelle, la SRISK, mesurant la contribution individuelle des banques au risque global, représente un écueil majeur dans la mesure où elle n'explique pas les canaux à l'origine du montant de capital qu'une institution devrait lever en cas de crise systémique. Les mécanismes à l'œuvre pour expliquer que le pouvoir de marché accentue la contribution des banques au risque systémique demeurent, par conséquent, relativement obscurs, tout comme, du reste, les effets différenciés du pouvoir de marché sur le risque systémique et le risque individuel. On perçoit alors ici la principale lacune de notre premier chapitre, à savoir l'absence d'un cadre théorique permettant d'apprécier véritablement les résultats obtenus. Sur la dimension temporelle, la manière de mesurer les divergences du crédit est, de surcroît, certainement trop restrictive. En premier lieu, afin d'isoler la composante cyclique de nos séries de crédit, nous avons fait l'hypothèse implicite que la fréquence des cycles d'affaires et de crédit était similaire. Or, cela diffère des observations qui peuvent être tirées de l'histoire. Les travaux de la BRI notamment soulignent en effet que les cycles de crédit ont eu, en règle générale, des étendues plus longues. Néanmoins, toutes les alternatives éventuelles sont contraintes par la limitation pesant sur la profondeur temporelle de nos données relatives à la concurrence bancaire. En second lieu, l'hypothèse sous-jacente relative à notre méthode d'identification est que le crédit ne peut fluctuer sans diverger. Autrement-dit, toutes les réactions du crédit en excès du cycle d'affaires sont considérées comme la manifestation d'un risque latent, ce qui semble là aussi être en contradiction avec les faits empiriques. En résumé, notre premier chapitre fait donc apparaître la nécessité de considérer d'autres mesures de risque

systemique.

Le chapitre 2 mériterait, ensuite, d'être enrichi sur au moins deux aspects. En premier lieu, en vue de consolider nos résultats, il faudrait probablement modifier la spécification de notre modèle en permettant que la transmission des taux soit non-linéaire et/ou asymétrique. Une observation macroscopique de la politique monétaire permet facilement, en effet, de se convaincre que la transmission monétaire n'est pas un mécanisme linéaire. Nos modèles seraient, par conséquent, mal spécifiés, laissant planer des doutes sur les résultats obtenus concernant la concurrence bancaire. Nous pourrions, au surplus, en re-spécifiant nos modèles, affiner nos résultats en nous interrogeant sur le fait de savoir si les effets de la concurrence sont asymétriques. En second lieu, le chapitre 2 laisse sous silence l'effet de la concurrence sur deux courroies de transmission alternatives de la politique monétaire sur lesquelles la crise a porté un vif éclairage. Afin d'avoir une représentation complète des effets de la concurrence bancaire sur la transmission monétaire, il faudrait ainsi, en plus, tester les effets de la concurrence sur le canal - sujet à discussion - de la prise de risque ainsi que sur les politiques monétaires non-conventionnelles mises en place depuis la crise.

Concernant le chapitre 3, il importe de souligner, d'abord, les limites de la modélisation théorique. En effet, celle-ci n'offre pas de réponses formelles quant aux effets de la concurrence. Afin de gagner en compréhension, on discerne deux voies d'extensions possibles. D'un côté, il faudrait considérer, en plus des innovations qualitatives radicales, des innovations incrémentales, augmentant par exemple la variété des biens. Il y a effectivement de bonnes raisons de penser que les effets de la concurrence sur ces deux types d'innovation varient considérablement en raison des différences d'incertitudes les entourant. Dans un même ordre d'idée, le cadre du modèle gagnerait certainement à inclure deux générations d'entrepreneurs. L'objet serait alors de mettre en évidence l'existence de subventions croisées entre générations qui seraient conditionnelles à l'intensité concurrentielle. D'un autre côté, il serait également souhaitable de prendre en considération l'existence d'une frontière technologique. De nombreuses contributions montrent, en effet, que la distance par rapport à la frontière technologique joue sur l'arrangement institutionnel optimal. Dans notre cadre, on peut ainsi penser que les asymétries informationnelles, qui conduisent à ce que la concurrence bancaire soit potentiellement néfaste, aient une ampleur qui diffère en fonction de la distance à la frontière technologique. Si comme on peut le supposer les asymétries d'information sont plus importantes à la frontière, alors la concurrence doit-être particulièrement néfaste pour les pays les plus développés. En plus de ces lacunes théoriques, il est indubitable que l'identification des effets de la concurrence sur l'innovation, la disponibilité et la croissance économique serait plus rigoureuse en mobilisant des micro-données d'entreprises.

En plus des critiques spécifiques à chaque chapitre qui viennent d'être formulées, deux limites nous apparaissent transverses à cette thèse. La première est

relative à la manière de mesurer la concurrence, tandis que la seconde tient à la faible profondeur temporelle des données utilisées dans nos recherches empiriques.

En définitive, partisans et adversaires de la concurrence dans le secteur bancaire peuvent trouver dans les résultats et les limites de cette thèse des arguments théoriques et des preuves empiriques à leur convenance. Les débats entourant la question des effets de la concurrence dans le secteur bancaire restent donc ouverts, ce qui appelle d'autres recherches en ce domaine.

Bibliographie

- ACHARYA, V., ENGLE, R. et RICHARDSON, M. (2012a). Capital shortfall: A new approach to ranking and regulating systemic risks. *The American Economic Review*, 102(3): 59–64. 13, 44, 53, 54, 75, 279
- ACHARYA, V. V. (2009). A theory of systemic risk and design of prudential bank regulation. *Journal of Financial Stability*, 5(3):224–255. 34
- ACHARYA, V. V., ANGINER, D. et WARBURTON, A. J. (2015). The end of market discipline? Investor expectations of implicit state guarantees. *Mimeo*. 71
- ACHARYA, V. V., GROMB, D. et YORULMAZER, T. (2012b). Imperfect competition in the interbank market for liquidity as a rationale for central banking. *American Economic Journal: Macroeconomics*, pages 184–217. 32
- ACHARYA, V. V., PEDERSEN, L. H., PHILIPPON, T. et RICHARDSON, M. (2010). *Measuring systemic risk*. Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper 10-02. 53
- ACHARYA, V. V. et YORULMAZER, T. (2007). Too many to fail - An analysis of time-inconsistency in bank closure policies. *Journal of Financial Intermediation*, 16(1): 1–31. 35, 75
- ADAMS, R. M. et AMEL, D. F. (2005). *The Effects of Local Banking Market Structure on the Bank-Lending Channel of Monetary Policy*. Board of Governors of the Federal Reserve System Working Paper 2005-16. 173
- ADRIAN, T. et BRUNNERMEIER, M. K. (2011). *CoVaR*. NBER Working Paper No. 17454. 41, 53
- AGHION, P., BLUNDELL, R., GRIFFITH, R., HOWITT, P. et PRANTL, S. (2009). The effects of entry on incumbent innovation and productivity. *Review of Economics and Statistics*, 91(1):20–32. 251
- AGHION, P. et HOWITT, P. (1998). *Endogenous Growth Theory*, volume 1. The MIT Press. 16, 207, 217, 281
- AGHION, P. et HOWITT, P. (2009). *The Economics of Growth*, volume 1. The MIT Press. 217

- AGHION, P., HOWITT, P. et MAYER-FOULKES, D. (2005). The effect of financial development on convergence: Theory and evidence. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(1):173–222. 213, 251
- AGLIETTA, M. (1992). Le risque de système et les moyens de le prévenir dans l'union économique et monétaire. *Revue d'économie financière*, pages 177–194. 87
- AGLIETTA, M. (2003). Le risque systémique dans la finance libéralisée. *Revue d'économie financière*, pages 33–50. 22, 23
- AKERLOF, G. A. (1970). The market for "lemons": Quality uncertainty and the market mechanism. *The Quarterly Journal of Economics*, pages 488–500. 170
- AKHIGBE, A., MADURA, J. et MARTIN, A. D. (2007). Effect of FED policy actions on the default likelihood of commercial banks. *Journal of Financial Research*, 30(1):147–162. 50
- AL-EYD, A. et BERKMEN, P. (2013). *Fragmentation and Monetary Policy in the Euro Area*. IMF Working Paper 13/208. 134
- ALLEN, F. et GALE, D. (2000a). *Comparing financial systems*. MIT press. 29, 31, 33
- ALLEN, F. et GALE, D. (2000b). Financial contagion. *Journal of Political Economy*, 108(1):1–33. 31
- ALLEN, F. et GALE, D. (2004). Competition and financial stability. *Journal of Money, Credit and Banking*, pages 453–480. 7, 8, 25, 31, 32, 33
- ALTUNBAS, Y., FAZYLOV, O. et MOLYNEUX, P. (2002). Evidence on the bank lending channel in europe. *Journal of Banking & Finance*, 26(11):2093–2110. 172
- ALTUNBAS, Y., GAMBACORTA, L. et MARQUES-IBANEZ, D. (2009). Securitisation and the bank lending channel. *European Economic Review*, 53(8):996–1009. 172
- ALTUNBAS, Y., GAMBACORTA, L. et MARQUES-IBANEZ, D. (2010). Bank risk and monetary policy. *Journal of Financial Stability*, 6(3):121–129. 172, 175, 178, 180, 186
- AMABLE, B. et CHATELAIN, J.-B. (1996). La concurrence imparfaite entre les intermédiaires financiers est-elle toujours néfaste à la croissance économique? *Revue économique*, 47(3):765–775. 212
- AMIR, R. (2003). *Market structure, scale economies and industry performance*. 231
- ANGELINI, P. et CETORELLI, N. (2003). The effects of regulatory reform on competition in the banking industry. *Journal of Money, Credit and Banking*, 35(5):663–684. 56, 134
- ANGINER, D., DEMIRGUC-KUNT, A. et ZHU, M. (2014). How does competition affect bank systemic risk? *Journal of Financial Intermediation*, 23(1):1–26. 41, 42, 44, 45, 55, 57, 71, 74

BIBLIOGRAPHIE

- ARCAND, J. L., BERKES, E. et PANIZZA, U. (2015). Too much finance? *Journal of Economic Growth*, 20(2):105–148. 205, 227, 235, 264
- ARELLANO, M. et BOND, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2):277–297. 177, 227, 243
- ARELLANO, M. et BOVER, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1):29–51. 177, 243
- ARISTEI, D. et GALLO, M. (2014). Interest rate pass-through in the euro area during the financial crisis: A multivariate regime-switching approach. *Journal of Policy Modeling*, 36(2):273–295. 134, 146
- ARNOLD, J. M., NICOLETTI, G. et SCARPETTA, S. (2011). Does anti-competitive regulation matter for productivity? *Evidence from European firms*. 250, 251, 254
- ASHCRAFT, A. B. (2006). New evidence on the lending channel. *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(3):751–775. 175
- ASSENMACHER-WESCHE, K. et GERLACH, S. (2008). *Monetary policy, asset prices and macroeconomic conditions: A panel-VAR study*. National Bank of Belgium Working Paper. 100
- ATKINS, B., LI, L., NG, J. et RUSTICUS, T. O. (2016). Bank competition and financial stability: Evidence from the financial crisis. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 51(1):1–28. 37, 104
- BAELE, L., DE JONGHE, O. et VANDER VENNET, R. (2007). Does the stock market value bank diversification? *Journal of Banking & Finance*, 31(7):1999–2023. 33, 50
- BAGEHOT, W. (1878). *Lombard Street: A description of the money market*. Kegan, Paul & Trench. 9
- BALASSA, B. (1965). Trade liberalisation and a revealed comparative advantage. *The Manchester School*, 33(2):99–123. 269
- BARTELSMAN, E. J., HASKEL, J. et MARTIN, R. (2008). *Distance to which frontier? Evidence on productivity convergence from international firm-level data*. 274
- BAXTER, M. et KING, R. G. (1999). Measuring business cycles: Approximate band-pass filters for economic time series. *Review of Economics and Statistics*, 81(4):575–593. 89
- BECK, R., GEORGIADIS, G. et STRAUB, R. (2014). The finance and growth nexus revisited. *Economics Letters*, 124(3):382–385. 205, 264

- BECK, T., DE JONGHE, O. et SCHEPENS, G. (2013). Bank competition and stability: Cross-country heterogeneity. *Journal of Financial Intermediation*, 22(2):218–244. 40, 45, 47, 55, 57, 69, 71, 72
- BECK, T., DEMIRGUC-KUNT, A. et LEVINE, R. (2003). *Bank concentration and crises*. NBER Working Paper. 42, 43
- BECK, T., DEMIRGUC-KUNT, A. et LEVINE, R. (2006). Bank concentration, competition, and crises: First results. *Journal of Banking & Finance*, 30(5):1581–1603. 42
- BECK, T., DEMIRGUC-KUNT, A. et MAKSIMOVIC, V. (2004). Bank competition and access to finance: International evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(3):627–648. 214
- BELKE, A., BECKMANN, J. et VERHEYEN, F. (2013). Interest rate pass-through in the EMU—new evidence from nonlinear cointegration techniques for fully harmonized data. *Journal of International Money and Finance*, 37:1–24. 164
- BERGER, A. N., DEMIRGUC-KUNT, A., LEVINE, R. et HAUBRICH, J. G. (2004). Bank concentration and competition: An evolution in the making. *Journal of Money, Credit and Banking*, pages 433–451. 39
- BERGER, A. N., KLAPPER, L. F. et TURK-ARISS, R. (2009). Bank competition and financial stability. *Journal of Financial Services Research*, 35(2):99–118. 21, 39, 40, 45, 55, 56, 57, 66, 72, 147
- BERGER, A. N. et MESTER, L. J. (2003). Explaining the dramatic changes in performance of US banks: Technological change, deregulation, and dynamic changes in competition. *Journal of Financial Intermediation*, 12(1):57–95. 59
- BERNANKE, B. et GERTLER, M. (1989). Agency costs, net worth, and business fluctuations. *The American Economic Review*, pages 14–31. 13, 82, 279
- BERNANKE, B. S. (1983). *Non-monetary effects of the financial crisis in the propagation of the Great Depression*. 103, 170
- BERNANKE, B. S. (2007). *The financial accelerator and the credit channel*, volume 15. Speech at the The Credit Channel of Monetary Policy in the Twenty-first Century Conference, Federal Reserve Bank of Atlanta, Atlanta, Georgia. 172
- BERNANKE, B. S. (2010). *Preserving a Central Role for Community Banking*. Speech at the Independent Community Bankers of America National Convention, Orlando, Florida. 35
- BERNANKE, B. S. et BLINDER, A. S. (1988). *Credit, money, and aggregate demand*. NBER Working Paper No. 2534. 15, 131, 171, 172, 174
- BERNANKE, B. S. et GERTLER, M. (1995). *Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission*. NBER Working Paper No. 5146. 15, 131, 171

BIBLIOGRAPHIE

- BERNANKE, B. S., GERTLER, M. et GILCHRIST, S. (1999). The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. *In* TAYLOR, J. et WOODFORD, M., éditeurs : *Handbook of macroeconomics*, pages 1341–1393. Elsevier. 13, 82, 83, 84, 279
- BERTHÉLEMY, J.-C. et VAROUDAKIS, A. (1994). Intermédiation financière et croissance endogène. *Revue économique*, (3):737–750. 212
- BERTRAND, M., DUFLO, E. et MULLAINATHAN, S. (2004). How much should we trust differences-in-differences estimates? *The Quarterly Journal of Economics*, 119(1): 249–275. 252
- BESANKO, D. et THAKOR, A. V. (1993). Relationship banking, deposit insurance and bank portfolio choice. *In* MAYER, C. et VIVES, X., éditeurs : *Capital markets and financial intermediation*. Cambridge University Press. 26
- BHATTACHARYA, S., BOOT, A. W. et THAKOR, A. V. (1998). The economics of bank regulation. *Journal of Money, Credit and Banking*, pages 745–770. 6
- BINDER, M. et OFFERMANN, C. J. (2008). International investment positions and exchange rate dynamics: A dynamic panel analysis. 151, 164
- BIS (2011). *Assessment of the macroeconomic impact of higher loss absorbency for global systemically important banks*. 203
- BLACK, F. et SCHOLES, M. (1973). The pricing of options and corporate liabilities. *The Journal of Political Economy*, pages 637–654. 48, 49, 50
- BLANCHARD, O. J. et SUMMERS, L. H. (1986). Hysteresis and the European unemployment problem. *In* *NBER Macroeconomics Annual 1986, Volume 1*, pages 15–90. MIT Press. 20
- BLOT, C. et LABONDANCE, F. (2013). Business lending rate pass-through in the Eurozone: Monetary policy transmission before and after the financial crash. *Economics Bulletin*, 33(2):973–985. 134, 136, 138, 140, 164
- BLUNDELL, R. et BOND, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1):115–143. 177, 243
- BOFONDI, M. et GOBBI, G. (2004). Bad loans and entry into local credit markets. *Bank of Italy, Economic Research and International Relations Area*. 38
- BOLTON, P., FREIXAS, X., GAMBACORTA, L. et MISTRULLI, P. E. (2013). *Relationship and transaction lending in a crisis*. NBER Working Paper No. 19467. 94
- BOONE, J. (2008). A new way to measure competition. *Economic Journal*, 118(531): 1245–1261. 40, 54, 146, 228, 229, 230, 231, 274
- BOOT, A. W. (2000). Relationship banking: What do we know? *Journal of Financial Intermediation*, 9(1):7–25. 91, 104, 212

- BOOT, A. W. et THAKOR, A. V. (1993). Self-interested bank regulation. *The American Economic Review*, 83(2):206–212. 26, 91
- BOOT, A. W. et THAKOR, A. V. (2000). Can relationship banking survive competition? *The Journal of Finance*, 55(2):679–713. 212
- BORENSZTEIN, E. et PANIZZA, U. (2010). Do sovereign defaults hurt exporters? *Open Economies Review*, 21(3):393–412. 250
- BORIO, C. (2003). Towards a macroprudential framework for financial supervision and regulation? *CESifo Economic Studies*, 49(2):181–215. 22
- BORIO, C. E. et FRITZ, W. (1995). *The response of short-term bank lending rates to policy rates: A cross-country perspective*. BIS Working Paper No.27. 135
- BOS, J. W. et KOETTER, M. (2011). Handling losses in translog profit models. *Applied Economics*, 43(3):307–312. 59
- BOURLÈS, R., CETTE, G., LOPEZ, J., MAIRESSE, J. et NICOLETTI, G. (2013). Do product market regulations in upstream sectors curb productivity growth? panel data evidence for oecd countries. *Review of Economics and Statistics*, 95(5):1750–1768. 251, 254
- BOUVATIER, V., LÓPEZ-VILLAVICENCIO, A. et MIGNON, V. (2012). Does the banking sector structure matter for credit procyclicality? *Economic Modelling*, 29(4):1035–1044. 86, 100
- BOWSHER, C. G. (2002). On testing overidentifying restrictions in dynamic panel data models. *Economics letters*, 77(2):211–220. 244
- BOYD, J. H. et DE NICOLÓ, G. (2005). The theory of bank risk taking and competition revisited. *The Journal of Finance*, 60(3):1329–1343. 8, 21, 29, 39, 40, 91
- BOYD, J. H., DE NICOLÒ, G. et JALAL, A. M. (2006). *Bank risk-taking and competition revisited: New theory and new evidence*. IMF Working Paper 06/297. 21, 39, 40
- BOYD, J. H. et GRAHAM, S. L. (1986). Risk, regulation, and bank holding company expansion into nonbanking. *Quarterly Review*, (Spr):2–17. 46
- BOYD, J. H., GRAHAM, S. L. et HEWITT, R. S. (1993). Bank holding company mergers with nonbank financial firms: Effects on the risk of failure. *Journal of Banking & Finance*, 17(1):43–63. 46
- BRESNAHAN, T. F. (1982). The oligopoly solution concept is identified. *Economics Letters*, 10(1):87–92. 228
- BREUSCH, T. S. (1978). Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, 17(31):334–355. 151

BIBLIOGRAPHIE

- BREWER, E., FORTIER, D. et PAVEL, C. (1988). Bank risk from nonbank activities. *Economic Perspectives*, (Jul):14–26. 33
- BREWER, E. et SAIDENBERG, M. R. (1996). Franchise value, ownership structure, and risk at savings institutions. *Federal Reserve Bank of New York*, (9632). 37
- BROCKMAN, P. et TURTLE, H. J. (2003). A barrier option framework for corporate security valuation. *Journal of Financial Economics*, 67(3):511–529. 50
- BROECKER, T. (1990). Credit-worthiness tests and interbank competition. *Econometrica*, pages 429–452. 27
- BROWNLEES, T. et ENGLE, R. F. (2015). SRISK: A conditional capital shortfall index for systemic risk measurement. *Mimeo*. 13, 44, 53, 75, 279
- BRYNJOLFSSON, E. et MCAFEE, A. (2012). *Race against the machine: How the digital revolution is accelerating innovation, driving productivity, and irreversibly transforming employment and the economy*. Brynjolfsson and McAfee. 205
- BUCH, C. M., KOCH, C. T. et KOETTER, M. (2012). Do banks benefit from internationalization? revisiting the market power–risk nexus. *Review of Finance*, page rfs033. 38
- BURNS, A. F. et MITCHELL, W. C. (1946). *Measuring business cycles*. National Bureau of Economic Research, Inc. 88
- CAMINAL, R. et MATUTES, C. (2002). Market power and banking failures. *International Journal of Industrial Organization*, 20(9):1341–1361. 8, 29
- CAPRIO, G. et KLINGEBIEL, D. (1996). *Bank insolvencies: Cross-country experience*. World Bank Policy Research Working Paper 1620. 42
- CARBÓ, S., HUMPHREY, D., MAUDOS, J. et MOLYNEUX, P. (2009). Cross-country comparisons of competition and pricing power in European banking. *Journal of International Money and Finance*, 28(1):115–134. 63, 71
- CARBO-VALVERDE, S., RODRIGUEZ-FERNANDEZ, F. et UDELL, G. F. (2009). Bank market power and sme financing constraints. *Review of Finance*, 13(2):309–340. 214
- CARLETTI, E. (2008). Competition and regulation in banking. *In Handbook of Financial Intermediation and Banking*, pages 449–482. 21, 25, 32
- CARLETTI, E., HARTMANN, P. et SPAGNOLO, G. (2007). Bank mergers, competition, and liquidity. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(5):1067–1105. 26
- CECCHETTI, S. et KHARROUBI, E. (2012). Reassessing the impact of finance on growth. *Bank for International Settlements*. 205, 264

- CETORELLI, N. et GAMBERA, M. (2001). Banking market structure, financial dependence and growth: International evidence from industry data. *The Journal of Finance*, 56(2):617–648. 206, 214, 215, 264
- CHAN, Y.-S., GREENBAUM, S. I. et THAKOR, A. V. (1986). Information reusability, competition and bank asset quality. *Journal of Banking & Finance*, 10(2):243–253. 27
- CHANG, R. et VELASCO, A. (2001). A model of financial crises in emerging markets. *Quarterly Journal of Economics*, pages 489–517. 8, 31
- CICCARELLI, M., MADDALONI, A. et PEYDRÓ, J.-L. (2014). Trusting the bankers: A new look at the credit channel of monetary policy. *Review of Economic Dynamics*. 171
- CLAESSENS, S. et LAEVEN, L. (2004). What drives bank competition? Some international evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(3):563–583. 173
- CLAESSENS, S. et LAEVEN, L. (2005). Financial dependence, banking sector competition, and economic growth. *Journal of the European Economic Association*, 3(1):179–207. 206, 215, 264
- CLAESSENS, S., PAZARBASIOGLU, C., LAEVEN, L., DOBLER, M., VALENCIA, F., NEDELESCU, O. et SEAL, K. (2012). *Crisis Management and Resolution: Early Lessons from the Financial Crisis*. IMF Working Paper 11/05. 20
- CLERIDES, S., DELIS, M. D. et KOKAS, S. (2015). A new data set on competition in national banking markets. *Financial Markets, Institutions & Instruments*, 24(2-3): 267–311. 147, 163, 231, 232, 233, 240, 241, 253, 261, 274
- CORDELLA, T. et YEYATI, E. L. (2002). Financial opening, deposit insurance, and risk in a model of banking competition. *European Economic Review*, 46(3):471–485. 28
- CORVOISIER, S. et GROPP, R. (2002). Bank concentration and retail interest rates. *Journal of Banking & Finance*, 26(11):2155–2189. 156
- COSTINOT, A., DONALDSON, D. et KOMUNJER, I. (2012). What goods do countries trade? A quantitative exploration of Ricardo's ideas. *Review of Economic Studies*, 79(2). 271
- COTTARELLI, C. et KOURELIS, A. (1994). *Financial structure, bank lending rates, and the transmission mechanism of monetary policy*. IMF Working Paper No. 94/39. 135
- COURNÈDE, B. et DENK, O. (2015). *Finance and economic growth in OECD and G20 countries*. OECD Working Paper No. 1223. 205, 265
- CROSBIE, P. et BOHN, J. (2003). Modeling default risk. *Research Report, Moody KMV Corporation*. 50, 51
- DE BANDT, O., BRUNEAU, C. et EL AMRI, W. (2009). Convergence in household credit demand across euro area countries: Evidence from panel data. *Applied Economics*, 41(27):3447–3462. 151

BIBLIOGRAPHIE

- DE BANDT, O., HÉAM, J.-C., LABONNE, C. et TAVOLARO, S. (2015). La mesure du risque systémique après la crise financière. *Revue économique*, 66(3):481–500. 23
- DE BOND, G. (2005). Interest rate pass-through: Empirical results for the euro area. *German Economic Review*, 6(1):37–78. 135
- de GUEVARA, J. F. et MAUDOS, J. (2011). Banking competition and economic growth: Cross-country evidence. *The European Journal of Finance*, 17(8):739–764. 215, 264
- DE JONGHE, O. (2010). Back to the basics in banking? a micro-analysis of banking system stability. *Journal of Financial Intermediation*, 19(3):387–417. 93
- DE NICOLÓ, G. et KWAST, M. L. (2002). Systemic risk and financial consolidation: Are they related? *Journal of Banking & Finance*, 26(5):861–880. 37, 44
- DE NICOLÓ, M. G., JALAL, A. M. et BOYD, J. H. (2006). *Bank risk-taking and competition revisited: New theory and new evidence*. IMF Working Paper 06/297. 39, 47, 104, 119
- DEIDDA, L. et FATTOUH, B. (2005). Concentration in the banking industry and economic growth. *Macroeconomic Dynamics*, 9(02):198–219. 213
- DELIS, M., IOSIFIDI, M. et TSIONAS, E. G. (2014). On the estimation of marginal cost. *Operations Research*, 62(3):543–556. 232
- DELIS, M. D. (2012). Bank competition, financial reform, and institutions: The importance of being developed. *Journal of Development Economics*, 97(2):450–465. 232
- DELL'ARICCIA, G., DETRAGIACHE, E. et RAJAN, R. (2008). The real effect of banking crises. *Journal of Financial Intermediation*, 17(1):89–112. 250
- DELL'ARICCIA, G. et MARQUEZ, R. (2004). Information and bank credit allocation. *Journal of Financial Economics*, 72(1):185–214. 11, 206
- DEMIRGUC-KUNT, A. et DETRAGIACHE, E. (1999a). *Financial Liberalization and Financial Fragility*. World Bank Policy Research Working Paper No. 1917. 42
- DEMIRGUC-KUNT, A. et DETRAGIACHE, E. (1999b). *Monitoring banking sector fragility: A multivariate logit approach with an application to the 1996-97 banking crises*. World Bank Policy Research Working Paper No. 2085. 42
- DEMIRGUC-KUNT, A. et MARTINEZ PERIA, M. S. (2010). *A framework for analyzing competition in the banking sector: An application to the case of Jordan*. World Bank Policy Research Working Paper Series No. 5499. 55
- DEMSETZ, H. (1973). Industry structure, market rivalry, and public policy. *Journal of Law and Economics*, pages 1–9. 230

- DEMSETZ, R. S., SAIDENBERG, M. R. et STRAHAN, P. E. (1996). Banks with something to lose: The disciplinary role of franchise value. *Economic Policy Review*, 2(2). 37
- DERMINE, J. (1986). Deposit rates, credit rates and bank capital: The Klein-Monti model revisited. *Journal of Banking & Finance*, 10(1):99–114. 26
- DEWATRIPONT, M. et MITCHELL, J. (2005). *Risk-taking in financial conglomerates*. 33
- DI PATTI, E. B. et GOBBI, G. (2001). The changing structure of local credit markets: Are small businesses special? *Journal of Banking & Finance*, 25(12):2209–2237. 214
- DIALLO, B. (2015). Bank competition and crises revisited: New results. *Economics Letters*, 129:81–86. 43
- DIALLO, B. et KOCH, W. (2013). *Bank concentration and schumpeterian growth: Theory and international evidence*. CIRPEE Working Paper. 213
- DIAMOND, D. W. (1984). Financial intermediation and delegated monitoring. *The Review of Economic Studies*, 51(3):393–414. 31, 33
- DIAMOND, D. W. et DYBVIK, P. H. (1983). Bank runs, deposit insurance, and liquidity. *The Journal of Political Economy*, pages 401–419. 6, 26, 30, 31, 34, 210
- DICK, A. A. (2006). Nationwide branching and its impact on market structure, quality, and bank performance. *The Journal of Business*, 79(2):567–592. 37
- DIEWERT, E. (2008). What is to be done for better productivity measurement. *International Productivity Monitor*, 16:40. 256
- DRUMOND, I. (2009). Bank capital requirements, business cycle fluctuations and the Basel accords: A synthesis. *Journal of Economic Surveys*, 23(5):798–830. 86
- DUAN, J.-C. (1994). Maximum likelihood estimation using price data of the derivative contract. *Mathematical Finance*, 4(2):155–167. 52
- DUAN, J.-C. (2000). Correction: Maximum likelihood estimation using price data of the derivative contract (mathematical finance 1994, 4/2, 155–167). *Mathematical Finance*, 10(4):461–462. 52
- DUAN, J.-C. (2010). Clustered defaults. *SSRN Working Paper*. 51, 52
- DUAN, J.-C., SUN, J. et WANG, T. (2012). Multiperiod corporate default prediction: A forward intensity approach. *Journal of Econometrics*, 170(1):191–209. 51
- DUAN, J.-C. et WANG, T. (2012). Measuring distance-to-default for financial and non-financial firms. *Global Credit Review*, 2(01):95–108. 50, 51, 52
- ECB (2012). *Heterogeneity in euro area financial conditions and policy implications*. European Central Bank Monthly Bulletin, August 2012, pp. 63-75. 14

BIBLIOGRAPHIE

- EHRMANN, M., GAMBACORTA, L., MARTINEZ-PAGÉS, J., SEVESTRE, P. et WORMS, A. (2001). *Financial systems and the role of banks in monetary policy transmission in the euro area*. ECB working paper No. 105. 172, 174, 175, 180
- ESRB (2014). *Is Europe overbanked?* ERSB Report. 94
- FARHI, E. et TIROLE, J. (2012). Collective moral hazard, maturity mismatch, and systemic bailouts. *The American Economic Review*, 102(1):60–93. 76
- Fernandez de GUEVARA, J., MAUDOS, J. et PEREZ, F. (2005). Market power in European banking sectors. *Journal of Financial Services Research*, 27(2):109–137. 56, 147
- FIORDELISI, F. et MARE, D. S. (2014). Competition and financial stability in european cooperative banks. *Journal of International Money and Finance*, 45:1–16. 40
- FISCHER, K.-H. (2000). *Acquisition of Information in Loan Markets and Bank Market Power-An Empirical Investigation*. SSRN Working Paper. 214
- FLEMING, J. M. (1971). On exchange rate unification. *The Economic Journal*, pages 467–488. 129
- FORSSBÆCK, J. et SHEHZAD, C. T. (2015). The conditional effects of market power on bank risk—cross-country evidence. *Review of Finance*, 19(5):1997–2038. 41
- FREIXAS, X., LORANTH, G. et MORRISON, A. D. (2007). Regulating financial conglomerates. *Journal of Financial Intermediation*, 16(4):479–514. 33
- FREIXAS, X., PARIGI, B. M. et ROCHET, J.-C. (2000). Systemic risk, interbank relations, and liquidity provision by the central bank. *Journal of Money, Credit and Banking*, pages 611–638. 7
- FREIXAS, X., ROCHET, J.-C. *et al.* (1997). *Microeconomics of banking*, volume 2. MIT press Cambridge, MA. 25, 120, 155, 169, 221
- FRIEDMAN, M. (1953). *The case for flexible exchange rates*. University of Chicago Press. 129
- FRIEDMAN, M. et SCHWARTZ, A. J. (1963). *A Monetary History of the United States, 1867-1960*. National Bureau of Economic Research, Inc. 31, 170
- FU, X. M., LIN, Y. R. et MOLYNEUX, P. (2014). Bank competition and financial stability in Asia pacific. *Journal of Banking & Finance*, 38:64–77. 66
- FUNGAVCOVA, Z., SOLANKO, L. et WEILL, L. (2014). Does competition influence the bank lending channel in the euro area? *Journal of Banking & Finance*, 49:356–366. 173, 181
- FUNGAVCOVA, Z. et WEILL, L. (2013). How market power influences bank failures: Evidence from Russia. *Economics of Transition*, 21(2):301–322. 21, 38

- GALE, D. et VIVES, X. (2002). Dollarization, bailouts, and the stability of the banking system. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(2):467–502. 35
- GAMBACORTA, L. (2005). Inside the bank lending channel. *European Economic Review*, 49(7):1737–1759. 172
- GAMBACORTA, L. et MARQUES-IBANEZ, D. (2011). The bank lending channel: Lessons from the crisis. *Economic Policy*, 26(66):135–182. 169, 192
- GAMBACORTA, L., YANG, J. et TSATSARONIS, K. (2014). Financial structure and growth. *BIS Quarterly Review March*. 94, 206
- GAN, J. (2004). Banking market structure and financial stability: Evidence from the Texas real estate crisis in the 1980s. *Journal of Financial Economics*, 73(3):567–601. 55
- GEORGIADIS, G. (2014). Towards an explanation of cross-country asymmetries in monetary transmission. *Journal of Macroeconomics*, 39:66–84. 87, 97, 98, 99
- GERSCHENKRON, A. (1962). *Economic backwardness in historical perspective*. Cambridge, Mass.: Belknap Pr. of Harvard Univ. Pr. 9, 206
- GODDARD, J., LIU, H., MOLYNEUX, P. et WILSON, J. O. (2011). The persistence of bank profit. *Journal of Banking & Finance*, 35(11):2881–2890. 228
- GODFREY, L. G. (1978). Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, pages 1303–1310. 151
- GOLDSMITH, R. (1969). *Financial structure and development*. New Haven, CT: Yale University Press. 10, 205, 233, 237
- GOLDSTEIN, I. et PAUZNER, A. (2005). Demand–deposit contracts and the probability of bank runs. *The Journal of Finance*, 60(3):1293–1327. 7
- GOODHART, C. et SCHOENMAKER, D. (1995). Should the functions of monetary policy and banking supervision be separated? *Oxford Economic Papers*, pages 539–560. 32
- GORDON, R. J. (2012). *Is US economic growth over? Faltering innovation confronts the six headwinds*. NBER Working Paper No. 18315. 205
- GORTON, G. (1985). Bank suspension of convertibility. *Journal of Monetary Economics*, 15(2):177–193. 7
- GORTON, G. (1988). Banking panics and business cycles. *Oxford Economic Papers*, 40(4):751–781. 7
- GRANGER, C. W. et NEWBOLD, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2):111–120. 136

- GRIFFITH, R., HARRISON, R. et SIMPSON, H. (2010). Product market reform and innovation in the EU. *The Scandinavian Journal of Economics*, 112(2):389–415. 251
- GROPP, R., KOK, C. et LICHTENBERGER, J.-D. (2014). The dynamics of bank spreads and financial structure. *The Quarterly Journal of Finance*, 4(04):1450014. 135
- GROPP, R., VESALA, J. M. et VULPES, G. (2004). Market indicators, bank fragility, and indirect market discipline. *Economic Policy Review*, 10(2). 48, 49, 50
- GUIISO, L., JAPPELLI, T., PADULA, M. et PAGANO, M. (2004). Financial market integration and economic growth in the EU. *Economic Policy*, 19(40):524–577. 205
- GUNJI, H., MIURA, K. et YUAN, Y. (2009). Bank competition and monetary policy. *Japan and the World Economy*, 21(1):105–115. 173
- GURLEY, J. G. et SHAW, E. S. (1955). Financial aspects of economic development. *The American Economic Review*, pages 515–538. 10, 205
- HAINZ, C., WEILL, L. et GODLEWSKI, C. J. (2013). Bank competition and collateral: Theory and evidence. *Journal of Financial Services Research*, 44(2):131–148. 214
- HALDANE, A. (2010). *The 100 billion question*. Speech to Institute of Regulation and Risk, Hong Kong, March. 34, 93
- HALDANE, A. G. et MAY, R. M. (2011). Systemic risk in banking ecosystems. *Nature*, 469(7330):351–355. 36
- HANNAN, T. H. et HANWECK, G. A. (1988). Bank insolvency risk and the market for large certificates of deposit. *Journal of Money, Credit and Banking*, pages 203–211. 46
- HAVRANEK, T. et ZIGRAIOVA, D. (2015). Bank competition and financial stability: Much ado about nothing? *Journal of Economic Surveys*. 21, 22
- HEID, F. (2007). The cyclical effects of the Basel II capital requirements. *Journal of Banking & Finance*, 31(12):3885–3900. 86, 95
- HELLMANN, T. F., MURDOCK, K. C. et STIGLITZ, J. E. (2000). Liberalization, moral hazard in banking, and prudential regulation: Are capital requirements enough? *American Economic Review*, 90(1):147–165. 8, 21, 26, 27, 28, 34, 70
- HENDRY, D. F. (1995). *Dynamic econometrics*. Oxford University Press. 143, 161
- HERRING, R. J. et CARMASSI, J. (2014). Complexity and systemic risk. In BERGER, A. N., MOLYNEUX, P. et WILSON, J. O. S., éditeurs : *The Oxford Handbook of Banking*, page 77. Oxford University Press. 36
- HESSE, H. et CIHAK, M. (2007). *Cooperative banks and financial stability*. IMF working paper 07/2. 47

- HICKS, J. (1969). *A theory of economic history*, volume 163. Oxford University Press. 9
- HICKS, J. R. (1935). Annual survey of economic theory: The theory of monopoly. *Econometrica*, 3(1):1–20. 58
- HILLEGEIST, S. A., KEATING, E. K., CRAM, D. P. et LUNDSTEDT, K. G. (2004). Assessing the probability of bankruptcy. *Review of Accounting Studies*, 9(1):5–34. 50
- HINLOOPEN, J. et VAN MARREWIJK, C. (2001). On the empirical distribution of the Balassa index. *Review of World Economics*, 137(1):1–35. 271
- HO, T. S. et SAUNDERS, A. (1981). The determinants of bank interest margins: Theory and empirical evidence. *Journal of Financial and Quantitative analysis*, 16(04): 581–600. 155
- HODRICK, R. J. et PRESCOTT, E. C. (1997). Postwar US business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, pages 1–16. 97
- HOLLO, D., KREMER, M. et LO DUCA, M. (2012). *CISS- A composite indicator of systemic stress in the financial system*. ECB Working Paper No. 1426. 168
- HURLIN, C. et MIGNON, V. (2008). Une synthèse des tests de cointégration sur données de panel. *Economie & prévision*, (4):241–265. 152
- IDIER, J., LAMÉ, G. et MÉSONNIER, J.-S. (2014). How useful is the marginal expected shortfall for the measurement of systemic exposure? A practical assessment. *Journal of Banking & Finance*, 47:134–146. 54
- IM, K. S., PESARAN, M. H. et SHIN, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1):53–74. 152
- IMF (2015). From banking to sovereign stress: Implications for public debt. *IMF Policy Paper*. 20
- INGRAM, J. C. (1962). A proposal for financial integration in the Atlantic community. *Factors Affecting the United States Balance of Payments, Washington*. 129
- INKLAAR, R., KOETTER, M. et NOTH, F. (2015). Banking market competition, factor reallocation, and aggregate growth. *Journal of Financial Stability*. 216
- IWATA, G. (1974). Measurement of conjectural variations in oligopoly. *Econometrica*, pages 947–966. 228
- JACKLIN, C. J. et BHATTACHARYA, S. (1988). Distinguishing panics and information-based bank runs: Welfare and policy implications. *The Journal of Political Economy*, pages 568–592. 6
- JACKSON, J. E. et THOMAS, A. R. (1995). Bank structure and new business creation lessons from an earlier time. *Regional Science and Urban Economics*, 25(3):323–353. 214

BIBLIOGRAPHIE

- JACQUET, P. et POLLIN, J.-P. (2012). Systèmes financiers et croissance. *Revue d'économie financière*, 106(2):77–77. 208, 210
- JIMÉNEZ, G., LOPEZ, J. A. et SAURINA, J. (2013). How does competition affect bank risk-taking? *Journal of Financial Stability*, 9(2):185–195. 21, 38
- JUDSON, R. A. et OWEN, A. L. (1999). Estimating dynamic panel data models: A guide for macroeconomists. *Economics Letters*, 65(1):9–15. 99
- KAISER, R. et MARAVALL, A. (1999). Estimation of the business cycle: A modified Hodrick-Prescott filter. *Spanish Economic Review*, 1(2):175–206. 89
- KAISER, R. et MARAVALL, A. (2001). *Measuring business cycles in economic time series*, volume 154. Springer. 88
- KAKES, J. et STURM, J.-E. (2002). Monetary policy and bank lending: Evidence from German banking groups. *Journal of Banking & Finance*, 26(11):2077–2092. 172
- KALDOR, N. (1939). Speculation and economic stability. *The Review of Economic Studies*, 7(1):1–27. 84
- KARAGIANNIS, S., PANAGOPOULOS, Y. et VLAMIS, P. (2010). Interest rate pass-through in Europe and the US: Monetary policy after the financial crisis. *Journal of Policy Modeling*, 32(3):323–338. 134
- KASHYAP, A. K. et STEIN, J. C. (1994). *The impact of monetary policy on bank balance sheets*. NBER Working Paper No. 4821. 172, 175
- KASHYAP, A. K. et STEIN, J. C. (2000). What do a million observations on banks say about the transmission of monetary policy? *American Economic Review*, pages 407–428. 169, 172, 173
- KASHYAP, A. K. et STEIN, J. C. (2004). *Cyclical implications of the Basel II capital standards*, volume 28. Economic Perspectives-Federal Reserve Bank Of Chicago. 86
- KASHYAP, A. K., STEIN, J. C. *et al.* (1997). *The role of banks in monetary policy: A survey with implications for the European monetary union*, volume 21. Economic Perspectives-Federal Reserve Bank of Chicago. 130
- KEELEY, M. C. (1990). Deposit insurance, risk, and market power in banking. *The American Economic Review*, 80(5):1183–1200. 8, 21, 26, 36, 37, 38, 70
- KENEN, P. (1969). The optimum currency area: An eclectic view. *Monetary Problems of the International Economy*. 129
- KINDLEBERGER, C. (2000). *Manias, panics, and crashes: A history of financial crises*. Wiley. 6, 19, 32, 84, 86
- KING, R. G. et LEVINE, R. (1993). Finance, entrepreneurship and growth. *Journal of Monetary Economics*, 32(3):513–542. 10, 205, 220

- KISHAN, R. P. et OPIELA, T. P. (2000). Bank size, bank capital, and the bank lending channel. *Journal of Money, Credit and Banking*, pages 121–141. 172
- KIYOTAKI, N. et MOORE, J. (1997). Credit cycles. *Journal of Political Economy*, 105(2): 211–48. 13, 82, 83, 114, 115, 279
- KOETTER, M. et KOLARI, J. W. (2008). Testing the quiet life of US banks with adjusted Lerner indices. *Federal Reserve Bank of Chicago*, (1094). 55, 188
- KOETTER, M., KOLARI, J. W. et SPIERDIJK, L. (2012). Enjoying the quiet life under de-regulation? Evidence from adjusted Lerner indices for US banks. *Review of Economics and Statistics*, 94(2):462–480. 57, 58, 59, 63, 65, 69, 77
- KROSZNER, R. S., LAEVEN, L. et KLINGEBIEL, D. (2007). Banking crises, financial dependence, and growth. *Journal of Financial Economics*, 84(1):187–228. 254, 262, 274
- LAEVEN, L. et LEVINE, R. (2009). Bank governance, regulation and risk taking. *Journal of Financial Economics*, 93(2):259–275. 66
- LAEVEN, M. L., RATNOVSKI, L. et TONG, H. (2014). Bank size and systemic risk. *International Monetary Fund Staff Discussion Note 14/04*. 75, 76
- LANGFIELD, S. et PAGANO, M. (2015). *Bank bias in Europe: Effects on systemic risk and growth*. CSEF Working Papers No. 408. 206
- LAW, S. H. et SINGH, N. (2014). Does too much finance harm economic growth? *Journal of Banking & Finance*, 41:36–44. 205, 265
- LEPETIT, L., NYS, E., ROUS, P. et TARAZI, A. (2008). Bank income structure and risk: An empirical analysis of European banks. *Journal of Banking & Finance*, 32(8):1452–1467. 93
- LEPETIT, L. et STROBEL, F. (2013). Bank insolvency risk and time-varying Z-score measures. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 25:73–87. 47
- LERNER, A. P. (1934). The concept of monopoly and the measurement of monopoly power. *Review of Economic Studies*, 1(3):157–175. 55, 146
- LEROY, A. et LUCOTTE, Y. (2015). Heterogeneous monetary transmission process in the Eurozone: Does banking competition matter? *International Economics*, 141: 115–134. 100
- LEVCHENKO, A. A., RANCIÈRE, R. et THOENIG, M. (2009). Growth and risk at the industry level: The real effects of financial liberalization. *Journal of Development Economics*, 89(2):210–222. 252

- LEVIEUGE, G. (2003). *Les banques centrales doivent-elles réagir aux mouvements des prix des actifs ?* Thèse de doctorat, Université d'Orléans. 86
- LEVINE, R. (2002). Bank-based or market-based financial systems: Which is better? *Journal of Financial Intermediation*, 11(4):398–428. 93, 94, 206
- LEVINE, R. (2005). Finance and growth: Theory and evidence. *In Handbook of economic growth*, volume 1, pages 865–934. Elsevier. 205
- LEVINE, R., LOAYZA, N. et BECK, T. (2000). Financial intermediation and growth: Causality and causes. *Journal of Monetary Economics*, 46(1):31–77. 244
- LEVINE, R. et ZERVOS, S. (1998). Stock markets, banks, and economic growth. *American Economic Review*, pages 537–558. 205
- LIU, G. et MIRZAEI, A. (2013). *Industrial Growth: Does Bank Competition, Concentration and Stability Constraint Matter? Evidence from developed and emerging economies*. SSRN Working Paper. 215
- LIU, H., MOLYNEUX, P. et WILSON, J. O. (2013). Competition and stability in European banking: A regional analysis. *The Manchester School*, 81(2):176–201. 43
- LOAYZA, N. V. et RADDATZ, C. (2007). The structural determinants of external vulnerability. *The World Bank Economic Review*, 21(3):359–387. 87, 97
- LOAYZA, N. V. et RANCIERE, R. (2006). Financial development, financial fragility, and growth. *Journal of Money, Credit and Banking*, pages 1051–1076. 205
- LOUTSKINA, E. et STRAHAN, P. E. (2009). Securitization and the declining impact of bank finance on loan supply: Evidence from mortgage originations. *The Journal of Finance*, 64(2):861–889. 186
- LOVE, I. et PERIA, M. S. M. (2014). How bank competition affects firms' access to finance. *The World Bank Economic Review*. 214
- LUCAS, R. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1):3–42. 205
- MARCUS, A. J. (1984). Deregulation and bank financial policy. *Journal of Banking & Finance*, 8(4):557–565. 21, 26, 34
- MARKOWITZ, H. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*, 7(1):77–91. 33
- MARTINEZ-MIERA, D. et REPULLO, R. (2010). Does competition reduce the risk of bank failure? *Review of Financial Studies*, 23(10):3638–3664. 29, 30, 38, 43
- MATUTES, C. et VIVES, X. (1996). Competition for deposits, fragility, and insurance. *Journal of Financial Intermediation*, 5(2):184–216. 7, 31

- MATUTES, C. et VIVES, X. (2000). Imperfect competition, risk taking, and regulation in banking. *European Economic Review*, 44(1):1–34. 8, 21, 27, 28
- MAUDOS, J. et Fernandez de GUEVARA, J. (2007). The cost of market power in banking: Social welfare loss vs. cost inefficiency. *Journal of Banking & Finance*, 31(7):2103–2125. 56, 59, 63, 77, 188
- MCKINNON, R. I. (1963). Optimum currency areas. *The American Economic Review*, pages 717–725. 129
- MCKINNON, R. I. (1973). *Money and capital in economic development*. Brookings Institution Press. 10
- MERTON, R. C. (1974). On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates. *The Journal of Finance*, 29(2):449–470. 26, 41, 44, 48, 49, 50, 51, 52
- MERTON, R. C. (1995). A functional perspective of financial intermediation. *Financial Management*, pages 23–41. 210
- MINSKY, H. P. (1964). Financial crisis, financial systems, and the performance of the economy. *Private Capital Markets*, 16. 170
- MINSKY, H. P. (1986). *Stabilizing an unstable economy*, volume 1. McGraw-Hill Professional. 84, 96
- MIOTTI, L. et PLIHON, D. (2001). Libéralisation financière, spéculation et crises bancaires. *Économie internationale*, (1):3–36. 92
- MISHKIN, F. (2010). *Monnaie, banque et marchés financiers*. Pearson Education France. 28
- MISHKIN, F. S. (1999). Financial consolidation: Dangers and opportunities. *Journal of Banking & Finance*, 23(2):675–691. 21, 33, 66
- MODIGLIANI, F. et MILLER, M. H. (1958). The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *The American Economic Review*, pages 261–297. 27, 82, 170
- MOJON, B. (2000). *Financial structure and the interest rate channel of ECB monetary policy*. ECB Working Paper No. 40. 134, 135, 140, 161
- MOKYR, J. (2014). Secular stagnation? Not in your life. In TEULINGS, C. et BALDWIN, R., éditeurs : *Secular Stagnation: Facts, Causes and Cures*, page 83. 205
- MONGELLI, F. P. et al. (2008). *European economic and monetary integration, and the optimum currency area theory*. Directorate General Economic and Monetary Affairs (DG ECFIN), European Commission. 129
- MUELLER, D. C. (1977). The persistence of profits above the norm. *Economica*, pages 369–380. 228

BIBLIOGRAPHIE

- MUELLER, D. C. (1986). *Profits in the long run*. Cambridge University Press. 228
- MUNDELL, R. A. (1961). A theory of optimum currency areas. *The American Economic Review*, pages 657–665. 129
- NICKELL, S. (1981). Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica*, pages 1417–1426. 99, 177
- NICOLETTI, G. et SCARPETTA, S. (2003). Regulation, productivity and growth: OECD evidence. *Economic Policy*, 18(36):9–72. 251
- NORTHCOTT, C. A. *et al.* (2004). *Competition in banking: A review of the literature*. Bank of Canada Working Paper No. 2004-24. 26, 145
- OLIVERO, M. P., LI, Y. et JEON, B. N. (2011). Competition in banking and the lending channel: Evidence from bank-level data in asia and latin america. *Journal of Banking & Finance*, 35(3):560–571. 173
- O'MAHONY, M. et TIMMER, M. P. (2009). Output, input and productivity measures at the industry level: The EU Klems database. *The Economic Journal*, 119(538):F374–F403. 256
- PAGANO, M. (1993). Financial markets and growth: An overview. *European Economic Review*, 37(2):613–622. 208, 209, 211
- PANZAR, J. C. et ROSSE, J. N. (1987). Testing for "monopoly" equilibrium. *Journal of Industrial Economics*, pages 443–456. 42, 54, 146, 215, 228
- PEDRONI, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1):653–670. 153
- PESARAN, M. H., SHIN, Y. et SMITH, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3):289–326. 137, 138, 139, 141
- PESARAN, M. H., SHIN, Y. et SMITH, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446):621–634. 142, 143, 151, 153, 154
- PESARAN, M. H. et SMITH, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 68(1):79–113. 97
- PETERSEN, M. A. et RAJAN, R. G. (1994). The benefits of lending relationships: Evidence from small business data. *The Journal of Finance*, 49(1):3–37. 91
- PETERSEN, M. A. et RAJAN, R. G. (1995). The effect of credit market competition on lending relationships. *The Quarterly Journal of Economics*, pages 407–443. 10, 16, 91, 206, 207, 211, 212, 213, 214, 215, 257, 272

- RAJAN, R. G. (1992). Insiders and outsiders: The choice between informed and arm's-length debt. *The Journal of Finance*, 47(4):1367–1400. 10, 34, 211, 257
- RAJAN, R. G. et ZINGALES, L. (1998). Financial dependence and growth. *American Economic Review*, 88(3):559–586. 16, 205, 215, 249, 250, 253, 254, 255, 256, 257, 260, 261, 262, 263, 273, 282
- RAVN, M. O. et UHLIG, H. (2002). On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations. *Review of Economics and Statistics*, 84(2):371–376. 88
- REATI, A. (2001). Total factor productivity-a misleading concept. *BNL Quarterly Review*, 54(218):313–332. 256
- REINHART, C. M. et ROGOFF, K. S. (2014). *Recovery from financial crises: Evidence from 100 episodes*. NBER Working Paper No. 19823. 20
- REPULLO, R. (2004). Capital requirements, market power, and risk-taking in banking. *Journal of Financial Intermediation*, 13(2):156–182. 27
- RIFKIN, J. (2011). *The third industrial revolution: How lateral power is transforming energy, the economy, and the world*. Macmillan. 205
- RIORDAN, M. H. (1993). Competition and bank performance: A theoretical perspective. In MAYER, C. et VIVES, X., éditeurs : *Capital markets and financial intermediation*. Cambridge University Press. 27
- ROBINSON, J. (1952). The generalisation of the general theory. In *The rate of interest and other essays*, volume 2, pages 67–142. Macmillan London. 9, 205, 208
- ROMER, C. D. et ROMER, D. H. (1991). *New Evidence on the Monetary Transmission Mechanism*. NBER Working Paper No. 1500. 172
- ROMER, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98(5 pt 2). 219
- RONN, E. I. et VERMA, A. K. (1986). Pricing risk-adjusted deposit insurance: An option-based model. *The Journal of Finance*, 41(4):871–896. 50
- ROODMAN, D. (2009). A note on the theme of too many instruments. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 71(1):135–158. 243, 244
- ROSENTHAL, R. W. (1980). A model in which an increase in the number of sellers leads to a higher price. *Econometrica*, pages 1575–1579. 231
- RYAN, R. M., O'TOOLE, C. M. et MCCANN, F. (2014). Does bank market power affect sme financing constraints? *Journal of Banking & Finance*, 49:495–505. 214
- SÁ, F., TOWBIN, P. et WIELADEK, T. (2013). Capital inflows, financial structure and housing booms. *Journal of the European Economic Association*. 87, 97

BIBLIOGRAPHIE

- SABOROWSKI, C. et WEBER, M. S. (2013). *Assessing the Determinants of Interest Rate Transmission Through Conditional Impulse Response Functions*. IMF Working Paper 13/23. 100
- SÁEZ, L. et SHI, X. (2004). Liquidity pools, risk sharing, and financial contagion. *Journal of Financial Services Research*, 25(1):5–23. 8, 31
- SAIA, A., ANDREWS, D. et ALBRIZIO, S. (2015). *Productivity Spillovers from the Global Frontier and Public Policy*. OECD Working Paper No. 1238. 264
- SALAS, V. et SAURINA, J. (2003). Deregulation, market power and risk behaviour in spanish banks. *European Economic Review*, 47(6):1061–1075. 38
- SALOP, S. C. (1979). Monopolistic competition with outside goods. *The Bell Journal of Economics*, pages 141–156. 120
- SANDER, H. et KLEIMEIER, S. (2004a). Convergence in euro-zone retail banking? What interest rate pass-through tells us about monetary policy transmission, competition and integration. *Journal of International Money and Finance*, 23(3):461–492. 134, 135
- SANDER, H. et KLEIMEIER, S. (2004b). *Interest rate pass-through in an enlarged Europe: The role of banking market structure for monetary policy transmission in transition countries*, volume 45. METEOR Working Paper. 134
- SCHAECK, K. et CIHAK, M. (2012). Banking competition and capital ratios. *European Financial Management*, 18(5):836–866. 40, 73, 105, 106
- SCHAECK, K. et CIHÁK, M. (2014). Competition, efficiency, and stability in banking. *Financial Management*, 43(1):215–241. 21, 40, 78, 231, 232
- SCHAECK, K., CIHAK, M. et WOLFE, S. (2009). Are competitive banking systems more stable? *Journal of Money, Credit and Banking*, 41(4):711–734. 21, 42, 43, 66, 68
- SCHAEK, K. et CIHAK, M. (2008). *How does Competition affect Efficiency and Soundness in Banking? New empirical evidence*. ECB Working Paper No. 932. 66, 71
- SCHUMPETER, J. A. (1912). *Theorie der wirtschaftlichen Entwicklung*. Duncker & Humblot. 9, 10, 205
- SÉNÉGAS, M.-A. (2010). La théorie des zones monétaires optimales au regard de l'euro: Quels enseignements après dix années d'union économique et monétaire en europe? *Revue d'Economie Politique*. 129
- SHARPE, S. A. (1990). Asymmetric information, bank lending, and implicit contracts: A stylized model of customer relationships. *The Journal of Finance*, 45(4):1069–1087. 212

- SHAW, E. S. (1973). *Financial deepening in economic development*. New York, NY (USA) Oxford Univ. Press. 10
- SHILLER, R. J. (1990). Speculative prices and popular models. *The Journal of Economic Perspectives*, pages 55–65. 85
- SMITH, A. (1776). *The wealth of nations*. 5, 28
- SMITH, B. D. (1984). Private information, deposit interest rates, and the stability of the banking system. *Journal of Monetary Economics*, 14(3):293–317. 30, 31
- SORENSEN, C. K. et WERNER, T. (2006). *Bank interest rate pass-through in the euro area: A cross country comparison*. ECB Working Paper No. 580. 135, 140, 161
- SPRAGUE, O. M. W. (1910). *History of crises under the national banking system*, volume 538. US Government Printing Office. 30
- STEIN, J. C. (1995). *An adverse selection model of bank asset and liability management with implications for the transmission of monetary policy*. NBER Working Paper No. 5217. 174
- STEIN, J. C. (1998). An adverse-selection model of bank asset and liability management with implications for the transmission of monetary policy. *The Rand Journal of Economics*, pages 466–486. 172
- STEIN, J. C. (2014). *Regulating large financial institutions*, volume What have we learned? Macroeconomic policy after the crisis, Vol. 1, chapter 10. The MIT Press. 76
- STERN, G. H. et FELDMAN, R. J. (2004). *Too big to fail: The hazards of bank bailouts*. Brookings Institution Press. 35
- STIGLITZ, J. E. (1989). *Imperfect information in the product market*. Elsevier. 231
- STIGLITZ, J. E. et WEISS, A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *The American Economic Review*, 71(3):393–410. 8, 28, 91, 170
- STIROH, K. J. (2004). Diversification in banking: Is noninterest income the answer? *Journal of Money, Credit and Banking*, pages 853–882. 93
- STIROH, K. J. (2006). A portfolio view of banking with interest and noninterest activities. *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(5):1351–1361. 33
- STIROH, K. J. et RUMBLE, A. (2006). The dark side of diversification: The case of US financial holding companies. *Journal of Banking & Finance*, 30(8):2131–2161. 33
- SUAREZ, J. (1994). Closure rules, market power and risk-taking in a dynamic model of bank behaviour. *LSE Paper*, 196. 27
- SUMMERS, L. H. (2014). Us economic prospects: Secular stagnation, hysteresis, and the zero lower bound. *Business Economics*, 49(2):65–73. 203

- TABAK, B. M., FAZIO, D. M. et CAJUEIRO, D. O. (2012). The relationship between banking market competition and risk-taking: Do size and capitalization matter? *Journal of Banking & Finance*, 36(12):3366–3381. 231
- THIEL, M. *et al.* (2001). Finance and economic growth—a review of theory and the available evidence. Rapport technique, Directorate General Economic and Monetary Affairs (DG ECFIN), European Commission. 208
- TOWBIN, P. et WEBER, S. (2013). Limits of floating exchange rates: The role of foreign currency debt and import structure. *Journal of Development Economics*, 101:179–194. 87, 97, 98
- TOWNSEND, R. M. (1979). Optimal contracts and competitive markets with costly state verification. *Journal of Economic theory*, 21(2):265–293. 82, 84
- TSURU, K. (2000). *Finance and growth: Some theoretical considerations and a review of the empirical literature*. OECD Working Paper No. 228. 208
- TURK-ARISS, R. (2010). On the implications of market power in banking: Evidence from developing countries. *Journal of Banking & Finance*, 34(4):765–775. 21, 40, 45, 57, 72
- UEDA, K. et di MAURO, B. W. (2013). Quantifying structural subsidy values for systemically important financial institutions. *Journal of Banking & Finance*, 37(10):3830–3842. 71
- UHDE, A. et HEIMESHOF, U. (2009). Consolidation in banking and financial stability in Europe: Empirical evidence. *Journal of Banking & Finance*, 33(7):1299–1311. 21, 43, 105
- VALENCIA, F. et LAEVEN, L. (2012). *Systemic Banking Crises Database: An Update*. IMF Working Paper 12/163. 19
- VALLASCAS, F. et HAGENDORFF, J. (2011). The impact of European bank mergers on bidder default risk. *Journal of Banking & Finance*, 35(4):902–915. 50
- Van den HEUVEL, S. J. *et al.* (2002). Does bank capital matter for monetary transmission? *Economic Policy Review*, 8(1):259–265. 172
- VAN LEUVENSTEIJN, M., BIKKER, J. A., van RIXTEL, A. A. et SORENSEN, C. K. (2011). A new approach to measuring competition in the loan markets of the euro area. *Applied Economics*, 43(23):3155–3167. 231
- VAN LEUVENSTEIJN, M., SORENSEN, C. K., BIKKER, J. A. et VAN RIXTEL, A. A. (2013). Impact of bank competition on the interest rate pass-through in the euro area. *Applied Economics*, 45(11):1359–1380. 135, 147, 156, 158, 163
- VASICEK, O. (2002). The distribution of loan portfolio value. *Risk*, 15(12):160–162. 29

- VASSALOU, M. et XING, Y. (2004). Default risk in equity returns. *The Journal of Finance*, 59(2):831–868. 50
- VON FURSTENBERG, G. M. et VON KALCKREUTH, U. (2006). Dependence on external finance: An inherent industry characteristic? *Open Economies Review*, 17(4-5):541–559. 254
- WAGNER, W. (2010). Diversification at financial institutions and systemic crises. *Journal of Financial Intermediation*, 19(3):373–386. 34, 45, 66, 75, 93
- WEILL, L. (2013). Bank competition in the EU: How has it evolved? *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 26:100–112. 56, 57, 148, 149
- WEISS, G. N., NEUMANN, S. et BOSTANDZIC, D. (2014). Systemic risk and bank consolidation: International evidence. *Journal of Banking & Finance*, 40:165–181. 42
- WESTERLUND, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6):709–748. 152, 157
- WILKINS, M. (1990). Investissement étranger et financement de la croissance américaine (xix^e siècle-début du xx^e). *Revue d'économie financière*, 14(2):67–79. 10
- WONG, H. Y. et CHOI, T. W. (2009). Estimating default barriers from market information. *Quantitative Finance*, 9(2):187–196. 50
- YEYATI, E. L. et MICCO, A. (2007). Concentration and foreign penetration in latin american banking sectors: Impact on competition and risk. *Journal of Banking & Finance*, 31(6):1633–1647. 47
- ZICCHINO, L. (2006). A model of bank capital, lending and the macroeconomy: Basel I versus Basel II. *The Manchester School*, 74(s1):50–77. 86, 95

Aurélien LEROY

Analyse des effets de la concurrence bancaire sur la stabilité et l'efficience : une perspective européenne

Résumé :

L'expérience de la « Grande Récession » a conduit économistes et praticiens à porter une attention particulière à la stabilité financière, mais aussi, dans la perspective de sortie de crise, aux moyens de financer l'émergence d'un nouveau modèle de croissance plus durable. Dans ce contexte, notre thèse se propose d'apprécier l'influence de la concurrence bancaire sur la stabilité et sur l'efficience, afin d'éclairer le débat sur le degré de concurrence optimal en Europe. À cet effet, on étudie, tout d'abord, les effets de la concurrence bancaire sur l'instabilité financière, en se saisissant du concept de risque systémique. Cela nous conduit à mener à bien deux études distinctes : l'une portant sur la répartition du risque systémique entre entités financières, l'autre sur la procyclicité financière. Dans les deux cas, nous concluons à l'existence d'un lien positif entre concurrence et stabilité. Nous nous intéressons ensuite à la question de la stabilité en termes d'efficacité de la politique de stabilisation monétaire. Dans ce cadre, on met en évidence que la concurrence bancaire améliore l'efficacité de deux canaux de transmission : le canal des taux d'intérêt et le canal du crédit bancaire. L'insuffisance de l'intégration bancaire européenne, dont témoigne l'hétérogénéité de la concurrence, s'avère ainsi un facteur explicatif de la fragmentation observée de la zone euro. Finalement, nous considérons la possibilité que la croissance économique puisse être fonction de la concurrence bancaire. À cet effet, on montre d'abord que cette dernière aurait théoriquement deux effets contradictoires sur la croissance économique, avant finalement, de faire valoir empiriquement que la concurrence bancaire exerce, en Europe, des effets négatifs sur la croissance économique, en particulier en freinant la croissance de la productivité globale des facteurs. Nos travaux accréditent donc l'idée que stimuler la concurrence conduit à un arbitrage entre stabilité et efficience.

Mots clés : Concurrence bancaire, Stabilité financière, Risque systémique, Procyclicité, Transmission de la politique monétaire, Croissance économique, Zone euro, Union européenne

Analysis of the effects of bank competition on stability and efficiency: A European perspective

Abstract:

The experience of the "Great Recession" has led economists and policymakers to pay particular attention to financial stability. It also led them to think how to get out of this recession, and particularly on the means of financing the emergence of a new, more sustainable growth model. In this context, this thesis studies the influence of bank competition on stability and efficiency in order to shed light on the debate about the optimal level of bank competition in Europe. For this purpose, we first study the effects of bank competition on financial instability by focusing on the concept of systemic risk. This leads us to undertake two distinct studies: one focusing on the distribution of systemic risk between financial institutions; the other on financial procyclicality. In both cases, we conclude that a positive link between competition and stability does exist. We then focus on the question of stability in terms of the effectiveness of the monetary stabilisation policy. In this respect, we show that bank competition improves the efficiency of two channels of monetary transmission: the interest rate and the bank lending channels. Therefore, the lack of European banking integration, highlighted by the heterogeneity of bank competition, is one factor that explains the fragmentation that can be observed in the Eurozone. Finally, we consider the possibility that economic growth may be a function of bank competition. To do this, we first show how competition could impact economic growth in theory, and find two opposing effects. We then demonstrate empirically that bank competition has negative effects on economic growth, in particular by decreasing total factor productivity growth. Our work hence supports the idea that stimulating competition leads to a trade-off between stability and efficiency.

Keywords: Bank competition, Financial stability, Systemic risk, Procyclicality, Monetary policy transmission, Economic growth, Eurozone, European Union



Laboratoire d'Economie d'Orléans UMR7322
Rue de Blois – BP 26739
45067 ORLEANS Cedex 2

