



THÈSE / UNIVERSITÉ DE RENNES 1
sous le sceau de l'Université Européenne de Bretagne

pour le grade de
DOCTEUR DE L'UNIVERSITÉ DE RENNES 1
Mention : Sciences Economiques

Ecole doctorale SHOS

présentée par

Raulin Lincifort CADET

Préparée à l'unité de recherche (UMR CNRS 6211- CREM)
Centre de Recherche en Economie et Management

**L'Impact de la Politique
Monétaire sur la
Défaillance Bancaire dans
les Pays en
Développement : le cas
d'Haïti**

**Thèse soutenue à Rennes
7 décembre 2009**

devant le jury composé de :

Franck MARTIN

Professeur à l'Université de Rennes I / *Président*

Jean-Jacques DURAND

Professeur à l'Université de Rennes I /
Directeur de thèse

Christophe TAVERA

Professeur à l'Université de Rennes 1 /
Co-directeur de thèse

Daniel GOYEAU

Professeur à l'Université de Poitiers / *Rapporteur*

Jean-Philippe BOUSSEMART

Professeur à l'Université Charles de Gaulle – Lille 3
/ *Rapporteur*

L'Université de Rennes 1 n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans cette thèse. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur.

Résumé

L'expérience des différents épisodes de défaillance bancaire à travers le monde, notamment celle qu'occasionna, aux États-Unis d'Amérique et dans d'autres économies, la crise des subprimes, montre que la défaillance bancaire a des conséquences néfastes sur l'économie. Même la défaillance d'une seule banque peut causer un coût élevé pour l'économie. Elle peut, entre autres, occasionner une panique bancaire, réduire les activités économiques, augmenter le déficit budgétaire. Puisque la défaillance bancaire fait supporter des coûts élevés à l'économie, il est important d'identifier les facteurs qui l'expliquent, afin de pouvoir la prévenir.

L'un des facteurs macroéconomiques de la défaillance bancaire que l'on retrouve dans la littérature est la croissance des taux d'intérêt. Or, lorsque la banque centrale applique une politique monétaire restrictive, une augmentation des taux d'intérêt en découle. Dans ce cas, une politique monétaire restrictive peut être un facteur de défaillance bancaire. Cependant, dans les pays en développement, la vente de bons du trésor par la banque centrale, dans le cadre d'une politique monétaire restrictive, constitue une source alternative de profit pour les banques. Si cette politique rend les banques efficientes à maximiser leur profit, alors, réduit-elle la défaillance bancaire dans les pays en développement ?

Pour répondre à cette question, nous considérons le cas d'Haïti où la vente de bons par la banque centrale constitue une source alternative de profit pour les banques.

Nous présentons un modèle théorique relatif aux pays en développement. Ce modèle montre que bien que son impact soit plus important sur les banques inefficientes à maximiser leur profit, une politique monétaire restrictive augmente le niveau de défaillance des banques efficaces aussi bien que celui des banques inefficientes. Pour mesurer l'efficacité bancaire, nous estimons un modèle d'analyse des frontières stochastiques de la forme translog. Puis, nous construisons un indice de défaillance bancaire. Nous utilisons cet indice comme variable endogène dans des estimations qui nous permettent de vérifier si une politique monétaire restrictive augmente la défaillance bancaire.

Les résultats empiriques révèlent que bien qu'une politique monétaire restrictive augmente l'indice de défaillance des banques efficaces en profit aussi bien que celui des banques inefficientes (en profit), son impact est plus important sur celles qui sont inefficientes. De plus, nous avons trouvé que l'augmentation de l'efficacité à maximiser le profit qui résulte d'une politique monétaire restrictive est illusoire.

L'implication des résultats de cette thèse pour les pays en développement, c'est que la banque centrale, en planifiant sa politique monétaire, doit tenir compte de l'effet non désiré d'une politique monétaire restrictive sur l'efficacité en profit et sur le niveau de défaillance des banques. Des actions doivent être entreprises également en vue d'inciter les banques à être efficaces, puisque l'indice de défaillance des banques inefficientes est plus sensible à une politique monétaire restrictive. L'une des principales contributions de cette thèse à la littérature, c'est qu'elle montre qu'au delà du bilan bancaire, la politique monétaire affecte aussi l'efficacité ainsi que le niveau de défaillance des banques.

Mots Clés : Défaillance bancaire, Politique monétaire, Efficacité bancaire.

JEL G21, G33, E52

Remerciements

Je suis reconnaissant envers mes directeurs de thèse, les Professeurs Jean-Jacques DURAND et Christophe TAVÉRA, dont les remarques ont été bénéfiques à la réalisation de cette thèse. Avec eux, j’ai appris que la rigueur n’a pas de limite. Je les remercie aussi pour la liberté qu’ils m’ont accordée dès la formulation du projet de thèse jusqu’à son aboutissement. La confiance qu’ils ont placée en moi a fait de cette thèse une activité passionnante.

Mes remerciements s’en vont également aux Professeurs Daniel GOYEAU et Jean-Philippe BOUSSEMARY qui m’honorent en participant, comme rapporteurs, au Jury qui examine cette thèse. La thèse a bénéficié des discussions enrichissantes que j’ai eues avec des Professeurs de l’Université de Rennes 1, notamment Marc BAUDRY et Nathalie PAYELLE, auxquels j’adresse mes remerciements pour leur disponibilité. J’adresse aussi mes remerciements au Professeur Jaap W. B. BOS, de l’Université Utrecht, pour ses commentaires sur la mesure de l’efficience bancaire. Je remercie aussi les Professeurs Xavier FREIXAS et Steven ONGENA, rencontrés au premier “Barcelona Banking Summer School”, pour leurs commentaires, respectivement sur le modèle théorique et la revue de la littérature.

Je tiens à remercier aussi le Professeur Gérard CLIQUET, ex-Directeur du Centre de Recherche en Économie et Management (CNRS UMR 6211 - CREM), ainsi que le

Professeur Yvon ROCABOY qui m'ont accueilli au dit centre lors de mes mobilités à Rennes, dans le cadre de cette thèse. A mes collègues du CREM, Julien LICHERON, Olivier KUMBA et Fabien RONDEAU, j'adresse aussi des remerciements pour leur chaleureux accueil et leurs conseils d'ainés, lors de mes premiers mois au CREM. Je remercie aussi les collègues du bureau 298, notamment Steve BILLON, Olivier RAMIANDRISOA et Fodé SARR, pour l'atmosphère de convivialité qu'ils ont su y maintenir. Cette atmosphère a certainement favorisé l'aboutissement de cette thèse.

La réalisation de cette thèse est aussi le fruit de la vision des responsables de l'Université Quisqueya (UniQ) qui rêvent d'une université haïtienne orientée vers la recherche scientifique, un élément important au développement d'une économie. J'adresse donc mes remerciements au rectorat de l'UniQ et au décanat de la Faculté des Sciences Économiques et Administratives (FSEA) pour leur appui administratif lors de mes démarches pour financer la thèse.

Je tiens à remercier le Professeur Wilson LALEAU, mon directeur de mémoire en Bac+4, à l'UniQ, qui fut le premier à m'avoir indiqué que j'avais de l'aptitude pour la recherche, et le Professeur Narcisse FIEVRE, ex-Doyen à l'UniQ, qui a su m'encourager à faire un Master, puis cette thèse. Professeur FIEVRE ainsi que les Professeurs Evens EMMANUEL et Alain GUILLAUME sont ceux qui m'ont guidé et soutenu dans mes démarches pour financer cette thèse. Je leur suis très reconnaissant. J'adresse aussi mes remerciements à ceux qui m'ont fourni des données pour la réalisation de cette thèse. Je remercie mon jeune frère, Yves Alexandre CADET, ainsi que deux amies, Manuëla L. SCHMELTZ et Lois BOISFER, pour la correction du texte.

Cette thèse a été financée par l'Agence Universitaire de la Francophonie (AUF). Elle a aussi bénéficié du financement du Centre de Recherche en Économie et Management qui, en outre des ressources matérielles et informatiques mises à ma disposition, a financé la présentation de l'un de mes articles dans deux conférences internationales. L'École Doctorale a financé ma participation à l'École d'Été "Barcelona Banking Summer School" organisée par Barcelona Graduate School of Economics (BGSE). J'adresse mes plus vifs remerciements à ces institutions.

En dernier lieu, je remercie mon épouse, Darlyng CADET, qui a accepté mes absences pendant 27 mois, sur nos 53 mois de mariage, mes parents et mes frères pour leurs encouragements et leurs prières.

Dédicace

Je dédie cette thèse à mon épouse Darlyng, pour son appui et son amour, en dépit des vingt sept mois de solitude qu'elle a vécus lors de mes absences dues à la préparation de cette thèse, et à ma fille Lyse Angèle, à qui ma présence a aussi manquée.

Table des matières

Résumé	iii
Remerciements	v
Introduction Générale	1
1 Déterminants de la Défaillance Bancaire : une Revue de la Littérature	13
Introduction	13
1.1 Les facteurs spécifiques aux banques	15
1.2 Les indicateurs macroéconomiques	30
Conclusion	33
2 Asymétrie des Effets de la Politique Monétaire sur le Bilan des Banques : Une Revue de la Littérature	35
Introduction	35
2.1 Types de données utilisées pour analyser les effets de la politique monétaire sur les banques	38
2.2 Asymétrie des effets de la politique monétaire sur les banques	45
Conclusion	54

3	Modèle Théorique de l'Impact de la Politique Monétaire sur la Dé-	
	faillance Bancaire	58
	Introduction	58
	3.1 Le Secteur bancaire	60
	3.2 Une banque	64
	Conclusion	72
4	L'Impact de la Politique Monétaire sur l'Efficienne des Banques	73
	Introduction	73
	4.1 Spécification du modèle des frontières stochastiques	76
	4.2 Les données	87
	4.3 Les résultats et discussions	91
	Conclusion	104
5	Impact de la Politique Monétaire sur la Défaillance Bancaire	107
	Introduction	107
	5.1 Construction d'un indice de défaillance bancaire	108
	5.2 Modèle d'estimation	117
	5.3 Résultats et interprétations	123
	Conclusion	131
	Conclusion Générale	133
	Bibliographie	140
	Index des Références Bibliographiques	148
	Table des Figures	151
	Liste des Tableaux	151

Les Annexes	154
Annexes de l'Introduction Générale	155
A Quelques indicateurs de l'économie haïtienne	155
Annexes du Chapitre 3	159
B Fonction de profit de la banque	159
C Calcul de l'indice de défaillance, $E(\rho_i)$	160
Annexes du Chapitre 4	162
D Liste des banques incluses dans l'échantillon	162
E Résultats détaillés des estimations des frontières stochastiques	162
Annexe du chapitre 5	168
F Résultats des estimations de l'indice de défaillance	168

Introduction Générale

La défaillance bancaire a des conséquences néfastes sur l'économie. C'est ce que montre l'expérience des différents épisodes de défaillance bancaire à travers le monde, notamment celle qu'occasionna, aux États-Unis d'Amérique et dans d'autres économies, la crise des subprimes. Les gouvernements ont dû intervenir pour soutenir financièrement les banques défaillantes. Cette intervention de l'État constitue un coût pour l'économie.

Selon le rapport du Système de la Réserve Fédérale au Congrès américain (FRS, 2009), les recettes fiscales américaines ont baissé de 18% au cours des neuf premiers mois de l'année fiscale 2009. Le même rapport indique que le poids du déficit budgétaire dans le PIB nominal qui est estimé à 13% en 2009, contre 3,25% en 2008, est dû, entre autres, au budget des 250 billions de dollars dédiés à la stabilisation financière. Il s'agit de coûts que l'économie américaine supporte à cause de la défaillance des banques.

Suivant les chiffres de la base de données de Laeven et Valencia (2008), la crise bancaire de 1988 a coûté 17% du PIB au Sénégal ; celle de 1996 a coûté 44% du PIB à la Jamaïque. Au Mexique, 80% du total des actifs du système bancaire a bénéficié de l'assistance du gouvernement lors de la crise de 1994 (González-Hermosillo *et al.*, 1997). Pour protéger le secteur bancaire d'une panique généralisée, les dépôts

bancaires sont généralement garantis. Il s'agit encore de coûts supportés par l'économie. Cependant, si toutes les banques supportées dans les économies susmentionnées devaient faire faillite, les coûts seraient encore plus importants pour les agents économiques, vu les conséquences encore plus néfastes que ces faillites bancaires auraient sur l'activité économique.

En effet, outre le coût de la garantie des dépôts des banques déclarées en faillite et de l'apport en liquidité aux banques défaillantes, les épisodes de défaillances et de faillites bancaires s'accompagnent généralement d'une baisse de la croissance économique (Grossman, 1993; Kupiec et Ramirez, 2008). De plus, la défaillance bancaire peut créer la panique au niveau des déposants. Elle crée aussi une panique chez les banques qui craignent de s'octroyer mutuellement du crédit et d'en accorder aux autres agents économiques. On peut donc s'attendre à ce que cette baisse du crédit réduise la production.

Cependant, Honohan et Klingebiel (2003) soulignent que souvent la production baisse durant les crises bancaires parce que ces crises surviennent en période de ralentissement des activités économiques. Il s'agit donc du problème de la causalité entre les crises bancaires et la baisse de la production. Nous admettons qu'une récession peut occasionner une crise bancaire. Mais, nous reconnaissons également que la crise affecte négativement la croissance économique en accélérant la baisse des activités économiques. D'ailleurs, Honohan et Klingebiel (2003) reconnaissent aussi que cette causalité va dans les deux sens. Le papier de Dell'Ariccia *et al.* (2008) révèle, qu'en période de crise bancaire, la situation financière des secteurs industriels les plus dépendants du financement externe se détériore plus que celle des secteurs les moins dépendants. Ce qui indique que la crise bancaire affecte négativement l'activité économique. Si ce n'était pas le cas, la différence de la détérioration de la situation

financière entre les deux types de secteurs susmentionnés ne seraient pas significative. De plus, Ramirez et Shively (2005) ont trouvé que la défaillance commerciale est expliquée à 25% par la défaillance bancaire. Donc, la défaillance bancaire a des conséquences néfastes sur l'activité économique.

Même la défaillance d'une seule banque peut représenter un important coût pour l'économie. Par exemple, les pertes de la Baninter en 2003, 2,2 billions de dollars, représente 15,5% du PIB de la République Dominicaine (Laeven et Valencia, 2008). Outre le coût d'opportunité des pertes bancaires, les informations sur la défaillance d'une banque ou, dans un cas extrême, sa faillite, peut emmener les agents économiques à faire des retraits massifs de leurs dépôts dans le système bancaire. Or, ces retraits massifs ne font que rendre des banques saines défaillantes. C'était le cas en République Dominicaine, lorsque la faillite de la Baninter a causé un début de panique bancaire qui porta la banque centrale à fournir un support en liquidité à d'autres banques.

Puisque la défaillance bancaire fait supporter des coûts élevés à l'économie, il est important de la prévenir. C'est ce qui, d'ailleurs, motive les recherches, depuis des décennies, sur les facteurs de la défaillance bancaire (Meyer et Pifer, 1970; Sinkey, 1975; Barr *et al.*, 1994; Caprio et Klingebiel, 1997; Cebula, 1999; Estrella *et al.*, 2000; Hutchison, 2002; Arena, 2008; Männasoo et Mayes, 2009). La plupart de ces recherches ont mis l'emphasis sur les facteurs spécifiques aux banques, comme causes de la défaillance bancaire (Estrella *et al.*, 2000; Wheelock et Wilson, 2000; Molina, 2002; Lanine et Vennet, 2006; Arena, 2008; Männasoo et Mayes, 2009). Or, il est possible que des chocs macroéconomiques augmentent le niveau de défaillance des banques, notamment celles qui sont les plus vulnérables. Nous soulignons, toutefois, que certaines études considèrent quelques facteurs macroéconomiques tels que

le PIB et le taux d'intérêt, notamment lorsqu'il s'agit d'étudier les facteurs des crises bancaires systémiques (González-Hermosillo *et al.*, 1997; Cebula, 1999; Calomiris et Mason, 2000; Curry *et al.*, 2001).

À l'exception des récents papiers de de Graeve *et al.* (2008) et de Cadet (2009), à notre connaissance, il n'y a pas dans la littérature de travaux concernant l'impact de politique monétaire sur la défaillance bancaire. Or, dans le cas d'une politique monétaire restrictive, l'augmentation des taux d'intérêt qui en découle, augmente l'asymétrie d'information, comme le souligne Mishkin (2001). Dans ce cas, une politique monétaire restrictive augmente les risques auxquels les banques sont exposées, augmentant ainsi leur niveau de défaillance. C'est d'ailleurs ce que révèlent les résultats de de Graeve *et al.* (2008), concernant l'Allemagne.

Cependant, dans les pays en développement, la vente de bons du trésor par la banque centrale, dans le cadre d'une politique monétaire restrictive, constitue une source alternative de profit pour les banques (Brownbridge, 1998), ces dernières étant surliquides (Freedman et Click, 2006). Cet excès de liquidité bancaire entraîne un coût d'opportunité pour les banques de ces pays. Pour y remédier, elles achètent des bons du trésor, vendus par la banque centrale dans le cadre d'une politique monétaire restrictive. Ils constituent certainement une source de profit, sans risque, pour les banques.

Or, comme nous l'avons souligné, une politique monétaire restrictive, faisant augmenter les taux d'intérêt, augmente l'asymétrie d'information. Dans ce cas, nous devons nous attendre à ce qu'une telle politique augmente le niveau de défaillance des banques. Mais, si cette politique rend les banques efficientes à maximiser leur profit, alors, réduit-elle la défaillance bancaire dans les pays en développement ? Une

telle question est importante en ce sens qu'une réponse positive suggérerait une exception concernant la relation entre le taux d'intérêt et l'asymétrie d'information. Par contre, si elle est négative, cela montrerait que l'effet positif d'une politique monétaire restrictive sur la situation financière des banques est illusoire dans les pays en développement. D'où, il serait nécessaire que les banques centrales de ces pays prennent en compte l'effet non désiré de la politique monétaire sur la stabilité du système bancaire. Le papier de Cadet (2009) est, à notre connaissance, l'unique à développer un modèle théorique qui aborde cette question dans le contexte des économies en développement. Cependant, les conclusions de ce travail théorique ne sont pas testées empiriquement.

La principale originalité de notre thèse réside dans le fait qu'elle aborde une question qui, malgré son importance, est quasi inexistante dans la littérature. Cette thèse entend étudier l'impact d'une politique monétaire restrictive sur la défaillance bancaire dans les pays en développement, considérant le cas d'Haïti. Il s'agit d'un cas typique des économies en développement, à faible revenu, où les banques sont surliquides¹. Comme c'est le cas, dans des pays de l'Afrique subsaharienne ayant des similitudes avec l'économie haïtienne, la banque centrale applique souvent une politique monétaire restrictive, par la vente de bons, afin de réduire l'inflation. Nous montrons que, bien que son impact soit plus important sur les banques inefficientes à maximiser leur profit, une politique monétaire restrictive augmente le niveau de défaillance des banques efficaces aussi bien que celui des banques inefficientes.

¹Nous mettons en annexe (page 155) quelques graphes et données pour permettre aux lecteurs non familiers à l'économie haïtienne de comprendre que ce pays a les caractéristiques d'une économie en développement : la croissance du PIB est généralement faible ou négative ; le taux d'inflation est souvent élevé ; l'écart entre le taux d'intérêt sur le crédit et le taux d'intérêt sur les dépôts est élevé ; le secteur bancaire est surliquide etc.

Il aurait été préférable de considérer plusieurs pays en développement qui sont similaires à Haïti. Mais, la difficulté à trouver des données désagrégées spécifiques aux banques, dans les pays en développement à faible revenu, nous a porté à considérer uniquement le cas haïtien. Les sections qui suivent traitent de la définition de la défaillance bancaire et du plan de la thèse.

Définition de la défaillance bancaire

Cette section, considérant la définition de la défaillance bancaire, fait une brève revue de la littérature. Elle montre que les définitions de la défaillance bancaire se basent sur l'insolvabilité bancaire. Cependant, dans cette section, nous critiquons le fait que les définitions proposées dans la littérature considèrent qu'une banque n'est en défaillance que lorsqu'elle est insolvable. Nous proposons donc une définition qui considère que la défaillance existe avant même l'insolvabilité bancaire.

Lorsqu'une banque est déclarée en faillite par les autorités compétentes, elle l'a été bien avant. De plus, il arrive qu'une banque qui aurait dû être déclarée en faillite continue ses activités parce qu'elle est supportée financièrement par la banque centrale, le prêteur en dernier ressort, pour des raisons diverses telle que la notion de "too big to fail". C'est ce qui explique que dans la littérature sur les difficultés bancaires, on fait beaucoup plus référence à la défaillance qu'à la faillite.

Dans certaines études, la défaillance bancaire se réfère à des banques qui n'existent plus. C'est le cas de Cebula (1999) et de Wheelock et Wilson (2000) qui considèrent les banques qui ont disparu aux États-Unis. Certaines études utilisent les concepts de fragilité et de détresse, au lieu du concept défaillance. González-Hermosillo *et al.* (1997), par exemple, analysent la fragilité bancaire en estimant la probabilité de

défaillance bancaire. En fait, González-Hermosillo *et al.* (1997) n'étudient pas des banques qui n'existent plus. Pour pouvoir mesurer la défaillance bancaire, ils n'utilisent pas des données historiques de faillites bancaires ; Ils ajustent leur définition de la défaillance bancaire de manière à considérer des banques non déclarées en faillite, mais en difficulté financière. González-Hermosillo *et al.* (1997) considèrent qu'une banque est en défaillance, si le gouvernement a dû intervenir pour la sauver de la faillite.

Certaines études qui ajustent la définition de la défaillance bancaire n'utilisent pas d'autres concepts pour remplacer la défaillance bancaire. C'est le cas de Logan (2001) qui considère qu'une banque est en défaillance lorsqu'elle se retrouve dans l'une ou plusieurs des situations qui suivent : reçoit un support en liquidité de la banque centrale, est fermée par les autorités de supervision etc. Arena (2008), analysant le rôle des facteurs spécifiques aux banques comme déterminants de la défaillance bancaire, ajuste sa définition. Arena (2008) considère qu'une banque est en défaillance si elle est dans l'une de ces situations : elle est recapitalisée par la banque centrale ou par une agence créée pour faire face à la crise ; les activités de la banque sont provisoirement suspendues par le gouvernement ; la banque est fermée par le gouvernement ; elle est acquise par une autre institution financière.

Quelque soit le concept utilisé, défaillance, fragilité, et détresse, l'objectif implicite des études mentionnées est le même : identifier les causes de la faillite bancaire. Car, la faillite est l'événement ultime de la détresse, de la fragilité, et de la défaillance. Thomson (1991), par exemple, ne fait aucune différence entre l'insolvabilité et la faillite. Or les trois concepts susmentionnés se réfèrent généralement à l'insolvabilité. En fait, dans la littérature sur la défaillance bancaire, les concepts de détresse, fragilité et défaillance sont utilisés comme des synonymes. C'est ce qui explique que Demirgüç-

Kunt et Detragiache (2005), faisant une revue de la littérature sur les approches économétriques d'identification de la détresse bancaire systémique, considèrent des études qui font référence au concept de défaillance aussi bien qu'aux concepts de détresse et de fragilité.

González-Hermosillo (1999) fait une différence entre la détresse et la défaillance bancaire. Pour ce chercheur, une banque est en détresse si le ratio de couverture, le ratio des fonds propres sur les prêts improductifs est inférieur à un certain seuil, tandis qu'une banque est en défaillance si le gouvernement intervient pour la soutenir financièrement. Le problème de cette approche est que le seuil est fixé arbitrairement. Par contre, Kobayashi (2003) présente une théorie des crises bancaires, où une banque est considérée en défaillance bancaire si le gouvernement est obligé de compenser les pertes de la banque insolvable. Cette définition est proche de celle de Mishkin (2006) : "Une situation où la banque ne peut pas satisfaire ses obligations de payer ses déposants et les autres créanciers, et cesse ses activités" (traduit par nous). Ces deux dernières définitions se réfèrent précisément à la solvabilité bancaire. Elles se rapprochent des autres définitions qui prennent en compte l'intervention des autorités de la banque centrale ou du gouvernement. Ces interventions résultent généralement du risque élevé d'insolvabilité bancaire ou de la réalisation même de ce risque.

Les définitions qui considèrent que la défaillance survient lorsque la banque est insolvable ne prennent pas en compte le niveau de risque auquel la banque était exposée avant même de devenir insolvable. Ce qui constitue une lacune de ces définitions. Car, le niveau des risques auxquels la banque était exposée la rendait défaillante avant même qu'elle devienne insolvable. En fait, lorsqu'une banque fait face à des risques importants, cela traduit une défaillance de sa situation financière. C'est, par exemple, le cas lorsque les risques de crédits sont peu couverts, le niveau de liquidité

est insuffisant, la position de change est courte et non couverte etc.

Nous définissons la défaillance bancaire comme étant une situation où le risque d'une banque à ne pas pouvoir payer ses créanciers, c'est-à-dire, les déposants et tout autre créancier, est élevé. En fait, un risque élevé d'insolvabilité traduit une défaillance de la santé financière de la banque. Notre définition, bien que proche de celle de Mishkin (2006), est différente, en ce sens que nous indiquons que la défaillance bancaire existe avant même que la banque devienne insolvable.

Prenons l'exemple des banques qui ont reçu un support financier de l'État dans certaines économies, lors de la crise financière internationale de l'année 2008. Ces banques n'étaient pas toutes insolvables. Mais, puisque leur risque d'insolvabilité était élevé, les gouvernements ont jugé que ces banques, qui n'étaient pas encore insolvables, étaient suffisamment défaillantes pour bénéficier du support financier de l'État. Donc, ces banques étaient considérées défaillantes avant même d'être insolvables.

Considérons encore un autre aspect de la crise financière de l'année 2008, pour justifier notre définition. Les risques élevés auxquels les banques s'étaient exposées bien avant la crise, notamment avec la titrisation, constituaient une indication de la défaillance de leur santé financière. C'est d'ailleurs ce qui explique que cette crise ait porté les pays membres du G20 à reconnaître les faiblesses de la régulation bancaire. Ce faisant, implicitement le G20 reconnaît que les banques étaient défaillantes avant la crise, mais que la régulation bancaire ne permettait pas de remédier au problème avant l'apparition des premiers signes de la crise, notamment les premières faillites bancaires. L'expérience de la crise financière de l'année 2008 illustre que l'insolvabilité fait suite à la défaillance.

Plan et résultats de la thèse

Ayant défini la défaillance bancaire, nous présentons, dans cette section, une vue d'ensemble de la démarche de cette thèse pour atteindre l'objectif fixé. Les différents chapitres de cette thèse portent respectivement sur les trois aspects suivants : une revue de la littérature connexe à notre thème de recherche ; le développement d'un modèle théorique ; la vérification empirique des conclusions du modèle.

Les deux premiers chapitres font une revue de la littérature connexe au sujet de la thèse. Le premier considère la littérature qui identifie les principaux facteurs de défaillance bancaire, et le second porte sur les principaux facteurs d'asymétrie des effets de la politique monétaire sur les banques. Dans le premier chapitre, nous mettons l'accent sur les facteurs spécifiques aux banques qui expliquent la défaillance bancaire. Car, les facteurs macroéconomiques affectent toutes les banques. Ce qui fait la différence entre une banque qui est défaillante et une autre qui ne l'est pas, ce sont les facteurs qui leur sont spécifiques. Au regard de la littérature, le chapitre conclut que les éléments du cadre CAMEL constituent les principaux facteurs de défaillance bancaire, spécifiques aux banques. Nous argumentons, dans ce chapitre, que la qualité de la gestion bancaire est le facteur clé de la défaillance bancaire.

Concernant l'asymétrie des effets de la politique monétaire sur le bilan des banques, nous montrons, à partir de la revue de la littérature, que les facteurs d'asymétrie ne sont pas les mêmes dans toutes les économies. Les banques réagissent donc à la politique monétaire en tenant compte non seulement de leurs caractéristiques propres, mais aussi des caractéristiques de l'environnement socio-économique dans lequel elles opèrent. Toutefois, une banque inefficace ne tient pas suffisamment compte de ces facteurs.

Au troisième chapitre, nous développons un modèle théorique qui étudie l'impact d'une politique monétaire restrictive sur la probabilité de la défaillance bancaire, dans un pays en développement. Dans ce modèle, une banque est un preneur de prix. Nous montrons qu'en dépit du fait que, dans les pays en développement, les bons du trésor peuvent constituer une source alternative de profit pour les banques, une augmentation du taux d'intérêt sur ces bons augmente le niveau de défaillance des banques. Cependant, les banques les moins efficaces sont les plus affectées par une politique monétaire restrictive. De plus, ce chapitre conclut que les banques efficaces peuvent profiter d'une politique monétaire restrictive, tandis que les résultats des banques inefficaces se détériorent lorsque la banque centrale applique une telle politique.

Au quatrième chapitre, nous faisons une analyse empirique de l'impact de la politique monétaire sur l'efficacité des banques, en Haïti. Pour mesurer l'efficacité, nous estimons un modèle d'analyse des frontières stochastiques. La forme translog est utilisée pour cette estimation. Bien que notre travail s'intéresse surtout à l'efficacité en profit, nous estimons aussi l'efficacité en coût pour des raisons de comparaison. Les résultats montrent qu'une politique monétaire restrictive n'a pas d'impact significatif sur l'efficacité en coût. Par contre, une politique monétaire restrictive réduit les inefficacités en profit à la période courante tandis qu'elle les augmente une période après son application. C'est-à-dire, une politique monétaire restrictive augmente l'efficacité en profit à la période courante tandis qu'elle la réduit une période après. L'effet de la première période est donc illusoire, puisque la baisse, en valeur absolue, de l'efficacité en profit est plus importante que son augmentation.

Pour mesurer la défaillance bancaire, au cinquième chapitre, nous construisons un indice synthétique, à partir de l'analyse en composante principale (ACP). Cet indice, synthétisant plusieurs aspects de la situation financière d'une banque, se base sur

notre définition de la défaillance bancaire et sur des aspects du cadre CAMEL. Puis, nous spécifions un modèle économétrique qui nous permet de vérifier si une politique monétaire restrictive augmente l'indice de défaillance bancaire. L'avantage de ce modèle est qu'il permet de vérifier si l'impact de la politique monétaire est le même sur l'indice de défaillance des banques efficientes et sur celui des banques inefficientes. Les résultats révèlent que, bien qu'une politique monétaire restrictive augmente l'indice de défaillance des banques efficientes aussi bien que celui des banques inefficientes en profit, son impact est plus important sur les banques inefficientes.

Chapitre 1

Déterminants de la Défaillance

Bancaire : une Revue de la

Littérature

Introduction

Depuis les premiers travaux de Meyer et Pifer (1970), Sinkey (1975), et Altman (1977), d'autres études empiriques ont analysé les causes de la défaillance bancaire. Elles s'intéressent particulièrement aux facteurs micro. Les chercheurs semblent être convaincus que les principales causes des défaillances bancaires sont les conditions financières des banques. Comme le souligne González-Hermosillo (1999), les études empiriques qui mettent l'emphasis sur les facteurs macroéconomiques et institutionnels visent, généralement, à expliquer les crises bancaires. Demirgüç-Kunt (1989) a fait une revue de la littérature empirique relative à la défaillance d'institutions de dépôts. Cependant, le papier de Demirgüç-Kunt (1989) concerne uniquement les banques américaines. Depuis lors, il n'y a pas, à notre connaissance, de papier ayant

fait une revue de la littérature sur les facteurs de la défaillance bancaire.

Caprio et Klingebiel (1996) fournissent d'importantes informations au sujet des épisodes d'insolvabilité bancaire dans beaucoup de pays. Parmi ces informations, nous retrouvons les causes de ces épisodes d'insolvabilité. Toutefois, ce travail qui s'assimile surtout à une base de données, ne s'appuie pas explicitement sur des études empiriques. En ce sens, il est important de faire le point sur l'identification, dans la littérature, des facteurs de défaillance bancaire.

Ce chapitre entend faire une revue de la littérature empirique, en vue de clarifier quels sont les facteurs de défaillance bancaire qui sont les plus importants dans la littérature. Nous mettons l'emphasis sur les facteurs spécifiques aux banques. En effet, les facteurs macroéconomiques sont, le plus souvent, analysés dans les études qui portent sur les crises bancaires, et rarement dans les études portant sur la défaillance individuelle de banques.

Contrairement à Demirgüç-Kunt (1989) qui considère les États-Unis, ce chapitre considère la littérature empirique relative à plusieurs économies. L'une des faiblesses de la littérature relative à l'identification des facteurs de défaillance bancaire est que la plupart des recherches concernent le secteur bancaire américain. Le chapitre est organisé comme suit : la section qui suit considère les facteurs spécifiques aux banques ; la seconde traite des indicateurs macroéconomiques. Puis, nous concluons le chapitre.

1.1 Les facteurs spécifiques aux banques

Depuis l'utilisation du cadre CAMEL par les autorités de supervision bancaire, la plupart des études qui analysent la défaillance bancaire se basent sur ce cadre. Il semble qu'il existe un certain consensus parmi les chercheurs au sujet du rôle des cinq aspects de ce cadre comme facteurs de défaillance bancaire spécifiques aux banques. Même les études qui ne se réfèrent pas explicitement au cadre CAMEL, utilisent des variables spécifiques aux banques qui se rapportent à ce cadre. La revue de littérature de Demirgüç-Kunt (1989), sans en faire référence, révèle que les premières recherches sur la question utilisaient des variables qui mesurent les aspects du cadre CAMEL.

Cette section montre que les études récentes font de même et trouvent des résultats favorables à ces cinq aspects comme facteurs de la défaillance bancaire. Le cadre CAMEL a été développé en vue d'être utilisé par les autorités de supervision pour noter les banques supervisées. Elles doivent noter chaque banque pour chacun des 5 aspects du cadre, entre 1(meilleure note) et 5(pire des notes), et utiliser ces notes pour calculer une note synthétique dans le même intervalle, de 1 à 5. Les banques dont la note est mauvaise (4 et 5) doivent être supervisées beaucoup plus souvent que celles dont leur note est bonne (1 à 3). Les cinq éléments du cadre CAMEL sont : suffisance des fonds propres (capital adequacy) ; qualité des actifs (asset quality) ; gestion (management) ; rentabilité (earning) ; liquidité (liquidity). Ces éléments permettent d'évaluer la vulnérabilité d'une banque à des risques financiers ou chocs externes.

Suffisance des Fonds propres

La suffisance des fonds propres, dans la supervision bancaire, fait référence à un niveau adéquat de la part des actionnaires dans les risques pris par la banque. En ce qui

concerne les banques internationales, ce niveau est fixé par l'accord de Bale¹. Pourquoi le niveau des fonds propres peut expliquer la défaillance bancaire? Wheelock et Wilson (2000) argumentent qu'une banque dont le niveau des fonds propres est faible est moins protégée contre les pertes sur son portefeuille d'actifs qu'une banque dont le niveau des fonds propres est plus élevé.

En fait, les fonds propres constituent un tampon qui absorbe les pertes dues à des chocs ou des mauvaises allocations de ressources. Lorsque les pertes surviennent, une banque peut devenir insolvable si le capital était nul ou faible bien avant les pertes. Car, cette banque ne peut pas faire face à ses dettes qui deviennent plus élevées que ses actifs. C'est l'une des raisons pour lesquelles les banques et toute autre entreprise maintiennent le niveau des fonds propres supérieur à zéro, en vue de faire face à toute perte éventuelle. Le niveau de fonds propres à maintenir doit dépendre du niveau de risques auxquels une banque fait face. C'est pourquoi, dans l'accord de Bale II, le niveau de fonds propres requis dépend des actifs pondérés aux risques.

Les résultats de l'étude de Wheelock et Wilson (2000) révèlent que le niveau des fonds propres réduit le risque de défaillance et d'acquisition des banques américaines. A cause de leurs activités d'intermédiation financière, les banques sont exposées à des risques financiers, et peuvent faire des pertes dues à des chocs adverses. Cependant, lorsque le niveau des fonds propres d'une banque est suffisamment élevé, cela permet à la banque de survivre en dépit des chocs. Lanine et Vennet (2006), considérant le secteur bancaire Russe, ont trouvé un résultat similaire à celui de Wheelock et Wilson (2000), bien que leurs modèles d'estimation soient différents. En fait, Lanine et Vennet (2006) estiment un modèle logit, tandis que Wheelock et Wilson (2000)

¹Pour plus de détails relatifs au niveau de capital, voir le rapport du Comité de Bâle sur le contrôle bancaire (BCBS, 2004).

estiment un modèle de Cox.

Contrairement à l'accord de Bale I, l'accord de Bale II prend en compte les risques associés aux actifs des banques. C'est un important accord, vu que le niveau des fonds propres de deux banques dont les risques associés aux actifs sont différents ne peut pas être identique. Estrella *et al.* (2000) révèlent que même des ratios simple, tels que le ratio du levier et le ratio des fonds propres sur le revenu, prédisent significativement la défaillance bancaire. Toutefois, Estrella *et al.* (2000) révèlent aussi que les ratios pondérés aux risques donnent de meilleures prédictions de la défaillance bancaire.

Qualité des actifs

La qualité des actifs est l'un des principaux facteurs de défaillance bancaire. Car, la plupart des actifs des banques sont des prêts ou des placements qui visent à générer des profits pour la banque. Lorsque la qualité des actifs d'une banque est faible, c'est-à-dire, lorsque les actifs génèrent des pertes, la banque peut devenir insolvable. Les indicateurs de la qualité des actifs sont généralement des ratios financiers relatifs au portefeuille de crédits, vu que le crédit constitue la principale activité des banques.

Wheelock et Wilson (2000) soulignent que le portefeuille de crédits est le moins liquide des actifs bancaires. Leurs résultats révèlent que la faiblesse de la qualité des actifs augmente la probabilité de défaillance bancaire. Thomson (1991) a trouvé le même résultat, bien qu'il ait estimé un modèle logit, contrairement au papier précité qui estime sur un modèle de Cox. D'autres papiers ont trouvé le même résultat malgré les différences méthodologiques. Par exemple, González-Hermosillo *et al.* (1997) révèlent que le ratio des prêts non performants sur le total des prêts augmente la probabilité de la fragilité bancaire ; il réduit la probabilité de survie bancaire.

Les travaux empiriques se focalisent sur le portefeuille de crédits parce que la faiblesse de sa qualité est une importante source des pertes bancaires. La profession bancaire est, certes, un métier de risques. Une banque ne peut fonctionner sans prendre des risques. Cependant, le niveau des risques de son portefeuille d'actifs doit être faible, afin d'éviter la défaillance bancaire. C'est pourquoi, une banque ne doit pas, par exemple, concentrer son portefeuille de crédits dans un secteur d'activité. Le faire, c'est déjà une indication de la faiblesse de la qualité du portefeuille de crédits, et des actifs en général.

Cependant, Wheelock et Wilson (2000) ont trouvé que la concentration du crédit dans le secteur immobilier augmente la probabilité d'acquisition bancaire aux États-Unis d'Amérique. Leurs résultats révèlent aussi que la concentration du crédit dans le secteur de l'immobilier augmente la durée de vie des banques. Wheelock et Wilson (2000) ont trouvé que la probabilité d'acquisition des banques augmente lorsqu'elles concentrent leurs crédits dans l'immobilier, probablement parce que la banque acquéreuse peut vendre les collatéraux des clients qui ne remboursent pas leurs dettes. C'est probablement la même raison qui explique que la probabilité de survie d'une banque augmente lorsqu'elle concentre ses crédits dans l'immobilier.

Lorsque le secteur dans lequel se concentre le crédit bancaire n'est pas en crise, les banques peuvent en tirer profit. Cependant, si ce secteur devient en crise, les agents économiques liés au secteur, ne pouvant pas payer leurs dettes, les banques peuvent faire faillite. C'est ce qui s'est produit aux États-Unis au cours des années 2000. Les banques ont concentré leur portefeuille de crédits dans le secteur de l'immobilier pendant plusieurs années. Puisque le secteur de l'immobilier n'était pas en crise, les banques profitaient de la concentration de leurs crédits. Mais, lorsque les prix de l'immobilier ont considérablement baissé, au point que l'on parle de la crise de

l'immobilier, des banques ont fait faillite. D'autres n'ont pu survivre à la crise que grâce au support financier de l'État. L'exemple de la crise de l'immobilier, aussi appelé crise des subprimes, montre que la concentration du crédit bancaire dans un secteur doit être considérée comme un indicateur de la faiblesse de la qualité des actifs, même si les banques en profitent à court terme ou à moyen terme.

Gestion

La gestion, comme facteur de défaillance bancaire, doit être comprise dans le sens de la qualité de la gestion. La gestion d'une banque peut être de bonne qualité ou de faible qualité. Elle est de bonne qualité lorsqu'elle permet à la banque de maximiser ses profits par une allocation optimale de ses ressources, tout en limitant sa vulnérabilité aux risques. Une banque dont la gestion est de bonne qualité est donc robuste à faire face aux risques. Il s'agit donc d'une banque dont la gestion est efficiente². Il est important de considérer, dans la définition d'une bonne gestion bancaire, la manière dont une banque gère les risques. Car, un actif dont le rendement espéré est élevé peut aussi provoquer des pertes énormes à une banque si les risques associés à cet actif se réalisent. Une banque ne doit pas considérer uniquement "le rendement espéré" comme critère pour allouer ses ressources à des actifs. Elle doit considérer aussi le degré de risque associé aux actifs, ainsi que l'impact de chacun de ces actifs sur le risque global de son portefeuille.

Alors qu'il est facile d'identifier les indicateurs des autres facteurs de défaillance bancaire spécifiques aux banques, ce n'est pas le cas pour la gestion. C'est ce qui, probablement, explique que peu d'études empiriques sur la défaillance bancaire considèrent la gestion. Les deux méthodes généralement utilisées pour mesurer la qualité

²Dans cette thèse, lorsque nous faisons référence à une gestion efficiente, il s'agit d'une gestion de bonne qualité.

de la gestion sont : l'analyse des frontières stochastiques (SFA), et la méthode DEA (data envelopment analysis). La première est une méthode paramétrique tandis que la seconde est une méthode non paramétrique. La différence entre ces méthodes est abordée au chapitre 4, où nous estimons l'efficience bancaire.

Nous soulignons, toutefois, que certaines études utilisent aussi des variables financières comme indicateurs de la qualité de la gestion. C'est le cas de Thomson (1991) qui mesure la qualité de la gestion par le ratio du crédit aux administrateurs et employés de la banque sur le total des actifs. Les résultats de Thomson (1991) indiquent que la probabilité de défaillance bancaire est affectée par la gestion bancaire. Molina (2002) a aussi utilisé une variable financière pour mesurer la qualité de la gestion bancaire. Son indicateur de gestion est un indice défini comme suit : $(\text{Dépenses de salaires} + \text{Coût d'exploitation} - \text{Contributions FOGADE}) / \text{Revenu financier}$ ³. L'indice de Molina (2002) explique significativement la défaillance bancaire, suivant les résultats de son étude.

Wheelock et Wilson (2000) ont utilisé ces deux méthodes pour mesurer la qualité de la gestion des banques. Ils ont estimé l'efficience en coût en utilisant un modèle d'analyse des frontières stochastiques. Ils ont aussi mesuré l'efficience technique, à partir de la méthode DEA. Les résultats de Wheelock et Wilson (2000) révèlent que l'inefficience augmente le risque de défaillance et réduit la probabilité d'acquisition bancaire. D'autres études, telle que celle de Barr *et al.* (1994), ont montré qu'une mauvaise gestion est un facteur de défaillance bancaire. Barr *et al.* (1994) ont utilisé la méthode DEA pour mesurer la qualité de la gestion, et ont trouvé que cette mesure différencie significativement les banques qui ont survécu de celles qui ont fait faillite.

³FOGADE est le sigle des Fonds de Garantie des Dépôts et de la Protection Bancaire (traduit par nous). Le nom de cette agence, en espagnol, est : Fondo de Garantía de Depósitos y Protección Bancaria.

Rentabilité

Etant donné que les fonds propres constituent un important tampon pouvant absorber des pertes, la rentabilité doit renflouer les fonds propres pour qu'une banque puisse être robuste à faire face à d'éventuelles pertes. Lorsqu'une banque n'est pas rentable, ses pertes érodent ses fonds propres. À cause de ses pertes, une banque peut devenir insolvable, et peut ne pas être en mesure de payer ses créiteurs tels que les déposants, la banque centrale et d'autres banques etc.

Thomson (1991) aussi bien que Wheelock et Wilson (2000) ont trouvé que la rentabilité réduit la probabilité et le risque de défaillance bancaire. Ces deux études ont utilisé le même indicateur de rentabilité, le rendement des actifs (ROA). Leurs résultats sont similaires, bien que ces deux études aient utilisé deux méthodes d'estimation différentes. En effet, comme indiqué précédemment, Wheelock et Wilson (2000) ont estimé un modèle de Cox tandis que Thomson (1991) a estimé un modèle logit. Molina (2002) a aussi trouvé un résultat similaire à Wheelock et Wilson (2000) et Thomson (1991) concernant l'indicateur ROA, en utilisant une analyse univariée et un modèle de Cox.

Liquidité

Quelque soit le secteur dans lequel évolue une firme, elle doit maintenir un niveau de liquidité suffisant pour pouvoir faire face à d'éventuelles dépenses urgentes. Parce que les banques utilisent des dépôts de court terme pour accorder du crédit à long terme, elles sont plus vulnérables au risque de liquidité que les firmes non financières. Si, dans une banque, une trop forte proportion des dépôts est transformée en prêts à long terme, cette banque risque de ne pas pouvoir faire face aux retraits des déposants ; ce qui peut occasionner une panique bancaire. En effet, le problème de

liquidité d'une banque peut affecter tout le système bancaire.

Certaines études empiriques ont examiné le rôle du niveau de liquidité comme facteur de défaillance bancaire. Wheelock et Wilson (2000) mesurent la liquidité par le ratio de la différence entre les fonds fédéraux achetés et vendus sur le total des actifs. Les résultats suggèrent que la liquidité réduit la probabilité de défaillance bancaire et la probabilité d'acquisition. Logan (2001) a défini un autre indicateur de liquidité ; il s'agit de la différence entre les actifs de court terme et les passifs de court terme. Logan (2001) a trouvé les mêmes résultats que Wheelock et Wilson (2000) ; la liquidité réduit la probabilité de défaillance. Arena (2008) a testé le ratio des actifs liquides sur le total des passifs, comme indicateur du niveau de liquidité. Les résultats de son étude révèlent que la liquidité réduit la probabilité de défaillance bancaire en Amérique Latine et en Asie de l'Est.

1.1.1 La gestion : le facteur clé

Toutes les études empiriques n'utilisent pas les mêmes indicateurs pour les éléments du cadre CAMEL. D'ailleurs, certaines n'utilisent des indicateurs que pour quelques un des éléments du dit cadre. Cela rend la comparaison des résultats des différentes études difficile. Toutefois, nous nous proposons, dans cette section, de discuter, sur la base des résultats empiriques de quelques papiers sélectionnés, des aspects du cadre CAMEL qui paraissent être plus importants. De plus, au delà de la comparaison des résultats empiriques, nous argumentons que la qualité de la gestion est un facteur clé qui explique la défaillance bancaire, malgré le peu de papiers empiriques ayant analysé son impact.

En ce qui concerne la littérature empirique sur la défaillance bancaire, le niveau des fonds propres paraît être l'un des plus importants facteurs (voir Tableau 1.1). Le niveau des fonds propres est utilisé et est significatif dans toutes les études considérées dans le présent chapitre. Lorsqu'une banque fait des pertes sur une période, si l'érosion des fonds propres n'est pas complète, elle peut continuer à survivre. Par contre, si elle continue à faire des pertes au cours des périodes qui suivent, ses fonds propres seront complètement érodés, la rendant insolvable et la conduisant à la faillite. L'importance accordée au niveau des fonds propres s'explique par le fait que les fonds propres permettent à une banque de faire face à des chocs néfastes.

TAB. 1.1 – Papiers sélectionnés dont les indicateurs du cadre CAMEL sont significatifs.

Études empiriques	Économies	C	A	M	E	L
Thomson (1991)	U.S.A.	✓	✓	✓	✓	✓
Barr <i>et al.</i> (1994)	U.S.A.	✓	✓	✓	✓	
Wheelock et Wilson (2000)	U.S.A.	✓	✓	✓	✓	✓
Logan (2001)	U.K.	✓	✓		✓	✓
Molina (2002)	Venezuela	✓		✓	✓	
Lanine et Vennet (2006)	Russie	✓	✓		✓	✓
Arena (2008)	AL & AE ^a	✓	✓		✓	✓
Männasoo et Mayes (2009)	EE ^b	✓	✓	✓	✓	✓

^a AL & AE : Amérique Latine & Asie de l'Est

^b EE : Europe de l'Est.

En outre du niveau des fonds propres, la rentabilité est un aspect du cadre CAMEL que nous retrouvons dans tous les papiers sélectionnés. Il s'agit d'un facteur qui peut être mesuré facilement. L'importance de la rentabilité dans la littérature relative aux facteurs de défaillance bancaire s'explique par le fait que lorsqu'une banque fait des pertes, cela est un indicateur d'une possible insolvabilité future. En fait, la solvabilité est directement liée à la rentabilité. Car, le profit permet de renflouer les fonds propres.

Les deux derniers paragraphes ont montré que le niveau des fonds propres et la rentabilité sont les plus importants facteurs de défaillance bancaire, compte tenu du nombre de fois que ces facteurs sont utilisés et trouvés significatifs dans les papiers sélectionnés. Certes, les autres facteurs sont importants. Cependant, la littérature empirique au sujet de la défaillance bancaire accorde une attention particulière au niveau des fonds propres et à la rentabilité.

Suivant le tableau 1.1, dans la littérature sur les facteurs de la défaillance bancaire, la gestion est l'élément le moins analysé du cadre CAMEL. En dépit de cela, puisque les autres éléments du cadre CAMEL sont liés à la qualité de la gestion, nous la considérons comme le facteur clé, parmi les cinq facteurs CAMEL. En effet, les niveaux de fonds propres, de rentabilité et de liquidité, et la qualité des actifs dépendent de la qualité de la gestion d'une banque. Nous rappelons que nous avons défini une gestion de bonne qualité comme étant celle qui permet de maximiser le profit par une allocation optimale des ressources, tout en limitant l'exposition de la banque aux risques.

Tenant compte de cette définition, une banque dont la gestion est de bonne qualité, intègre dans sa fonction de maximisation du profit, par exemple, des niveaux suffisants de fonds propres et de liquidité. Par contre, une banque dont la qualité de la gestion est faible intègre des niveaux respectifs de fonds propres et de liquidité insuffisants dans sa fonction de maximisation du profit. Une telle banque est certainement plus exposée aux risques. En outre du niveau des fonds propres et de liquidité, une banque dont la gestion est de qualité s'assure que son portefeuille soit modéré. Les facteurs de la défaillance que sont le niveau des fonds propres, le niveau de liquidité, la qualité des actifs aussi bien que la rentabilité, résultant de la qualité de la gestion, la gestion bancaire paraît être le facteur clé de la défaillance bancaire,

parmi les facteurs spécifiques aux banques.

Les expériences ont montré que la plupart des cas de défaillances bancaires sont dus à une mauvaise gestion. Brownbridge (1998) souligne que le crédit connecté est l'une des causes de la défaillance bancaire en Afrique. Accorder des crédits connectés constitue une manière inefficace d'allouer les ressources d'une banque. La qualité du portefeuille de crédits est testée, comme indicateur de la qualité des actifs, par la plupart des études sur la défaillance bancaire. Mais, la qualité des actifs résulte de l'efficacité de la gestion. En effet, un abus de crédits accordés au personnel de la banque est une gestion inefficace qui détériore la qualité du portefeuille de crédits.

L'illustration qui suit montre que la gestion doit être le facteur clé, parmi les facteurs spécifiques aux banques qui expliquent la défaillance bancaire. Deux banques ayant un ratio élevé et identique de crédits non performants sur le total des actifs se retrouveront dans des situations différentes si l'une d'entre elles a un niveau de fonds propres plus élevé que l'autre⁴. La différence entre ces deux banques, c'est que la gestion est plus efficace dans celle qui a un niveau suffisant de fonds propres que celle dont le niveau de fonds propres est insuffisant.

King *et al.* (2006) argumentent que, parce que l'environnement change, les causes de la défaillance bancaire changent aussi. En fait, durant ces dernières décennies, il y a eu des changements au niveau législatif et au niveau des normes et des pratiques de supervision bancaire. King *et al.* (2006) testent la différence des moyennes de certains ratios, entre deux périodes (1984-1994 et 1995-2003), pour les banques en défaillance. Ils ont trouvé que la performance des banques en défaillance au cours de la première période est significativement plus faible que celle de la période récente.

⁴Cette illustration est tirée de González-Hermosillo (1999), bien que l'auteur ne l'ait pas utilisé pour montrer l'importance de la gestion.

Nous interprétons les résultats de King *et al.* (2006) comme une indication que les changements dans l'environnement législatif et dans celui des règles prudentielles bancaires rendent les banques plus robustes financièrement. C'est pourquoi, jusqu'avant la crise des subprimes, le nombre de cas de défaillance avait chuté depuis quelques années. Considérant le tableau 1.1, il semble évident que les causes de la défaillance bancaire n'aient pas changé. Cependant, l'expérience des défaillances bancaires des années 2008 et 2009, dans plusieurs économies, montre que d'autres facteurs doivent être considérés dans la littérature. Il s'agit, entre autres, des actifs financiers complexes tels que les produits de titrisation.

1.1.2 Les indicateurs micro de défaillance bancaire

Nous avons considéré précédemment les facteurs de défaillance aux banques, sans mettre l'emphasis sur les indicateurs utilisés dans la littérature pour mesurer ces facteurs. Cette section comble cette lacune, en présentant les indicateurs des facteurs de défaillance spécifiques aux banques les plus utilisés dans les papiers sélectionnés dans ce chapitre. Nous reportons dans le tableau 1.2 les indicateurs significatifs dans, au moins, deux des papiers considérés.

En ce qui concerne le niveau des fonds propres, l'indicateur le plus utilisé est le ratio des fonds propres sur les actifs. Ce ratio est significatif dans quatre des huit papiers considérés. Il s'agit de Wheelock et Wilson (2000), Molina (2002), Arena (2008), et Lanine et Vennet (2006). Dans tous ces cas, le signe est négatif, indiquant qu'un niveau de fonds propres élevé réduit la probabilité de défaillance bancaire. Un autre ratio significatif et de signe négatif, mesurant le niveau de fonds propres, se retrouve dans les papiers de Barr *et al.* (1994) et Arena (2008). C'est le ratio des fonds propres sur les passifs.

Beaucoup de ratios permettent de mesurer la qualité des actifs. C'est ce qui explique que les ratios varient d'un papier à un autre. Il faut noter que la majorité des indicateurs de la qualité des actifs sont liés au portefeuille de crédits. Cela s'explique au fait que le crédit constitue la principale activité des banques, donc, le principal actif de leur bilan. La mauvaise qualité du crédit suffit à elle seule à mettre une banque en faillite. Parmi les papiers sélectionnés, nous retrouvons plusieurs indicateurs de la qualité des actifs qui expliquent significativement la défaillance bancaire. Cependant, c'est un seul d'entre eux qui se retrouve à la fois dans deux des papiers. Il s'agit du portefeuille de crédits sur les actifs.

Concernant la qualité de la gestion, ou du management de la banque, les indicateurs utilisés dans la littérature portent surtout sur les coûts et les profits d'une banque. Ces mesures indiquent l'efficacité managériale d'une banque à contrôler ses coûts et à maximiser ses profits. Nous n'avons pas trouvé de variables identiques figurant dans plusieurs des papiers sélectionnés. Toutefois, deux variables d'efficacité mesurant la qualité de la gestion dans les papiers de Barr *et al.* (1994) et Wheelock et Wilson (2000) sont similaires sans être identiques. Il s'agit de l'efficacité technique dans le premier papier, et de l'inefficacité technique et de l'inefficacité en coût, dans le second. En fait, l'inefficacité est l'opposée de l'efficacité. C'est d'ailleurs la raison pour laquelle le signe de l'efficacité technique est négatif dans le papier de Barr *et al.* (1994), et positif dans celui de Wheelock et Wilson (2000). Ces résultats confirment que le niveau de défaillance des banques inefficaces est plus élevé que celui des banques efficaces.

Pour ce qui est de la rentabilité, le profit net sur les actifs (ROA) est l'unique indicateur significatif commun à plusieurs papiers. Sept des huit papiers sélectionnés révèlent que l'indicateur ROA est significatif et négatif. C'est l'indicateur le plus

TAB. 1.2 – Indicateurs significatifs dans plusieurs des papiers sélectionnés

Indicateurs	Papiers	Modèles	Signes
Fonds propres sur actifs	Wheelock et Wilson (2000)	Cox (faillite)	-
	" "	Cox (acquisition)	-
	Molina (2002)	Cox	-
	Lanine et Vennet (2006)	Logit	-
	Arena (2008)	Logit	-
	" "	Survie	-
	Männasoo et Mayes (2009)	Survie	-
Fonds propres sur passifs	Barr <i>et al.</i> (1994)	Probit	-
	Arena (2008)	Logit	-
	" "	Survie	-
Crédits sur actifs	Wheelock et Wilson (2000)	Cox (faillite)	+
	Arena (2008)	Logit	+
	" "	Survie	+
	Männasoo et Mayes (2009)	Survie	-
Profit net sur actifs(ROA)	Thomson (1991)	Logit	-
	Barr <i>et al.</i> (1994)	Probit	-
	Wheelock et Wilson (2000)	Cox (faillite)	-
	" "	Cox (acquisition)	-
	Logan (2001)	Logit	-
	Molina (2002)	Cox	-
	Lanine et Vennet (2006)	Logit	-
	Arena (2008)	Logit	-
	" "	Survie	-
Bons du trésor sur actifs	Molina (2002)	Cox	-
	Lanine et Vennet (2006)	Logit	-
Banque appartenant à une compagnie	Thomson (1991)	Logit	-
	Wheelock et Wilson (2000)	Cox (faillite)	-
		Cox (acquisition)	+
Taille (logarithme des actifs)	Wheelock et Wilson (2000)	Cox (faillite)	-
	" "	Cox (acquisition)	-
	Arena (2008)	Logit	-
	" "	Survie	-

utilisé par les études portant sur les facteurs de la défaillance bancaire, au regard du tableau 1.2. Il semble exister un certain consensus sur le rôle de cet indicateur comme mesure de la rentabilité.

Le ratio des bons du trésor sur les actifs est répété dans deux papiers, comme indicateur de la liquidité. Il s’agit des papiers de Molina (2002) et de Lanine et Vennet (2006). Les deux révèlent que cet indicateur réduit la probabilité de défaillance bancaire. Les bons du trésor, en plus d’être des actifs sans risque, sont des actifs liquides. Ainsi, une banque qui fait face à des retraits de dépôts plus élevés que d’habitude, ou qui fait face à des dépenses élevées et non régulières, peut vendre les bons du trésor qu’elle détient, en vue d’augmenter son encaisse.

En outre des indicateurs du cadre CAMEL, d’autres variables spécifiques aux banques figurent souvent dans les papiers empiriques sur la défaillance bancaire. Elles varient d’un papier à l’autre. Dans les papiers sélectionnés, nous retrouvons deux variables communes à plusieurs d’entre eux. Il s’agit, d’abord, d’une variable muette indiquant si une banque appartient à une compagnie. Nous la retrouvons dans le papier de Thomson (1991) et dans celui de Wheelock et Wilson (2000). Suivant leurs résultats, cette variable réduit la probabilité de défaillance bancaire. Par contre, elle augmente le risque d’acquisition. L’autre variable est la taille de la banque, exprimée en logarithme népérien des actifs. Les résultats de Thomson (1991) et de Wheelock et Wilson (2000) révèlent que la taille réduit la probabilité de défaillance bancaire. Cela s’explique probablement par la notion “too big to fail”.

1.2 Les indicateurs macroéconomiques

Nous scindons les indicateurs macroéconomiques en deux : les indicateurs de l'économie réelle et ceux des marchés monétaire et financier. Ces indicateurs sont le plus souvent analysés dans la littérature sur les crises bancaires. En effet, lorsqu'il y a un choc macroéconomique, ce sont toutes les banques qui y font face. Suivant le choc, et suivant son niveau, il peut causer une crise bancaire systémique ou causer la défaillance des banques inefficientes et même des banques efficientes.

Nous l'avions souligné précédemment : en ce qui concerne les indicateurs macroéconomiques de défaillance bancaire, les études empiriques en analysent peu. Toutefois, nous notons que l'impact du secteur réel est souvent mesuré par un indicateur de la production. Arena (2008), par exemple, utilise la croissance du PIB comme indicateur macroéconomique de défaillance bancaire. Thomson (1991) utilise, quant à lui, l'indice de production de Herfindahl. Ces deux indicateurs réduisent significativement la défaillance bancaire. Le ratio du crédit bancaire sur le PIB est un autre exemple d'indicateur macroéconomique de la défaillance bancaire (Hutchison, 2002; González-Hermosillo *et al.*, 1997).

D'autres indicateurs macroéconomiques sont utilisés dans la littérature. Il s'agit, entre autres, du taux d'intérêt réel (González-Hermosillo *et al.*, 1997), de la volatilité du taux de change (Arena, 2008), de la dépréciation du taux de change (González-Hermosillo *et al.*, 1997), et de la liquidité du secteur bancaire que Arena (2008) mesure par le ratio des encaisses sur les dépôts. Suivant les résultats des papiers sélectionnés, le taux d'intérêt réel réduit la probabilité de survie tandis que le niveau de liquidité du secteur bancaire réduit la probabilité de défaillance bancaire. En ce qui concerne la dépréciation du taux de change, les résultats de González-Hermosillo

et al. (1997) révèlent qu'elle réduit la probabilité de survie des banques.

Les agents économiques avec lesquels une banque fait des transactions sont liés au secteur réel. Lorsqu'il y a récession, les agents économiques qui ont des dettes envers la banque risquent de ne pas pouvoir les rembourser. Il en est de même lorsque le chômage, le niveau des prix et le taux d'imposition augmentent. Si, à cause d'un choc externe, les activités économiques baissent, cela peut causer une augmentation du chômage. Dans ce cas, le revenu des ménages baisse. Ceci ne fait qu'augmenter le nombre de ménages à ne pas pouvoir rembourser leurs dettes. De plus, lorsque les activités économiques baissent, certaines firmes peuvent, non plus, ne pas pouvoir rembourser leurs dettes auprès des banques. Lorsqu'une banque fait face à un nombre important de débiteurs insolubles, cela affecte négativement ses résultats. Ceci augmente le niveau de défaillance d'une telle banque, et peut même la conduire à la faillite.

Une augmentation de l'inflation peut aussi affecter la solvabilité bancaire, et conduire des banques à la faillite. Car, une augmentation du niveau des prix ne fait que réduire le revenu réel des ménages, si les salaires sont rigides. Certains ménages peuvent ne plus être en mesure de payer leurs dettes à la banque, suite à une augmentation de l'inflation. De même, si l'inflation fait augmenter les dépenses d'exploitation des firmes, elle peut les rendre insolubles. Ces firmes peuvent ne plus être en mesure de payer leurs dettes à la banque. Puisque les agents économiques n'arrivent pas à rembourser leurs dettes, certaines banques peuvent devenir insolubles.

En outre de la situation du secteur réel, le marché financier est aussi un facteur macroéconomique de défaillance bancaire. Cet impact s'explique par les liens qui existent entre le secteur bancaire et le reste du marché financier, les banques parti-

cipant aux activités des marchés financiers. Elles émettent, achètent et vendent des titres financiers ; elles gèrent aussi des portefeuilles d'actifs financiers pour le compte de leurs clients. Lorsqu'un choc adverse affecte les marchés financiers, les banques peuvent faire face à des pertes qui érodent leur niveau de fonds propres, et peuvent même les rendre insolubles. C'est le cas, par exemple, des banques européennes qui ont acheté des produits financiers américains, et qui font face à des pertes, à cause de la crise des subprimes aux États-Unis.

Le marché monétaire, notamment le marché interbancaire, permettant aux banques d'ajuster leurs surplus et leurs déficits de liquidité, a un impact direct sur la solvabilité bancaire. En effet, si une banque débitrice devient insoluble, cela peut mettre sa ou ses banques créancières en défaillance, si les autorités de supervision bancaire ne résolvent pas le problème rapidement. Cela peut avoir un effet de contagion dans le système bancaire, à cause des dettes que les banques ont les unes envers les autres. De plus, si les taux d'intérêt du marché monétaire sont élevés, cela peut occasionner la défaillance bancaire. Car, les banques répercuteront ce taux sur le taux d'intérêt sur les prêts qui, lorsqu'il est élevé, crée des problèmes d'aléas morale et d'anti-sélection. Or, ces problèmes d'asymétrie d'information peuvent augmenter les crédits improductifs. Les pertes qu'occasionnent les crédits improductifs ont pour effet d'augmenter le niveau de défaillance bancaire.

De plus, une politique monétaire restrictive, faisant augmenter le coût du financement des banques sur le marché monétaire, affecte le bilan des banques. Lorsque la politique monétaire est restrictive, si le bilan des banques n'est pas ajusté de manière efficiente pour faire face à l'asymétrie d'information, le degré de défaillance de ces banques peut augmenter. Les différences qui existent entre les banques, en ce qui concerne leur niveau d'efficience, peuvent donc créer une asymétrie de l'impact de la

politique monétaire sur la défaillance bancaire.

Conclusion

Les études récentes révèlent que les cinq éléments du cadre CAMEL sont les principaux facteurs de défaillance bancaire spécifiques aux banques. Les résultats des papiers que nous avons revus suggèrent que le niveau des fonds propres et la rentabilité sont les plus importants facteurs de défaillance bancaire spécifiques aux banques, compte tenu du nombre de fois que ces facteurs sont utilisés et trouvés significatifs. Cependant, nous argumentons que la gestion est le facteur clé de la défaillance bancaire, parmi les facteurs spécifiques aux banques. En effet, les autres facteurs reposent sur la qualité de la gestion bancaire. Car, un niveau de fonds propres suffisants, un niveau de liquidité suffisant, une bonne allocation des ressources qui permet de maximiser la rentabilité ainsi qu'un risque de portefeuille modéré relèvent de la qualité de la gestion.

Si la qualité de la gestion est peu considérée dans la littérature sur la défaillance bancaire, c'est probablement à cause de la difficulté à la mesurer. Certains auteurs utilisent des ratios financiers, comme indicateurs de la qualité de la gestion. Il s'agit généralement de ratios relatifs aux coûts. Mais, la méthode DEA (Data Envelopment Analysis) et l'analyse des frontières stochastiques (SFA) permettent de mesurer l'efficacité, donc la qualité de la gestion. L'avantage de ces deux méthodes par rapport aux ratios, c'est qu'elles permettent d'obtenir des scores d'efficacité qui tiennent compte de la frontière des possibilités de production⁵.

⁵Il peut s'agir aussi des possibilités à minimiser le coût ou à maximiser le profit, suivant que l'on cherche à mesurer l'efficacité en coût ou l'efficacité en profit.

La revue de littérature présentée dans ce chapitre nous révèle que les facteurs macroéconomiques sont peu importants dans la littérature sur les déterminants de la défaillance bancaire. Les papiers sélectionnés utilisent peu d'indicateurs macroéconomiques. De plus, ces indicateurs varient d'un papier à un autre. Cela n'est pas étonnant, puisque les facteurs macroéconomiques sont surtout considérés dans la littérature relative aux crises bancaires systémiques. Toutefois, même lorsque les papiers sélectionnés étudient la défaillance bancaire, certains des indicateurs macroéconomiques qui figurent dans leurs modèles sont significatifs.

Les facteurs de défaillance bancaire sont bien identifiés, notamment les facteurs spécifiques aux banques. À cause des changements dans l'environnement législatif et l'environnement de la régulation, la défaillance bancaire avait même baissé, avant la crise des subprimes. Cette baisse s'explique par une meilleure connaissance des facteurs de la défaillance bancaire. Cependant, les épisodes de défaillance bancaire occasionnés par la crise des subprimes et la récession économique montrent qu'avec le développement des marchés financiers, les banques arrivent à prendre des risques qui échappent au contrôle de la régulation bancaire. D'où la nécessité d'une régulation plus adaptée à la complexité des titres financiers.

Chapitre 2

Asymétrie des Effets de la Politique Monétaire sur le Bilan des Banques : Une Revue de la Littérature

Introduction

Au chapitre précédent, nous avons insisté sur le rôle des facteurs spécifiques aux banques, notamment la qualité de la gestion, comme étant les principaux facteurs de la défaillance bancaire. Nous avons aussi présenté les facteurs macroéconomiques, dont le taux d'intérêt, sans toutefois insister sur ces facteurs. Considérant un choc de politique monétaire, il s'est avéré, dans la littérature, qu'il affecte le bilan des banques. Bien que le but de la politique monétaire soit la stabilité des prix, il se peut bien qu'elle affecte aussi la stabilité financière des banques, en les portant à ajuster leur bilan aussi bien que leurs prix. Il est donc important, dans le cadre de cette

thèse, de comprendre comment un choc de politique monétaire affecte les banques.

Il y a une vaste littérature sur la question, mettant l'emphasis sur le crédit bancaire comme canal de transmission de la politique monétaire. Dans ce chapitre, nous faisons une revue de la littérature sur l'asymétrie des effets de la politique monétaire sur le bilan des banques, notamment leur portefeuille de crédits. Nous entendons par asymétrie des effets de la politique monétaire sur le bilan bancaire le fait que les effets de la politique monétaire sur le bilan diffèrent d'une catégorie de banques à une autre. Dans ce chapitre, nous porterons, encore une fois, notre attention sur les caractéristiques spécifiques aux banques, arguant que leur réaction par rapport à la politique monétaire est liée à la qualité de leur gestion. Les caractéristiques spécifiques aux banques dont il est question dans ce chapitre sont celles qui expliquent l'asymétrie des effets de la politique monétaire sur le bilan bancaire.

Depuis que Bernanke et Blinder (1988) ont développé leur modèle montrant que le crédit bancaire est un canal de transmission de la politique monétaire au même titre que le canal de la monnaie, un débat s'est ouvert par rapport au tenant du point de vue de la monnaie. Romer et Romer (1990) et d'autres soutiennent, cependant, qu'en cas de choc monétaire restrictif, les banques peuvent lever des fonds en émettant des certificats de dépôts pour maintenir la croissance de leur portefeuille de crédits. Pour montrer le rôle du crédit bancaire comme canal de transmission de la politique monétaire, Bernanke et Blinder (1992) estiment trois modèles vectoriels auto-régressifs (VAR). Suivant les résultats de leur travail, lorsque la banque centrale applique une politique restrictive, les dépôts, les titres boursiers et le crédit baissent. Un important résultat de cette étude est que le crédit bancaire se déplace en même temps que le taux de chômage, montrant que le crédit bancaire est un canal de transmission de la politique bancaire. En effet, si une baisse du crédit bancaire, due à une politique

monétaire restrictive, est accompagnée d'une augmentation du taux de chômage cela veut dire que la baisse du crédit a réduit les activités économiques au point de réduire le niveau de l'emploi. Si c'est le cas, la baisse du crédit bancaire est bien un canal de transmission de la politique monétaire.

Toutefois, Bernanke et Blinder (1992) reconnaissent qu'une interprétation alternative de leurs résultats est admissible. En fait, il est possible que la baisse de l'offre de crédit soit une "réponse passive" à la baisse de la demande de crédit, la transmission de la politique monétaire ayant transité par le canal de la monnaie. Donc, les résultats de Bernanke et Blinder (1992), comme ils le soulignent, admettent deux interprétations alternatives.

Pour remédier à ce problème d'identification de la réaction de l'offre de crédit bancaire à un choc monétaire, Kashyap et Stein (1995) utilisent des données désagrégées des bilans de banques. Ils agrègent ces données par catégories de banques, regroupées suivant leur taille. Leurs résultats montrent que le portefeuille de crédits des petites banques baisse tandis que celui des grandes banques augmente, lorsque la banque centrale applique une politique monétaire restrictive. Depuis lors, un nombre croissant de travaux tendent non seulement à utiliser des données désagrégées, pour analyser l'impact de la politique monétaire sur le bilan des banques, mais aussi à tenir compte de l'effet des caractéristiques des banques sur leur réaction à la politique monétaire.

Comme indiqué précédemment, le présent chapitre entend faire une revue de la littérature relative à l'asymétrie des effets de la politique monétaire sur le bilan des banques. Compte tenu de l'orientation de la littérature récente, nous portons notre attention particulièrement sur un poste du bilan bancaire, le portefeuille de crédits.

Cette revue de littérature révèle que l'asymétrie des effets de la politique monétaire est effective dans les économies développées aussi bien que dans les économies en développement et en transition. Toutefois, elle révèle aussi que, lorsque les banques sont homogènes, l'asymétrie disparaît.

La section qui suit cette introduction traite des méthodes utilisées dans la littérature pour évaluer l'effet de la politique monétaire sur le bilan des banques. Puis, nous présentons, dans une autre section, les principaux indicateurs de l'asymétrie des effets de la politique monétaire sur les banques. En dernier lieu, nous concluons le chapitre sur les lacunes à combler et les perspectives pour des recherches futures.

2.1 Types de données utilisées pour analyser les effets de la politique monétaire sur les banques

Bien avant de faire une revue de littérature sur les caractéristiques des banques expliquant l'asymétrie des effets de la politique monétaire, il est important de considérer les approches qui permettent d'évaluer ces effets asymétriques. Cette section présente les deux principales méthodes utilisées pour évaluer l'asymétrie des effets de la politique monétaire sur les banques. Il s'agit de la méthode utilisant des données agrégées par catégories de banques, et celle utilisant des données désagrégées.

2.1.1 Données agrégées par catégories de banques

Par données agrégées par catégories de banques, nous faisons référence aux données agrégées pour chaque catégorie de banques, telles que la catégorie des petites banques et la catégorie des grandes banques. Kashyap et Stein (1995) sont les premiers à proposer cette procédure qui leur a permis de montrer que, même lorsque

les dépôts bancaires baissent, la réaction du portefeuille de crédits n'est pas la même pour toutes les banques. Ils ont trouvé que le crédit des petites banques est plus sensible à la politique monétaire que celui des grandes banques. Agung (1998), Kakes et Sturn (2002), et Ehrmann et Worms (2004) et d'autres ont utilisé la même procédure que Kashyap et Stein (1995). Les résultats de ces auteurs et d'autres seront présentés dans la section 2.2.

Ces auteurs estiment un ou plusieurs VAR en utilisant des données bancaires agrégées suivant les caractéristiques des banques. Si les données agrégées par catégories ne sont pas déjà disponibles, les chercheurs utilisent des données désagrégées qu'ils agrègent eux-mêmes, en fonction de leur objectif. Kashyap et Stein (1995) et Agung (1998), par exemple, ont obtenu des données désagrégées qu'ils ont eux-mêmes agrégées suivant leur besoin.

Deux approches permettent de tenir compte des caractéristiques des banques lorsque l'on utilise des données agrégées pour étudier l'impact d'un choc monétaire sur le bilan bancaire. Concernant la première approche, pour une même spécification, on peut réaliser une estimation en incluant dans le modèle la même variable bancaire pour les différentes catégories de banques, et faire autant d'estimations que de variables bancaires que l'on souhaite tester. C'est-à-dire, dans un VAR on n'inclut, par exemple, que le portefeuille de crédits des petites banques et le portefeuille de crédits des grandes banques, comme variables bancaires. Ainsi, il est possible de comparer l'impact de la politique monétaire sur le portefeuille de crédits des petites banques avec l'impact de cette politique sur le crédit des grandes banques. Si l'on souhaite considérer une autre variable bancaire, par exemple, les dépôts, on inclut dans un autre VAR le dépôt des petites banques et le dépôt des grandes banques. Ceci permet de vérifier si l'impact de la politique monétaire sur les petites et les grandes banques

est asymétrique. Il s'agit de l'approche suivie par Agung (1998).

La deuxième approche consiste à réaliser l'estimation par catégorie de banques, comme l'on fait Kashyap et Stein (1995), Kakes et Sturn (2002), et Ehrmann et Worms (2004). Suivant cette approche, parmi les variables d'un VAR on retrouve, par exemple, les petites banques uniquement ; dans un autre VAR, on retrouve les grandes banques uniquement. Ainsi, on peut comparer l'impact de la politique monétaire sur le portefeuille de crédits des petites banques (premier VAR) avec l'impact de cette politique sur le crédit des grandes banques (second VAR).

2.1.2 Données désagrégées

L'approche des données désagrégées consiste à utiliser les données des banques, sans les agréger par catégorie, pour estimer un modèle linéaire qui permet à la variable de politique monétaire d'interagir avec les caractéristiques des banques. Cette approche, se basant sur le modèle théorique de Kashyap et Stein (1995), est largement utilisée dans la littérature sur le canal du crédit. Gambacorta et Mistrulli (2004), Gambacorta (2005), Brissimis et Delis (2009), Urquhart (2008), Matousek et Sarantis (2009) et d'autres ont adopté cette approche. Pour tester le modèle de Kashyap et Stein (1995), à savoir si les banques réagissent différemment à un choc de politique monétaire bancaire, le modèle est ainsi spécifié :¹

$$\Delta \ln L_{it} = \mu_i + \sum_{j=1}^J \alpha_j \Delta \ln L_{it-j} + \sum_{j=0}^J \beta_j \Delta r_{t-j} + \sum_{d=1}^D \sum_{j=0}^J \delta_{dj} Y_{dt-j} + \sum_{h=1}^H \varphi_h X_{hit-1} + \sum_{h=1}^H \sum_{j=0}^J \lambda_{hj} X_{hit-1} \Delta r_{t-j} + \epsilon_{it} \quad (2.1)$$

¹Il s'agit de la spécification de base généralement adoptée dans la littérature. Cependant, chaque étude adapte ce modèle à son objectif et au contexte propre à l'économie considérée. C'est ce qui explique l'absence des variables macroéconomiques dans certaines études.

Ce modèle permet d'estimer la fonction d'offre de crédit, notée L_{it} , de la i^{eme} banque, à la période t . Ce modèle explique l'offre de crédit par l'indicateur de la politique monétaire, généralement le taux d'intérêt directeur, et ses J retards notés par r_{t-j} . Il l'explique aussi par le vecteur des variables macroéconomiques réelles, noté Y_{dt-j} , par le vecteur des caractéristiques spécifiques aux banques, noté X_{hit-j} , et par l'interaction entre l'indicateur de politique monétaire et le vecteur des caractéristiques des banques, notée $X_{hit-1}\Delta r_{t-j} + \epsilon_{it}$. Les variables macroéconomiques permettent de tenir compte de l'effet des variations de la demande de crédit. Généralement, le taux d'inflation ou la croissance du PIB, ou les deux à la fois sont les variables utilisées pour mesurer l'effet de la demande. C'est le cas, par exemple, de Gambacorta et Mistrulli (2004), Gambacorta (2005), et de Urquhart (2008).

En ce qui concerne les caractéristiques des banques, celles qui sont les plus considérées sont la capitalisation(C), la liquidité (LQ), et la taille (lnA). Nous retrouvons ces caractéristiques dans les trois papiers mentionnés dans ce paragraphe, et dans d'autres papiers qui seront considérés dans la prochaine section de ce chapitre. Ehrmann *et al.* (2003) suggère de normaliser ces trois variables par rapport à leur moyenne dans l'échantillon, à chaque période, de manière à ce que la somme des indicateurs soit nulle dans l'échantillon. Le niveau des fonds propres et le niveau de liquidité sont, en outre, normalisés une deuxième fois, par rapport à la moyenne de l'échantillon, afin d'enlever la tendance due à la taille. La normalisation de ces

variables se fait suivant les équations 2.2 à 2.4.

$$S_{it} = \ln A_{it} - \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \ln A_{it} \quad (2.2)$$

$$LIQ_{it} = LQ_{it} - \frac{1}{T} \left(\frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} LQ_{it} \right) \quad (2.3)$$

$$CAP_{it} = C_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} C_{it} \right) \quad (2.4)$$

Le nombre d'observations de la période t est noté N_t , avec $t = 1, \dots, T$; i indique la i^{eme} banque, avec $i = 1, \dots, N$. L'indicateur qui est généralement utilisé pour mesurer le niveau de liquidité est le ratio des actifs liquides sur les actifs. En ce qui concerne le niveau de capital, il est mesuré dans la littérature relative aux effets asymétriques de la politique monétaire soit par le ratio des fonds propres sur les actifs, soit par le ratio des fonds propres excédant le minimum requis sur les actifs.

Pour vérifier si l'offre de crédit des banques réagit à un choc de politique monétaire de manière asymétrique, le critère de décision se définit comme suit : si pour une variable caractéristique $\lambda_{hj} > 0$ et significatif, on conclut que l'offre de crédit des banques dont la valeur de la variable X_h est élevée est moins sensible à une contraction de la politique monétaire ; Si, par contre, $\lambda_{hj} < 0$ est significatif, on conclut que l'offre des banques pour lesquelles la valeur de cette variable est élevée est plus sensible à une contraction de la politique monétaire ; Lorsque λ_{hj} n'est pas significativement différent de zéro, on conclut que la variable caractéristique considérée ne permet pas d'expliquer la réaction des banques à un choc de politique monétaire.

Pour illustrer l'interprétation des résultats, prenons le cas du niveau de capital. Si le coefficient de l'interaction entre le niveau de capital et l'indicateur de politique monétaire est significatif et positif, cela veut dire que les banques les plus capitalisées

tendent à augmenter ou à maintenir inchangé leur portefeuille de crédits, comparativement aux banques les moins capitalisées, lorsque la politique monétaire est restrictive. En fait, l'interprétation généralement trouvée dans la littérature pour un tel résultat est que : plus le niveau des fonds propres d'une banque est élevé, moins sensible est son portefeuille de crédits à un choc de politique monétaire. Dans le cas d'un coefficient négatif, on conclut que le portefeuille de crédits des banques les plus capitalisées est plus sensible à un choc de politique monétaire que celui des banques les moins capitalisées.

L'inconvénient de cette approche est que, bien qu'elle indique si les effets de la politique monétaire sont asymétriques ou pas, certaines informations restent obscures. Si, par exemple, le coefficient de l'interaction entre la politique monétaire et la taille est positif et significatif, la conclusion de l'approche en question est que les banques de grandes tailles ne réduisent pas leur portefeuille de crédits lorsque la politique monétaire est restrictive. Cependant, l'information que fournit le modèle d'estimation, présentée dans cette sous section, manque de précision. Ce n'est pas parce que le coefficient considéré est positif et significatif que les petites banques réduisent significativement leur portefeuille de crédits. Il se peut que les grandes banques augmentent significativement leur portefeuille de crédits tandis le choc de politique monétaire n'affecte pas les petites banques de manière significative. L'inverse aussi peut être vrai. Bien que cette approche permet de vérifier si la baisse du crédit est due à une réaction du côté de l'offre de crédit, elle n'ouvre pas complètement la boîte noire. Une meilleure approche alternative devra indiquer le comportement de chaque type de banque séparément, tout en utilisant des données désagrégées.

De plus, Brissimis et Delis (2009) a montré que, bien que le canal du crédit bancaire n'existe pas en France, le coefficient de l'interaction entre la politique monétaire et les

variables spécifiques aux banques indique une asymétrie significative des effets de la politique monétaire. Donc, l'asymétrie des effets de la politique monétaire n'indique pas forcément l'existence du canal du crédit bancaire. La différence entre l'approche de Brissimis et Delis (2009) et celle considérée dans cette sous-section, c'est que ces auteurs estiment la fonction inverse d'offre de crédit bancaire, où la variable dépendante est le spread entre le taux d'intérêt du crédit et celui des bons, au lieu du portefeuille de crédits. Quant aux variables explicatives, c'est la même structure que l'approche considérée dans cette sous-section. Lorsque les variables sont conjointement significatives, Brissimis et Delis (2009) conclut que le crédit et les bons sont des actifs substituables dans le portefeuille des actifs des banques, et que le canal du crédit bancaire n'existe pas.

2.1.3 Discussion

Comme le reconnaissent Kashyap et Stein (1995), même lorsque les données sont agrégées par catégories de banques pour tenir compte de leur hétérogénéité, les résultats peuvent bien être dus en partie à l'effet de l'agrégation de plusieurs types de crédits. En fait, les types de crédits bancaires peuvent aussi expliquer l'hétérogénéité des effets de la politique monétaire, comme le suggèrent les résultats concordants de Gertler et Gilchrist (1993) et de den Haan *et al.* (2007). Lorsque la politique monétaire est restrictive, Gertler et Gilchrist (1993) révèlent que le crédit commercial et industriel (C&I) réagit plus lentement que les autres types de crédits, tandis que den Haan *et al.* (2007) ont trouvé que le crédit C&I augmente alors que le crédit immobilier et le crédit à la consommation baissent.

L'hypothèse sous-jacente aux modèles avec données désagrégées est que chaque catégorie de banques est spécialisée dans un type de crédits. Ainsi, en tenant compte

de l'hétérogénéité des banques, on tient aussi compte de l'hétérogénéité de la demande de crédit. Cette hypothèse est plausible. Cependant, peu d'études empiriques l'ont testée afin de la valider. Il s'agit donc d'une piste de recherche à explorer davantage.

Bien que les banques aient tendance à se spécialiser dans des types de crédits, notamment aux USA, il se peut que la tendance ne soit pas la même dans toutes les économies, particulièrement dans les économies où le développement du système financier et de l'économie en générale n'est pas suffisamment avancé pour porter les banques à la spécialisation. Si des tests empiriques arrivent à confirmer cette différence entre les économies développées et les économies en développement, l'approche des données agrégées par catégories peut ne pas être affectée par la spécialisation du crédit dans les pays en développement.

2.2 Asymétrie des effets de la politique monétaire sur les banques

La section précédente a présenté les approches utilisées dans la littérature pour étudier l'asymétrie des effets de la politique monétaire sur le bilan des banques. Nous l'avons souligné à la section précédente, la taille, la liquidité, et la capitalisation, sont les facteurs d'hétérogénéité généralement testés dans la littérature. D'autres facteurs sont aussi testés, mais moins fréquemment que les trois facteurs susmentionnés. Cette section fait une revue des résultats relatifs au rôle des facteurs d'asymétrie de la réaction du bilan bancaire à une contraction de politique monétaire.

Nous faisons une revue par facteur, en comparant les résultats. Cette approche entraîne l'organisation de la présente section de la manière suivante. Nous considérons

respectivement le rôle de la taille, du niveau de liquidité et du niveau de capital.

2.2.1 La taille

Le modèle de Kashyap et Stein (1995) prédit que la taille d'une banque affecte l'impact de la politique monétaire sur son portefeuille de crédits. Les banques de petite taille ont un portefeuille de crédits plus sensible à une contraction monétaire que celui d'une grande banque. Considérant des données américaines, les résultats de Kashyap et Stein (1995) confirment leur prédiction. Concernant l'impact de la contraction de la politique monétaire sur les dépôts, ils n'ont pas fait d'hypothèse relative au rôle que pourrait jouer la taille. Leurs résultats suggèrent qu'une contraction de la politique monétaire entraîne une baisse des dépôts, dans toutes les catégories de taille bancaire. Donc, suivant ces résultats, la taille n'est pas une variable d'asymétrie de l'effet de la politique monétaire sur les dépôts.

Le modèle de Kashyap et Stein (1995) a inspiré des études à considérer le rôle de la taille comme facteur de l'asymétrie des effets de la politique monétaire. Notre revue de littérature couvre dix papiers ayant testé le rôle de la taille. Les caractéristiques de ces papiers figurent dans le Tableau 2.2. Il s'agit, en outre du travail pionnier de Kashyap et Stein (1995), de : Agung (1998), Jayaratne et Morgan (2000), Kakes et Sturn (2002), Ehrmann et Worms (2004), Golodniuk (2006), Hosono (2006), Kishan et Opiela (2006), Urquhart (2008), Matousek et Sarantis (2009).

Les résultats de la plupart de ces études confirment les prédictions du modèle de Kashyap et Stein (1995), bien qu'elles ne concernent pas toute l'économie américaine. En outre de Jayaratne et Morgan (2000) et de Kishan et Opiela (2006) qui ont utilisé des données du secteur bancaire américain, les résultats de Agung (1998), Kakes et

TAB. 2.1 – Les effets de la politique monétaire sur le bilan bancaire sont asymétriques

Papiers	Données		Econ.	Facteurs d'asymétrie			Impacts contraction monétaire
	ag.	désag.		Capital	Liquidité	Taille	
Kashyap et Stein (1995)	•	•	USA			•	Crédits des petites banques sont plus sensibles.
Agung (1998)	•	•	Indonésie			•	Crédits des petites banques sont plus sensibles.
Jayarathne et Morgan (2000)		•	USA	•		•	Crédits des petites banques sont plus sensibles ; Crédits des banques peu capitalisées sont plus sensibles.
Bacchetta et Ballabriga (2000)	•		USA				Crédit bancaire rigide à court terme ; Crédit bancaire baisse plus que la monnaie, à moyen terme.
Kakes et Sturm (2002)	•		& UE Germany			•	Crédits des petites banques sont plus sensibles, bien que les grandes banques soient moins liquides.
Ehrmann et Worms (2004)	•		Germany			•	L'appartenance à un réseau bancaire altère le rôle de la taille.
Gambacorta et Mistrulli (2004)		•	Italie	•			Crédits des banques mieux capitalisées sont moins sensibles.
Gambacorta (2005)		•	Italie	•	•		Crédits des banques mieux capitalisées sont moins sensibles ; Crédits des banques les plus liquides sont moins sensibles ; Dépôts des banques les mieux capitalisées sont moins sensibles.
Hosono (2006)		•	Japan		•	•	Crédits des petites banques sont plus sensibles ; Crédits des banques les plus liquides sont plus sensibles ; Crédits des banques les mieux capitalisées sont moins sensibles.

TAB. 2.2 – Les effets de la politique monétaire sur le bilan bancaire sont asymétriques (suite)

Papiers	Données ag.	Données désag.	Econ.	Facteurs d'asymétrie				Impacts contraction monétaire
				Capital	Liquidité	Taille	Autre	
Golodniuk (2006)		•	Ukraine	•	•	•		Crédits des banques mieux capitalisées sont moins sensibles.
Kishan et Opiela (2006)		•	USA	•		•		Crédits des petites banques, peu capitalisées, sont plus sensibles.
Hillsewig <i>et al.</i> (2006)	•		Germany					Baisse du crédit bancaire ; Baisse du profit sur le crédit.
Engler <i>et al.</i> (2007)		•	Austria	•				Crédits des banques mieux capitalisées sont moins sensibles.
Urquhart (2008)	•	•	Jamaïque	•	•	•		Crédits des petites banques sont plus sensibles ; Crédits des banques les plus liquides sont plus sensibles ; Crédits des banques les mieux capitalisées sont plus sensibles
Matousek et Sarantis (2009)		•	CEE	•	•	•		Résultats relatifs à la taille et à la liquidité varient d'une économie à une autre ; L'évidence indique que la capitalisation n'est pas significative.
Altunbas <i>et al.</i> (2009)		•	Europe				•	La titrisation renforce la capacité des banques à être moins sensibles.
Brissimis et Delis (2009)		•	OCDE					Bien que le canal du crédit bancaire n'existe pas en France, les banques les moins capitalisées sont plus sensibles.

Sturn (2002), Hosono (2006), et Urquhart (2008) ont aussi révélé que le portefeuille de crédits des petites banques est plus sensible à un choc de politique monétaire que celui des grandes banques, respectivement en Indonésie, Allemagne, Japon, et en Jamaïque. Ces résultats suggèrent que la taille est un facteur d'asymétrie dans des économies développées aussi bien que dans des économies en développement.

Toutefois, Golodniuk (2006) a trouvé que la taille n'est pas un facteur d'asymétrie des effets de la politique monétaire en Ukraine. Probablement, la taille des banques est homogène en Ukraine. Il se peut aussi que les petites banques, ayant développé une relation de fidélité réciproque avec leurs clients, ne baissent pas leur portefeuille de crédits malgré la contraction monétaire. De plus, Ehrmann et Worms (2004) ont montré qu'en Allemagne un autre facteur, le réseau, peut altérer le rôle de la taille comme facteur d'asymétrie. Leurs résultats révèlent que la taille n'est pas significative lorsque les petites banques font partie d'un réseau. En fait, ces réseaux de petites banques peuvent avoir accès au marché interbancaire par le biais des institutions qui les coiffent.

Cependant, contrairement à Ehrmann et Worms (2004), Kakes et Sturn (2002) ont trouvé que la taille est un facteur significatif de l'asymétrie des effets de la politique monétaire, alors que les deux études concernent l'Allemagne. Kakes et Sturn (2002) ont trouvé que les coopératives de crédits, qui font partie d'un réseau inclut dans l'échantillon de Ehrmann et Worms (2004), réduisent leur portefeuille de crédits significativement par rapport aux grandes banques. En fait, l'échantillon de Kakes et Sturn (2002) couvre plus d'institutions bancaires que Ehrmann et Worms (2004). Il est possible que le facteur réseau altère le rôle de la taille de manière significative, dans l'étude de Ehrmann et Worms (2004), à cause de la présence, dans leur échantillon, d'une forte proportion de petites banques qui appartiennent à un réseau bancaire.

Cette contradiction entre les résultats de Kakes et Sturn (2002) et de Ehrmann et Worms (2004), peut aussi être due à la différence des approches utilisées dans les deux papiers. Kakes et Sturn (2002) estime un VAR avec données agrégées par catégories tandis que Ehrmann et Worms (2004) estiment un modèle linéaire avec des données désagrégées. Il est donc probable que la différence des résultats de ces études soit due à l'effet d'agrégation des données utilisées par Kakes et Sturn (2002).

Bien que le fait d'appartenir à un réseau bancaire peut altérer le rôle de la taille comme facteur d'asymétrie de la politique monétaire sur les banques, ce rôle attribué au réseau n'est pas significatif dans la majorité des économies, comme l'atteste les résultats des papiers qui ont révélé le rôle important joué par la taille, alors que ces études n'ont pas tenu compte du facteur réseau. En effet, les études de Hosono (2006) et de Kishan et Opiela (2006) qui ont utilisé la même approche économétrique que Ehrmann et Worms (2004) ont révélé que la taille est un facteur qui explique l'asymétrie des effets de la politique monétaire sur les banques, respectivement au Japon et aux États-Unis.

2.2.2 La liquidité

Le modèle de Kashyap et Stein (1995) a non seulement inspiré l'étude du rôle de la taille, mais tout autre facteur potentiel, tel que le niveau de liquidité, pouvant expliquer l'asymétrie des effets de la politique monétaire sur le bilan bancaire. Parmi les études qui figurent dans notre revue de littérature, cinq ont testé le rôle de la liquidité comme facteur d'asymétrie des effets de la politique monétaire. Il s'agit des papiers de Golodniuk (2006), Hosono (2006), Gambacorta (2005), Urquhart (2008), Matousek et Sarantis (2009).

Les résultats de Gambacorta (2005) et Hosono (2006) sont concordants. Ils révèlent que la politique monétaire affecte beaucoup plus le crédit des banques les moins liquides que celui des banques les plus liquides, respectivement en Italie et au Japon. Les résultats de Matousek et Sarantis (2009) ont révélé que dans les États Baltes, en République Tchèque, et en Slovénie, les banques les plus liquides sont moins contraintes, par une contraction de la politique monétaire, à baisser leur portefeuille de crédits. Ces résultats concordent avec ceux de Gambacorta (2005) et de Hosono (2006). En fait, les banques les plus liquides peuvent plus facilement lever des fonds lorsque les dépôts baissent. A cause de l'asymétrie d'information, le marché interbancaire perçoit les banques les moins liquides comme des banques à risque élevé, par rapport aux banques les plus liquides. De plus, bien que la contraction monétaire entraîne aussi une baisse de la liquidité, il est plus facile aux banques les plus liquides d'utiliser une partie de leur liquidité pour protéger leur portefeuille de crédits.

Contrairement aux résultats précédents, ceux de Urquhart (2008) révèlent que le crédit des banques les plus liquides est plus sensible à la politique monétaire que celui des banques les moins liquides, à la Jamaïque. Matousek et Sarantis (2009) ont trouvé un résultat pareil pour la Pologne. Il est probable que les banques les plus liquides soient celles qui ont une aversion pour le risque de liquidité. Dans ce cas, elles ne substituent pas la liquidité, qui d'ailleurs baisse à cause d'une contraction de la politique monétaire, au crédit.

Quant à Golodniuk (2006), ses résultats montrent que la liquidité n'affecte pas l'impact de la politique monétaire sur le crédit bancaire, en Ukraine. Ce résultat est similaire à celui de Matousek et Sarantis (2009), pour la République Slovaque. Un tel résultat peut être interprété comme une indication de l'homogénéité des banques

ukrainiennes en termes de niveau de liquidité. En fait, l'effet de la politique monétaire sur les banques est asymétrique parce que les banques sont hétérogènes. Donc, si pour une caractéristique donnée, les banques sont homogènes, la caractéristique considérée n'affectera pas l'impact de la politique monétaire sur les banques.

Les résultats relatifs au rôle de la liquidité comme facteur d'asymétrie des effets de la politique monétaire sur les banques sont plus concordants dans les économies développées que dans les économies en développement. Dans les pays en développement, nous notons que les résultats varient d'un pays à l'autre. Cela peut s'expliquer au fait que les économies en développement soient hétérogènes, tandis que les économies développées, à cause de l'effet de convergence, sont moins hétérogènes que les premières.

2.2.3 La capitalisation

Une autre hypothèse du point de vue du canal du crédit bancaire, est que les banques les moins capitalisées sont plus sensibles à une contraction de politique monétaire que celles dont le niveau de capital est élevé. En fait, un niveau élevé de fonds propres émet un message positif au marché financier, indiquant que la banque considérée est peu risquée. Une telle banque peut plus facilement accéder à des fonds autres que les dépôts collectés, en cas de baisse de ces derniers à cause d'une politique monétaire restrictive.

Neuf des études considérées dans ce chapitre testent le rôle du niveau de capital comme facteur d'asymétrie des effets de la politique monétaire. Il s'agit de Jayaratne et Morgan (2000), Gambacorta et Mistrulli (2004), Gambacorta (2005), Golodniuk (2006), Hosono (2006), Kishan et Opiela (2006), Engler *et al.* (2007), Urquhart (2008),

Matousek et Sarantis (2009). A l'exception de Urquhart (2008) qui agrège les données par catégories, elles utilisent toutes des données désagrégées provenant des bilans des banques.

Les résultats sont concordants pour cinq des six études ayant considéré une économie développée : les banques les moins capitalisées réduisent leur portefeuille de crédits beaucoup plus que celles dont le niveau de capital est plus élevé. C'est le cas des résultats de Jayaratne et Morgan (2000) et de Kishan et Opiela (2006) qui révèlent le rôle du capital à expliquer l'asymétrie des effets de la politique monétaire sur les banques, aux États-Unis ; C'est aussi le cas des résultats de Gambacorta et Mistrulli (2004) et de Gambacorta (2005), pour l'Italie, et de Engler *et al.* (2007), pour l'Autriche.

Par contre, Hosono (2006) révèle que, au Japon, le crédit des banques les plus capitalisées est plus sensible à une contraction de la politique monétaire que celui des banques les moins capitalisées. Or, Hosono (2006) adopte la même approche que les études précédentes. Ces études estiment toutes un modèle dans lequel les caractéristiques spécifiques des banques interagissent avec l'indicateur de politique monétaire. Donc, la contradiction entre les premiers résultats et celui qui concerne le Japon ne peut pas être attribuée à l'effet d'agrégation.

Cette contradiction s'explique probablement par l'hétérogénéité même des systèmes bancaires. Les systèmes bancaires n'étant pas homogènes, il ne faut pas s'attendre à ce que les facteurs d'asymétrie de l'effet de la politique monétaire sur les banques soient les mêmes dans toutes les économies. Même au sein des pays de l'Europe Centrale et de l'Est que les études empiriques assimilent, de manière implicite, à des économies homogènes, les résultats diffèrent d'un pays à l'autre. En effet, les

résultats de Matousek et Sarantis (2009) révèlent que la République Tchèque, la Pologne, et la République Slovaque sont les seuls, parmi les huit pays considérés dans leur étude, où le niveau de capitalisation des banques joue un rôle significatif comme facteur d'asymétrie des effets de la politique monétaire².

Les résultats ne sont pas pour autant concordants pour ces trois pays en transition. En République Tchèque et en Pologne, le portefeuille de crédits des banques les moins capitalisées est plus sensible à un choc de politique monétaire que celui des banques les plus capitalisées. Par contre, en République Slovaque, c'est l'inverse qui se produit : le portefeuille de crédits des banques les plus capitalisées répond beaucoup plus à un choc de politique monétaire.

Il est donc évident que l'asymétrie de l'effet de la politique monétaire sur le bilan bancaire varie d'une économie à une autre. Par exemple, lorsque la banque centrale applique une politique monétaire restrictive, les banques les plus liquides d'une économie donnée tendent à réduire la croissance de leur portefeuille de crédits, tandis que dans une autre économie c'est l'inverse qui se produit. Donc, non seulement l'effet de la politique monétaire sur le bilan des banques est asymétrique, mais cette asymétrie n'est pas identique à toutes les économies.

Conclusion

La présente revue de littérature révèle l'évidence de l'asymétrie des effets de la politique monétaire sur le bilan des banques. Cette évidence fait surgir une question qui se rapporte à la gestion, par les banques, de l'effet de la politique monétaire sur leurs bilans : Si dans un même système bancaire, une banque n'ajuste pas son bilan

²Les pays considérés dans l'étude de Matousek et Sarantis (2009) sont la République Tchèque, l'Estonie, la Hongrie, la Lettonie, La Lituanie, la Pologne, la République Slovaque, et Slovaquie.

dans le même sens que les banques ayant les mêmes caractéristiques qu'elle, qu'est-ce que cela entraîne comme conséquences ?

Cette question nous paraît importante, en ce qui concerne la stabilité financière du système bancaire. Si la tendance des banques de mêmes caractéristiques données est de réagir dans un certain sens par rapport à un choc de politique monétaire, c'est dans le but de faire une bonne gestion des risques auxquels les expose l'augmentation des taux d'intérêt. Une banque de mêmes caractéristiques qui ne réagit pas dans le même sens que ses pairs, le fait au détriment de son niveau de vulnérabilité aux risques, augmentant ainsi son niveau de défaillance. Par exemple, dans une économie où les petites banques, ayant un niveau de liquidité faible, réduisent leur portefeuille de crédits lorsque la politique monétaire est restrictive, si une banque ayant les mêmes caractéristiques de ce groupe augmente son portefeuille de crédits, elle augmente son niveau de défaillance.

À cause de l'augmentation des taux d'intérêt, cette banque risque de faire face à des problèmes d'asymétrie d'information à la fois du côté de l'actif et du côté du passif. Du côté de l'actif, notamment au niveau du portefeuille de crédits, son risque de faire face à des problèmes d'anti-sélection devient plus élevé ; du côté du passif, si elle est à court de liquidité, elle pourra difficilement lever des fonds alternatifs aux dépôts, risquant ainsi de ne pas pouvoir faire face à la demande de retraits des déposants. De plus, vu le faible niveau de liquidité de cette banque, à cause de l'asymétrie d'information, elle devra payer une prime de risque pour lever des fonds alternatifs aux dépôts. Cette prime ne fera que la rendre plus vulnérable, affectant négativement sa rentabilité et sa solvabilité.

Si Dans une économie, les petites banques maintiennent la croissance de leur portefeuille de crédits lorsque la politique monétaire est restrictive, c'est parce que la structure du système financier de l'économie en question et l'environnement socio-économique le leur permettent. Cela est possible lorsque les petites banques sont surliquides, comme c'est le cas dans des pays en développement. Et dans ce cas, bien que la baisse des dépôts réduise leur liquidité, cela n'affecte pas significativement leur capacité à maintenir la croissance de leur portefeuille de crédits. Mais, l'augmentation du risque d'anti-sélection est probablement gérée par ces banques en n'accordant du crédit qu'aux clients avec lesquels elles ont développé une relation de longue durée. Elles disposent donc d'informations sur ces clients, réduisant ainsi le problème d'asymétrie d'information.

Quelqu'un peut argumenter que la petite banque de la première illustration pourrait faire de même que la banque de la deuxième, à savoir augmenter son portefeuille de crédits auprès des clients avec lesquels elle a une relation de longue durée. Ceci est certes possible uniquement si des caractéristiques transversales de cette banque compensent l'effet de sa taille et de son faible niveau de liquidité. C'est le cas, par exemple, des banques appartenant à un réseau bancaire en Allemagne, comme le révèle l'étude de Ehrmann et Worms (2004). Elles peuvent avoir accès à des fonds alternatifs aux dépôts via le groupe financier auquel elles appartiennent.

En fait, la complexité des caractéristiques des banques vont au delà de leur taille, du niveau de liquidité, et du niveau de capitalisation. Ces caractéristiques concernent aussi la gestion de la relation banque-client, la composition du portefeuille de crédits etc. La réponse de la banque par rapport à un choc de politique monétaire doit tenir compte des caractéristiques susmentionnées et de leurs effets qui peuvent être mutuellement transversaux. C'est-à-dire, la force d'une caractéristique peut compenser

la faiblesse d'une autre ; la faiblesse d'une caractéristique peut altérer la force d'une autre. La réaction du portefeuille de crédits à un choc de politique monétaire provient de la compréhension, par les gestionnaires de la banque, des caractéristiques de la banque aussi bien que des caractéristiques de l'environnement socio-économique dans lequel elle opère. Cette compréhension relève de la gestion de la banque. Cette gestion peut être efficiente ou inefficiente. La banque qui est gérée de manière efficiente prend en compte ses caractéristiques propres ainsi que les caractéristiques de son environnement socio-économique, lorsqu'elle réagit à la politique monétaire. Par contre, une banque qui est gérée de manière inefficiente ne tient pas suffisamment compte de ses caractéristiques et de ceux de son environnement socio-économique, lorsqu'elle réagit à un choc de politique monétaire. Ceci augmente alors le niveau de défaillance de cette banque inefficiente.

Donc, l'impact de la politique monétaire sur la défaillance bancaire dépend de l'efficacité de la banque à gérer son bilan. Bien que l'augmentation des taux d'intérêt augmente les risques bancaires, nous soutenons qu'une politique monétaire restrictive augmente le niveau de défaillance des banques en fonction de leur efficacité. Dans un système bancaire, lorsque la politique monétaire est restrictive, certaines banques ajusteront leur bilan plus efficacement que d'autres.

Le rôle de l'efficacité de la banque comme facteur d'asymétrie de l'impact de la politique monétaire sur le bilan aussi bien que sur le niveau de défaillance constitue un champ de recherche peu exploré. D'où l'originalité de notre thèse qui tient compte de l'efficacité comme facteur d'asymétrie de l'impact de la politique monétaire sur la défaillance bancaire.

Chapitre 3

Modèle Théorique de l'Impact de la Politique Monétaire sur la Défaillance Bancaire

Introduction

Concernant les déterminants de la défaillance bancaire, nous avons mentionné au chapitre 1 que l'un des facteurs macroéconomiques est le taux d'intérêt. Mishkin (2001) souligne le rôle de ce facteur, faisant remarquer que les crises bancaires sont souvent suivies d'une augmentation des taux d'intérêt. Toutefois, Mishkin (2001) ne traduit pas son affirmation par un cadre théorique. De plus, sa réflexion concerne les crises bancaires. Mais, qu'en est-il des défaillances individuelles ? Nous ne connaissons pas de modèle théorique qui montre l'impact de la politique monétaire sur la défaillance bancaire individuelle.

Hancock (1985) et Goyeau *et al.* (2002) analysent le lien entre la rentabilité bancaire et les taux d'intérêt. Cependant, ces travaux ne considèrent pas la défaillance bancaire. Même s'il existe un lien entre la rentabilité et la solvabilité, ces concepts sont différents. Une banque peut être solvable en dépit du fait qu'elle fasse des pertes, dès que ses fonds propres sont encore positifs. Les résultats de Goyeau *et al.* (2002) révèlent qu'une baisse du taux d'intérêt, en Europe, a un effet négatif sur certains systèmes bancaires tandis que certains systèmes en profitent. Cependant, suivant Hancock (1985), le profit bancaire augmenterait avec le taux d'intérêt. Alors, la question demeure encore : Est-ce que le profit bancaire augmente avec le taux d'intérêt ? Si certaines banques ou certains systèmes bancaires en profitent tandis que d'autres n'en profitent pas, qu'est-ce qui explique cette différence ?

Au delà de ces questions, ce chapitre se penche surtout sur la suivante : Quel est l'impact d'une politique monétaire restrictive, vu qu'elle augmente les taux d'intérêt, sur la défaillance bancaire individuelle ? Concernant les firmes, Bernanke et Gertler (1989) a trouvé qu'une baisse de l'offre monétaire, ce qui augmente les taux d'intérêt, réduit leur richesse nette. Cependant, nous ne connaissons aucun cadre théorique expliquant le lien entre la politique monétaire et la défaillance bancaire individuelle. Or, il est essentiel d'examiner toute cause potentielle de la défaillance bancaire, vu l'importance de ses conséquences économiques et sociales.

Ce chapitre présente le modèle que nous avons développé pour décrire l'impact de la politique monétaire sur la défaillance bancaire individuelle, dans les pays en développement (Cadet, 2009). Il se rapproche du modèle des manuels de microéconomie bancaire (voir Freixas et Rochet, 1997, p. 54). La principale différence réside dans le fait que nous y intégrons le minimum de fonds propres requis par la banque centrale et le taux de défaut espéré. Il montre que bien qu'une politique monétaire restrictive,

en augmentant les taux d'intérêt, augmente le niveau de défaillance des banques, une banque inefficace est plus affectée par cette politique qu'une banque efficace.

Le chapitre est ainsi organisé : la section qui suit cette introduction présente le secteur bancaire maximisant son profit ; la section 3.2 présente une banque, preneur de prix, dont nous calculons le niveau de défaillance. Puis, nous concluons le chapitre.

3.1 Le Secteur bancaire

Le secteur bancaire est supposé être en concurrence parfaite. Nous postulons aussi qu'il n'existe pas de marché secondaire, s'agissant d'une économie en développement. Le secteur bancaire a trois actifs dans son bilan : le portefeuille de crédits (L), les bons du trésor (B), et la réserve (R). Au niveau des passifs, du secteur bancaire, il y a deux éléments : les dépôts bancaires (D) et les fonds propres (K). La réserve du secteur est une proportion des dépôts bancaires. Le taux de réserve est noté α . La Banque Centrale exige du secteur bancaire un niveau de fonds propres adéquat qui doit être supérieur ou égal à une proportion des actifs pondérés des risques (noté ϕ).

Réserve :

$$R = \alpha D \tag{3.1}$$

Fonds propres requis :

$$\phi(\sigma_l L + \sigma_b B) \leq K$$

Les notations σ_l et σ_b sont le poids respectif des risques associés au portefeuille de crédits et aux bons du trésor. Nous supposons que le poids des risques associés au portefeuille de crédits est identique à toutes les banques. Etant donné que les bons du trésor sont sans risque, $\sigma_b = 0$. Alors, l'équation du niveau des fonds propres requis

devient :

$$\phi\sigma_l L \leq K \quad (3.2)$$

L'identité du bilan :

$$L + B + R = K + D \quad (3.3)$$

Dans l'identité du bilan (voir équation 3.3), la réserve (R) est alors remplacée par sa valeur trouvée dans l'équation 3.1. Nous supposons que toutes les banques du secteur maintiennent leur niveau de fonds propres au niveau du minimum requis, $\phi\sigma_l L$. En effet, l'une des propositions prouvées par Rochet (2004) est que lorsque les dépôts sont assurés le comportement optimal d'une banque commerciale est de maintenir ses fonds propres au niveau minimum requis. Or, dans les pays en développement, il y a une assurance implicite des dépôts. Alors, K et R sont remplacés par leur valeur respective dans l'identité du bilan.

$$\begin{aligned} L + B + \alpha D &= \phi\sigma_l L + D \\ L(1 - \phi\sigma_l) + B &= D(1 - \alpha) \\ L &= \frac{1 - \alpha}{1 - \phi\sigma_l} D - \frac{1}{1 - \phi\sigma_l} B \end{aligned} \quad (3.4)$$

$$B = D(1 - \alpha) - L(1 - \phi\sigma_l) \quad (3.5)$$

Parce que le taux de réserve, α , est supérieur au taux de réserve imposé par les autorités de supervision, les banques peuvent réduire leur liquidité pour augmenter le montant des bons du trésor. De plus, les banques peuvent continuer à augmenter leur portefeuille de crédits, en dépit de l'augmentation des bons du trésor. Cela est possible parce que les banques sont surliquides dans les pays en développement. Donc,

dans ces pays, les banques ne substituent pas forcément le crédit aux bons du trésor, vice versa. Dans ce cas, l'effet d'une opération d'open market de la banque centrale qui augmente les taux d'intérêt sur les bons du trésor, peut être faible sur le crédit, dans les pays en développement.

Toutes les banques du secteur bancaire ont la même fonction de coût d'intermédiation, $C(D, L)$. Cette fonction de coût est égale à la somme du coût de la gestion des dépôts, $C_d(D)$, et du coût de la gestion des prêts, $C_l(L)$. La fonction de coût satisfait les hypothèses de convexité, tel que le rendement d'échelle décroissant. La fonction de profit espéré du secteur bancaire est la suivante :

$$E(\pi) = r_l(1 - \bar{p})L + r_bB - r_dD - C_d(D) - C_l(L) - \bar{p}L \quad (3.6)$$

À cause des hypothèses de convexité sur $C(D, L)$, la fonction de profit est concave en D et L . Les taux d'intérêt sur les prêts, les dépôts, et les bons du trésor sont respectivement notés r_l , r_d , and r_b . Le taux de défaut espéré pour le secteur bancaire est noté $\bar{p}$. Toutes les banques font face au même coût marginal, tandis que le taux de défaut espéré, $\bar{p}_i$ est différent d'une banque à une autre. Le taux de défaut du secteur bancaire et celui d'une banque sont des variables aléatoires¹. Le taux de défaut espéré affecte le profit espéré des banques en réduisant les intérêts qu'elles doivent recevoir sur les crédits. De plus, il génère des pertes sur le portefeuille de crédits, dues au non remboursement d'une partie du capital prêté aux clients. Ces deux effets du taux de défaut espéré sur le profit sont pris en compte dans la fonction du profit espéré, par les termes $r_l(1 - \bar{p})L$ et $-\bar{p}L$. Le coût marginal du secteur bancaire et celui de chaque banque individuelle sont identiques². En ce qui concerne le taux d'intérêt sur les bons

¹Le taux de défaut est le ratio des crédits non remboursés sur le total du portefeuille des prêts.

²Puisque toutes les banques font face au même coût marginal, $C'_d(D) = C'_d(D_i)$ et $C'_l(L) = C'_l(L_i)$.

du trésor, il est l'indicateur de la politique monétaire. Ce taux est généralement le taux directeur de la politique monétaire dans les pays en développement.

Si les bons du trésor sont remplacés par leur valeur (équation 3.5) dans la fonction de profit espéré (équation 3.6), cette dernière devient :

$$\begin{aligned} E(\pi) = & r_l(1 - \bar{p})L + r_b(1 - \alpha)D - r_b(1 - \phi\sigma_l)L \\ & - r_dD - C_d(D) - C_l(L) - \bar{p}L \end{aligned} \quad (3.7)$$

Proposition 1. *les taux d'intérêt sur les prêts et les dépôts sont des fonctions positives du taux d'intérêt sur les bons du trésor, tandis que les coûts d'intermédiation augmentent le premier et réduisent le second.*

Démonstration. Le problème du secteur bancaire est de maximiser son profit. Pour le résoudre, il choisit des montants optimaux de crédits et de dépôts. A cause de l'hypothèse de convexité sur la fonction de coûts, la maximisation du profit est caractérisée par les conditions du premier ordre :

$$\begin{aligned} \frac{\partial E(\pi)}{\partial L} = & r_l(1 - \bar{p}) - r_b(1 - \phi\sigma_l) - C'_l(L) - \bar{p} = 0 \\ r_l = & \frac{1}{1 - \bar{p}}[r_b(1 - \phi\sigma_l) + C'_l(L) + \bar{p}] \end{aligned} \quad (3.8)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial E(\pi)}{\partial D} = & r_b(1 - \alpha) - r_d - C'_d(D) = 0 \\ r_d = & r_b(1 - \alpha) - C'_d(D) \end{aligned} \quad (3.9)$$

L'équation 3.8 montre que les fonds propres requis en fonction des risques, $\phi\sigma_l$, ré-

duisent le taux d'intérêt sur les prêts, tandis que l'équation 3.9 indique que le taux de réserve, α , réduit le taux d'intérêt sur les dépôts. Le capital requis constitue un coût supporté par les banques, puisqu'il les contraint à octroyer des prêts qu'à un certain niveau. Zarruk et Madura (1992) ont trouvé un résultat similaire. Le modèle développé dans le papier de Zarruk et Madura (1992) a montré que la régulation du capital induit une baisse de la marge d'intérêt.

Le taux de réserve, α , qui peut être supérieur ou égal au taux de réserve obligatoire, constitue aussi un coût pour la banque. Car, les banques n'obtiennent pas de rendement sur la réserve. Ce coût est supporté par les déposants. En fait, le taux d'intérêt payé aux déposants est inférieur au taux qu'ils devaient percevoir s'il n'y avait pas de réserve dans l'actif du bilan bancaire. En ce qui concerne les coûts de l'intermédiation, seulement les clients les supportent. Ces coûts réduisent le taux d'intérêt qu'ils devaient recevoir sur les dépôts, et augmentent ce qu'ils doivent payer sur les prêts. De plus, le taux de défaut espéré est ajouté au taux d'intérêt que les clients paient sur les prêts bancaires.

3.2 Une banque

Dans cette section, nous modélisons le profit espéré d'une banque ainsi que son niveau de défaillance espéré. Toutes les variables utilisées précédemment le sont à nouveau, mais avec l'indice i . Le but de l'indice est d'indiquer qu'il s'agit des variables d'une banque et non du secteur bancaire. La banque est un preneur de prix. Alors, le taux d'intérêt perçu sur les prêts, et celui qui est versé sur les dépôts sont déterminés par le secteur bancaire (équations 3.8 et 3.9), tandis que le taux d'intérêt sur les bons du trésor est fixé par la banque centrale. Le taux de défaut de la banque est p_i . Les dirigeants de la banque ne connaissent la valeur de p_i que lorsqu'elle est

réalisée. C'est le taux de défaut espéré de la banque qui est connu. Il est noté par $\bar{p}_i$. La valeur du taux de défaut espéré de la banque, $\bar{p}_i$, peut être différente de celui du secteur bancaire, $\bar{p}$. Nous modélisons une banque individuelle comme suit :

La réserve :

$$R_i = \alpha D_i \quad (3.10)$$

Les fonds propres requis :

$$\phi \sigma_l L_i \leq K_i \quad (3.11)$$

Le bilan :

$$L_i + B_i + R_i = K_i + D_i \quad (3.12)$$

Dans l'équation 3.12, nous remplaçons la réserve (R_i) par sa valeur (équation 3.10), et K_i par la sienne (équation 3.11)³.

$$\begin{aligned} L_i + B_i + \alpha D_i &= \phi \sigma_l L_i + D_i \\ L_i(1 - \phi \sigma_l) + B_i &= D_i(1 - \alpha) \\ B_i &= D_i(1 - \alpha) - L_i(1 - \phi \sigma_l) \end{aligned} \quad (3.13)$$

La fonction de profit de la banque est :

$$E(\pi_i) = r_l(1 - \bar{p}_i)L_i + r_b B_i - r_d D_i - C_l(L_i) - C_d(D_i) - \bar{p}_i L_i \quad (3.14)$$

Dans l'équation 3.14, nous remplaçons les taux d'intérêt sur les prêts et les dépôts par leur valeur respective (équations 3.8 et 3.9). Alors la fonction de profit espéré de

³Nous rappelons que nous supposons que toutes les banques maintiennent leurs fonds propres exactement au niveau minimum requis.

la banque devient (voir les calculs dans l'annexe B, à la page 159) :

$$E(\pi_i) = \frac{\bar{p} - \bar{p}_i}{1 - \bar{p}} L_i [1 + r_b(1 - \phi\sigma_l)] + C'_d(D_i)D_i - C_d(D_i) - C_l(L_i) - C'_l(L_i)L_i \frac{1 - \bar{p}_i}{1 - \bar{p}} \quad (3.15)$$

L'écart entre le taux de défaut espéré du secteur bancaire et celui de la banque individuelle, $\bar{p} - \bar{p}_i$, est l'efficiencia relative espérée de la banque. Alors, le profit bancaire est une fonction de l'efficiencia relative de la banque.

Proposition 2. *Quand la banque centrale applique une politique monétaire restrictive, augmentant les taux d'intérêt sur les bons du trésor, l'impact de ce choc sur le profit espéré dépend de l'efficiencia relative espérée de la banque commerciale.*

Démonstration. Nous calculons la dérivée partielle de la fonction de profit espéré, par rapport au taux d'intérêt sur les bons du trésor. Cette dérivée partielle est :

$$\frac{\partial E(\pi_i)}{\partial r_b} = \frac{\bar{p} - \bar{p}_i}{1 - \bar{p}} L_i (1 - \phi\sigma_l) \quad (3.16)$$

1. Si l'efficiencia relative espérée de la banque est négative, c'est-à-dire, si $\bar{p} - \bar{p}_i < 0$, une politique monétaire restrictive réduit le profit bancaire.

$$\frac{\partial E(\pi_i)}{\partial r_b} < 0$$

2. Si l'efficiencia relative espérée de la banque est nulle, c'est-à-dire, si $\bar{p} - \bar{p}_i = 0$, une politique monétaire restrictive n'a aucun impact sur le profit bancaire.

$$\frac{\partial E(\pi_i)}{\partial r_b} = 0$$

3. Si l'effcience relative espérée de la banque est positive, c'est-à-dire, si $\bar{p} - \bar{p}_i > 0$, une politique monétaire restrictive augmente le profit bancaire.

$$\frac{\partial E(\pi_i)}{\partial r_b} > 0$$

Une banque inefficente ne profite pas d'une politique monétaire restrictive. Comme souligné au chapitre 2, lorsque la banque centrale applique une politique monétaire restrictive, une banque efficace ajuste la structure de son bilan, en tenant compte de ses caractéristiques spécifiques et des caractéristiques de l'environnement socio-économique. Ceci permet aux banques efficaces de profiter d'une politique monétaire restrictive, ou tout au moins de maintenir leur niveau de profit inchangé.

Par contre, une politique monétaire restrictive entraîne une baisse du profit d'une banque inefficente, parce que cette banque ne remédie pas efficacement à l'augmentation de l'asymétrie d'information. Une telle banque ne prend pas efficacement compte de ses caractéristiques et de ceux de son environnement socio-économique pour ajuster les postes de son bilan. C'est ce qui explique que les problèmes d'asymétrie d'information, étant gérés de manière inefficente, le profit baisse.

Proposition 3. *Un choc de politique monétaire restrictive augmente le niveau de défaillance bancaire.*

Démonstration. Compte tenu de la définition que nous avons fournie, à l'introduction générale, pour la défaillance bancaire, dans le présent chapitre, l'indicateur de la défaillance bancaire est un indice mesuré par la probabilité que la banque devienne

insolvable. En fait, elle est insolvable, si la somme des fonds propres et du profit est négative.

Donc, toutes les fois que cet indice, la probabilité d'insolvabilité, est supérieur à zéro, il y a défaillance bancaire. L'indice espéré de défaillance bancaire, noté $E(\rho_i)$, est calculé comme suit⁴ :

$$E(\rho_i) = P(K_i + E(\pi_i) < 0) = P(E(\pi_i) < -K_i)$$

$$E(\rho_i) = Prob \left(\frac{\bar{p} - \bar{p}_i}{1 - \bar{p}} L_i [1 + r_b(1 - \phi\sigma_l)] + C'_d(D_i)D_i - C_d(D_i) - C_l(L_i) \right. \\ \left. - C'_l(L_i)L_i \frac{1 - \bar{p}_i}{1 - \bar{p}} < -K_i \right)$$

$$E(\rho_i) = Prob \left[\bar{p}_i > \frac{K_i + C'_d(D_i)D_i - C_d(D_i) - C_l(L_i)}{L_i} \frac{1 - \bar{p}}{1 + r_b(1 - \phi\sigma_l) + C'_l(L_i)} \right. \\ \left. - \frac{C'_l(L_i)}{1 + r_b(1 - \phi\sigma_l) + C'_l(L_i)} + \frac{\bar{p}(1 + r_b(1 - \phi\sigma_l))}{1 + r_b(1 - \phi\sigma_l) + C'_l(L_i)} \right] \quad (3.17)$$

L'équation 3.17 peut être réécrite, si nous considérons la partie à droite de l'inégalité comme un seuil, noté T_i , tel que :

$$T_i = \frac{K_i + C'_d(D_i)D_i - C_d(D_i) - C_l(L_i)}{L_i} \frac{1 - \bar{p}}{1 + r_b(1 - \phi\sigma_l) + C'_l(L_i)} \\ - \frac{C'_l(L_i)}{1 + r_b(1 - \phi\sigma_l) + C'_l(L_i)} + \frac{\bar{p}(1 + r_b(1 - \phi\sigma_l))}{1 + r_b(1 - \phi\sigma_l) + C'_l(L_i)} \quad (3.18)$$

⁴Les calculs sont détaillés dans l'annexe du chapitre 3, à la page 160.

Alors, l'indice espéré de la défaillance bancaire, $E(\rho_i)$, devient :

$$E(\rho_i) = Prob(\bar{p}_i > T_i) = 1 - Prob(\bar{p}_i \leq T_i) \quad (3.19)$$

L'équation 3.19 indique que l'indice espéré de la défaillance, $E(\rho_i)$, est la probabilité que le niveau d'inefficience espéré de la banque dépasse le seuil T_i , le taux de défaut étant un indicateur d'inefficience. Ce modèle montre donc que la défaillance bancaire est positivement liée à l'inefficience bancaire. Plus une banque est inefficente, plus son niveau de défaillance est élevé. En effet, plus le niveau d'inefficience espéré est élevé, plus il tend à dépasser le seuil T_i , et plus l'indice de défaillance tend à être élevé.

L'indice espéré de la défaillance bancaire peut, à nouveau, être réécrit, comme suit :

$$E(\rho_i) = 1 - Prob(\bar{p}_i \leq T_i) \quad (3.20)$$

La dérivée partielle de l'indice espéré de la défaillance bancaire, par rapport au taux d'intérêt sur les bons du trésor peut maintenant être calculée.

$$\frac{\partial E(\rho_i)}{\partial r_b} = - \frac{\partial Prob(\bar{p}_i \leq T_i)}{\partial r_b} \quad (3.21)$$

$$\frac{\partial Prob(\bar{p}_i \leq T_i)}{\partial r_b} = \frac{\partial Prob(\bar{p}_i \leq T_i)}{\partial T_i} \frac{\partial T_i}{\partial r_b} \quad (3.22)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial T_i}{\partial r_b} = & - \frac{L_i(1 - \phi\sigma_l)(1 - \bar{p}) (K_i + C'_d(D_i)D_i - C_d(D_i) - C_l(L_i))}{[1 + r_b(1 - \phi\sigma_l) + C'_l(L_i)]^2} \\ & + \frac{C'_l(L_i)(1 - \phi\sigma_l)}{[1 + r_b(1 - \phi\sigma_l) + C'_l(L_i)]^2} \end{aligned}$$

$$+ \frac{\bar{p}(1 - \phi\sigma_l) [1 + r_b(1 - \phi\sigma_l) + C'_l(L_i)] - \bar{p}(1 - \phi\sigma_l) [1 + r_b(1 - \phi\sigma_l)]}{[1 + r_b(1 - \phi\sigma_l) + C'_l(L_i)]^2} \quad (3.23)$$

Compte tenu des équations 3.21 et 3.22, le signe de l'impact du taux d'intérêt de la politique monétaire sur le niveau de défaillance, $\frac{\partial E(\rho_i)}{\partial r_b}$, est le signe opposé de la dérivée du seuil T_i , par rapport au taux directeur, $\frac{\partial T_i}{\partial r_b}$. En fait, $\frac{\partial Prob(\bar{p}_i \leq T_i)}{\partial T_i}$ est de signe positive, puisqu'avec une augmentation de T_i , la probabilité que $\bar{p}_i$ soit inférieur à T_i , augmente.

Suivant l'équation 3.23, le signe de $\frac{\partial T_i}{\partial r_b}$ dépend de l'écart entre les fonds propres et le total des coûts d'intermédiation. Puisque le modèle assume que toutes les banques respectent le minimum des fonds propres requis, ces fonds propres sont suffisants pour être supérieurs aux coûts d'intermédiation. Par conséquent, la dérivée du seuil T_i , par rapport à r_b , est inférieure à zéro. Alors, la dérivée de l'indice de défaillance, par rapport à r_b , est supérieur à zéro :

$$\frac{\partial T_i}{\partial r_b} < 0 \quad (3.24)$$

$$\frac{\partial E(\rho_i)}{\partial r_b} > 0 \quad (3.25)$$

Le signe de $\frac{\partial E(\rho_i)}{\partial r_b}$ révèle que, puisqu'une politique monétaire restrictive augmente le niveau d'inefficience de la banque, cette politique augmente aussi son niveau de défaillance. Comme souligné précédemment dans la présente section du chapitre, le taux de défaut est un indicateur du niveau d'inefficience de la banque. En fait, l'augmentation du taux d'intérêt directeur entraîne une croissance de l'asymétrie d'information. C'est pourquoi le niveau d'inefficience bancaire augmente et le niveau de défaillance aussi, lorsque la banque centrale augmente son taux directeur.

Le modèle a montré qu'une augmentation du taux d'intérêt sur les bons du trésor augmente l'indice de défaillance des banques. Cependant, si une banque ajuste la structure de son bilan efficacement, pour remédier à l'augmentation de l'asymétrie d'information due à la contraction monétaire, l'impact de la politique monétaire sera moins important sur son indice de défaillance, comparé à une banque inefficace.

De plus, l'impact d'une politique monétaire restrictive sur la défaillance d'une banque inefficace est plus important, parce que son portefeuille de crédits est de moindre qualité que celui d'une banque efficace. Alors, lorsque les taux d'intérêt augmentent, l'augmentation de l'asymétrie d'information qui s'en suit entraîne une plus forte détérioration du portefeuille de crédits de la banque inefficace que celle du portefeuille de crédits de la banque efficace. Le niveau d'efficacité explique donc l'asymétrie de l'impact de la politique monétaire sur le niveau de défaillance des banques.

Une limite de ce modèle est qu'il ne prend pas en compte le facteur temporel. Il s'agit d'un modèle statique, et non dynamique. Néanmoins, il répond à la question à laquelle il entendait répondre. Le modèle montre qu'en dépit du fait que les bons du trésor peuvent constituer une source alternative de profit pour les banques des pays en développement, une politique monétaire restrictive augmente le niveau de défaillance bancaire. Toutefois, une banque inefficace est plus affectée par une politique monétaire restrictive, son portefeuille de crédits étant déjà de mauvaise qualité.

Conclusion

Le modèle théorique développé dans ce chapitre montre qu'en dépit du fait que, dans les pays en développement, les bons du trésor constituent une source alternative de profit pour les banques, une politique monétaire restrictive augmente la probabilité de défaillance des banques. Cependant, l'impact de cette politique est plus important sur les banques inefficaces que sur les banques efficaces. Donc, l'impact de la politique monétaire sur la défaillance bancaire est asymétrique. Et cette asymétrie est expliquée par le niveau d'efficacité des banques.

Puisque l'octroi de crédits est le métier principal des banques, si la croissance du taux d'intérêt est si élevée au point que le portefeuille de crédits doit être nul, ceci engendrera une crise bancaire systémique. Il y a un seuil que le taux d'intérêt sur les bons du trésor ne doit pas dépasser. Si ce seuil est dépassé, même des banques efficaces peuvent se retrouver en faillite. Il est donc important que la croissance du taux directeur soit modérée, même si l'inflation est élevée. Car, en voulant baisser l'inflation, la banque centrale peut déstabiliser le système financier, si la croissance de son taux directeur est élevée.

Chapitre 4

L'Impact de la Politique Monétaire sur l'Efficienne des Banques

Introduction

Le modèle développé au chapitre 3 montre que la politique monétaire a un impact sur la défaillance bancaire. De plus, la défaillance bancaire, telle qu'elle est calculée au chapitre 3, est identique à la probabilité que le niveau d'efficienne de la banque soit inférieur à un seuil. Donc, l'impact de la politique monétaire sur la probabilité de la défaillance bancaire transite par son impact sur le degré d'efficienne des banques.

Or, les banques haïtiennes sont surliquides et sont attirées par les bons de la Banque de la République d'Haïti (BRH)¹. Parfois, le total du montant de ces bons détenus par une banque représente plus de la moitié du portefeuille de crédits. Il s'agit, en fait, d'une situation particulière aux pays en développement. Freedman et Click (2006) ont, en effet, révélé que les pays en développement sont surliquides. Et Brownbridge

¹En Haïti, c'est la banque centrale qui émet des bons. Toutefois, nous les assimilons à des bons du trésor. En fait, ces bons servent à réduire la croissance de la masse monétaire due généralement au financement d'une partie du déficit budgétaire par la Banque Centrale.

(1998) a indiqué que, dans certains pays d'Afrique, les banques profitent des bons du trésor. En fait, les pays considérés par l'auteur sont des pays en développement similaires à Haïti. Il est donc essentiel d'analyser empiriquement l'impact de la politique monétaire sur l'efficacité des banques.

Ce chapitre vise à vérifier, comme le prédit le modèle développé au chapitre 3, si une politique monétaire restrictive réduit l'efficacité bancaire. De plus, les scores d'efficacité, estimés dans ce chapitre, nous permettront de vérifier, au prochain chapitre, si l'impact de la politique monétaire sur la défaillance bancaire est plus important au niveau des banques les moins efficaces qu'au niveau des banques efficaces. A notre connaissance, il n'y a pas d'études empiriques qui analysent l'impact de la politique monétaire sur l'efficacité bancaire. Ce qui justifie l'originalité de notre travail. Des études, telles que celles de Barr *et al.* (1994) et Wheelock et Wilson (2000), ayant révélé que moins une banque est efficace plus élevé est son risque de défaillance, il est donc important d'identifier tout facteur qui peut affecter l'efficacité bancaire. Or, vu qu'une politique monétaire restrictive induit une augmentation de l'asymétrie d'information, il importe donc de vérifier son impact sur l'efficacité des banques.

Les deux méthodes les plus utilisées pour estimer l'efficacité d'une banque, ou de tout autre type d'entreprise, sont l'analyse des frontières stochastiques (SFA) et la méthode DEA². La première est une méthode paramétrique tandis que la seconde est une méthode non-paramétrique. La méthode DEA se base sur l'hypothèse implicite qu'il n'y a pas d'erreur dans l'estimation de la frontière stochastique de production. Donc, suivant cette méthode, toutes les variables utilisées pour l'estimation de la frontière seraient les seules qui affectent la production. Or, tel n'est pas le cas, puisqu'on

²SFA est le sigle anglais pour Stochastic Frontier Analysis ; DEA est le sigle anglais pour Data Envelopment Analysis. Dans la littérature francophone, les mêmes sigles anglophones sont utilisés pour ces méthodes.

ne connaît pas toutes les variables possibles qui expliquent la frontière stochastique. Cette méthode est généralement utilisée pour calculer l'efficacité technique. Wheelock et Wilson (2000), par exemple, ont estimé l'efficacité technique d'un échantillon de banques américaines, à partir de la méthode DEA. Toutefois, Berger et Mester (1997) notent que les méthodes non paramétriques ne sont pas appropriées à la comparaison des firmes qui se spécialisent dans la production de plusieurs produits.

L'analyse des frontières stochastiques (SFA), contrairement à la méthode DEA, se base sur des hypothèses de distribution. D'où, l'existence d'erreurs aléatoires dans cette méthode. La méthode SFA comporte elle aussi ses limites. Sa principale limite est qu'elle se fonde sur l'hypothèse que toutes les firmes considérées ont la même frontière. En fait, la frontière d'une firme, tenant compte des caractéristiques propres à son environnement interne et externe, ne peut être identique à celle d'une autre ayant des caractéristiques différentes. Pour remédier à ce problème, dans la littérature, on inclut des variables de contrôle, notamment dans les modèles en coupe transversale avec différents pays ou firmes, afin de prendre en compte l'environnement spécifique de chaque individu du panel. Bos *et al.* (2009) a montré l'importance des variables d'hétérogénéité dans les modèles de frontières stochastiques.

Dans ce chapitre, nous estimons les frontières de coût et de profit bancaires à partir de l'analyse des frontières stochastiques. Ce choix s'explique par les avantages que comporte cette méthode : (1) elle tient compte des erreurs aléatoires ; (2) elle permet de tenir compte des caractéristiques de l'environnement des firmes, à la fois dans la frontière et dans les inefficiences (Bos *et al.*, 2009).

Puisque, dans le modèle théorique développé au chapitre 3, l'indicateur de l'efficacité bancaire est le taux de défaut, l'estimation de la frontière des possibilités de

maximiser le profit est suffisante pour vérifier les conclusions du modèle théorique. En fait, le taux de défaut affecte les revenus de la banque, et non pas ses coûts. Néanmoins, nous estimons aussi la frontière des possibilités de minimiser le coût, afin de vérifier si l'efficacité de coût permet de confirmer aussi les conclusions du modèle. Le chapitre est ainsi organisé : la première section traite du modèle ; la deuxième présente les données, suivie d'une autre section qui analyse les résultats ; puis, nous concluons le chapitre.

4.1 Spécification du modèle des frontières stochastiques

La plupart des études qui analysent l'efficacité des firmes bancaires utilisent l'analyse des frontières stochastiques. Il s'agit, entre autres, de Berger *et al.* (1993), Berger *et al.* (1997), DeYoung *et al.* (1998), Kumbhakar *et al.* (2001), Isik et Hassan (2002), Vennet (2002), Carvallo et Kasman (2005), Bos et Kool (2006), Carbo *et al.* (2007), et Staikouras *et al.* (2008). Ces études portent sur l'efficacité du coût de production et du profit. Les études qui portent sur l'efficacité technique utilisent le plus souvent la méthode DEA. Cette section présente la méthode de l'analyse des frontières stochastiques (SFA) et spécifie le modèle.

4.1.1 La Méthode SFA

Pour mesurer, par exemple, l'efficacité technique des firmes, il faut connaître la production de chaque firme, et les comparer respectivement avec la frontière de production. Il s'agit d'une efficacité relative à la frontière. Le problème qui se pose est que la frontière de production n'est pas connue. Pour remédier à ce problème, Farrell (1957) a estimé la fonction de la frontière de production. Puis, Aigner *et al.* (1977)

et Meeusen et van den Broeck (1977) ont proposé la modélisation d'une frontière aléatoire de production, dont le terme d'erreur a deux composantes : v et u . Cette modélisation se base sur certaines hypothèses dont les principales sont : (1) v est supposée être indépendante et identiquement distribuée suivant une loi normale tel que $v \sim N(0, \sigma_v^2)$; (2) u est supposée être indépendante et identiquement distribuée suivant une loi semi-normale tel que $u \sim N^+(\mu, \sigma_u^2)$. La fonction est décrite comme suit :

$$y_i = f(x_i; \beta) + \epsilon_i \quad (4.1)$$

$$\epsilon_i = v_i + u_i$$

$$i = 1, 2, \dots, N$$

La production de la i^{eme} firme est notée y_i , tandis que x_i est le vecteur des inputs de la i^{eme} firme. β est le vecteur des paramètres à estimer, et N est le nombre de firmes. Des deux composantes du terme d'erreur, v_i est la partie aléatoire, c'est-à-dire, un bruit blanc. Quant à u_i , ce terme exprime l'écart de la production par rapport à la frontière de production. Cet écart est dû à l'inefficience de la i^{eme} firme considérée. L'exponentielle de $-u_i$ est la mesure de l'efficience technique de la firme suivant la méthode des frontières stochastiques.

La forme Cobb-Douglas a été la première forme utilisée pour estimer les frontières stochastiques. Cette forme assume que l'élasticité de substitution est égale à l'unité. Pour estimer, par exemple, la fonction de production, on considère sa forme log-linéaire, telle que spécifiée dans l'équation 4.2. Les variables K et L sont respectivement le capital et la main d'oeuvre. Les paramètres α_1 et α_2 sont les élasticités

de la production par rapport au capital et à la main d'oeuvre respectivement.

$$\ln Y = \alpha_0 + \alpha_1 \ln K + \alpha_2 \ln L + v + u \quad (4.2)$$

Le problème qui se pose avec la forme fonctionnelle Cobb-Douglas, c'est qu'elle impose une restriction sur les rendements d'échelle. Si ces restrictions ne reflètent pas la réalité, l'estimation de la fonction de la frontière n'est pas bien spécifiée. C'est ce qui explique que des chercheurs préfèrent utiliser la forme translog ou la forme Fourier qui n'imposent aucune restriction sur les élasticités. Parce qu'elle n'impose pas de restriction sur les rendements d'échelle, la forme translog est préférable à la forme Cobb-Douglas. De plus, l'élasticité de substitution n'est pas fixée à l'unité dans la forme translog, contrairement à la fonction de Cobb-Douglas. Pour une fonction de production Y et les intrants capital (K) et main d'oeuvre (L), la forme fonctionnelle translog de la production s'écrit comme suit :

$$\begin{aligned} \ln Y = & \beta_0 + \beta_1 \ln K + \beta_2 \ln L + \beta_3 \ln K \ln L \\ & + \frac{1}{2} \beta_4 (\ln K)^2 + \frac{1}{2} \beta_5 (\ln L)^2 + v - u \end{aligned} \quad (4.3)$$

La forme translog est largement utilisée, depuis quelques temps, pour estimer la frontière d'efficience bancaire. Toutefois, si la fonction que l'on souhaite estimer n'a pas réellement la forme translog, la spécification du modèle fonctionnel de la forme translog peut conduire, elle aussi, à des erreurs de misspécification. Or, on ne connaît jamais la forme réelle des fonctions de production, de coût, et de profit.

Pour remédier à cet inconvénient, Mitchell et Onvural (1996) suggère d'estimer la forme Fourier qui est plus flexible que la forme translog. Pour la même fonction de production y dont les intrants sont K et L , la fonction de production de forme Fourier

est définie par l'équation 4.4. Les x_i sont des variables normalisées du logarithme des intrants K et L ³.

$$\begin{aligned} \ln y = & \beta_0 + \beta_1 \ln K + \beta_2 \ln L + \beta_3 \ln K \ln L \\ & + \frac{1}{2} \beta_4 (\ln K)^2 + \frac{1}{2} \beta_5 (\ln L)^2 \\ & + \delta_1 \text{Cos}(x_1) + \delta_2 \text{Cos}(x_2) + \varphi_1 \text{Sin}(x_1) + \varphi_2 \text{Sin}(x_2) \\ & + v - u \end{aligned} \tag{4.4}$$

Non seulement la forme Fourier n'impose aucune restriction sur les rendements d'échelle, elle n'impose aucune forme à la fonction estimée. Ce sont les données qui donnent à la fonction sa forme. Ainsi, la forme Fourier permet d'estimer une fonction qui prend la forme de la vraie fonction. Toutefois, des études ont montré que les scores d'efficience ne diffèrent pas significativement entre les formes translog et Fourier. C'est le cas des résultats de Vennet (2002) qui révèlent que les niveaux moyens d'efficience ainsi que leur dispersions sont similaires pour les deux formes fonctionnelles. Berger et Mester (1997) ont aussi trouvé des résultats similaires. Bien que les coefficients des termes Fourier soient conjointement significatifs, la différence moyenne entre les scores d'efficience estimés par la forme translog et par la forme Fourier est faible. Berger et Mester (1997) montrent aussi que le classement des banques, par leur score d'efficience, est presque similaire pour les deux formes fonctionnelles. Ces résultats indiquent donc que l'utilisation de la forme Fourier ne fait pas de différence significative dans les résultats par rapport à l'utilisation de la forme translog.

³Cet exemple (équation 4.4) est une forme Fourier de premier ordre. Il est possible d'estimer un modèle Fourier d'ordre supérieur à celui de cet exemple. Cependant, cela augmente le nombre de paramètres à estimer, réduisant ainsi le nombre de degrés de liberté.

De plus, Altunbas et Chakravarty (2001) ont montré que la capacité prédictive de la forme Fourier est déficiente par rapport à celle de la forme translog. Depuis, les papiers récents estiment de plus en plus des modèles de la forme translog (Bonin *et al.*, 2005; Carvallo et Kasman, 2005; Kwan, 2006; Lensink *et al.*, 2008; Berger *et al.*, 2009). Nous estimons donc, comme c'est le cas dans la littérature, un modèle de la forme translog. Deux raisons expliquent notre choix. Premièrement, le nombre d'observations de notre échantillon n'étant pas trop élevé, l'utilisation de la forme Fourier réduira le degré de liberté, vu la quantité importante de paramètres à estimer. Deuxièmement, les résultats des études de Berger et Mester (1997), Altunbas et Chakravarty (2001), et de Vennet (2002) soutiennent ce choix.

4.1.2 Spécification du modèle

Pour calculer l'efficienne par l'analyse des frontières stochastiques, il importe de différencier les outputs des inputs. Concernant la firme bancaire, il n'y a pas de consensus au sujet de l'identification des outputs. En fait, le problème se pose au niveau des dépôts bancaires qui peuvent être considérés comme une partie de la production bancaire ou comme un input. Trois approches sont généralement utilisées pour définir la production de la firme bancaire. Il s'agit de l'approche de la définition de la production par les coûts, celle de la valeur ajoutée, et l'approche par l'actif.

Suivant l'approche par l'actif, une firme bancaire est considérée comme un intermédiaire financier qui acquiert des dépôts et d'autres passifs, comme inputs, en vue de produire du crédit et d'autres actifs. En ce qui à trait à l'approche par la valeur ajoutée, les actifs aussi bien que les passifs ont des caractéristiques qui peuvent faire d'eux des outputs. Le critère qui permet d'établir si un actif ou un passif est un output se fonde sur l'importance de la valeur ajoutée de l'actif ou du passif. Sont considérés

comme outputs importants, les actifs et les passifs ayant une valeur ajoutée substantielle. Les autres sont considérés comme inputs ou outputs non importants. Quant à l'approche par les coûts, elle considère un actif ou un passif comme un output si les gains nets qui y sont associés sont supérieurs au coût d'opportunité⁴.

A l'exception de l'approche par l'actif où les dépôts sont considérés uniquement comme inputs, les deux autres approches sont plus flexibles sur ce point, puisqu'un critère permet d'établir si un passif est un output ou non. Berger et Humphrey (1992) soulignent que les banques offrent des services de dépôts pour lesquels les clients paient. Les banques paient généralement un taux d'intérêt en dessous du taux du marché. Cette différence constitue le coût implicite des services de dépôts supportés par les clients. Ce problème du coût implicite des services de dépôts se pose particulièrement lorsque l'on estime la fonction du coût d'efficience. Puisque nous estimons la fonction de coût, en outre de la fonction de profit, nous adoptons l'approche par la valeur ajoutée.

Compte tenu de l'approche adoptée, nous considérons les dépôts comme étant à la fois des inputs et des outputs. Ils sont des inputs en ce sens qu'ils sont utilisés pour la production de services de crédits et d'autres actifs rémunérés. Ils sont aussi des outputs parce qu'ils constituent un service de conservation sécuritaire offert par la firme bancaire. Cette approche est aussi adoptée par Humphrey et Pulley (1997), Carvallo et Kasman (2005), Fries et Taci (2005) et Berger *et al.* (2009).

Dans le modèle que nous spécifions, une banque a deux outputs : les prêts et les dépôts. Alors, les prix considérés dans le modèle sont ceux des inputs. Les inputs utilisés pour la production des services de dépôts et de prêts bancaires sont : le

⁴Ces trois approches sont développées par Berger et Humphrey (1992).

capital physique, la main d'oeuvre, et les fonds. Ces derniers constituent les ressources financières de la banque. Les prix sont le prix du capital physique, le prix de la main d'oeuvre, et le prix des fonds. La fonction de coûts de la forme translog que nous spécifions est la suivante :

$$\begin{aligned}
\ln C_{kt} = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^2 \alpha_i \ln y_{ikt} + \sum_{l=1}^2 \beta_l \ln p_{lkt} + \delta_1 \ln E_{kt} + \phi_1 T \\
& + \frac{1}{2} \left[\sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 \alpha_{ij} \ln y_{ikt} \ln y_{jkt} + \sum_{l=1}^2 \sum_{m=1}^2 \beta_{lm} \ln p_{lkt} \ln p_{mkt} \right. \\
& + \delta_2 \ln E_{kt} \ln E_{kt} + \phi_2 T^2 \left. \right] \\
& + \sum_{i=1}^2 \sum_{l=1}^2 \varphi_{il} \ln y_{ikt} \ln p_{lkt} + \sum_{i=1}^2 \delta_{3i} \ln y_{ikt} \ln E_{kt} + \sum_{l=1}^2 \delta_{4l} \ln p_{lkt} \ln E_{kt} \\
& + \sum_{i=1}^2 \phi_{3i} T \ln y_{ikt} + \sum_{lkt} \phi_{4l} T \ln p_{lkt} + \sum_{s=1}^2 \eta_s z_{skt} + v_{kt} + u_{kt} \tag{4.5}
\end{aligned}$$

$$u_{kt} = \gamma_0 + \sum_{s=1}^3 \iota_s z_{skt} + \varpi_{kt} \tag{4.6}$$

où C_{kt} est le coût total, c'est-à-dire, la somme des dépenses d'intérêt et des dépenses d'exploitation, de la banque k à la période t . La variable y_{ikt} est l'output i de la banque k , à la période t . La variable p_{jkt} est le prix du j^{ime} input, et z_{skt} est la variable de contrôle s , de la banque k , à la période t . Les deux composantes du terme d'erreur mentionnées précédemment sont v_{kt} et u_{kt} . Dans l'équation 4.6, ϖ est un bruit blanc.

Suivant les suggestions de Mester (1996), nous incluons les fonds propres, notés par E , dans le modèle, pour prendre en compte les préférences des banques pour le risque. Lorsque l'on ignore le capital financier, Berger et Mester (1997) montrent que les scores d'efficience peuvent être biaisés. En effet, les banques minimisent leurs coûts

et maximisent leurs profits, en tenant compte de leur préférence pour le risque. Une banque qui prend des risques élevés obtient des gains substantiels par rapport à une autre qui prend moins de risques. Cela n'implique pas pour autant que la première est plus efficiente en profit que la deuxième. Il se peut que, tenant compte du niveau de risques pris par chacune de ces deux banques, celle qui a un gain moins élevé ait mieux maximisé son profit que celle qui prenant plus de risques a un gain plus élevé.

Nous incluons aussi une tendance, notée T , dans le modèle, en vue de prendre en compte le changement technologique qui affecte la fonction de frontière. Il s'agit de la méthode utilisée dans la littérature pour évaluer le rôle des progrès technologiques dans la position de la frontière (Altunbas *et al.*, 2001; Tadesse, 2006).

Pour tenir compte de l'hétérogénéité des banques, nous adoptons la spécification générale de Bos *et al.* (2009). Cette spécification consiste à inclure les variables d'hétérogénéité, à la fois, dans la frontière et dans la composante du terme d'erreur résultant des inefficiences. En fait, un facteur d'hétérogénéité peut affecter la frontière aussi bien que les inefficiences. De même, comme le souligne Bos *et al.* (2009), un choc macroéconomique peut affecter la frontière d'efficacité aussi bien que les inefficiences. Notre choix explique la présence des variables de contrôle, à la fois, dans les équations 4.5 et 4.6.

Deux variables nous permettent de prendre en compte l'hétérogénéité des banques : une variable indicatrice des banques étrangères, et la taille d'une banque qui est mesurée par le logarithme naturel du total de ses actifs. En effet, Berger (2007) note que, dans les pays en développement, les banques étrangères tendent à être plus efficaces que les banques locales. Toutefois, des études ont aussi révélé que les banques étrangères peuvent être moins efficaces que les banques locales dans

certaines économies en développement. Il s'agit, par exemple, des études de Roa (2005) et de Sensarma (2006). En outre des banques étrangères, des études, dont celles de Kwan (2006) et de Sensarma (2006), ont montré que des différences dans la taille des banques peuvent aussi expliquer leur niveau d'efficacité. En outre des variables d'hétérogénéité, nous ajoutons le taux de croissance du taux d'intérêt sur les bons à 91 jours, en vue d'analyser l'impact d'un choc de politique monétaire sur la frontière et sur les inefficiences.

Pour la fonction de profit, nous conservons la même spécification en changeant la variable endogène, comme c'est le cas dans la littérature. De plus, à la place de $v_{kt} + u_{kt}$, dans la fonction de profit nous avons $v_{kt} - u_{kt}$. Car, les inefficiences réduisent le profit tandis qu'elles augmentent le coût. Le profit, pouvant prendre des valeurs négatives, on ne peut pas calculer le logarithme de cette variable. Pour remédier à ce problème, généralement on ajoute une constante au profit de toutes les banques de telle sorte que le logarithme naturel puisse prendre une valeur positive. Isik et Hassan (2002) ainsi que Vennet (2002) ajoutent une telle constante au profit des banques pour estimer la frontière du profit. Cette constante que nous notons λ est égale à la valeur absolue du profit minimum de l'échantillon plus l'unité, c'est-à-dire, $\lambda = |\pi^{min}| + 1$. Ainsi, la variable endogène utilisée pour estimer la frontière du profit est $\ln P_{kt} = \ln(\pi_{kt} + |\pi^{min}| + 1)$, où P est le profit corrigé.

Lorsqu'une estimation est réalisée par la méthode du maximum de vraisemblance, Coelli (1995) suggère de faire le test du rapport de vraisemblance généralisé, en vue de tester l'hypothèse nulle d'absence d'effet d'inefficiences dans le modèle. Suivant cette hypothèse, $\gamma = 0$, avec $\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}$. On assume que γ suit une loi khi-deux. Si l'hypothèse nulle est acceptée, on conclut que la variance du terme d'erreur n'est pas significativement expliquée par les inefficiences. Dans ce cas, le modèle ne permet

pas d'estimer les inefficiences. Dans le cas contraire, le modèle permet d'estimer les inefficiences. L'hypothèse nulle est acceptée si le rapport de vraisemblance (LR) est inférieur à la valeur critique correspondant au modèle, dans la table de Kodde et Palm (1986). Le test du rapport de vraisemblance est assumé distribué asymptotiquement suivant une loi khi-deux, dont le nombre de degrés de liberté est le nombre de restrictions nécessaires à l'estimation du modèle.

Comme l'expriment les travaux de Jagtiani et Khanthavit (1996), Altunbas *et al.* (2001), Carvallo et Kasman (2005), et Margono *et al.* (2009), la frontière telle que spécifiée, nous permet de vérifier s'il existe des économies d'échelle. Pour mesurer les économies d'échelle, nous avons à calculer la dérivée de la fonction de coût et celle de la fonction de profit, respectivement, suivant que nous vérifions l'existence d'économies d'échelle en coût ou d'économies d'échelle en profit. Les économies d'échelle en coût et en profit sont respectivement mesurées par les dérivées suivantes⁵ :

$$SE_c = \sum_{i=1}^2 \frac{\partial \ln C_{kt}}{\partial \ln y_{ikt}} = \sum_{i=1}^2 \alpha_i + \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 \alpha_{ij} \ln y_{jkt} + \sum_{i=1}^2 \sum_{l=1}^2 \varphi_{il} \ln p_{lkt} + \sum_{i=1}^2 \delta_{3i} \ln E_{kt} + \sum_{i=1}^2 \phi_{3i} T \quad (4.7)$$

$$SE_p = \sum_{i=1}^2 \frac{\partial \ln P_{kt}}{\partial \ln y_{ikt}} = \sum_{i=1}^2 \alpha_i + \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 \alpha_{ij} \ln y_{jkt} + \sum_{i=1}^2 \sum_{l=1}^2 \varphi_{il} \ln p_{lkt} + \sum_{i=1}^2 \delta_{3i} \ln E_{kt} + \sum_{i=1}^2 \phi_{3i} T \quad (4.8)$$

⁵Les équations 4.7 et 4.8 ont la même structure parce que la frontière du coût et la frontière du profit ont la même forme structurelle, avec les mêmes variables exogènes. Cette remarque est aussi valable pour les équations 4.9 et 4.10 qui définissent le progrès technologique en coût et en profit.

Concernant les économies d'échelle en coût, une valeur inférieure à l'unité indique l'existence d'économies d'échelle en coût. Dans ce cas, une augmentation de la production permet de réduire le coût marginal. Si, par contre, la valeur de la dérivée est supérieure à l'unité, il y a déséconomies d'échelle. Les banques, dans ce cas, doivent réduire leur production pour réduire leur coût marginal. Lorsque la mesure de l'économie d'échelle en coût est égale à l'unité, il y a rendement d'échelle constant.

En ce qui concerne les économies d'échelle en profit, une valeur supérieure à l'unité indique qu'il y a économies d'échelle. Les banques peuvent augmenter la production pour augmenter leur profit marginal. Mais, s'il s'agit d'une valeur inférieure à l'unité, il y a déséconomies d'échelle. Et, si la valeur des économies d'échelles de profit est égale à l'unité, il y a rendement d'échelle constant. On peut le remarquer, on parle de rendement d'échelle lorsque la valeur de la mesure des économies d'échelle en coût est inférieure à l'unité ou lorsque celle des économies d'échelle en profit est supérieure à l'unité. C'est parce que l'objectif de la banque est de minimiser les coûts et de maximiser les profits.

Le progrès technologique peut être dérivé de la fonction de coût et de la fonction de profit. En effet, dans la littérature sur l'efficacité bancaire, le progrès technologique est mesuré par la dérivée des fonctions susmentionnées, par rapport à la tendance, T . Une valeur positive indique qu'il y a progrès technologique, tandis qu'une valeur négative indique le contraire. Compte tenu du modèle spécifié, le progrès technologique, relatif respectivement au coût et au profit, est mesuré comme suit :

$$TP_c = \frac{\partial \ln C_{kt}}{\partial T} = \phi_1 T + \phi_2 T + \sum_{i=1}^2 \phi_{3i} \ln y_{ikt} + \sum_{l=1}^2 \phi_{4l} \ln p_{lkt} \quad (4.9)$$

$$TP_p = \frac{\partial \ln P_{kt}}{\partial T} = \phi_1 T + \phi_2 T + \sum_{i=1}^2 \phi_{3i} \ln y_{ikt} + \sum_{l=1}^2 \phi_{4l} \ln p_{lkt} \quad (4.10)$$

4.2 Les données

Les données utilisées dans ce chapitre proviennent des états financiers trimestriels que les banques envoient régulièrement à la Banque de la République d'Haïti (BRH) qui est l'autorité de régulation et de supervision bancaire. L'échantillon étudié couvre la période allant du premier trimestre 2001 au premier trimestre 2007, avec un panel de douze banques. La liste des banques figure dans l'annexe du présent chapitre, à la page 162.

Depuis la fin des années 1990, le secteur bancaire haïtien connaît des épisodes de défaillance individuelle dont l'issue, facilitée par les autorités de supervision, est généralement l'acquisition de la banque défaillante par une autre banque financièrement en santé. Il serait donc préférable de débiter notre échantillon dans les années 1990, notamment en 1996, lorsqu'il y a eu l'établissement d'un cadre de supervision moderne, adapté à l'accord de Bale I. De plus, cette année correspondrait à la période où le secteur bancaire s'est dynamisé avec l'entrée de nouvelles enseignes qui ont fait augmenter la concurrence. Mais, la disponibilité des données nous impose la période couverte par ce travail de recherche.

Les données utilisées dans ce travail s'expriment en milliers de gourdes. La liste des variables figure dans le tableau 4.1. Les deux variables dépendantes sont respectivement, le coût total et le profit avant taxes. Pour les outputs, il s'agit du total du portefeuille net de crédits et du total des dépôts. En ce qui concerne les prix des

TAB. 4.1 – Les variables utilisées dans le modèle

Variable	Nom de la variable	Définition
C	Coût total	Total des coûts d'exploitations et des dépenses d'intérêt
P	Total du profit	Profit avant taxes
y_1	Portefeuille net de crédits	Montant total des crédits
y_2	Dépôts	Total des dépôts à vue, d'épargne, et à terme
p_1	Prix de la main d'oeuvre	Total des dépenses de salaires et avantages sociaux, divisé par le nombre d'employés
p_2	Prix du capital	Total des frais locaux et dépréciation, divisé par les immobilisations
p_3	Prix des fonds	Total des dépenses d'intérêt divisé par le total des dépôts
E	Capital financier	Fonds propres divisés par le total des actifs
T	Tendance	Le temps
z_1	Variable indicatrice des banques étrangères	Variable binaire prenant la valeur 1 pour les banques étrangères, et 0 pour les autres banques
z_2	Taille de la banque	Logarithme du total des actifs
z_3	Taux d'intérêt directeur	Taux de croissance du taux d'intérêt sur les bons à 91 jours

inputs, nous sommes limités, en ce sens que nous ne disposons pas de données sur les prix du marché. Dans la littérature, on contourne cette limite en calculant les prix des inputs à partir des données comptables des banques, en divisant les dépenses concernées par un dénominateur. Cependant, ces prix, étant endogènes aux banques, risquent de biaiser les résultats de l'estimation des frontières stochastiques.

Bos et Kool (2006) essaient de remédier au problème posé par les prix endogènes en calculant des prix exogènes. Ils répartissent les banques par leur localisation géographique en Hollande, et par le degré d'urbanisation de la région. Puis, ils calculent des prix moyens à partir des données des banques se trouvant dans la même caté-

gorie. Ce sont ces prix qui sont inclus dans le modèle pour le calcul de l'efficience. Ayant utilisé des données comptables des banques pour le calcul des prix, Bos et Kool (2006) indiquent, néanmoins, que ces prix ne sont pas strictement exogènes. Les banques du système bancaire haïtien, ayant leurs sièges sociaux dans la même ville, nous ne pouvons pas appliquer la même procédure que Bos et Kool (2006).

Nous obtenons les prix comme on le fait généralement dans la littérature, à partir des données bancaires (Mester, 1996; Havrylchyk, 2006; Berger *et al.*, 2009). Le prix de la main d'oeuvre est le montant total des salaires et avantages sociaux divisé par le nombre d'employés. Pour obtenir le prix du capital physique, nous divisons le total des frais des locaux et de la dépréciation par le total des immobilisations. Le prix des fonds est égal au total des dépenses d'intérêt divisé par le total des dépôts.

Pour tenir compte des restrictions de symétrie et d'homogénéité, nous normalisons les variables dépendantes et le prix des deux premiers inputs (p_1 et p_2) par le prix du dernier input, c'est-à-dire, le prix des fonds (p_3). De plus, pour éviter des problèmes d'hétéroscédasticité, les variables d'outputs sont divisées par le total des actifs, les mettant ainsi sous forme de ratios.

Suivant les statistiques descriptives qui figurent dans le tableau 4.2, les banques locales font face à des coûts, en moyenne, plus élevés que les banques étrangères. Néanmoins, la moyenne du profit des banques locales est plus élevée que celle des banques étrangères. Ces statistiques ne permettent pas d'affirmer que les banques locales sont plus profitables que les banques étrangères. Car, la dispersion relative du profit des banques locales (180,54%) est plus élevée que celle des banques étrangères (87,26%). C'est aussi le cas pour le coût, les prêts et les dépôts. Cela s'explique probablement par l'écart entre la taille des banques locales.

TAB. 4.2 – Statistiques descriptives des variables utilisées dans le modèle

Statistiques	C	P	E	y_1	y_2	p_1	p_2	p_3
Toutes les banques de l'échantillon								
Moyenne	94 210,14	17 108,71	0,06	1 375 373,80	3 667 591,46	101,55	0,07	0,01
Médiane	64 108,50	9 719,20	0,06	877 041,00	1 920 344,00	76,66	0,05	0,01
Maximum	455 287,30	157 124,80	0,36	6 364 921,70	20 603 346,90	644,98	0,40	0,06
Minimum	1 110,00	-86 230,70	-0,28	1 996,20	8 201,00	22,33	0,01	0,00
Écart-type	88 256,34	29 785,18	0,04	1 312 961,95	4 286 313,25	77,87	0,06	0,01
Coeff. Var.	93,68%	174,09%	73,26%	95,46%	116,87%	76,68%	77,78%	66,67%
Observations	292	292	290	291	291	289	291	291
Panel	12	12	12	12	12	12	12	12
Banques Locales								
Moyenne	103 480,39	17 224,55	0,06	1 448 115,24	4 083 348,67	78,31	0,05	0,01
Médiane	72 269,50	8 443,05	0,06	867 776,00	2 322 280,00	73,80	0,05	0,01
Maximum	455 287,30	157 124,80	0,36	6 364 921,70	20 603 346,90	186,48	0,23	0,06
Minimum	1 110,00	-86 230,70	-0,28	1 996,20	8 201,00	37,44	0,01	0,00
Écart-type	94 131,96	32 074,05	0,05	1 421 715,18	4 600 014,69	24,40	0,03	0,01
Coeff. Var.	90,97%	186,21%	79,64%	98,18%	112,65%	31,15%	53,95%	67,44%
Observations	242	242	240	241	241	239	241	241
Panel	10	10	10	10	10	10	10	10
Banques étrangères								
Moyenne	49 342,14	16 548,05	0,06	1 024 760,08	1 663 641,72	212,60	0,16	0,01
Médiane	48 387,00	13 077,20	0,05	1 026 286,00	1 689 469,50	186,05	0,14	0,01
Maximum	82 179,00	44 737,00	0,09	2 212 269,00	2 972 999,00	644,98	0,40	0,03
Minimum	24 230,00	-16 770,00	0,03	534 896,00	1 023 847,00	22,33	0,07	0,00
Écart-type	14 098,27	14 439,41	0,01	388 470,47	381 687,47	132,40	0,07	0,01
Coeff. de Var.	28,57%	87,26%	26,10%	37,91%	22,94%	62,27%	42,05%	63,56%
Observations	50	50	50	50	50	50	50	50
Panel	2	2	2	2	2	2	2	2

Les données sont exprimées en milliers de Gourdes, à l'exception de E qui est le ratio des fonds propres sur les actifs.

Lorsque nous comparons la moyenne des dépôts reçus par les banques locales à leur portefeuille de crédits, et si nous faisons la même comparaison pour les banques étrangères, nous notons que les banques étrangères accordent plus de crédits que les banques locales, relativement au volume des dépôts reçus. Il est important de noter que le volume de dépôts des banques locales est plus élevé, parce qu'elles sont plus ouvertes aux petits épargnants, que celui des banques étrangères. En fait, le montant minimum à garder sur un compte dans une banque étrangère est plus élevé que celui exigé par les banques locales. Le portefeuille de crédits des banques locales est donc faible par rapport aux dépôts parce que ces banques n'accordent pas de crédits aux petits épargnants, généralement jugés peu solvables.

Une autre remarque concerne le prix de la main d'oeuvre. Suivant le tableau 4.2, le coût de la main d'oeuvre est plus élevé dans les banques étrangères que dans les banques locales. Toutefois, l'écart entre les salaires des cadres et ceux des autres employés semble être plus élevé au niveau des banques étrangères qu'il l'est au niveau des banques locales. En fait, la dispersion relative des salaires est de 62,27% pour les banques étrangères tandis qu'elle est de 31,15% pour les banques locales.

4.3 Les résultats et discussions

Dans cette section nous présentons les résultats des estimations de l'efficacité des banques. Vu le nombre de paramètres estimés, nous plaçons les tableaux contenant les résultats de tous les paramètres estimés dans l'annexe du présent chapitre, à la page 162. L'analyse qui suit portera particulièrement sur les résultats des facteurs d'inefficacité. Nous considérons d'abord les résultats de l'estimation de la frontière stochastique du coût ; puis, celle du profit. Ces résultats figurent dans le tableau 4.3, à la page 93. Nous utilisons le programme FRONTIER 4.1 développé par Coelli

(1996), pour estimer les frontières stochastiques.

Pour toutes les estimations réalisées, le test du ratio de vraisemblance a révélé que l'effet des inefficiences est significatif dans les modèles. En effet, pour toutes les estimations, le ratio de vraisemblance (LR) est supérieur à la valeur critique correspondant à chacune d'elles. Les valeurs critiques relatives à ce test sont tabulées par Kodde et Palm (1986). Les modèles estimés dans notre travail permettent d'obtenir le score d'efficacité des banques. D'ailleurs, $\gamma = 0,999$ est proche de un, et est significatif, dans le cas de la frontière du coût aussi bien que celui du profit. Nos estimations étant robustes, nous pouvons aussi les utiliser, notamment les plus robustes, pour vérifier s'il y a des économies d'échelle dans le secteur bancaire haïtien. Le modèle le plus robuste à expliquer les inefficiences en coût est le modèle 2, et que celui qui est plus le robuste à expliquer les inefficiences en profit est le modèle 4.

4.3.1 Impact positif illusoire de la politique monétaire sur l'efficacité de profit

Les résultats de nos estimations figurent dans le tableau 4.3. Nous avons estimé une première fonction d'efficacité (modèles 1 et 3), où le taux de croissance du taux d'intérêt directeur ainsi que sa valeur retardée d'une période font partie des variables environnementales. Suivant les résultats, le taux directeur n'a pas d'impact significatif sur aucune des deux frontières considérées, c'est-à-dire, les frontières de coût et de profit. Donc, une politique monétaire restrictive, en Haïti, ne déplace pas la courbe des frontières du coût et du profit. Nous rappelons la spécification du modèle nous permet de tester si le taux d'intérêt ainsi que les variables d'hétérogénéité ont un impact à la fois sur la frontière et sur les inefficiences, ou seulement sur l'une, ou sur aucune d'entre elles.

TAB. 4.3 – Impact des variables d’hétérogénéité et de la politique monétaire sur la frontière et les inefficiences (statistique de Student entre parenthèses)

		Coût		Profit		
Variables	Symboles	Modèles				
		1	2	3	4	5
Hétérogénéité dans la frontière						
Banque étrangère	z_1	-1,271* (-15,706)	-1,059* (-12,368)	-0,362* (-4,960)	-0,381* (-5,539)	-0,381* (-5,477)
Taille	z_2	0,993* (37,709)	0,995* (52,952)	0,127* (4,757)	0,148* (6,333)	0,147* (6,086)
Taux directeur	z_3	-0,069 (-1,121)		0,023 (0,406)		
	z_{3t-1}	0,049 (1,265)		0,068 (1,210)		
Hétérogénéité dans les inefficiences						
Constante		3,720* (6,811)	3,393* (8,419)	-12,717* (-10,943)	-14,454* (-11,271)	-33,812* (-44,182)
Banque étrangère	z_1	0,623* (7,243)	0,410* (4,773)	-0,065 (-0,424)	0,638* (2,443)	2,638* (4,171)
Taille	z_2	-0,232* (-6,235)	-0,211* (-7,625)	0,048 (0,800)	0,026 (0,380)	0,947* (11,795)
Taux directeur	z_3	0,046 (0,439)		-6,618* (-21,122)	-6,074* (-13,575)	
	z_{3t-1}	-0,072 (-0,794)		8,025* (20,471)	7,555* (17,361)	
σ^2		0,072* (9,217)	0,076* (12,900)	4,306* (17,754)	5,214* (16,046)	7,317* (22,080)
γ		0,996* (41,105)	0,999* (781242,85)	0,998* (1353,7077)	0,999* (2147,246)	0,999* (2442,761)
Max. de vrais. (LR)		25,267	27,921	498,909	511,360	501,068
Score moyen		0,580	0,621	0,765	0,757	0,758

* Indique que le paramètre est significatif au seuil de 1%.

Compte tenu des problèmes d'asymétrie d'information que peut engendrer une politique monétaire restrictive, nous nous attendions à ce que le taux d'intérêt directeur déplace la frontière du coût vers le haut et la frontière du profit vers le bas. Bien que le taux d'intérêt directeur n'ait pas d'effet significatif sur la frontière, il nous paraît important de souligner que ses coefficients sont positifs dans la frontière du profit. Ce résultat, s'il était significatif indiquerait que les banques profitent d'une politique monétaire restrictive dans les pays en développement.

Lorsque nous considérons l'impact du taux d'intérêt directeur sur les inefficiences en coût et en profit (modèles 1 et 3), les résultats indiquent qu'il n'a pas d'effet significatif sur les inefficiences en coût. Par contre, il affecte significativement les inefficiences en profit. Le signe du coefficient du taux directeur courant est négatif tandis que le signe du coefficient du taux directeur retardé d'une période est positif. Donc, suivant ces derniers résultats, une politique monétaire restrictive réduit les inefficiences en profit à la période courante tandis qu'elle les augmente une période après. En fait, à court terme, l'augmentation des taux d'intérêt peut augmenter l'efficacité en profit des banques. Car, le revenu d'intérêt sur le crédit, notamment pour les nouveaux prêts et les anciens qui sont à taux variables, augmente lorsque le taux d'intérêt croît. Cependant, à moyen terme, l'augmentation de l'asymétrie d'information qui accompagne l'augmentation des taux d'intérêt peut entraîner des pertes qui réduisent l'efficacité en profit des banques. En outre des problèmes d'asymétrie d'information, telle que l'anti-sélection, qui peuvent réduire l'efficacité en profit des banques, certains de leurs anciens débiteurs peuvent, à moyen terme, devenir insolvable lorsque les taux d'intérêts augmentent.

Nous estimons une autre fonction de frontière du profit (modèle 4), sans inclure, dans la frontière, le taux directeur et sa valeur retardée. Par contre, nous les mainte-

nons dans le terme d'erreur⁶. Les coefficients du taux d'intérêt directeur courant et de sa valeur retardée sont encore significatifs, et conservent les mêmes signes trouvés dans le modèle 3. Ces résultats aussi indiquent qu'une politique monétaire restrictive réduit les inefficiences de profit à la période courante à l'application de la politique monétaire tandis qu'elle les augmente une période après.

Bien que les bons du trésor constituent une source alternative de profit pour les banques, une augmentation du taux d'intérêt sur ces bons réduit l'inefficience de profit bancaire à la période courante, mais l'augmente une période après la croissance du taux d'intérêt. Ce résultat concorde bien avec le modèle théorique présenté au chapitre 3, où une augmentation du taux directeur augmente la probabilité que l'inefficience d'une banque dépasse le seuil de défaillance. Les bons du trésor sont perçus comme une source de profit parce que les banques en profitent à court terme.

L'augmentation de l'efficience de profit des banques qui résulte de l'application d'une politique monétaire restrictive est illusoire. En effet, suivant les résultats, la réduction des inefficiences est moins importante, en valeur absolue, que son augmentation. En d'autres termes, l'augmentation de l'efficience à la période courante est moins importante, en valeur absolue, que la baisse de l'efficience une période après. En ce sens, les résultats des modèles 3 et 4 sont concordants.

4.3.2 Les banques étrangères, moins efficaces que les banques locales

Nous estimons une autre fonction dans laquelle nous enlevons l'indicateur de la politique monétaire (modèles 2 et 5) dans la frontière et dans la partie du terme d'er-

⁶Lorsque nous faisons mention du terme d'erreur en présentant les résultats, nous faisons référence à la composante relative aux inefficiences.

reur qui se rapporte aux inefficiences. L'estimation de cette fonction est nécessaire, en ce qui concerne la fonction de coût, puisque le taux d'intérêt n'est pas significatif ni dans la frontière ni dans le terme d'erreur du modèle 1. De plus, elle nous permet de nous assurer de la robustesse de nos résultats. En fait, nous voulons vérifier que la présence du taux d'intérêt dans les estimations n'ait pas affecté les résultats relatifs aux banques étrangères et à la taille des banques.

Lorsque nous considérons les résultats des modèles 2 et 5, nous remarquons que le signe respectif des variables environnementales reste stable. C'est-à-dire, qu'il ne change pas d'un modèle à l'autre. C'est déjà une première indication de la robustesse des résultats relatifs à la fonction de coût et à la fonction de profit. Les résultats montrent que les banques étrangères déplacent la frontière du coût vers le bas. Ces banques disposent donc d'une technologie qui leur permet de minimiser les coûts beaucoup plus que les banques locales. Toutefois, la frontière du profit des banques étrangères est plus basse que celle des banques locales. Ce qui indique que les possibilités de maximiser le profit sont plus grandes du côté des banques locales qu'elles le sont du côté des banques étrangères.

Les derniers résultats nous montrent que les banques étrangères, bien qu'ayant plus de possibilités que les banques locales pour minimiser leur coût, elles en ont moins pour maximiser leur profit. Probablement, cela s'explique au fait que les banques étrangères, bénéficiant de leur réputation internationale, n'ont pas à être aussi agressives que les banques locales, en marketing, pour s'attirer des clients. Ce qui leur permet de maintenir des coûts relativement faibles par rapport aux banques locales. Cependant, les restrictions que les sièges sociaux des banques leur imposent, à cause du risque pays, peuvent les empêcher d'avoir des possibilités de maximiser leur profit au même niveau que les banques locales. De plus, les banques locales investissent

dans d'autres activités financières lucratives telles que la microfinance et le transfert d'argent. Ces activités peuvent déplacer, vers le haut, la frontière des possibilités de profit des banques locales par rapport aux banques étrangères.

Nous ne connaissons pas d'études ayant considéré l'impact des banques étrangères sur la frontière d'efficience, avec lesquelles nous pourrions comparer nos résultats. Or, Bos *et al.* (2009) a montré que ce type de fonction qui prend en compte l'hétérogénéité des banques à la fois dans la frontière et dans les inefficiences est plus robuste que les autres fonctions dans lesquelles l'hétérogénéité est prise en compte uniquement dans la frontière, ou dans les inefficiences.

Les résultats montrent aussi qu'en dépit de leur plus grande possibilité à minimiser leurs coûts, les banques étrangères sont moins efficaces en coût que les banques locales. De plus, elles sont moins efficaces en profit que les banques locales. En effet, le signe de la variable indicatrice des banques étrangères est positif et significatif dans la frontière du coût (modèles 1 et 2) et dans la frontière du profit (modèles 4 et 5). Ces résultats ne concordent pas avec la plupart des études sur la question des banques étrangères dans les pays en développement. Bonin *et al.* (2005), Havrylchyk (2006), et Staikouras *et al.* (2008), par exemple, révèlent que les banques étrangères sont plus efficaces que les banques locales, respectivement dans les économies en transition, en Pologne, et dans les pays du Sud-Est de l'Europe. Nos résultats, bien que surprenants, sont similaires à ceux de certaines études, telles que celle de Roa (2005) qui étudie les marchés émergents, et celle de Sensarma (2006) qui étudie l'Inde. Ces études ont aussi trouvé que les banques locales sont plus efficaces que les banques étrangères.

Lensink *et al.* (2008) montrent que de faibles similarités entre la qualité des institutions du pays d'accueil et celle du pays d'origine augmentent l'inefficience des banques

étrangères. Dans les pays en développement, on s'attend à ce que les banques étrangères soient plus efficaces que les banques locales, à cause de la faible qualité des institutions dans ces pays. D'ailleurs, Berger (2007), faisant une revue de littérature sur l'efficacité bancaire dans le monde, note que les banques étrangères tendent à être plus efficaces que les banques locales, dans les pays en développement.

Toutefois, Lensink *et al.* (2008) révèlent que, dans les pays où la gouvernance est faible, la relation banque étrangère et efficacité est négative. Ils soulignent que cette relation négative peut être expliquée par la difficulté des banques étrangères à faire face à la réglementation locale et à la corruption. De plus, Berger (2007) reconnaissant que, d'après des études, les banques étrangères sont moins efficaces que les banques locales dans certains pays en développement, précise que l'objectif des banques étrangères peut ne pas être de minimiser les coûts et de maximiser les profits. Leur implantation dans certains pays en développement peut être due à un objectif de diversification.

Vu que les banques étrangères existent en Haïti depuis le début des années 1970, avant la création des banques locales, elles ne devraient pas avoir de difficultés à faire face à la législation locale. L'objectif de diversification nous semble être l'explication la plus plausible au fait que les banques étrangères soient moins efficaces que les banques locales. Néanmoins, nous ne négligeons pas le rôle que peut jouer aussi la corruption. En effet, le risque d'écritures comptables frauduleuses peut être moins élevé dans les banques étrangères que dans les banques locales, vu que les premières sont surveillées par leur siège social respectif, en outre de la supervision de la banque centrale.

4.3.3 La taille déplace la frontière d'efficience

En ce qui concerne l'effet de la taille sur la frontière d'efficience, les résultats sont concordants dans les modèles estimés. Son signe est positif et significatif. Suivant ces résultats, elle déplace vers le haut la frontière du coût aussi bien que celle du profit. Donc, plus une banque est grande, moins elle a de possibilités à minimiser ses coûts. Par contre, plus une banque est grande, plus elle a de possibilités à maximiser ses profits. A cause de leur taille, les grandes banques peuvent diversifier leurs investissements et prendre plus de risques plus facilement que les petites banques. Ceci leur permet de générer des profits substantiels par rapport aux petites banques. Cependant, la gestion de ces risques requière des grandes banques des coûts relativement plus importants qu'il n'en faut pour les petites banques.

Suivant les résultats des deux estimations relatives à la frontière du coût (modèles 1 et 2), plus une banque est de grande taille, plus elle est efficiente à minimiser ses coûts. En effet, le signe négatif des coefficients de la taille, dans le terme d'erreur, indique que la taille réduit les inefficiences en coût. Ce résultat est identique aux deux modèles. Les coûts des grandes banques sont donc plus proches de leur frontière d'efficience en coût. Par contre, plus une banque est grande, moins elle est efficiente à maximiser son profit. Ce dernier résultat est, cependant, moins robuste que le précédent. En fait, des trois modèles estimés pour le profit, la taille explique significativement les inefficiences dans un seul. Nous notons, toutefois, que le signe du coefficient ne change pas d'un modèle à l'autre, même s'il est significatif dans un seul modèle.

Dans la littérature sur l'efficience bancaire, les résultats relatifs à l'effet de la taille des banques sur les inefficiences varient. Par exemple, d'un côté, Kwan (2006) et Sensarma (2006) ont trouvé que les grandes banques sont moins efficientes en coût

que les petites banques. D'un autre côté, Roa (2005) a trouvé que la taille n'a pas d'impact sur les inefficiences en coût dans l'Union des Arabes Émirates. Étudiant l'efficience des banques dans l'Europe du Sud-Est, Staikouras *et al.* (2008) ont trouvé que les banques de taille moyenne sont plus efficaces que les grandes et les petites banques.

4.3.4 Les scores d'efficience

Le score moyen d'efficience en coût varie de 0,580 à 0,621. Donc, les banques du secteur bancaire haïtien utilisent efficacement 58% à 62,1% de leurs ressources, et elles en gaspillent entre 37,9% à 42%, compte tenu des meilleures pratiques dans le secteur. Les banques gaspillent donc beaucoup plus de ressources que ce que les banques gaspillent en Amérique Latine et dans les pays de la Caraïbe. En fait, Carvallo et Kasman (2005) ont trouvé que les pays de l'Amérique Latine et de la Caraïbe gaspillent 17,1% de leurs ressources, compte tenu des meilleures pratiques de la région. Ces comparaisons doivent être considérées avec précaution, vu que les frontières estimées par deux études différentes ne soient pas identiques.

Quant au score moyen d'efficience en profit, nos résultats révèlent qu'il varie entre 0,757 et 0,765. Ces résultats indiquent que les banques, en moyenne, sont efficaces à maximiser leur profit à 76%, compte tenu des meilleures performances dans le secteur. Ce score est plus élevé que celui de 69,4% trouvé par Bonin *et al.* (2005) pour les pays en transition.

Bien que le gaspillage des ressources soit non négligeable dans le secteur bancaire haïtien, les banques sont, en moyenne, efficaces à maximiser le profit. Il se peut bien qu'il y ait une collusion dans le secteur bancaire haïtien. Car, les coûts élevés

peuvent constituer une barrière à l'entrée de toute nouvelle banque qui n'aurait pas la capacité de faire face à ces coûts.

4.3.5 Economies d'échelle et progrès technologique

Pour le calcul des économies d'échelle et du progrès technologique, nous utilisons les modèles 2 et 4. Il s'agit des modèles les plus robustes, respectivement pour la frontière du coût et celle du profit, selon le test du maximum de vraisemblance généralisé. Les résultats relatifs aux économies d'échelle et au progrès technologique figurent, respectivement dans les tableaux 4.4 et 4.5 (pages 103 et 104).

Considérant les économies d'échelle en coût, les résultats nous indiquent qu'il y a déséconomies d'échelle. En fait, l'élasticité du coût par rapport à la production est de 1,30 pour la période couverte par notre étude. Des rendements d'échelle croissants existent seulement en 2007, pour les banques locales. A cause des déséconomies d'échelle, les banques doivent réduire leurs productions pour réduire leurs coûts marginaux. Ce résultat est différent de celui de Carvallo et Kasman (2005). Leur étude a révélé que, quoique faible, il y a des économies d'échelle en coût dans les banques en Amérique Latine et dans la Caraïbe. Il paraît que les économies d'échelle tendent à être plus importantes plus une économie est développée.

En fait, l'économie haïtienne est moins avancée que les autres économies des régions Caraïbe et Amérique Latine. De plus, nous remarquons que les économies d'échelle sont plus importantes dans des économies plus avancées que la Caraïbe et l'Amérique Latine. Par exemple, en Indonésie, les économies d'échelle en coût varient entre 0,88 et 0,93, après la crise financière de 1997, suivant les résultats de Margono *et al.* (2009). Ces valeurs sont inférieures à 0,982 et 0,989 trouvées par Carvallo et Kasman (2005).

Ceci indique que les économies d'échelle en coût sont plus importantes en Indonésie qu'en Amérique Latine et dans la Caraïbe.

Concernant l'Europe, Cavallo et Rossi (2001) ont trouvé comme valeurs des économies d'échelle pour la France, l'Allemagne, et les Pays-Bas, respectivement 0,931, 0,919, et 0,917. Ces résultats indiquent que les économies d'échelle sont identiques (la France) ou supérieures (l'Allemagne et les Pays-Bas) à celles qui existent dans le secteur bancaire indonésien. Les économies d'échelle tendent donc à être plus importantes dans les économies les plus avancées. Ceci est probablement dû à la différence entre les technologies utilisées dans les économies avancées et celles qui sont moins avancées. Cela peut donc expliquer l'important écart entre les faibles économies d'échelle du secteur bancaire de la région Amérique Latine et Caraïbe et les déséconomies d'échelle dans le secteur bancaire haïtien.

Concernant le profit, des économies d'échelle existent pour les banques étrangères aussi bien que pour les banques locales, à partir de l'année 2005. A cause de ces rendements d'échelle en profit, les banques peuvent augmenter leur production afin d'augmenter leur profit marginal. De plus, même s'il n'y a pas d'économies d'échelle en coût, les banques peuvent augmenter leur profit marginal en augmentant leur production, des économies d'échelle en profit existant dans le secteur bancaire. Toutefois, l'augmentation du profit marginal peut se faire au coût de gaspillage de ressources.

La comparaison entre les économies d'échelle en coût et les économies d'échelle en profit suggère l'existence d'une collusion sur les coûts, dans le secteur bancaire haïtien. Une telle collusion peut dissuader l'entrée de nouvelles banques, constituant ainsi une barrière. En fait, le fait de produire avec des rendements d'échelle décroissant en coût, c'est une stratégie qui rend le coût d'entrée d'une nouvelle banque élevé. Ainsi, une

TAB. 4.4 – Economies d'échelle, en moyenne, dans le secteur bancaire haïtien.

Banques	Années							
	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007*	2001-2007
Economies d'échelle en coût								
Banques étrangères	2,01	1,61	1,54	1,23	1,07	1,24	1,07	1,43
Banques locales	1,64	1,41	1,32	1,18	1,10	1,13	0,89	1,28
Echantillon	1,71	1,44	1,36	1,19	1,09	1,15	0,93	1,30
Economies d'échelle en profit								
Banques étrangères	-0,28	0,87	0,69	0,80	2,18	2,14	2,29	1,11
Banques locales	-0,66	-0,21	0,12	0,10	1,03	1,16	1,45	0,30
Echantillon	-0,59	-0,02	0,22	0,22	1,23	1,33	1,62	0,44

Les nombres en gras indiquent qu'il y a économies d'échelle.

* Il s'agit d'un seul trimestre.

nouvelle banque qui ne peut pas faire face à ces coûts est dissuadée d'entrer dans le secteur bancaire haïtien.

Les résultats relatifs au progrès technologique suggèrent aussi l'existence d'une collusion sur les coûts de production, dans le secteur bancaire haïtien. Suivant ces résultats qui figurent dans le tableau 4.5, il n'y a pas de progrès technologique. Le progrès technologique en profit est quasi nul, tandis qu'une détérioration technologique en coût augmente d'année en année. En fait, la stratégie qui consiste à augmenter le coût marginal de production, en maintenant élevé le profit marginal, est employée dans une situation d'oligopole, pour empêcher l'entrée de firmes concurrentes. Nous soulignons que la collusion que suggèrent nos résultats n'est pas forcément due à une entente explicite entre les banques. Il peut s'agir d'une collusion tacite.

Le fait que les banques arrivent à maintenir des profits marginaux croissant, malgré des coûts marginaux décroissant, suggère aussi une collusion sur les revenus bancaires. Cette collusion existe probablement sur le prix du crédit bancaire qui est généralement élevé dans les pays en développement. Cette collusion aussi bien que celle sur

TAB. 4.5 – Progrès technologique, en moyenne, dans le secteur bancaire haïtien

Banques	Années							
	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007*	2001-2007
Progrès technologique en coût								
Banques étrangères	-0,11	0,40	1,03	1,57	2,09	2,80	3,20	1,37
Banques Locales	-0,23	0,35	0,95	1,55	2,12	2,69	3,04	1,31
Echantillon	-0,21	0,36	0,97	1,55	2,11	2,71	3,07	1,32
Progrès technologique en profit								
Banque étrangère	-0,01	0,00	0,00	-0,01	0,02	0,02	0,01	0,00
Banques Locales	-0,02	-0,02	-0,01	-0,02	0,00	0,00	-0,01	-0,01
Echantillon	-0,02	-0,01	-0,01	-0,02	0,00	0,00	0,00	-0,01

Les nombres en gras indiquent qu'il y a progrès technologique.

* Il s'agit d'un seul trimestre.

les coûts ne sont pas à l'avantage de l'économie. Bien que les banques évoluant dans les pays en développement doivent tenir compte du risque associé à ces pays, un coût élevé du crédit peut dissuader un agent économique solvable à faire une demande de crédit pour un projet qui pourrait contribuer à la croissance économique. Comme le souligne Mishkin (1996), ce sont les agents les plus risqués qui sont prêts à payer des taux d'intérêts élevés. Donc, il n'est pas de l'intérêt d'une économie qu'il y ait une collusion sur le prix du crédit bancaire. De plus, la collusion sur les coûts entraîne une mauvaise allocation des ressources de l'économie. Il est donc important qu'il y ait plus de compétition entre les banques.

Conclusion

Pour analyser l'impact d'une politique monétaire restrictive sur l'efficacité bancaire, nous avons estimé une fonction de coût et une fonction de profit par la méthode de l'analyse des frontières stochastiques. Nous avons testé l'impact du taux d'intérêt directeur sur les frontières et les inefficiences en coût et en profit des banques. Toutes les estimations sont robustes à expliquer significativement les inefficiences.

Néanmoins, les plus robustes sont le modèle 2, pour la frontière du coût, et le modèle 4, pour la frontière du profit.

Nos résultats révèlent que l'effet positif d'une augmentation du taux d'intérêt directeur sur l'efficacité de profit est illusoire. En fait, les résultats indiquent que cet impact positif à la période courante à l'application de la politique restrictive est résorbé par un impact négatif à la période suivante. Donc, même si une politique monétaire d'open market restrictive, dans un pays en développement tel que Haïti, constitue une source alternative de profit pour les banques, à moyen terme, elle réduit l'efficacité des banques à maximiser leur profit.

Les résultats révèlent aussi que les banques locales sont plus efficaces que les banques étrangères, en coûts aussi bien qu'en profits. Ces résultats surprenants, dans un pays en développement, et à faible revenu, peuvent être dus aux restrictions qui sont imposées aux banques étrangères par leurs sièges sociaux, à cause du risque pays. Ces contraintes imposées par les sièges sociaux des banques étrangères à leur succursale respective en Haïti semble les porter à prendre très peu de risques au point que les banques locales soient plus efficaces à maximiser les profits bancaires. En fait, ces contraintes constituent des coûts qui s'ajoutent aux coûts de la régulation bancaire locale. La présence de ces banques étrangères dans le secteur bancaire haïtien s'expliquerait probablement par l'objectif de diversification des actifs. Bien que les banques étrangères soient moins efficaces que les banques locales, elles déplacent la frontière du coût vers le bas. Donc, les banques étrangères ont plus de possibilités que les banques locales pour minimiser leurs coûts.

Les résultats relatifs aux économies d'échelle en coût et en profit suggèrent l'existence d'une collusion dans le secteur bancaire. En effet, notre travail a révélé l'exis-

tence de déséconomies d'échelle en coût et d'économies d'échelle en profit. Il s'agit là d'une stratégie connue en économie industrielle qui consiste à maintenir, en situation d'oligopole, les coûts de production élevés afin de dissuader l'entrée de nouvelles firmes dans un secteur. Il est possible qu'il y ait aussi une collusion non seulement sur les coûts, mais aussi sur le prix du crédit bancaire. Car, malgré les déséconomies d'échelles en coût, les banques peuvent augmenter leur production pour réaliser des économies d'échelle en profit.

La principale implication de nos résultats pour la politique monétaire est qu'une politique restrictive, réduisant l'efficacité des banques en profit, la croissance du taux directeur doit être modérée. Une autre implication des résultats de ce chapitre est l'existence d'une collusion entre les banques.

Chapitre 5

Impact de la Politique Monétaire sur la Défaillance Bancaire

Introduction

Au chapitre 3, nous avons conclu que, bien que les bons du trésor peuvent constituer une source de profit pour les banques qui opèrent dans les pays en développement, une augmentation du taux d'intérêt sur ces bons augmente la probabilité de défaillance des banques inefficientes beaucoup plus que celle des banques efficaces. Le présent chapitre se propose de tester empiriquement cette thèse. Il entend vérifier si l'impact d'une politique monétaire restrictive sur la défaillance bancaire est différent suivant qu'il s'agit d'une banque efficace ou d'une banque inefficiente. Nous proposons un indice synthétique pour mesurer la défaillance bancaire. Cet indice tient compte de la définition proposée à l'introduction générale pour le concept de défaillance bancaire. Les variables utilisées pour la construction de l'indice se réfèrent à des aspects du cadre CAMEL que nous avons considérés au chapitre 1.

Le chapitre est ainsi organisé : dans la section qui suit cette introduction, nous construisons un indice de défaillance bancaire ; la deuxième traite de la spécification du modèle économétrique de l'impact de la politique monétaire sur la défaillance bancaire. Nous présentons et interprétons les résultats des estimations à la troisième section. Puis, nous concluons le chapitre.

5.1 Construction d'un indice de défaillance bancaire

Souvent les chercheurs définissent la défaillance bancaire suivant certains critères. Cette façon de définir la défaillance bancaire permet de mesurer la défaillance bancaire par une variable qualitative, le plus souvent binaire. De telles définitions permettent d'estimer des modèles à variable endogène qualitative. Comme indiqué à l'introduction générale, l'inconvénient de ces définitions est qu'elles ne tiennent compte que des événements liés aux difficultés financières des banques. De plus, Haïti étant une petite économie avec moins d'une vingtaine de banques, nous ne disposons pas suffisamment de données historiques sur des cas de banques en difficultés financières pour utiliser une variable binaire. Il nous faut donc définir une variable quantitative de la défaillance bancaire.

Goyeau et Tarazi (1992), par exemple, ont construit une variable quantitative de la défaillance bancaire, qui prend en compte l'exposition du portefeuille de la banque aux risques, et sa couverture par les fonds propres. Suite au Z-score développé par Altman (1968), à partir de l'analyse discriminante, certaines études définissent des scores de défaillance bancaire à partir de l'analyse en composantes principales (Demirgüç-Kunt et Detragiache, 2002; Canbas *et al.*, 2005; Shih *et al.*, 2007). Compte tenu de

la définition que nous avons fournie pour la défaillance bancaire, à l'introduction générale de la thèse, nous adoptons l'approche de la construction de l'indice synthétique, par l'analyse en composantes principales (ACP). Cette approche nous permet de construire un indice qui prend en compte plusieurs types de risques affectant le bilan bancaire.

5.1.1 Z-score de Altman

Dans la présente section, nous présentons la méthode Z-score de Altman (1968). Elle permet d'obtenir une variable quantitative de la santé financière d'une entreprise, à partir de plusieurs autres variables.

L'étude de Altman (1968) vise à évaluer la qualité de l'analyse des ratios comme technique d'analyse de performance des entreprises. Car, la technique consistant à choisir arbitrairement un seuil critique des ratios est critiquée pour sa subjectivité. L'auteur utilise l'analyse discriminante comme technique statistique pour faire son évaluation. En fait, cette technique permet le classement des individus de l'échantillon, par groupes, à partir de leurs caractéristiques.

Les variables exogènes utilisées par Altman (1968) sont : le ratio des fonds propres sur les actifs (x_1) ; le ratio des excédents non distribués sur les actifs (x_2) ; le ratio du profit avant intérêt et impôts sur les actifs (x_3) ; le ratio de la valeur de marché des fonds propres sur la valeur aux livres des dettes (x_4) ; le ratio des ventes sur actifs (x_5). A partir de l'analyse discriminante, Altman (1968) calcule l'indice Z qui synthétise les cinq variables susmentionnées. La fonction discriminante est de la forme suivante, les v_i étant les coefficients discriminants :

$$Z = v_1x_1 + v_2x_2 + \dots + v_nx_n$$

Cette fonction transforme les valeurs des variables explicatives x_i en un score discriminant unique ou valeur Z qui est utilisé pour la classification. L'auteur applique le test de Fisher, pour tester la puissance discriminante globale du modèle. Ce test révèle que les observations ne proviennent pas de la même population. Donc, les deux groupes sont significativement différents. L'auteur compare la classification obtenue à partir du Z-score avec la variable dépendante binaire qui a permis de faire l'analyse discriminante¹. Les erreurs de type I et II sont faibles ; le modèle classe correctement 95% de l'échantillon. Cette étude révèle donc que les ratios, analysés dans un cadre multivarié, sont statistiquement plus significatifs que les techniques de comparaison de ratios.

L'analyse discriminante, comme le montre l'utilisation dont Altman (1968) en a fait, permet de vérifier s'il existe des différences significatives entre deux groupes d'individus. Elle sert aussi à classer de nouveaux individus dans les groupes. Utilisant des techniques statistiques, l'analyse discriminante identifie une combinaison linéaire des variables qui permet de séparer des groupes d'individus. Pour utiliser cette méthode, il faut que les individus étudiés soient classifiables en des groupes, suivant des caractéristiques. Dans le cas contraire, l'analyse discriminante n'est pas applicable.

5.1.2 Indice de défaillance bancaire

Les pondérations des ratios du modèle Z-score sont calculées à partir de données historiques de deux groupes de firmes. Or, nous ne disposons pas suffisamment de données historiques de faillites bancaires en Haïti pour utiliser l'analyse discriminante. En effet, l'analyse discriminante requiert l'existence de deux groupes de

¹La variable dépendante doit être binaire ; une entreprise est en faillite ou elle ne l'est pas.

banques : les banques saines et les banques ayant failli. Nous ne pouvons pas non plus utiliser les équations Z-score qui existent déjà dans la littérature, vu que les données utilisées pour les obtenir proviennent des secteurs bancaires non comparables au secteur bancaire haïtien.

Nous proposons donc une autre méthode, proche de l'analyse discriminante, pour mesurer la défaillance bancaire : Il s'agit de l'analyse en composantes principales (ACP). L'avantage de cette méthode est que l'indice de défaillance bancaire obtenu est une variable quantitative, permettant ainsi l'identification des variables qui l'expliquent par des méthodes de régressions différentes de celles des modèles à variables endogènes qualitatives. De plus, il n'est pas nécessaire de disposer de plusieurs groupes de banques pour effectuer l'ACP, contrairement à l'analyse discriminante.

L'analyse en composantes principales est une technique statistique qui permet la transformation des données, en vue de réduire la dimension d'un espace. Cette transformation se fait par une combinaison linéaire. Elle se fait de manière à réduire la dimension des données, tout en retenant le maximum d'informations relatives aux données initiales. En fait, les nouvelles variables sont des variables synthétiques obtenues par combinaison linéaire des variables initiales. Pour identifier la plus faible dimension de l'espace qui est la meilleure, on choisit la dimension qui correspond aux valeurs propres les plus élevées. Ainsi, si X est un vecteur de n variables, l'analyse en composantes principales (ACP) permet la transformation linéaire des données du vecteur X de telle sorte qu'on obtienne un vecteur C contenant k variables, où k est inférieur à n . Les variables du vecteur C , résultant de la transformation linéaire, sont les axes principaux ou composantes principales. Le vecteur C est donc ainsi défini :

$$C = XU \tag{5.1}$$

où U est une base de faible dimension k .

L'analyse en composantes principales est une technique utilisée dans la littérature pour construire des indices composites dans différents domaines de recherches, dont la situation financière des banques. Nous citons, par exemple, le papier de Demirgüç-Kunt et Detragiache (2002). Un autre exemple est celui de Canbas *et al.* (2005) qui étudient les caractéristiques financières des banques en Turquie, à partir de l'analyse en composantes principales. Shih *et al.* (2007) utilise aussi l'analyse en composantes principales pour mesurer la performance des banques en Chine.

Puisqu'il s'agit d'un indice de défaillance que nous construisons, il nous faut sélectionner des variables qui sont des indicateurs de mauvaise santé financière. Il est nécessaire que ces variables réussissent les tests qui suivent afin de les inclure dans l'ACP : (1) le test de sphéricité de Bartlett doit indiquer une signification inférieure ou égale au seuil de 5% ; (2) l'indice de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) doit être supérieur à 0.50, suivant Kaiser et Rice (1974). Ces critères doivent valider ou invalider l'utilisation de l'ACP pour synthétiser les variables. Si les variables ne répondent pas à ces critères, elles ne sont pas factorisables, car l'ACP n'aura pas de sens.

Nous construisons l'indice de défaillance bancaire à partir de cinq ratios financiers, indicateurs de mauvaise santé financière. Ces ratios se réfèrent à des aspects du cadre CAMEL. La revue de la littérature réalisée au chapitre 1 révèle que les aspects du cadre CAMEL sont les principaux facteurs de la défaillance bancaire qui sont spécifiques aux banques. Les variables utilisées dans la construction de l'indice sont le ratio de la différence des actifs et des fonds-propres sur les actifs (AKA), le ratio de la différence entre les passifs et les fonds propres sur les fonds propres ($PASK$), le ratio des prêts sur les actifs ($PREA$), le ratio des dépôts sur les actifs liquides (DAL),

le ratio des dépôts sur les actifs (DA). Une valeur élevée de AKA et de $PASK$ indique un niveau de fonds propres faible, donc un niveau de risque de solvabilité élevé. Une valeur élevée de $PREA$ indique un portefeuille de crédits élevé, donc un niveau de risque de crédit élevé. Une valeur élevée de DAL indique un risque de liquidité élevé. Une valeur élevée de DA , qui est le levier financier, indique un risque financier élevé.

Ces ratios ont été retenus pour l'ACP parce que, sur plusieurs combinaisons de variables testées, les autres ont une valeur Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) inférieure à celle trouvée pour le groupe des variables retenues. Suivant les résultats du test de sphéricité de Bartlett, pour les cinq variables sélectionnées, la corrélation entre les variables est significative. En effet, la valeur empirique du khi-deux au seuil de 5%, soit 955,09, est supérieure à la valeur critique du khi-deux, soit 18,31. On rejette donc l'hypothèse nulle selon laquelle il y a absence de corrélation significative entre les variables. Quant à la mesure de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), elle est égale à 0.589. Cette valeur indique que les variables sélectionnées sont adéquates. Les deux critères étant respectés, la factorisation des variables est possible.

Nous procédons donc à l'analyse en composantes principales, en utilisant le logiciel SPSS. Les valeurs propres ainsi que les pourcentages de variance qui y sont associés figurent dans le tableau 5.1. Si nous tenons compte du critère de Kaiser (1960), il nous faut retenir, dans l'objectif de réduction du nombre de variables, les deux premiers facteurs pour lesquels la valeur propre respectif est supérieure à l'unité. Cependant, notre objectif n'est pas surtout de réduire le nombre de variables, mais de les synthétiser en une seule. Si nous ne retenons que les deux premiers facteurs, nous ne garderons que 72,51% des informations contenues dans nos variables initiales. Pour réduire la perte d'informations, nous nous appuyons sur le critère de la variance expliquée, dont la validité est reconnue par OECD (2008). Suivant ce critère, on retient le

nombre de facteurs qui permet de garder 80% à 90% de la variance cumulée. Nous retenons donc les trois premiers facteurs. Ainsi, nous gardons 87,38% des informations contenues dans nos variables initiales.

TAB. 5.1 – Valeurs propres

Composantes	Valeurs propres initiales		
	Total	% variance	% cumulés
1	2,49	49,77	49,77
2	1,14	22,74	72,51
3	0,74	14,86	87,38
4	0,60	12,05	99,43
5	0,03	0,57	100,00

Pour pondérer les variables, nous adoptons l’approche proposée par Nicoletti *et al.* (2000) qui consiste à pondérer les variables en fonction de l’information qu’elles apportent aux composantes principales. La première étape consiste à calculer le carré de chaque composante et de le normaliser. Il s’agit, premièrement, de calculer le carré des saturations et de les normaliser par la variance expliquée par le facteur considéré². Après avoir calculer la proportion de la variance de chaque facteur expliqué par chacune des cinq variables, nous passons à la deuxième étape qui est le calcul du poids de chaque variable, à utiliser pour le calcul de l’indice de défaillance. Cette étape consiste à faire la somme des saturations préalablement mises au carrée, en les normalisant par la proportion de la variance totale associée à chaque facteur³. Le poids de chacune des cinq variables figure dans le tableau 5.3. Compte tenu de ces

²Par exemple, dans le tableau 5.3, nous avons obtenus 0,36 ainsi que $\frac{(0,95)^2}{2,49}$. Dans le tableau 5.2, 0,95 est la saturation de la variable *AKA* dans le premier facteur, tandis que 2,49 est la variance expliquée de ce facteur. Ainsi, 0,36 est la proportion de la variance du premier facteur expliqué par la variable *AKA*.

³Nous obtenons, par exemple, 0,21 pour la variable *AKA* (voir tableau 5.3) en faisant le calcul suivant : $(0,36 \times 0,57) + (0 \times 0,26) + (0,02 \times 0,17) = 0,21$.

TAB. 5.2 – Matrice des composantes après rotation

	Composantes		
	1	2	3
AKA	0,95	-0,03	0,12
PASK	0,96	0,02	0,08
PREA	0,08	0,98	0,13
DAL	0,12	0,13	0,98
DA	0,71	0,18	0,05
Variance (Var.)	2,49	1,14	0,74
Var./Tot. var.	0,57	0,26	0,17

TAB. 5.3 – Les saturations au carré (normalisées), et les poids des variables

Variables	Composantes			Poids
	1	2	3	
AKA	0,36	0,00	0,02	0,21
PASK	0,37	0,00	0,01	0,21
PREA	0,00	0,85	0,02	0,22
DAL	0,01	0,01	1,30	0,23
DA	0,20	0,03	0,00	0,12

poids, l'indice de défaillance bancaire, noté ID , est ainsi calculé :

$$ID_{it} = 0,21AKA_{it} + 0,21PASK_{it} + 0,22PREA_{it} + 0,23DAL_{it} + 0,12DA_{it} \quad (5.2)$$

Le coefficient de Cronbach de 0,74 indique que le degré d'homogénéité des variables utilisées pour la construction de l'indice de défaillance bancaire est acceptable⁴. Or, ces variables sont toutes des indicateurs de défaillance financière des banques. L'indice construit à partir d'elles est donc aussi un indice de défaillance.

⁴Le coefficient de Cronbach est une mesure du degré d'homogénéité de plusieurs variables, qui se base sur la corrélation entre les variables. Le coefficient de Cronbach varie de 0 à 1. Une valeur proche de 1 indique une forte corrélation entre les variables, donc une forte homogénéité des variables. Ce coefficient, noté par α , se calcule ainsi : $\alpha = \frac{n\bar{r}}{1+(n-1)\bar{r}}$, où n est le nombre de variables, et $\bar{r}$ la moyenne des corrélations entre les variables.

TAB. 5.4 – Statistiques descriptives et différence de la moyenne de l'indice entre les banques

Banques	Moyenne	Ecart-type	Max.	Min.	Observations
Echantillon (TB)	1,09	0,19	2,25	0,49	291
Banques étrangères (BE)	1,05	0,09	1,28	0,91	50
Banques locales disparues (BLD)	1,24	0,29	2,25	0,49	66
Banques locales non disparues (BLND)	1,04	0,12	1,36	0,79	175
Banques non disparues (BND)	1,04	0,11	1,36	0,79	225
Différence de la Moyenne	BLD vs TBND	BLND vs BE	BLD vs BLND	BLD vs TB	TB vs BE
t-Stat.	8,32*	-0,28	7,56*	5,33*	1,50

* Indique que les moyennes sont significativement différentes au seuil de 1%.

En outre du calcul du coefficient de Cronbach, pour vérifier si notre indice est un bon indicateur de la défaillance bancaire, qui reflète la réalité, nous appliquons un test de différence de la moyenne entre les banques qui ont été acquises parce qu'elles étaient jugées défaillantes par les autorités de régulation et de supervision bancaire et celles qui existent encore. Nous vérifions donc, avec ce test, si l'indice moyen des banques acquises est significativement supérieur à l'indice moyen des autres banques. Suivant les résultats de ce test qui figurent dans le tableau 5.4, l'indice moyen de défaillance des banques disparues est significativement plus élevé que celui des autres banques. Il est aussi significativement supérieur à l'indice des banques locales survivantes et à celui des banques étrangères. Donc, Suivant l'évidence statistique, l'indice de défaillance construit dans le présent chapitre reflète la réalité de la défaillance bancaire en Haïti. Alors, il en est un bon indicateur.

En outre de la différence des moyennes, la dispersion de l'indice est aussi une statistique indiquant qu'il reflète la réalité de la défaillance bancaire en Haïti. En effet,

l'écart-type de l'indice de défaillance des banques qui ont disparu (0,29) est plus élevé que celui de l'échantillon (0,19) aussi bien que celui de toutes les banques locales et étrangères n'ayant pas disparu (0,11). Suivant ces statistiques, l'indice de défaillance des banques qui ont disparu est plus volatil que celui des banques survivantes. Ces statistiques descriptives de l'indice nous indiquent qu'avant leur disparition, le niveau de défaillance des banques disparues était déjà plus élevé et plus volatil que celui des banques survivantes.

Cet indice de défaillance, étant un bon indicateur de la réalité de la défaillance bancaire en Haïti, il peut être utilisé, dans le cadre de la supervision hors site, pour classer les banques par ordre croissant ou décroissant de la valeur de leur indice respectif de défaillance⁵. Un tel classement peut permettre aux autorités de supervision de détecter les banques dont la situation financière requière le plus d'attention. De plus, le classement résultant de l'indice peut être comparé au classement qui résulte des scores CAMEL de la supervision sur place, en vue d'obtenir une meilleure information sur la situation financière des banques.

5.2 Modèle d'estimation

Cette section fait une brève revue de la littérature sur le choix des modèles économétriques utilisés pour identifier les indicateurs de défaillance bancaire. Puis, elle présente le modèle que nous estimons. Ce modèle est différent des modèles à variable

⁵La supervision bancaire est organisée en deux types : la supervision sur site, et la supervision hors site. Pour la supervision hors site, les agents de l'institution de supervision reçoivent les rapports financiers et tout autre rapport exigé dans le cadre de la régulation bancaire. Ils analysent ces rapports afin d'identifier le niveau des risques de chaque banque. En ce qui concerne la supervision sur site, les inspecteurs de l'institution de supervision bancaire se rendent dans les banques afin de vérifier l'exactitude des rapports qui leur ont été envoyés, et de détecter des sources de risques de défaillance, notamment d'ordre opérationnel, qui ne peuvent être détectées dans les rapports financiers.

endogène qualitative, généralement utilisés dans la littérature, puisque la défaillance bancaire est mesurée par une variable quantitative. Le modèle que nous spécifions nous permet de tester nos hypothèses, à savoir la différence d'impact de la politique monétaire entre les banques efficientes et les banques inefficientes.

5.2.1 Choix d'un modèle d'estimation : une revue de la littérature

Dans la littérature relative à la défaillance bancaire, nous ne retrouvons pas d'arguments en faveur d'un modèle d'estimation par rapport à d'autres. Certains chercheurs mesurent la variable endogène "défaillance bancaire" par une variable muette dichotomique, telle qu'il y a occurrence ou non de défaillance bancaire. Ils utilisent alors un modèle logit ou un modèle probit. Il s'agit, par exemple, de Barr *et al.* (1994), González-Hermosillo *et al.* (1997), Logan (2001), Hutchison (2002), Lanine et Vennet (2006), Arena (2008). Considérant les modèles probit et logit, Amemiya (1981) souligne que les résultats de ces modèles sont similaires, les différences entre les probabilités estimées étant faibles. Alors, qu'est-ce qui, dans la littérature sur la défaillance bancaire, explique le choix d'un modèle au lieu d'un autre ?

D'autres chercheurs analysent la durée de vie des banques, et considèrent un modèle de durée. Ainsi, si le temps de défaillance est une variable aléatoire notée T , sa distribution, qui est notée $F(t)$, est généralement exprimée par l'une des fonction suivantes : la fonction de survie, la densité de probabilité, et la fonction de risque. González-Hermosillo *et al.* (1997) et Arena (2008), par exemple, estiment une fonction de survie. Quant à Wheelock et Wilson (2000) et Molina (2002), ils estiment une variante de la fonction de risque, le modèle de Cox à risques proportionnels.

Molina (2002) explique qu'elle a choisi un modèle à risques proportionnels à cause du nombre d'observations limité. En effet, souligne-t-elle, son échantillon ne comporte que 36 banques. Ce modèle a l'avantage de modéliser les probabilités du temps-à-l'échec en utilisant des covariables en temps variables. Il permet donc une analyse en coupe transversale de séries chronologiques, éliminant ainsi le problème de nombre d'observations limité.

Par contre, Wheelock et Wilson (2000) ne justifient pas leur choix du modèle de Cox à risques proportionnels, si ce n'est d'indiquer qu'ils souhaitent analyser le risque de disparition de banques dû à l'acquisition ou à la défaillance. Barr *et al.* (1994) choisit d'estimer un modèle probit, sans justifier ce choix non plus. Mis à part quelques considérations liées au contexte de l'étude, tel que le problème du nombre d'observations mentionné par Molina (2002), le choix du modèle n'est généralement pas justifié. Concernant le choix entre les modèles probit et logit, comme nous l'avions indiqué, leurs résultats sont similaires. Toutefois, il apparaît que le modèle logit soit plus utilisé que le modèle probit dans la littérature sur la défaillance bancaire.

5.2.2 Spécification du Modèle

Nous spécifions, dans cette section, un modèle qui nous permet de tester s'il y a une différence entre l'impact de la politique monétaire sur les banques efficientes et l'impact sur celles qui sont inefficientes. Trois variables macroéconomiques sont utilisées dans ce chapitre. Il s'agit du taux d'intérêt sur les bons à 91 jours et du taux de change entre la gourde et le dollar américain, dont les données proviennent de la Banque de la République d'Haïti (BRH) ; et de l'indice de production industrielle qui provient de l'Institut Haïtien de Statistique et d'Informatique (IHSI). Certaines des données utilisées pour ce travail sont spécifiques aux banques. Il s'agit du score d'ef-

ficienne en coûts et du score d'efficience en profit préalablement estimés au chapitre 4.

Nous n'utilisons que deux variables spécifiques aux banques pour des raisons statistiques. En fait, les modèles considérés dans la littérature traitent souvent des données historiques de faillite bancaire ou définissent la défaillance bancaire de manière à pouvoir construire une variable endogène qualitative. Par contre, compte tenu de notre définition de la défaillance bancaire, nous avons adopté une autre approche en construisant, à la section précédente, un indice synthétique de défaillance bancaire qui englobe certaines variables spécifiques aux banques. Nous ne pouvons pas utiliser ces mêmes variables comme variables endogènes. De plus, nous avons argumenté, au chapitre 1 que les variables utilisées dans les modèles de défaillance bancaire, notamment celles se rapportant au cadre CAMEL, sont liées à la qualité de la gestion. Or, dans le modèle que nous estimons dans ce chapitre, nous y intégrons le score d'efficience qui est une mesure de la qualité de la gestion. Donc, l'absence de variables spécifiques aux banques autres que le score d'efficience ne pose pas de problème. D'ailleurs, l'objectif de ce chapitre est précisément de vérifier si le niveau d'efficience bancaire est une variable d'asymétrie de l'effet de la politique monétaire sur la défaillance bancaire.

Pour vérifier si l'impact d'une politique monétaire sur la défaillance bancaire est différent pour les banques efficientes et les banques inefficientes, nous spécifions un modèle qui ressemble aux modèles de seuil, sans pour autant en être un. Ce modèle nous permet de vérifier l'impact de la politique monétaire sur le degré de défaillance des banques qui étaient efficientes avant l'application de la politique et celles qui étaient inefficientes. Les résultats de l'estimation du modèle nous permettront de confirmer ou d'infirmier empiriquement les conclusions du modèle théorique développé au chapitre 3 : L'impact de la politique monétaire sur la défaillance bancaire est plus

important sur les banques inefficientes que sur les celles qui sont efficientes.

Soit z_{it} , le score d'efficience bancaire. Nous définissons une variable indicatrice du seuil d'efficience, z_{it}^* telle que :

$$z_{it}^* = \begin{cases} 1 & \text{si } z_{it} > \text{premier quartile de } z_{it}, \text{ à travers tout l'échantillon ;} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Nous spécifions le modèle d'impact de la politique monétaire sur la défaillance bancaire comme suit :

$$\ln ID_{it} = \alpha_i + \sum_{j=0}^J \beta_j r_{t-j} z_{it-j-1}^* + \sum_{j=0}^J \delta_j r_{t-j} (1 - z_{it-j-1}^*) + \lambda \ln X_{it} + \epsilon_{it} \quad (5.3)$$

La variable ID_{it} est l'indice de défaillance bancaire, r_t est le taux de croissance du taux d'intérêt directeur, et X_{it} le vecteur des autres variables exogènes. Nous considérons l'indice de défaillance et les variables exogènes du vecteur X_{it} en logarithme. Dans ce modèle, le taux de croissance du taux d'intérêt sur les bons à 91 jours est pondéré séparément par deux variables indicatrices du niveau d'efficience. La variable indicatrice de l'efficience à la période précédant l'application de la politique monétaire est z_{it-j-1}^* , tandis que $(1 - z_{it-j-1}^*)$ est la variable indicatrice de l'inefficience. Le nombre de retards est défini par $j = \{0, 1, \dots, J\}$.

Si le taux d'intérêt directeur pondéré de z_{it-j-1}^* est significatif et positif, cela traduit qu'une politique monétaire restrictive augmente le niveau de défaillance des banques qui étaient efficientes avant l'application de la politique. Dans le cas contraire, cela traduit qu'une politique monétaire restrictive réduit le niveau de défaillance des banques qui étaient efficientes avant l'application de cette politique. Par contre, si le

TAB. 5.5 – Liste des variables figurant dans le modèle

Variables	Définition
$r_{t-j}z_{it-j-1}^{c*}$	Taux directeur (banques efficaces en coût)
$r_{t-j}(1 - z_{it-j-1}^{c*})$	Taux directeur (banques inefficaces en coût)
$r_{t-j}z_{it-j-1}^{p*}$	Taux directeur (banques efficaces en profit)
$r_{t-j}(1 - z_{it-j-1}^{p*})$	Taux directeur (banques inefficaces en profit)
IPI	Indice de production industrielle
TC	Taux de change

taux d'intérêt pondéré de z_{it-j-1}^{c*} n'est pas significatif, cela indique qu'une politique monétaire restrictive n'a pas d'impact significatif sur les banques qui étaient efficaces avant l'application de la politique. Les interprétations précédentes sont aussi valables pour les banques qui étaient inefficaces avant l'application de la politique, s'il s'agit du taux d'intérêt directeur pondéré de la variable indicatrice d'inefficacité, $(1 - z_{it-j-1}^{c*})$.

Les variables du vecteur X_{it} sont au nombre de deux. Il s'agit de l'indice de production industrielle, noté IPI , et du taux de change Gourde/Dollar, noté TC . Ces variables macroéconomiques sont des indicateurs de la conjoncture économique⁶. Nous aurions préféré utiliser le produit intérieur brut (PIB) à la place de l'indice de production industrielle. Cependant, les données relatives au PIB ne sont disponibles que sur une fréquence annuelle.

Concernant les variables de la conjoncture économique, nous nous attendons à ce que l'indice de production industrielle réduise l'indice de défaillance bancaire, comme c'est le cas pour Arena (2008) qui révèle que la croissance économique réduit

⁶Le taux de change qui, autrefois, était fixe par rapport au dollar américain au taux de 5 gourdes, a commencé à flotter à partir de 1990.

la défaillance bancaire. Nous nous attendons aussi à ce que le taux de change réduise l'indice de défaillance. Car, les marges sur l'activité de change constituent l'une des principales sources de revenu des banques en Haïti. Le modèle est estimé avec un panel de données trimestrielles pour 12 banques. Comme pour les estimations réalisées au chapitre 4, celles du présent chapitre couvrent la période allant du premier trimestre 2001 au premier trimestre 2007. Nous précisons que le modèle est estimé avec effets fixes, en vue de prendre en compte les différences de niveau de défaillance qui existent entre les banques.

5.3 Résultats et interprétations

Cette section présente et analyse les résultats de l'estimation de l'impact de la politique monétaire sur la défaillance bancaire. Les premiers résultats (modèles 1 et 2) figurent dans le tableau 5.6. Pour confirmer la robustesse des résultats, nous estimons des variantes des modèles 1 et 2. Il s'agit des modèles 3, 4, et 5, dont les résultats figurent dans le tableau 5.7; et des modèles 6, 7, et 8, dont les résultats figurent dans le tableau 5.8.

5.3.1 L'indice de défaillance des banques inefficientes en profit est plus sensible à une politique monétaire restrictive

Bien qu'une politique monétaire augmente significativement l'indice de défaillance des banques efficientes aussi bien que celui des banques inefficientes en profit, son impact est plus important sur les banques inefficientes en profit. En effet, suivant les résultats, les coefficients de la croissance du taux directeur et de ses retards sont plus élevés pour les banques inefficientes en profit que pour celles qui sont efficientes (en

profit). Ces résultats empiriques concordent avec les conclusions du modèle développé au chapitre 3. L'impact de la politique monétaire sur la défaillance bancaire dépend du niveau d'efficacité d'une banque. Plus une banque est efficace, moins élevé est l'impact d'une politique monétaire restrictive sur son indice de défaillance.

Donc, même si, dans une économie en développement telle que Haïti, une politique d'open market de la banque centrale permet aux banques de profiter d'un titre sans risque, une telle politique augmente le niveau de défaillance des banques. Cette impact affecte la défaillance bancaire, non seulement directement, mais aussi par le niveau d'inefficacité des banques qu'elle augmente. En effet, au chapitre 4, nous avons trouvé qu'une politique monétaire restrictive augmente les inefficiences de profit. Or, les résultats du présent chapitre révèlent que l'indice de défaillance des banques inefficaces en profit est plus affecté par une politique restrictive que celui des banques efficaces (en profit). Ces résultats empiriques confirment donc les prédictions du modèle théorique développé au chapitre 3 : l'effet d'un choc de politique monétaire sur la défaillance bancaire transite par le niveau d'efficacité bancaire qu'elle affecte.

L'implication de nos résultats est que, bien que l'objectif d'une politique monétaire restrictive soit de stabiliser les prix, elle peut aussi déstabiliser le système bancaire si l'augmentation du taux directeur n'est pas modérée. Pour le cas d'Haïti que nous considérons dans cette thèse, les coefficients de la croissance de l'indicateur de la politique monétaire et de ses retards sont faibles, probablement parce que la croissance du taux directeur est modérée. En effet, pour la période couverte par notre étude, en moyenne, le taux d'intérêt directeur croît de 2,6% par trimestre.

Nos résultats révèlent aussi qu'une politique monétaire restrictive augmente significativement l'indice de défaillance des banques efficaces en coût, tandis qu'elle

TAB. 5.6 – Les banques inefficientes en profit sont plus sensibles à une politique monétaire restrictive

Variables	Modèles	
	1	2
$r_{it}z_{it-1}^{c*}$	0,007 (0,150)	
$r_{it}(1 - z_{it-1}^{c*})$	0,029 (0,753)	
$r_{it-1}z_{it-2}^{c*}$	0,083* (1,836)	
$r_{it-1}(1 - z_{it-2}^{c*})$	0,003 (0,073)	
$r_{it-2}z_{it-3}^{c*}$	0,033 (0,747)	
$r_{it-1}(1 - z_{it-2}^{c*})$	0,033 (0,874)	
$r_{it}z_{it-1}^{p*}$		0,050* (1,904)
$r_{it}(1 - z_{it-1}^{p*})$		-0,003 -(0,072)
$r_{it-1}z_{it-2}^{p*}$		0,058** (2,085)
$r_{it-1}(1 - z_{it-2}^{p*})$		0,083* (1,818)
$r_{it-2}z_{it-3}^{p*}$		0,047* (1,791)
$r_{it-1}(1 - z_{it-3}^{p*})$		0,078* (1,752)
$\ln IPI$	0,260** (2,527)	0,277*** (2,646)
$\ln TC$	-0,270*** -(4,898)	-0,290*** -(4,555)
<i>Nbre d'observations</i>	253	242
<i>Statistique F</i>	19,753	19,140
<i>Probabilité</i>	0,000	0,000

***, **, et * Indiquent respectivement que le paramètre est significatif au seuil de 1%, 5%, et 10%.

TAB. 5.7 – Confirmation que les banques inefficientes en profit sont plus sensibles à une politique monétaire restrictive

Variables	Modèles		
	3	4	5
$r_{it}z_{it-1}^{p*}$	0,048* (1,952)		
$r_{it}(1 - z_{it-1}^{p*})$	0,005 (0,119)		
$r_{it-1}z_{it-2}^{p*}$		0,077*** (2,970)	
$r_{it-1}(1 - z_{it-2}^{p*})$		0,102** (2,353)	
$r_{it-2}z_{it-3}^{p*}$			0,051** (2,031)
$r_{it-1}(1 - z_{it-3}^{p*})$			0,097** (2,199)
$\ln IPI$	0,254** 2,495	0,294*** (2,873)	0,175* (1,715)
$\ln TC$	-0,166*** -3,674	-0,222*** -(4,237)	-0,164*** -(3,141)
<i>Nbre d'observations</i>	266	254	242
<i>Statistique F</i>	23,411	23,669	22,545
<i>Probabilité</i>	0,000	0,000	0,000

***, **, et * Indiquent respectivement que le paramètre est significatif au seuil de 1%, 5%, et 10%.

n'affecte pas les banques inefficientes en coût. Ces résultats sont surprenants. En fait, ce qui est surprenant, ce n'est pas l'impact de la politique monétaire sur l'indice de défaillance des banques efficientes en coût, mais c'est qu'elle n'affecte pas l'indice de défaillance des banques inefficientes en coût.

TAB. 5.8 – Les banques efficientes en coût sont plus sensibles à une politique monétaire restrictive

Variables	Modèles		
	6	7	8
$r_{it}z_{it-1}^{c*}$	0,014 (0,325)		
$r_{it}(1 - z_{it-1}^{c*})$	0,025 (0,689)		
$r_{it-1}z_{it-2}^{c*}$		0,082* (1,949)	
$r_{it-1}(1 - z_{it-2}^{c*})$		0,025 (0,710)	
$r_{it-2}z_{it-3}^{c*}$			0,057 (1,327)
$r_{it-1}(1 - z_{it-3}^{c*})$			0,023 (0,642)
$\ln IPI$	0,236** (2,339)	0,284*** (2,843)	0,175* (1,730)
$\ln TC$	-0,145*** (-3,492)	-0,216*** (-4,685)	-0,167*** (-3,546)
<i>Nbre d'observations</i>	277	265	253
<i>Statistique F</i>	23,652	25,069	23,066
<i>Probabilité</i>	0,000	0,000	0,000

***, **, et * Indiquent respectivement que le paramètre est significatif au seuil de 1%, 5%, et 10%.

5.3.2 Une croissance économique soutenue augmente la défaillance bancaire

Les résultats indiquent qu'une augmentation de la production industrielle augmente l'indice de défaillance. En effet, l'élasticité de la défaillance bancaire par rapport à l'indice de production industrielle est de 0,26 et 0,28, suivant les résultats des modèles 1 et 2 respectivement (voir Tableau 5.6). Donc, une augmentation de 1% de l'indice de production industrielle augmente l'indice de défaillance bancaire de 0,26% à 0,28%.

Ce résultat est surprenant. Nous nous attendions à ce que la défaillance bancaire baisse lorsque la conjoncture économique est bonne, puisqu'une conjoncture économique de croissance peut faire baisser le taux de défaut des clients débiteurs. Notre résultat diffère de celui de Arena (2008). Il a trouvé que la production réduit la défaillance bancaire.

L'expérience de la crise des subprimes en 2007 et des faillites bancaires qu'elle a causées, peut nous aider à comprendre le résultat relatif à l'indice de production industrielle. Il paraît, en effet, que les banques prennent plus de risques lorsque la conjoncture est bonne, augmentant ainsi leur niveau de défaillance. En fait, lorsque la conjoncture est bonne les risques peuvent être sous évalués. Un titre qui, dans une bonne conjoncture, n'a pas un risque élevé, peut devenir un titre à haut risque le lendemain, si la conjoncture se détériore.

Les banques américaines augmentaient leur niveau de défaillance lorsque, par le biais de la titrisation, elles augmentaient leur portefeuille de crédits. De même, les banques qui acquéraient les titres issus de la titrisation, augmentaient leur niveau de défaillance aussi. Cependant, au moment de l'acquisition de ces titres, le risque courant qui y était associé était peu élevé lorsque la conjoncture était bonne. Par contre, le risque futur qui leur était associé, dans le cas d'une conjoncture de récession, était élevé. Compte tenu du rendement espéré de ces titres lorsque la conjoncture reste favorable, les banques ont cru que « le jeu valait la chandelle » ; elles ont acheté ces titres. Les banques ont donc moins d'aversion pour le risque en période de croissance économique, et s'exposent davantage, augmentant ainsi le niveau de défaillance.

Bien que la titrisation n'existe pas en Haïti, les banques peuvent, en période de croissance économique, utiliser leur liquidité pour augmenter leur portefeuille de cré-

aits, tout en respectant le ratio du minimum de fonds propres requis par la banque centrale. Mais, si la conjoncture se détériore, des clients solvables peuvent devenir insolvables. En effet, une autre leçon de la crise des subprimes est que la sélection des clients qui ne présentent pas de risque élevé présentement, mais dont le risque futur de moyen terme est élevé, notamment lorsqu'il s'agit de crédit à taux d'intérêt variable, constitue une mauvaise sélection. Dans le futur, cette sélection peut même conduire la banque à la faillite. C'est ce qui explique que lorsque la conjoncture est bonne la banque, s'exposant beaucoup plus aux risques qu'en période de récession, devient plus défaillante.

Notre résultat est différent de celui de Arena (2008) parce que, contrairement à son étude, notre définition de la défaillance bancaire considère qu'une banque dont le risque est élevé est déjà défaillante. Ainsi, la mesure de la défaillance bancaire par un indice qui tient compte de l'exposition des banques aux risques, nous a permis de montrer que les banques tendent à devenir défaillantes en période de croissance ; ce qui peut les conduire à la faillite lorsque la récession survient.

En fait, quand on considère qu'il y a défaillance uniquement lorsque les difficultés financières se matérialisent, puisque ces difficultés sont plus importantes en période de récession qu'en période de croissance, on doit donc s'attendre à ce que la croissance économique réduise la défaillance bancaire. Mais, lorsque la défaillance bancaire est définie par un risque élevé d'insolvabilité, comme c'est le cas dans la présente thèse, il est possible que la croissance économique augmente la défaillance bancaire. Car, les banques ont tendance, en période de croissance, à prendre plus de risque. De plus, si une période de croissance est accompagnée d'un boom dans un secteur économique, des banques peuvent concentrer leur portefeuille de crédits dans ce secteur, augmentant ainsi leur niveau de défaillance. Cependant, si on tient compte des définitions

traditionnelles de la défaillance bancaire, ces banques ne seront pas forcément considérées comme étant en défaillance durant la période de croissance si elles ne sont pas en difficulté financières. Or, lorsque l'on considère les faillites des banques américaines en 2008 et 2009, ce sont des banques qui n'étaient pas en difficulté durant la période de croissance économique. Cependant, au regard de notre définition de la défaillance bancaire, la plupart d'entre elles étaient déjà défaillantes avant la récession économique, puisque le niveau de risque qui leur était associé était élevé.

5.3.3 Une dépréciation du dollar américain augmente l'indice de défaillance bancaire

Nos résultats révèlent qu'une augmentation du taux de change, c'est-à-dire, une dépréciation de la gourde réduit le degré de défaillance bancaire. Une augmentation du taux de change de 1% réduit l'indice de défaillance de 0,27% à 0,29%. C'est-à-dire, une dépréciation du dollar augmente l'indice de défaillance bancaire. Ce résultat est probablement dû au fait que les banques réalisent des profits substantiels sur le marché des changes, puisqu'elles sont conscientes que la tendance du taux de change est généralement à la hausse. De plus, les banques haïtiennes détenant des bons du trésor américain, une appréciation du dollar augmente leur position de change, réduisant ainsi leur risque de change.

Ces résultats traduisent l'impact néfaste que peut avoir une forte dépréciation du dollar américain sur la stabilité du secteur bancaire haïtien. Vers le début de la crise des subprimes, le taux de change Gourde/Dollar a baissé de 3,93% au dernier trimestre de l'année 2006, de 0,45% et de 4,49% respectivement au premier et au second trimestre de l'année 2007. Si, dans un cas extrême, la crise économique perdurait aux États-Unis d'Amérique au point de faire chuter le taux de change entre 66,38% à

71,21%, ceci ferait passer l'indice moyen de défaillance des banques non disparues (soit 1,04) au même niveau que celui des banques ayant disparu (soit 1,24)⁷.

Conclusion

Ce chapitre entendait tester empiriquement l'impact de la politique monétaire sur la défaillance bancaire, en Haïti. Suivant les résultats, bien que les bons BRH soient perçus, en Haïti, comme une source de profits pour les banques, une politique monétaire restrictive augmente l'indice de défaillance des banques inefficientes plus que celui des banques efficaces en profit. Ce résultat concorde avec les conclusions du modèle théorique développé au chapitre 3. L'importance de l'impact de la politique monétaire sur le niveau de défaillance des banques dépend de leur degré d'efficacité. Son impact est plus important sur les banques inefficientes que sur celles qui sont efficaces, en profit.

Les résultats révèlent aussi que les banques sont plus défaillantes lorsque la conjoncture économique est bonne. Par contre, une dépréciation de la monnaie locale, par rapport au dollar américain, réduit l'indice de défaillance bancaire. Donc, si une grave crise économique entraînait une forte dépréciation du dollar, certaines banques pourraient même disparaître en Haïti.

La principale implication de nos résultats est que la banque centrale, en planifiant sa politique, doit non seulement tenir compte de son objectif de stabilité des

⁷Pour obtenir ces pourcentages, nous avons calculé quel doit être le pourcentage de croissance de l'indice moyen des banques non disparues pour atteindre la valeur moyenne de l'indice des banques disparues : $\frac{1,24-1,04}{1,04} \times 100 = 19,23\%$. Puis, considérant les élasticités de l'indice par rapport au taux de change, dans les modèles 1 et 2 (voir Tableau 5.6, à la page 125) respectivement, nous avons calculé quel pourcentage de croissance du taux de change fera augmenter l'indice de défaillance de 19,23%. Par exemple, pour le modèle 1 où l'élasticité par rapport au taux de change est de -0,270, nous avons trouvé le taux de croissance du taux de change qui ferait croître l'indice de 19,23% ainsi : $\frac{19,23\%}{-0,270} = -71,21\%$.

prix, mais aussi de l'effet non désiré que sa politique peut avoir sur la stabilité du secteur bancaire. Lorsque la croissance du taux directeur est modérée, l'impact non désiré de la politique monétaire sur le niveau de défaillance des banques est marginal. Cependant, si la croissance du taux d'intérêt est excessive, cela peut entraîner des banques à la faillite. Cet impact est d'autant plus important qu'une banque est inefficace. D'où l'implication pour les autorités de régulation et de supervision d'inciter les banques à pratiquer une gestion efficace. L'efficacité bancaire semble être un facteur d'asymétrie de l'impact de la politique monétaire sur la défaillance bancaire. Nos résultats empiriques concordent, donc, avec le modèle théorique : L'impact de la politique monétaire sur la défaillance bancaire dépend du niveau d'efficacité bancaire.

Conclusion Générale

Cette thèse visait à étudier l'impact d'une politique monétaire restrictive sur la défaillance bancaire dans les pays en développement. Elle considère le cas d'Haïti où la vente de bons par la banque centrale constitue une source alternative de profit pour les banques. Ce thème est important pour la littérature lorsque l'on sait que l'augmentation des taux d'intérêt augmente les problèmes d'asymétrie d'information. Si une politique monétaire restrictive augmente l'efficacité en profit des banques au point de réduire leur niveau de défaillance, la relation entre l'asymétrie d'information et les taux d'intérêt serait donc négative dans les pays en développement. Une telle relation serait contraire à ce que soutient la théorie économique.

La littérature relative à l'impact de la politique monétaire sur la défaillance bancaire est quasi-inexistante, malgré l'importance de ce thème. D'où l'originalité de notre thèse qui considère un pays en développement, contrairement à de Graeve *et al.* (2008). De plus, vu les coûts que représentent, pour l'économie, les défaillances bancaires, comme l'expriment d'ailleurs les coûts de la crise financière internationale de l'année 2008, l'identification de tout facteur qui augmente le niveau de défaillance des banques est importante. L'identification des facteurs de défaillance bancaire est utile, en ce sens qu'elle permet de prendre les mesures appropriées pour la prévenir.

Une première contribution de notre thèse est d'argumenter que la qualité de la gestion bancaire est le facteur clé pour expliquer la défaillance bancaire aussi bien que l'effet de la politique monétaire sur le bilan bancaire. Cette argumentation fait suite à la revue de littérature sur les facteurs de défaillance bancaire et sur l'asymétrie des effets de la politique monétaire sur le bilan bancaire. L'implication de cette argumentation est que, d'une façon générale, une banque dont la gestion est efficiente gère son bilan de manière à ne pas faire croître son niveau de défaillance, tandis qu'une banque inefficente gère son bilan de manière à augmenter son niveau de défaillance. La banque efficiente réagit à un choc de politique monétaire en ajustant son bilan en fonction de ces caractéristiques propres et du contexte général de l'environnement, tandis que la banque inefficente ajuste son bilan en négligeant de prendre en compte certaines des caractéristiques qui lui sont spécifiques aussi bien que le contexte socio-économique dans lequel elle opère.

Pour appuyer l'argumentation précédente et montrer l'impact asymétrique de la politique monétaire sur la défaillance bancaire, notre thèse développe un modèle théorique qui contribue à montrer que : (1) l'efficience bancaire explique l'effet asymétrique de la politique monétaire sur le profit des banques ; (2) bien que son impact soit plus important sur les banques inefficentes en profit, une politique monétaire restrictive augmente le niveau de défaillance des banques efficientes aussi bien que celui des banques inefficentes. L'implication de ce modèle est que, bien que l'objectif principal de la politique monétaire soit la stabilité des prix, il est donc important que la croissance du taux d'intérêt directeur soit modérée lorsqu'il est nécessaire d'appliquer une politique restrictive.

En vue de tester empiriquement le modèle, nous avons utilisé des données trimestrielles désagrégées, spécifiques aux banques, et des données macroéconomiques, sur

la période allant du premier trimestre 2001 au premier trimestre 2007. Les données spécifiques aux banques proviennent des rapports financiers que les banques envoient à la banque centrale régulièrement. Les données macroéconomiques proviennent de la Banque de la République d'Haïti (BRH) et de l'Institut Haïtien de Statistiques et d'Informatique (IHSI). Notre échantillon nous est imposé par la disponibilité des données spécifiques aux banques.

Pour tester si l'efficience bancaire explique l'asymétrie de l'impact de la politique monétaire sur la défaillance bancaire, il nous a fallu estimer l'efficience des banques. Les résultats montrent que, bien qu'une politique d'open market de vente de bons BRH soit une source alternative de profit pour les banques, l'impact positif de cette politique sur l'efficience en profit est illusoire. A court terme la politique monétaire restrictive augmente l'efficience en profit bancaire, mais à moyen terme elle la réduit plus qu'elle ne l'a augmentée à court terme. Ce résultat confirme que l'augmentation des taux d'intérêt entraîne l'augmentation des problèmes d'asymétrie d'information qui réduisent l'efficience bancaire.

L'implication de ces résultats pour la politique monétaire est que la banque centrale, en planifiant sa politique monétaire, doit tenir compte de l'effet non désiré d'une politique monétaire restrictive sur l'efficience des banques. Si elle n'y tient pas compte, elle risque, par souci de faire baisser une inflation élevée, d'augmenter son taux directeur à un point tel que les banques efficientes deviennent inefficientes. Un tel cas aurait pour conséquence, l'instabilité financière. C'est d'ailleurs ce qui arriva en Asie lorsque les banques centrales ont augmenté les taux d'intérêt lors de la crise asiatique de 1997. Ceci a aggravé la situation des banques.

Pour mesurer la défaillance bancaire, nous avons construit un indice de défaillance, à partir de l'analyse en composante principale (ACP). Cet indice synthétise, en un seul indicateur, plusieurs indicateurs financiers dont l'augmentation de leur valeur constitue un signal de l'augmentation du niveau de défaillance de la banque considérée. Il importait de mesurer la défaillance bancaire, afin de pouvoir tester empiriquement l'impact qu'a sur elle une politique monétaire restrictive. Ceci était donc un élément important du processus devant nous permettre d'atteindre l'objectif de la thèse.

L'indice de défaillance se révélant être un bon indicateur du niveau de défaillance des banques, il peut être utilisé par les autorités de supervision bancaire, dans le cadre de la supervision hors site, pour faire une évaluation globale de la situation financière des banques. Un tel indice peut permettre de classer les banques de la plus défaillante à la moins défaillante, afin de permettre aux autorités de supervision d'identifier les banques qui méritent le plus d'attention. Ce classement, issu de la supervision hors site, peut aussi être comparé au classement réalisé suivant le cadre CAMEL, lui-même issu de la supervision sur place. Une telle comparaison des résultats de la supervision sur place et de la supervision hors site ne peut qu'augmenter la connaissance des autorités de supervision sur le niveau de défaillance des banques.

Une fois l'indice de défaillance construit, nous avons spécifié un modèle qui nous a permis de vérifier si la politique monétaire augmente le niveau de défaillance des banques efficientes et des banques inefficientes de manière asymétrique. Notre modèle, contrairement au modèle avec données désagrégées utilisé dans la littérature sur le canal du crédit bancaire, permet de tester séparément l'impact de la politique monétaire sur les banques efficientes et sur les banques inefficientes. En effet, le modèle à données désagrégées, généralement utilisé dans la littérature, permet d'indiquer si les

banques ayant une caractéristique spécifique sont plus sensibles à la politique monétaire que les autres banques. L'avantage de notre modèle est qu'il indique également si l'impact de la politique monétaire est dans le même sens ou non pour les banques efficientes et pour les banques inefficientes.

Les résultats confirment qu'en Haïti, bien qu'une politique monétaire restrictive augmente le niveau de défaillance des banques inefficientes aussi bien que celui des banques efficientes, l'impact de cette politique est plus important sur les banques inefficientes en profit. Ces résultats ont confirmé les prédictions du modèle théorique, à savoir que l'impact de la politique monétaire sur la défaillance bancaire dépend du niveau d'efficacité des banques. Compte tenu des conséquences économiques de la défaillance bancaire, ces résultats élucident une question importante au sujet des économies en développement, où la politique monétaire restrictive est perçue comme un financement des banques par la banque centrale. Notre thèse montre, en effet, qu'une telle politique peut même déstabiliser la situation financière du secteur bancaire.

L'une des deux principales contributions de cette thèse à la littérature, en outre de ses implications politiques, c'est qu'elle montre qu'au delà du bilan bancaire, la politique monétaire affecte aussi l'efficacité ainsi que le niveau de défaillance des banques. Il s'agit de deux thèmes que l'on ne retrouve pratiquement pas dans la littérature ; ce qui fait l'originalité de notre thèse. La deuxième des principales contributions de cette thèse à la littérature, c'est qu'elle spécifie un modèle économétrique qui peut être utilisé dans la littérature sur le canal du crédit bancaire afin de tester l'effet asymétrique de la politique monétaire.

Notre principale recommandation aux banques centrales des pays en développement, c'est de s'assurer que la croissance du taux directeur soit modérée, lorsqu'il est

nécessaire d'appliquer une politique monétaire restrictive. Cela évite de déstabiliser le secteur bancaire, notamment les banques inefficientes. Bien que les opérations d'open market de la banque centrale visent la stabilité des prix, nos résultats impliquent que la banque centrale doit prendre en compte l'effet non désiré d'une politique monétaire restrictive sur la stabilité financière du secteur bancaire.

Puisque l'indice de défaillance des banques inefficientes en profit est plus sensible à une politique monétaire restrictive que celui des banques efficaces, il est important que la banque centrale incite les banques à être efficaces à maximiser leur profit. En ce sens, nous faisons deux recommandations. La première consiste à favoriser la fusion des petites banques afin de bénéficier des économies d'échelle en profit. En effet, nos résultats ont révélé l'existence d'économies d'échelle en profit. Notre deuxième recommandation est qu'une loi sur la concurrence soit promulguée. Une telle loi protégera les clients de la collusion sur le prix du crédit ; elle incitera les banques à être plus efficaces, en faisant une meilleure allocation de leurs ressources⁸. En effet, une allocation optimale des ressources, contrairement aux gaspillages qui résultent d'une collusion, permet d'être efficace en coût aussi bien qu'en profit.

Bien que notre échantillon soit faible, et n'ayant pas non plus la prétention d'avoir fait un travail exhaustif, nous croyons, toutefois, avoir répondu à la question à laquelle cette thèse entendait répondre, montrant que, bien que l'impact soit plus élevé au niveau des banques inefficientes à maximiser leur profit, une politique monétaire restrictive augmente le niveau de défaillance des banques inefficientes aussi bien que celui des banques efficaces à maximiser leur profit.

⁸Dans beaucoup de pays en développement, il n'y a pas une loi sur la concurrence.

Des extensions des recherches entreprises dans cette thèse sont envisageables. Il serait, par exemple, opportun d'analyser l'impact de la politique monétaire sur la défaillance bancaire, dans les économies émergentes et dans les économies développées, en enlevant l'hypothèse d'inexistence de marché secondaire. De plus, l'information qu'apporte cette thèse sur le rôle de l'efficience comme facteur expliquant l'asymétrie de l'impact de la politique monétaire sur la défaillance bancaire, suscite une autre question qui peut faire l'objet d'autres recherches : L'efficience bancaire, est-elle aussi un facteur d'asymétrie des effets de la politique monétaire sur le crédit bancaire ?

Bibliographie

- AGUNG, J. (1998). Financial deregulation and the bank lending channel in developing countries : the case of indonesia. *Asian Economic Journal*, 12(3):273–294.
- AIGNER, D. J., LOVELL, C. A. K. et SCHMIDT, P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 6:21–37.
- ALTMAN, E. I. (1968). Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *The Journal of Finance*, 23(4):589–609.
- ALTMAN, E. I. (1977). Predicting performance in the savings and loan association industry. *Journal of Monetary Economics*, 3:433–466.
- ALTUNBAS, Y. et CHAKRAVARTY, S. P. (2001). Frontier cost functions and bank efficiency. *Economic Letters*, 72(2):233–240.
- ALTUNBAS, Y., GAMBACORTA, L. et MARQUES-IBANEZ, D. (2009). Securitisation and the bank lending channel. *European Economic Review*, In press. doi :10.1016/j.euroecorev.2009.03.004.
- ALTUNBAS, Y., GARDENER, E. P. M., MOLYNEUX, P. et MOORE, B. (2001). Efficiency in European banking. *European Economic Review*, 45:1931–1955.
- AMEMIYA, T. (1981). Qualitative response models : A survey. *Journal of Economic Literature*, 19:1483–1536.
- ARENA, M. (2008). Bank failures and bank fundamentals : A comparative analysis of Latin America and East Asia during the nineties using bank-level data. *Journal of Banking and Finance*, 32(2):299–310.
- BACCHETTA, P. et BALLABRIGA, F. (2000). The impact of monetary policy and banks' balance sheets : some international evidence. *Applied Financial Economics*, 10:15–26.
- BARR, R. S., SEIFORT, L. M. et SIEMS, T. F. (1994). Forecasting bank failure : a non-parametric approach. *Recherches Economiques de Louvain*, 60(4):417–429.

- BCBS (2004). Basel-II accord. Rapport technique, Basel Committee on Banking Supervision.
- BERGER, A. N. (2007). International comparisons of banking efficiency. *Financial Markets, Institutions Instruments*, 16(3):119–144.
- BERGER, A. N., HANCOCK, D. et HUMPHREY, D. B. (1993). Bank efficiency derived from the profit function. *Journal of Banking and Finance*, 17(2-3):317–347.
- BERGER, A. N., HASAN, I. et ZHOU, M. (2009). Bank ownership and efficiency in China : what will happen in the world’s largest nation ? *Journal of Banking and Finance*, 33:113–130.
- BERGER, A. N. et HUMPHREY, D. B. (1992). Measurement and efficiency in banking. In GRILICHES, Z., éditeur : *Output Measurement in the Service Sectors*, pages 245–279, Chicago. University of Chicago Press.
- BERGER, A. N., LEUSNER, J. H. et MINGO, J. J. (1997). The efficiency of bank branches. *Journal of Monetary Economics*, 40(1):141–162.
- BERGER, A. N. et MESTER, L. J. (1997). Inside the black box : what explains differences in the efficiencies of financial institutions ? *Journal of Banking and Finance*, 21:895–947.
- BERNANKE, B. et GERTLER, M. (1989). Agency costs, net worth, and business fluctuations. *The American Economic Review*, 79:14–31.
- BERNANKE, B. S. et BLINDER, A. S. (1988). Credit, money, and aggregate demand. *The American Economic Review*, 78(2):435–439.
- BERNANKE, B. S. et BLINDER, A. S. (1992). The federal funds rate and the channels of monetary transmission. *The American Economic Review*, 82(4):901–921.
- BONIN, J. P., HASAN, I. et WACHTEL, P. (2005). Bank performance, efficiency and ownership in transition countries. *Journal of Banking and Finance*, 29:31–53.
- BOS, J. W. B., KOETTER, M., KOLARI, J. W. et KOOL, C. J. M. (2009). Effects of heterogeneity on bank efficiency scores. *European Journal of Operational Research*, 195(1):251–261.
- BOS, J. W. B. et KOOL, C. J. M. (2006). Bank efficiency : the role of bank strategy and local market conditions. *Journal of Banking and Finance*, 30:1953–1974.
- BRISSIMIS, S. N. et DELIS, M. D. (2009). Identification of a loan supply function : a cross-country test for the existence of a bank lending channel. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 19:321–335.

- BROWNBRIDGE, M. (1998). Financial distress in local banks in Kenya, Nigeria, Uganda and Zambia : causes and implications for regulatory policy. *Development Policy Review*, 16:173–188.
- CADET, R. L. (2009). A theory of linkage between monetary policy and banking failure in developing countries. *Journal of Financial Economic Policy*. Accepté pour publication Septembre 2009.
- CALOMIRIS, C. W. et MASON, J. R. (2000). Causes of U.S. bank distress during the depression. Working Paper 7919, NBER.
- CANBAS, S., CABUK, A. et KILIC, S. B. (2005). Prediction of commercial bank failure via multivariate statistical analysis of financial structures : the Turkish case. *European Journal of Operational Research*, 16(2):528–546.
- CAPRIO, G. et KLINGEBIEL, D. (1996). Bank insolvencies. Working Paper 1620, World Bank.
- CAPRIO, G. et KLINGEBIEL, D. (1997). Bank insolvency, bad luck, bad policy, or bad banking? In BRUNO, M. et PLESKOVIC, B., éditeurs : *Annual World Bank Conference on Development Economics*, Washington, D.C. The World Bank.
- CARBO, S., HUMPHREY, D. B. et del PASO, R. L. (2007). Do cross-country differences in bank efficiency support a policy of "national champions"? *Journal of Banking and Finance*, 31(7):2173–2188.
- CARVALLO, O. et KASMAN, A. (2005). Cost efficiency in the Latin American and Caribbean banking systems. *Journal of International Financial Markets Institutions and Money*, 15:55–72.
- CAVALLO, L. et ROSSI, S. P. S. (2001). Scale and scope economies in the european banking systems. *Journal of Multinational Financial Management*, 11:515–531.
- CEBULA, R. J. (1999). New evidence on determinants of bank failures in the us. *Applied Economics Letters*, 6:45–47.
- COELLI, T. J. (1995). Estimators and hypothesis tests for a stochastic frontier function : a Monte Carlos analysis. *Journal of Productivity Analysis*, 6(3):247–268.
- COELLI, T. J. (1996). A guide to FRONTIER version 4.1 : a computer program for stochastic frontier production and cost function estimation. Working Paper 7/96, University of New Angland, Armidale.
- CURRY, T. J., ELMER, P. J. et FISSEL, G. S. (2001). Regulator use market data to improve the identification of bank financial distress. Working Paper 2001-01, Federal Deposit Insurance Corporation.

- de GRAEVE, F., KICK, T. et KOETTER, M. (2008). Monetary policy and financial (in)stability : An integrated micro-macro approach. *Journal of Financial Stability*, 4(3):205–231.
- DELL'ARICCIA, G., DETRAGIACHE, E. et RAJAN, R. (2008). The real effect of banking crises. *Journal of Financial Intermediation*, 17:89–112.
- DEMIRGÜÇ-KUNT, A. (1989). Deposit-institution failures : A review of empirical literature. *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review*, (4th Quarter):2–18.
- DEMIRGÜÇ-KUNT, A. et DETRAGIACHE, E. (2002). Does deposit insurance increase banking system stability ? an empirical investigation. *Journal of Monetary Economics*, 49:1373–1406.
- DEMIRGÜÇ-KUNT, A. et DETRAGIACHE, E. (2005). Cross-country empirical studies of systemic bank distress : A survey. *National Institute Economic Review*, 192(1):68–83.
- den HAAN, W. J., SUMMER, S. W. et YAMASHIRO, G. M. (2007). Bank loan portfolios and the monetary transmission mechanism. *Journal of Monetary Economics*, 54:904–924.
- DEYOUNG, R., HASAN, I. et KIRCHHOFF, B. (1998). The impact of out-of-state on the cost efficiency of local commercial banks. *Journal of Economics and Business*, 50(2):191–203.
- EHRMANN, M., GAMBACORTA, L., MARTINEZ-PAGÉS, J., SEVESTRE, P. et WORMS, A. (2003). Financial systems and the role of banks in monetary policy transmission in the Euro area. In ANGELONI, I., KASHYAP, A. et MOJON, B., éditeurs : *Monetary policy transmission in the Euro area*. Cambridge University Press.
- EHRMANN, M. et WORMS, A. (2004). Bank networks and monetary policy transmission. *Journal of the European Economic Association*, 2(6):1148–1171.
- ENGLER, P., JOKIPII, T., MERKL, C., KALTWASSER, P. R. et VINHAS DE SOUZA, L. (2007). The effect of capital requirement regulation on the transmission of monetary policy : evidence from Austria. *Empirica*, 34:411–425.
- ESTRELLA, A., PARK, S. et PERISTIANI, S. (2000). Capital ratios as predictors of bank failure. *Economic Policy Review*, 6(2):33–52.
- FARELL, M. J. (1957). The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A (General)*(Part III, 120):253–290.
- FREEDMAN, P. L. et CLICK, R. W. (2006). Banks that don't lend ? unlocking credit to spur growth in developing countries. *Development Policy Review*, 24(3):279–302.

- FREIXAS, X. et ROCHET, J.-C. (1997). *Microeconomics of banking*. MIT Press, Cambridge.
- FRIES, S. et TACI, A. (2005). Cost efficiency of banks in transition : evidence from 289 banks in 15 post-communist countries. *Journal of Banking and Finance*, 29:55–81.
- FRS (2009). Monetary policy report to the Congress. Rapport technique, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- GAMBACORTA, L. (2005). Inside the bank lending channel. *European Economic Review*, 49:1737–1759.
- GAMBACORTA, L. et MISTRULLI, P. E. (2004). Does bank capital affect lending behavior? *Journal of Financial Intermediation*, 13:436–457.
- GERTLER, M. et GILCHRIST, S. (1993). The role of credit market imperfections in the monetary transmission mechanism : arguments and evidence. *Scandinavian Journal of Economics*, pages 43–64.
- GOLODNIUK, I. (2006). Evidence on the bank-lending channel in Ukraine. *Research in International Business and Finance*, 20:180–199.
- GONZÁLEZ-HERMOSILLO, B. (1999). Determinants of ex-ante banking system distress : A macro-micro empirical exploration of some recent episodes. Working Paper 99/33, IMF.
- GONZÁLEZ-HERMOSILLO, B., PAZARBASIOGLU, C. et BILLINGS, R. (1997). Determinants of banking system fragility : A case study of Mexico. *IMF Staff Papers*, 44:295–314.
- GOYEAU, D., SAUVIAT, A. et TARAIZI, A. (2002). Rentabilité bancaire et taux d'intérêt de marché : une application aux principaux systèmes bancaires européens sur la période 1988-1995. *Revue d'Economie Politique*, 112(2):275–291.
- GOYEAU, D. et TARAIZI, A. (1992). Evaluation du risque de défaillance bancaire en Europe. *Revue d'Economie Politique*, 102(2):249–280.
- GROSSMAN, R. S. (1993). The macroeconomic consequences of bank failures under the national banking system. *Explorations in Economic History*, 30(3):294–320.
- HANCOCK, D. (1985). Bank profitability, interest rates, and monetary policy. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 17(2):189–202.
- HAVRYLCHYK, O. (2006). Efficiency of the Polish banking industry : foreign versus domestic banks. *Journal of Banking and Finance*, 30:1975–1996.
- HONOHAN, P. et KLINGEBIEL, D. (2003). The fiscal cost implications of an accommodating approach to banking crises. *Journal of Banking and Finance*, 27:1539–1560.

- HOSONO, K. (2006). The transmission mechanism of monetary policy in Japan : evidence from banks' balance sheets. *Journal of the Japanese and International Economies*, 20:380–405.
- HÜLSEWIG, O., MAYER, E. et WOLLMERSHÄUSER, T. (2006). Bank loan supply and monetary policy transmission in Germany : an assessment based on matching impulse responses. *Journal of Banking and Finance*, 30:2893–2910.
- HUMPHREY, D. B. et PULLEY, L. B. (1997). Banks' responses to deregulation : profits, technology, and efficiency. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1):73–93.
- HUTCHISON, M. M. (2002). European banking distress and EMU : institutional and macroeconomic risks. *Scandinavian Journal of Economics*, 104(3):365–389.
- ISIK, I. et HASSAN, M. K. (2002). Cost and profit efficiency of the turkish banking industry : An empirical investigation. *The Financial Review*, 32:257–280.
- JAGTIANI, J. et KHANTHAVIT, A. (1996). Scale and scope economies at large banks : including off-balance sheet products and regulatory effects (1984-1991). *Journal of Banking and Finance*, 20:1271–1287.
- JAYARATNE, J. et MORGAN, D. P. (2000). Capital market frictions and deposit constraints at banks. *Journal of Money, Credit and Banking*, 32(1):74–92.
- KAISER, H. F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20:141–151.
- KAISER, H. F. et RICE, J. (1974). Little jiffy, mark iv. *Educational and Psychological Measurement*, 34:111–117.
- KAKES, J. et STURN, J.-E. (2002). Monetary policy and bank lending : evidence from German banking groups. *Journal of Banking and Finance*, 26:2077–2092.
- KASHYAP, A. K. et STEIN, J. C. (1995). The impact of monetary policy on bank balance sheet. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 42:151–195.
- KING, T. B., NUXOLL, D. A. et YEAGER, T. J. (2006). Are the causes of bank distress changing? can researchers keep up? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, pages 57–80.
- KISHAN, R. P. et OPIELA, T. P. (2006). Bank capital and loan asymmetry in the transmission of monetary policy. *Journal of Banking and Finance*, 30:259–285.
- KOBAYASHI, K. (2003). A theory of banking crises. Discussion Paper Series 03-E-016, Research Institute of Economy, Trade and Industry (RIETI).

- KODDE, D. A. et PALM, F. C. (1986). Wald criteria for jointly testing equality and inequality restrictions. *Econometrica*, 54(5):1234–1248.
- KUMBHAKAR, S. C., LOZANO-VIVAS, A., LOVELL, C. A. K. et HASAN, I. (2001). The effects of deregulation on the performance of financial institutions : the case of Spanish savings banks. *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(1):101–120.
- KUPIEC, P. et RAMIREZ, C. (2008). Bank failures and the cost of systemic risk : evidence from 1900-1930. Working Paper 2008-09, FDIC.
- KWAN, S. H. (2006). The X-efficiency of commercial banks in Hong Kong. *Journal of Banking and Finance*, 30:1127–1147.
- LAEVEN, L. et VALENCIA, F. (2008). Systemic banking crises : a new database. Working Paper WP/08/224, IMF.
- LANINE, G. et VENNET, R. V. (2006). Failure prediction in the Russian bank sector with logit and trait recognition models. *Expert Systems with Applications*, 30(3):463–478.
- LENSINK, R., MEESTERS, A. et NAABORG, I. (2008). Bank efficiency and foreign ownership : do good institutions matter ? *Journal of Banking and Finance*, 32:834–844.
- LOGAN, A. (2001). The United Kingdom’s small banks’ crisis of the early 1990s : What were the leading indicators of failure ? Working Paper 139, Bank of England.
- MÄNNASOO, K. et MAYES, D. G. (2009). Explaining bank distress in Eastern European transition economies. *Journal of Banking and Finance*, 33(2):244–253.
- MARGONO, H., SHARMA, S. C. et MELVIN II, P. D. (2009). Cost efficiency, economies of scale, technological progress and productivity in Indonesian banks. *Journal of Asian Economics*, en cours d’impression. doi :10.1016/j.asieco.2009.06.001.
- MATOUSEK, R. et SARANTIS, N. (2009). The bank lending channel and monetary transmission in Central and Eastern European countries. *Journal of Comparative Economics*, 37:321–334.
- MEEUSEN, W. et van den BROECK, J. (1977). Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, 18(2):435–444.
- MESTER, L. J. (1996). A study of bank efficiency taking into account risk-preferences. *Journal of Banking and Finance*, 20:1025–1045.
- MEYER, P. A. et PIFER, H. W. (1970). Prediction of bank failures. *Journal of Finance*, 25(4):853–868.

- MISHKIN, F. S. (1996). Les canaux de transmission monétaire : Leçons pour la politique monétaire. *Bulletin de la Banque de France*, (27).
- MISHKIN, F. S. (2001). Financial policies and the prevention of financial crises in emerging market economics. Policy Research Working Paper 2683, The World Bank.
- MISHKIN, F. S. (2006). *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*. Pearson, 7th update édition.
- MITCHELL, K. et ONVURAL, N. M. (1996). Economies of scale and scope at large commercial banks : evidence from the Fourier flexible functional form. *Journal of Money, Credit and Banking*, 28(2):178–199.
- MOLINA, C. A. (2002). Predicting bank failures using a hazard model : the venezuelan banking crisis. *Emerging Markets Review*, 3:31–50.
- NICOLETTI, G., SCARPETTA, S. et BOYLAUD, O. (2000). Summary indicators of product market regulation with an extension to employment protection legislation. Economics Department Working Papers 226, OECD.
- OECD (2008). Handbook on constructing composite indicators : methodology and user guide. Rapport technique, Organisation for Economic Co-operation and Development.
- RAMIREZ, C. D. et SHIVELY, P. A. (2005). Do bank failures affect real economic activity? state-level evidence from the pre-depression era. Working Paper 2005-06, FDIC.
- ROA, A. (2005). Cost frontier efficiency and risk-return analysis in an emerging market. *International Review of Financial Analysis*, 14:283–303.
- ROCHET, J. C. (2004). Capital requirements and the behavior of commercial banks. *In Credit, Intermediation and the Macroeconomy : Models and Perspectives*. Oxford University Press, Oxford.
- ROMER, C. D. et ROMER, D. H. (1990). New evidence on the monetary transmission mechanism. *In* BRAINARD, W. C. et PERRY, G. L., éditeurs : *Brookings Papers on Economic Activity*, pages 149–213. Washington, D.C.
- SENSARMA, R. (2006). Are foreign banks always the best? Comparison of State-owned, private and foreign banks in India. *Economic Modelling*, 23:717–735.
- SHIH, V., ZHANG, Q. et LIU, M. (2007). Comparing the performance of Chinese banks : a principal component approach. *China Economic Review*, 18(1):15–34.
- SINKEY, J. F. J. (1975). A multivariate statistical analysis of the characteristics of problem banks. *Journal of Finance*, 30:21–36.

- STAIKOURAS, C., MAMATZAKIS, E. et KOUTSOMANOLI-FILIPPAKI, A. (2008). Cost efficiency of the banking industry in the South eastern European region. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 18:483–497.
- TADESSE, S. (2006). Consolidation, scale economies and technological change in Japanese banking. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 16:425–445.
- THOMSON, J. B. (1991). Predicting bank failures in the 1980s. *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review*, 27(1):9–20.
- URQUHART, M.-A. F. (2008). The reaction of bank lending to monetary policy : the case of Jamaica. *Business, Finance and Economics in Emerging Economies*, 3(2):59–97.
- VENNET, R. V. (2002). Cost and profit efficiency of financial conglomerates and universal banks in Europe. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 34(1):254–282.
- WHEELLOCK, D. C. et WILSON, P. W. (2000). Why do banks disappear : the determinants of U.S. bank failures and acquisitions. *Review of Economics and Statistics*, pages 127–138.
- ZARRUK, E. R. et MADURA, J. (1992). Optimal bank interest margin under capital regulation and deposit insurance. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27(1):143–149.

Index des Références Bibliographiques

- Agung (1998), 39, 40, 46, 47
Aigner *et al.* (1977), 76
Altman (1968), 108–110
Altman (1977), 13
Altunbas *et al.* (2001), 83, 85
Altunbas *et al.* (2009), 48
Altunbas et Chakravarty (2001), 80
Amemiya (1981), 118
Arena (2008), 3, 7, 22, 23, 26, 28, 30, 118, 122, 128, 129
BCBS (2004), 16
Bacchetta et Ballabriga (2000), 47
Barr *et al.* (1994), 3, 20, 23, 26–28, 74, 118, 119
Berger *et al.* (1993), 76
Berger *et al.* (1997), 76
Berger *et al.* (2009), 80, 81, 89
Berger et Humphrey (1992), 81
Berger et Mester (1997), 75, 79, 80, 82
Berger (2007), 83, 98
Bernanke et Blinder (1988), 36
Bernanke et Blinder (1992), 36, 37
Bernanke et Gertler (1989), 59
Bonin *et al.* (2005), 80, 97, 100
Bos *et al.* (2009), 75, 83, 97
Bos et Kool (2006), 76, 88, 89
Brissimis et Delis (2009), 40, 43, 44, 48
Brownbridge (1998), 4, 25, 73
Cadet (2009), 4, 5, 59
Calomiris et Mason (2000), 4
Canbas *et al.* (2005), 108, 112
Caprio et Klingebiel (1996), 14
Caprio et Klingebiel (1997), 3
Carbo *et al.* (2007), 76
Carvalho et Kasman (2005), 76, 80, 81, 85, 100, 101
Cavallo et Rossi (2001), 102
Cebula (1999), 3, 4, 6
Coelli (1995), 84
Coelli (1996), 91
Curry *et al.* (2001), 4
DeYoung *et al.* (1998), 76
Dell’Ariccia *et al.* (2008), 2
Demirgüç-Kunt et Detragiache (2002), 108, 112
Demirgüç-Kunt et Detragiache (2005), 7
Demirgüç-Kunt (1989), 13–15
Ehrmann *et al.* (2003), 41
Ehrmann et Worms (2004), 39, 40, 46, 47, 49, 50, 56
Engler *et al.* (2007), 48, 52, 53
Estrella *et al.* (2000), 3, 17
FRS (2009), 1
Farell (1957), 76
Freedman et Click (2006), 4, 73
Freixas et Rochet (1997), 59
Fries et Taci (2005), 81
Gambacorta et Mistrulli (2004), 40, 41, 47, 52, 53
Gambacorta (2005), 40, 41, 47, 50–53
Gertler et Gilchrist (1993), 44
Golodniuk (2006), 46, 48–52
González-Hermosillo *et al.* (1997), 1, 4, 6, 7, 17, 30, 118
González-Hermosillo (1999), 8, 13, 25
Goyeau *et al.* (2002), 59

- Goyeau et Tarazi (1992), 108
 Grossman (1993), 2
 Hülsewig *et al.* (2006), 48
 Hancock (1985), 58, 59
 Havrylchyk (2006), 89, 97
 Honohan et Klingebiel (2003), 2
 Hosono (2006), 46, 47, 49–53
 Humphrey et Pulley (1997), 81
 Hutchison (2002), 3, 30, 118
 Isik et Hassan (2002), 76, 84
 Jagtiani et Khanthavit (1996), 85
 Jayaratne et Morgan (2000), 46, 47, 52, 53
 Kaiser et Rice (1974), 112
 Kaiser (1960), 113
 Kakes et Sturn (2002), 39, 40, 46, 47, 49, 50
 Kashyap et Stein (1995), 37–40, 44, 46, 47, 50
 King *et al.* (2006), 25, 26
 Kishan et Opiela (2006), 46, 48, 50, 52, 53
 Kobayashi (2003), 8
 Kodde et Palm (1986), 85, 92
 Kumbhakar *et al.* (2001), 76
 Kupiec et Ramirez (2008), 2
 Kwan (2006), 80, 84, 99
 Laeven et Valencia (2008), 1, 3
 Lanine et Vennet (2006), 3, 16, 23, 26, 28, 29, 118
 Lensink *et al.* (2008), 80, 97, 98
 Logan (2001), 7, 22, 23, 28, 118
 Männasoo et Mayes (2009), 3, 23, 28
 Margono *et al.* (2009), 85, 101
 Matousek et Sarantis (2009), 40, 46, 48, 50, 51, 53, 54
 Meeusen et van den Broeck (1977), 77
 Mester (1996), 82, 89
 Meyer et Pifer (1970), 3, 13
 Mishkin (1996), 104
 Mishkin (2001), 4, 58
 Mishkin (2006), 8, 9
 Mitchell et Onvural (1996), 78
 Molina (2002), 3, 20, 21, 23, 26, 28, 29, 118, 119
 Nicoletti *et al.* (2000), 114
 OECD (2008), 113
 Ramirez et Shively (2005), 3
 Roa (2005), 84, 97, 100
 Rochet (2004), 61
 Romer et Romer (1990), 36
 Sensarma (2006), 84, 97, 99
 Shih *et al.* (2007), 108, 112
 Sinkey (1975), 3, 13
 Staikouras *et al.* (2008), 76, 97, 100
 Tadesse (2006), 83
 Thomson (1991), 7, 17, 20, 21, 23, 28–30
 Urquhart (2008), 40, 41, 46, 48–53
 Vennet (2002), 76, 79, 80, 84
 Wheelock et Wilson (2000), 3, 6, 16–18, 20–23, 26–29, 74, 75, 118, 119
 Zarruk et Madura (1992), 64
 den Haan *et al.* (2007), 44
 de Graeve *et al.* (2008), 4, 133

Table des figures

A1	Taux de croissance du PIB	155
A2	Évolution du taux de change (HTG/USD)	156
A3	Évolution du taux directeur et de l'inflation	156
A4	Évolution des taux d'intérêt sur le crédit, les dépôts à terme (DAT) et les bons à 91 jours	157

Liste des tableaux

1.1	Papiers sélectionnés dont les indicateurs du cadre CAMEL sont significatifs.	23
1.2	Indicateurs significatifs dans plusieurs des papiers sélectionnés	28
2.1	Les effets de la politique monétaire sur le bilan bancaire sont asymétriques	47
2.2	Les effets de la politique monétaire sur le bilan bancaire sont asymétriques (suite)	48
4.1	Les variables utilisées dans le modèle	88
4.2	Statistiques descriptives des variables utilisées dans le modèle	90
4.3	Impact des variables d'hétérogénéité et de la politique monétaire sur la frontière et les inefficiences (statistique de Student entre parenthèses)	93
4.4	Economies d'échelle, en moyenne, dans le secteur bancaire haïtien. . .	103
4.5	Progrès technologique, en moyenne, dans le secteur bancaire haïtien .	104
5.1	Valeurs propres	114
5.2	Matrice des composantes après rotation	115
5.3	Les saturations au carré (normalisées), et les poids des variables . . .	115
5.4	Statistiques descriptives et différence de la moyenne de l'indice entre les banques	116
5.5	Liste des variables figurant dans le modèle	122
5.6	Les banques inefficientes en profit sont plus sensibles à une politique monétaire restrictive	125
5.7	Confirmation que les banques inefficientes en profit sont plus sensibles à une politique monétaire restrictive	126
5.8	Les banques efficaces en coût sont plus sensibles à une politique monétaire restrictive	127
A1	Quelques indicateurs réels et monétaires de l'économie haïtienne (en %, à l'exception du taux de change)	158
E1	Résultats du modèle 1(Frontière du coût)	163
E2	Résultats du modèle 2(Frontière du coût)	164

E3	Résultats du modèle 3(Frontière du profit)	165
E4	Résultats du modèle 4(Frontière du profit)	166
E5	Résultats du modèle 5(Frontière du profit)	167
F1	Résultats détaillés du modèle 1	168
F2	Résultats détaillés du modèle 2	169
F3	Résultats détaillés du modèle 3	169
F4	Résultats détaillés du modèle 4	169
F5	Résultats détaillés du modèle 5	170
F6	Résultats détaillés du modèle 6	170
F7	Résultats détaillés du modèle 7	170
F8	Résultats détaillés du modèle 8	171

Les Annexes

Annexes de l'Introduction Générale

A Quelques indicateurs de l'économie haïtienne

FIG. A1 – Taux de croissance du PIB

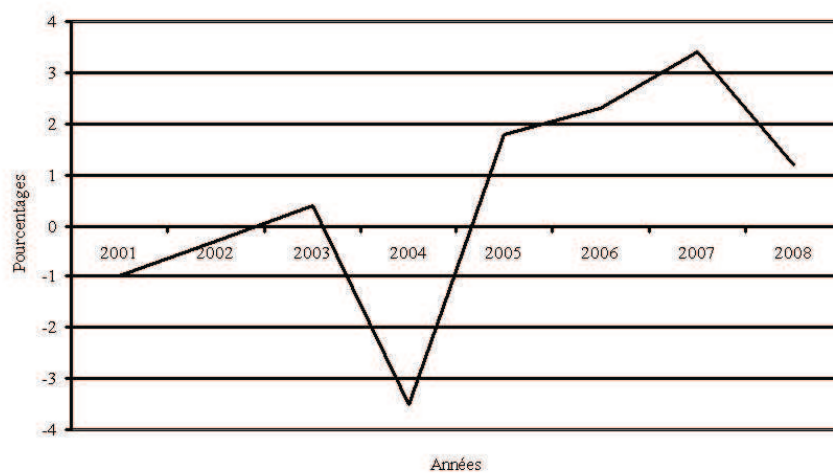


FIG. A2 – Évolution du taux de change (HTG/USD)

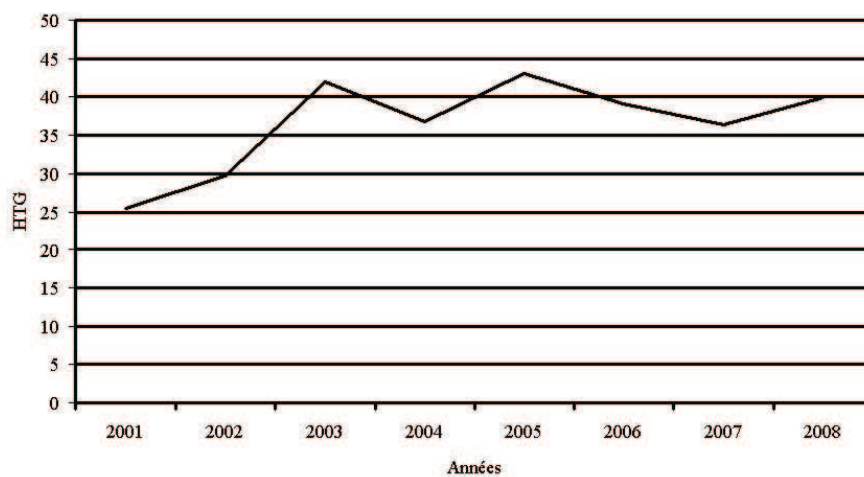


FIG. A3 – Évolution du taux directeur et de l'inflation

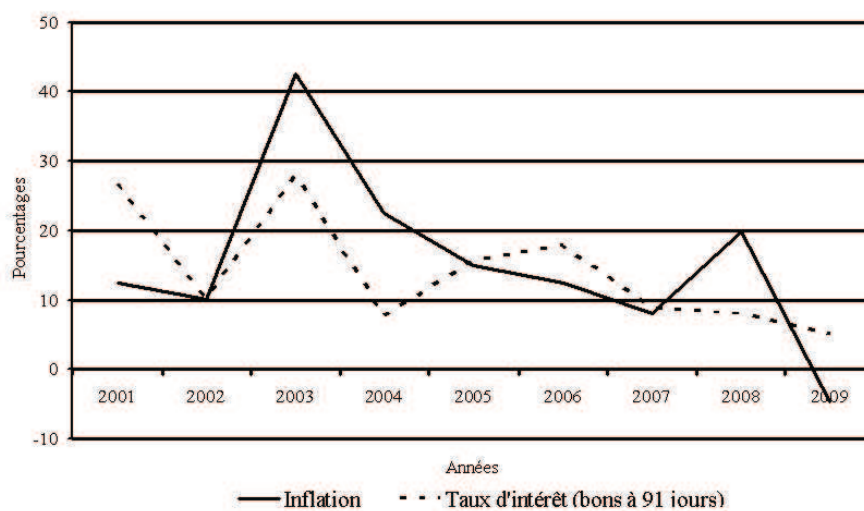
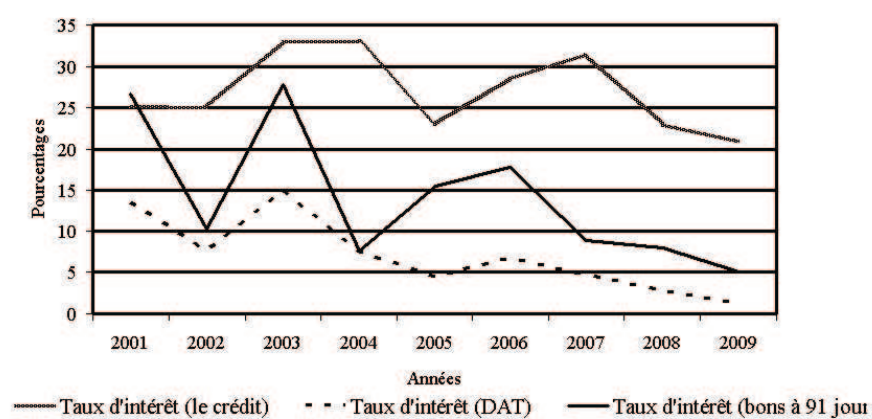


FIG. A4 – Évolution des taux d'intérêt sur le crédit, les dépôts à terme (DAT) et les bons à 91 jours



TAB. A1 – Quelques indicateurs réels et monétaires de l'économie haïtienne (en %, à l'exception du taux de change)

Indicateurs économiques	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Taux d'inflation	12,34	10,07	42,46	22,53	14,84	12,40	7,90	19,80	-4,70
Taux de croissance du PIB	-1,00	-0,30	0,40	-3,50	1,80	2,30	3,40	1,20	
Taux de change HTG/USD	25,49	29,70	42,02	36,82	43,04	39,13	36,38	39,96	
Taux d'intérêt (crédit)	25,25	25,00	33,00	33,00	23,00	28,50	31,5	23	21
Taux d'intérêt (DAT)	13,50	7,63	15,00	7,50	4,38	6,75	4,68	2,75	1,13
Taux d'intérêt (bons à 91 jours)	26,70	10,20	27,83	7,60	15,60	17,80	8,80	8,00	5,00
Ratio des crédits sur les actifs	36,05	Ratio des actifs liquides sur actifs			Ratio des crédits sur les dépôts				
		38,87			44,52				

Les données relatives au taux d'inflation et à la croissance du PIB proviennent de l'Institut Haïtien de Statistique et d'Informatique (IHSI) ; le taux de change, exprimé en nombre de gourdes (HTG) pour un dollar (USD), ainsi que les taux d'intérêt moyens respectivement sur le crédit, les dépôts à terme (DAT) et les bons à 91 jours proviennent de la Banque de la République d'Haïti (BRH). Nous avons calculé les ratios financiers, exprimés en pourcentage, à partir d'un échantillon de données trimestrielles spécifiques aux banques. Ces données bancaires couvrent la période allant du premier trimestre 2001 au premier trimestre 2007, et proviennent de la BRH.

Annexes du Chapitre 3

B Fonction de profit de la banque

La fonction de profit de la banque est :

$$E(\pi_i) = r_l(1 - \bar{p}_i)L_i + r_b B_i - r_d D_i - C_l(L_i) - C_d(D_i) - \bar{p}_i L_i \quad (B1)$$

Dans l'équation B1 nous remplaçons les taux d'intérêts sur les prêts et les dépôts par leur valeur respective (équations 3.8 et 3.9). Alors, la fonction de profit de la banque devient :

$$E(\pi_i) = \frac{1}{1 - \bar{p}} \left[(r_b - r_b \phi \sigma_l + C'_l(L_i) + \bar{p})(1 - \bar{p}_i)L_i \right] + r_b(1 - \alpha)D_i - r_b(1 - \phi \sigma_l)L_i \\ - r_b(1 - \alpha)D_i + C'_d(D_i)D_i - C_l(L_i) - C_d(D_i) - \bar{p}_i L_i$$

$$E(\pi_i) = \frac{1}{1 - \bar{p}} \left[r_b L_i - r_b \phi \sigma_l L_i + C'_l(L_i)L_i + \bar{p}L_i - r_b \bar{p}_i L_i + r_b \phi \sigma_l \bar{p}_i L_i - C'_l(L_i)\bar{p}_i L_i \right. \\ \left. - \bar{p} \bar{p}_i L_i - r_b(1 - \phi \sigma_l)(1 - \bar{p})L_i + C'_d(D_i)(1 - \bar{p})D_i \right. \\ \left. - C_l(L_i)(1 - \bar{p}) - C_d(D_i)(1 - \bar{p}) - \bar{p}_i(1 - \bar{p})L_i \right]$$

$$E(\pi_i) = \frac{1}{1 - \bar{p}} \left[r_b L_i - r_b \phi \sigma_l L_i + C'_l(L_i)L_i + \bar{p}L_i - r_b p L_i + r_b \phi \sigma_l \bar{p}_i L_i - C'_l \bar{p}_i L_i \right. \\ \left. - \bar{p} \bar{p}_i L_i - r_b L_i + r_b \bar{p} L_i + r_b \phi \sigma_l L_i - r_b \phi \sigma_l \bar{p} L_i + C'_d(D_i)D_i - C'_d(D_i)\bar{p} D_i \right. \\ \left. - C_l(L_i) + C_l(L_i)\bar{p} - C_d(D_i) + C_d(D_i)\bar{p} - p L_i + \bar{p} \bar{p}_i L_i \right]$$

$$E(\pi_i) = \frac{1}{1 - \bar{p}} \left[L_i(\bar{p} - \bar{p}_i) + r_b L_i(\bar{p} - \bar{p}_i) - r_b \phi \sigma_l L_i(\bar{p} - \bar{p}_i) + C'_d(D_i)D_i(1 - \bar{p}) \right]$$

$$\begin{aligned}
& -C'_l(L_i)(1 - \bar{p}_i)L_i - C_d(D_i)(1 - \bar{p}) - C_l(L_i)(1 - \bar{p}) \Big] \\
E(\pi_i) &= \frac{\bar{p} - \bar{p}_i}{1 - \bar{p}} L_i [1 + r_b(1 - \phi\sigma_l)] + C'_d(D_i)D_i - C_d(D_i) - C_l(L_i) \\
& \quad - C'_l(L_i)L_i \frac{1 - \bar{p}_i}{1 - \bar{p}} \quad (B2)
\end{aligned}$$

C Calcul de l'indice de défaillance, $E(\rho_i)$

Nous mesurons l'indice de défaillance bancaire par la probabilité que la banque devienne insolvable.

$$\begin{aligned}
E(\rho_i) &= P(K_i + E(\pi_i) < 0) = P(E(\pi_i) < -K_i) \\
E(\rho_i) &= Prob \left(\frac{\bar{p} - \bar{p}_i}{1 - \bar{p}} L_i [1 + r_b(1 - \phi\sigma_l)] + C'_d(D_i)D_i - C_d(D_i) - C_l(L_i) \right. \\
& \quad \left. - C'_l(L_i)L_i \frac{1 - \bar{p}_i}{1 - \bar{p}} < -K_i \right) \\
E(\rho_i) &= Prob \left(\frac{\bar{p} - \bar{p}_i}{1 - \bar{p}} L_i [1 + (1 - \phi\sigma_l)r_b] < -K_i - C'_d(D_i)D_i + C_d(D_i) + C_l(L_i) \right. \\
& \quad \left. + C'_l(L_i)L_i \frac{1 - \bar{p}_i}{1 - \bar{p}} \right) \\
E(\rho_i) &= Prob \left(\bar{p} - \bar{p}_i < -\frac{K_i + C'_d(D_i)D_i - C_d(D_i) - C_l(L_i)}{L_i} \frac{1 - \bar{p}}{1 + r_b(1 - \phi\sigma_l)} \right. \\
& \quad \left. + C'_l(L_i) \frac{1 - \bar{p}_i}{1 + r_b(1 - \phi\sigma_l)} \right) \quad (C1) \\
E(\rho_i) &= Prob \left(-\bar{p}_i < -\frac{K_i + C'_d(D_i)D_i - C_d(D_i) - C_l(L_i)}{L_i} \frac{1 - \bar{p}}{1 + r_b(1 - \phi\sigma_l)} \right.
\end{aligned}$$

$$+C'_l(L_i)\frac{1-\bar{p}_i}{1+r_b(1-\phi\sigma_l)}-\bar{p}\Big)$$

$$E(\rho_i) = Prob \left[-\bar{p}_i + C'_l(L_i)\frac{\bar{p}_i}{1+r_b(1-\phi\sigma_l)} \right) < \\ -\frac{K_i + C'_d(D_i)D_i - C_d(D_i) - C_l(L_i)}{L_i} \frac{1-\bar{p}}{1+r_b(1-\phi\sigma_l)} \\ +C'_l(L_i)\frac{1}{1+r_b(1-\phi\sigma_l)} - \bar{p} \Big]$$

$$E(\rho_i) = Prob \left[-\bar{p}_i \left(1 + C'_l(L_i)\frac{1}{1+r_b(1-\phi\sigma_l)} \right) < \\ -\frac{K_i + C'_d(D_i)D_i - C_d(D_i) - C_l(L_i)}{L_i} \frac{1-\bar{p}}{1+r_b(1-\phi\sigma_l)} \\ +C'_l(L_i)\frac{1}{1+r_b(1-\phi\sigma_l)} - \bar{p} \Big]$$

$$E(\rho_i) = Prob \left[-\bar{p}_i \left(\frac{1+r_b(1-\phi\sigma_l) + C'_l(L_i)}{1+r_b(1-\phi\sigma_l)} \right) < \\ -\frac{K_i + C'_d(D_i)D_i - C_d(D_i) - C_l(L_i)}{L_i} \frac{1-\bar{p}}{1+r_b(1-\phi\sigma_l)} \\ +C'_l(L_i)\frac{1}{1+r_b(1-\phi\sigma_l)} - \bar{p} \Big]$$

$$E(\rho_i) = Prob \left[-\bar{p}_i < -\frac{K_i + C'_d(D_i)D_i - C_d(D_i) - C_l(L_i)}{L_i} \frac{1-\bar{p}}{1+r_b(1-\phi\sigma_l) + C'_l(L_i)} \right. \\ \left. + \frac{C'_l(L_i)}{1+r_b(1-\phi\sigma_l) + C'_l(L_i)} - \frac{\bar{p}(1+r_b(1-\phi\sigma_l))}{1+r_b(1-\phi\sigma_l) + C'_l(L_i)} \right]$$

$$E(\rho_i) = Prob \left[\bar{p}_i > \frac{K_i + C'_d(D_i)D_i - C_d(D_i) - C_l(L_i)}{L_i} \frac{1-\bar{p}}{1+r_b(1-\phi\sigma_l) + C'_l(L_i)} \right. \\ \left. - \frac{C'_l(L_i)}{1+r_b(1-\phi\sigma_l) + C'_l(L_i)} + \frac{\bar{p}(1+r_b(1-\phi\sigma_l))}{1+r_b(1-\phi\sigma_l) + C'_l(L_i)} \right] \text{(C2)}$$

Annexes du Chapitre 4

D Liste des banques incluses dans l'échantillon

Banques locales

1. Banque Nationale de Crédit (BNC)
2. Banque Populaire Haïtienne (BPH)
3. Banque de l'Union Haitienne (BUH)
4. Capital Bank
5. Banque de Promotion Industrielle et Commerciale S.A. (Promobank)
6. Société Caraïbéenne de Banque S.A. (SOCABANK)
7. Socabel
8. Société Générale Haïtienne de Banque S.A. (SOGEBANK)
9. Sogebel
10. Unibank

Banques étrangères

1. Citibank
2. Scotia bank

E Résultats détaillés des estimations des frontières stochastiques

Les tableaux qui suivent présentent les résultats détaillés de la forme translog des frontières du coût et du profit.

TAB. E1 – Résultats du modèle 1(Frontière du coût)

Variables	Coefficients	Ecart-type	Ratio-t
Contante	-20,530	1,824	-11,256
$\ln y_1$	3,345	1,075	3,111
$\ln y_2$	7,397	2,475	2,989
$\ln p_1$	3,103	0,387	8,011
$\ln p_2$	-0,852	0,470	-1,811
$\ln E$	60,160	5,719	10,519
T	0,015	0,047	0,326
$\ln y_1 \ln y_1$	-0,158	0,095	-1,663
$\ln y_1 \ln y_2$	0,407	0,400	1,018
$\ln y_2 \ln y_2$	0,192	0,702	0,274
$\ln p_1 \ln p_1$	-0,005	0,033	-0,145
$\ln p_1 \ln p_2$	-0,146	0,069	-2,116
$\ln p_2 \ln p_2$	0,173	0,035	4,880
$\ln E \ln E$	-49,596	1,271	-39,011
T^2	0,002	0,000	3,262
$\ln y_1 \ln p_1$	0,026	0,160	0,162
$\ln y_1 \ln p_2$	-0,066	0,112	-0,591
$\ln y_2 \ln p_1$	-0,425	0,286	-1,488
$\ln y_2 \ln p_2$	0,381	0,431	0,885
$\ln y_1 \ln E$	-12,772	2,910	-4,389
$\ln y_2 \ln E$	-7,066	4,906	-1,440
$\ln p_1 \ln E$	-7,002	0,522	-13,408
$\ln p_2 \ln E$	5,179	0,650	7,966
$T \ln y_1$	-0,004	0,011	-0,365
$T \ln y_2$	-0,021	0,029	-0,722
$T \ln p_1$	-0,011	0,007	-1,606
$T \ln p_2$	0,013	0,006	2,313
z_1	-1,271	0,081	-15,706
z_2	0,993	0,026	37,709
z_3	-0,069	0,061	-1,122
z_{3t-1}	0,049	0,038	1,265
Constante	3,720	0,546	6,811
z_1	0,623	0,086	7,243
z_2	-0,232	0,037	-6,235
z_3	0,046	0,104	0,439
z_{3t-1}	-0,072	0,091	-0,794
σ^2	0,072	0,008	9,217
γ	0,996	0,024	41,105
Max. de vrais. (LR)		25,267	
Nombre de restrictions		6	
Nombre d'observations		278	

TAB. E2 – Résultats du modèle 2(Frontière du coût)

Variables	Coefficients	Ecart-type	Ratio-t
Contante	-12,635	2,886	-4,378
$\ln y_1$	3,576	1,070	3,342
$\ln y_2$	5,683	1,980	2,869
$\ln p_1$	1,914	0,516	3,708
$\ln p_2$	-0,347	0,451	-0,770
$\ln E$	37,416	8,292	4,512
T	0,077	0,046	1,647
$\ln y_1 \ln y_1$	-0,172	0,080	-2,145
$\ln y_1 \ln y_2$	0,600	0,358	1,679
$\ln y_2 \ln y_2$	0,623	0,799	0,781
$\ln p_1 \ln p_1$	0,031	0,033	0,928
$\ln p_1 \ln p_2$	-0,131	0,068	-1,931
$\ln p_2 \ln p_2$	0,152	0,034	4,494
$\ln E \ln E$	-30,531	5,266	-5,797
T^2	0,002	0,000	4,324
$\ln y_1 \ln p_1$	0,032	0,127	0,254
$\ln y_1 \ln p_2$	-0,093	0,097	-0,957
$\ln y_2 \ln p_1$	-0,468	0,249	-1,882
$\ln y_2 \ln p_2$	0,432	0,234	1,847
$\ln y_1 \ln E$	-13,631	2,171	-6,280
$\ln y_2 \ln E$	1,200	3,188	0,377
$\ln p_1 \ln E$	-5,162	0,824	-6,262
$\ln p_2 \ln E$	3,289	0,747	4,404
$T \ln y_1$	0,001	0,007	0,202
$T \ln y_2$	-0,018	0,023	-0,769
$T \ln p_1$	-0,017	0,006	-2,590
$T \ln p_2$	0,013	0,005	2,734
z_1	-1,059	0,086	-12,368
z_2	0,995	0,019	51,952
Constante	3,393	0,403	8,419
z_1	0,410	0,086	4,773
z_2	-0,211	0,028	-7,625
σ^2	0,076	0,006	12,901
γ	1,000	0,000	781242,850
Max. de vrais. (LR)	27,921		
Nombre de restrictions	4		
Nombre d'observations	289		

TAB. E3 – Résultats du modèle 3(Frontière du profit)

Variables	Coefficients	Ecart-type	Ratio-t
Contante	24,741	2,536	9,756
$\ln y_1$	-0,022	1,116	-0,020
$\ln y_2$	-13,362	2,083	-6,415
$\ln p_1$	-2,812	0,670	-6,415
$\ln p_2$	3,829	0,584	6,559
$\ln E$	-32,374	1,090	-29,699
T	-0,072	0,063	-1,158
$\ln y_1 \ln y_1$	-0,277	0,103	-2,698
$\ln y_1 \ln y_2$	1,316	0,534	2,464
$\ln y_2 \ln y_2$	2,203	0,785	2,805
$\ln p_1 \ln p_1$	0,225	0,046	4,831
$\ln p_1 \ln p_2$	-0,536	0,092	-5,836
$\ln p_2 \ln p_2$	0,263	0,045	5,882
$\ln E \ln E$	26,575	7,130	3,727
T^2	0,000	0,001	-0,228
$\ln y_1 \ln p_1$	0,141	0,153	0,922
$\ln y_1 \ln p_2$	-0,268	0,123	-2,172
$\ln y_2 \ln p_1$	0,957	0,312	3,062
$\ln y_2 \ln p_2$	-0,450	0,325	-1,386
$\ln y_1 \ln E$	-5,108	1,828	-2,795
$\ln y_2 \ln E$	28,555	4,569	6,250
$\ln p_1 \ln E$	1,948	0,491	3,969
$\ln p_2 \ln E$	-0,441	1,021	-0,432
$T \ln y_1$	0,008	0,010	0,827
$T \ln y_2$	0,041	0,031	1,321
$T \ln p_1$	0,008	0,009	0,969
$T \ln p_2$	0,004	0,006	0,684
z_1	-0,362	0,073	-4,960
z_2	0,127	0,027	4,757
z_3	0,023	0,057	0,406
z_{3t-1}	0,068	0,056	1,210
Constante	-12,717	1,162	-10,943
z_1	-0,065	0,153	-0,424
z_2	0,048	0,060	0,800
z_3	-6,618	0,313	-21,122
z_{3t-1}	8,025	0,392	20,471
σ^2	4,306	0,243	17,754
γ	0,998	0,001	1353,708
Max. de vrais. (LR)	498,909		
Nombre de restrictions	6		
Nombre d'observations	278		

TAB. E4 – Résultats du modèle 4(Frontière du profit)

Variabes	Coefficients	Ecart-type	Ratio-t
Contante	28,077	2,610	10,757
$\ln y_1$	-0,287	1,007	-0,285
$\ln y_2$	-11,632	2,286	-5,087
$\ln p_1$	-3,387	0,582	-5,815
$\ln p_2$	3,866	0,482	8,014
$\ln E$	-35,460	1,440	-24,625
T	-0,111	0,055	-2,000
$\ln y_1 \ln y_1$	-0,289	0,098	-2,949
$\ln y_1 \ln y_2$	1,489	0,486	3,060
$\ln y_2 \ln y_2$	1,348	0,650	2,076
$\ln p_1 \ln p_1$	0,231	0,038	5,998
$\ln p_1 \ln p_2$	-0,537	0,074	-7,277
$\ln p_2 \ln p_2$	0,242	0,038	6,451
$\ln E \ln E$	6,791	7,804	0,870
T^2	0,000	0,000	0,364
$\ln y_1 \ln p_1$	0,111	0,148	0,749
$\ln y_1 \ln p_2$	-0,259	0,125	-2,070
$\ln y_2 \ln p_1$	0,996	0,278	3,582
$\ln y_2 \ln p_2$	-0,217	0,347	-0,625
$\ln y_1 \ln E$	-3,396	2,042	-1,663
$\ln y_2 \ln E$	17,460	4,084	4,276
$\ln p_1 \ln E$	3,190	0,559	5,702
$\ln p_2 \ln E$	0,136	0,892	0,153
$T \ln y_1$	0,013	0,009	1,481
$T \ln y_2$	0,050	0,029	1,723
$T \ln p_1$	0,013	0,008	1,699
$T \ln p_2$	0,002	0,006	0,314
z_1	-0,381	0,069	-5,539
z_2	0,148	0,023	6,333
Constante	-14,454	1,282	-11,271
z_1	0,638	0,261	2,443
z_2	0,026	0,068	0,380
z_3	-6,074	0,447	-13,575
z_{3t-1}	7,555	0,435	17,361
σ^2	5,214	0,325	16,046
γ	0,999	0,000	2147,246
Max. de vrais. (LR)		511,360	
Nombre de restrictions		6	
Nombre d'observations		278	

TAB. E5 – Résultats du modèle 5(Frontière du profit)

Variables	Coefficients	Ecart-type	Ratio-t
Contante	27,410	1,212	22,610
$\ln y_1$	-0,651	1,140	-0,571
$\ln y_2$	-12,596	2,177	-5,785
$\ln p_1$	-3,361	0,347	-9,673
$\ln p_2$	3,932	0,510	7,705
$\ln E$	-34,532	1,167	-29,590
T	-0,119	0,054	-2,214
$\ln y_1 \ln y_1$	-0,261	0,104	-2,524
$\ln y_1 \ln y_2$	1,622	0,508	3,191
$\ln y_2 \ln y_2$	1,574	0,654	2,406
$\ln p_1 \ln p_1$	0,237	0,032	7,323
$\ln p_1 \ln p_2$	-0,568	0,071	-8,026
$\ln p_2 \ln p_2$	0,260	0,040	6,419
$\ln E \ln E$	7,038	5,832	1,207
T^2	0,000	0,000	-0,267
$\ln y_1 \ln p_1$	0,143	0,156	0,916
$\ln y_1 \ln p_2$	-0,286	0,122	-2,351
$\ln y_2 \ln p_1$	1,159	0,309	3,748
$\ln y_2 \ln p_2$	-0,329	0,365	-0,900
$\ln y_1 \ln E$	-2,655	2,232	-1,189
$\ln y_2 \ln E$	17,806	4,028	4,420
$\ln p_1 \ln E$	3,149	0,366	8,593
$\ln p_2 \ln E$	0,348	1,050	0,332
$T \ln y_1$	0,013	0,008	1,576
$T \ln y_2$	0,043	0,028	1,497
$T \ln p_1$	0,014	0,007	1,981
$T \ln p_2$	0,002	0,006	0,408
z_1	-0,381	0,070	-5,477
z_2	0,147	0,024	6,086
Constante	-33,812	0,765	-44,182
z_1	2,638	0,632	4,171
z_2	0,947	0,080	11,795
σ^2	7,317	0,331	22,080
γ	0,999	0,000	2442,761
Max. de vrais. (LR)	501,068		
Nombre de restrictions	4		
Nombre d'observations	289		

Annexe du chapitre 5

F Résultats des estimations de l'indice de défaillance

Nous présentons, dans cette annexe, les résultats détaillés des modèles estimés au chapitre 5. Dans tous les cas, la variable dépendante est l'indice de défaillance.

TAB. F1 – Résultats détaillés du modèle 1

Variable	Coeff.	Écart-type	T-Stat	Signif.
$r_{it}z_{it-1}^{c*}$	0,006661021	0,044535118	0,14957	0,88123498
$r_{it}(1 - z_{it-1}^{c*})$	0,028723964	0,038150783	0,75291	0,45226627
$r_{it-1}z_{it-2}^{c*}$	0,083417418	0,045434386	1,83600	0,06763228
$r_{it-1}(1 - z_{it-2}^{c*})$	0,002918984	0,039816192	0,07331	0,94162116
$r_{it-2}z_{it-3}^{c*}$	0,032851615	0,043979168	0,74698	0,45582797
$r_{it-2}(1 - z_{it-3}^{c*})$	0,032510253	0,037190016	0,87417	0,38292790
$\ln IPI$	0,260030354	0,102919654	2,52654	0,01218297
$\ln TC$	-0,270040354	0,055136458	-4,89767	0,00000181
Nombre d'observations		253	R^2 centré	0,616967
F(19,233)		19,7528	R^2 non centré	0,683792
Niveau de signification de F		0,00000000	$\bar{R}^2$	0,585732
Maximum de vraisemblance		236,91742	$T \times R^2$	172,999

TAB. F2 – Résultats détaillés du modèle 2

Variable	Coeff.	Écart-type	T-Stat	Signif.
$r_{it}z_{it-1}^{p*}$	0,049780156	0,026148260	1,90377	0,05823400
$r_{it}(1 - z_{it-1}^{p*})$	-0,003200346	0,044475401	-0,07196	0,94270038
$r_{it-1}z_{it-2}^{p*}$	0,058263058	0,027950421	2,08451	0,03825702
$r_{it-1}(1 - z_{it-2}^{p*})$	0,082602823	0,045444548	1,81766	0,07046384
$r_{it-2}z_{it-3}^{p*}$	0,046529062	0,025978201	1,79108	0,07464256
$r_{it-2}(1 - z_{it-3}^{p*})$	0,077665886	0,044338193	1,75167	0,08121144
$\ln IPI$	0,277114872	0,104729632	2,64600	0,00872765
$\ln TC$	-0,289721734	0,063610125	-4,55465	0,00000865
Nombre d'observations		242	R^2 centré	0,620945
F(19,222)		19,1404	R^2 non centré	0,683799
Niveau de signification de F		0,00000000	$\bar{R}^2$	0,588503
Maximum de vraisemblance		224,46982	$T \times R^2$	165,479

TAB. F3 – Résultats détaillés du modèle 3

Variable	Coeff.	Écart-type	T-Stat	Signif.
$r_{it}z_{it-1}^{p*}$	0,048034538	0,024611632	1,9517	0,05209037
$r_{it}(1 - z_{it-1}^{p*})$	0,005154997	0,043231846	0,11924	0,90518039
$\ln IPI$	0,254401686	0,101964439	2,495	0,01324157
$\ln TC$	-0,165654228	0,045090845	-3,67379	0,00029234
Nombre d'observations		266	R^2 centré	0,58414
F(15,250)		23,4109	R^2 non centré	0,662202
Niveau de signification de F		0,00000000	$\bar{R}^2$	0,559188
Maximum de vraisemblance		240,18647	$T \times R^2$	176,146

TAB. F4 – Résultats détaillés du modèle 4

Variable	Coeff.	Écart-type	T-Stat	Signif.
$r_{it}z_{it-2}^{p*}$	0,07716532	0,0259782	2,97039	0,00327877
$r_{it}(1 - z_{it-2}^{p*})$	0,10210185	0,04340052	2,35255	0,01946044
$\ln IPI$	0,29351576	0,10215493	2,87324	0,00442999
$\ln TC$	-0,22226436	0,05246417	-4,2365	0,00003247
Nombre d'observations		254	R^2 centré	0,598679
F(15,238)		23,6694	R^2 non centré	0,669479
Niveau de signification de F		0,00000000	$\bar{R}^2$	0,573386
Maximum de vraisemblance		232,21422	$T \times R^2$	170,048

TAB. F5 – Résultats détaillés du modèle 5

Variable	Coeff.	Écart-type	T-Stat	Signif.
$r_{it}z_{it-3}^{p*}$	0,05094255	0,02507698	2,03145	0,04338017
$r_{it}(1 - z_{it-3}^{p*})$	0,09698885	0,04410983	2,1988	0,02890611
$\ln IPI$	0,17549444	0,10230645	1,71538	0,08764615
$\ln TC$	-0,16409624	0,05224541	-3,14087	0,00190947
Nombre d'observations		242	R^2 centré	0,59941
F(15,226)		22,5445	R^2 non centré	0,665834
Niveau de signification de F		0,00000000	$\bar{R}^2$	0,572822
Maximum de vraisemblance		217,78367	$T \times R^2$	161,132

TAB. F6 – Résultats détaillés du modèle 6

Variable	Coeff.	Écart-type	T-Stat	Signif.
$r_{it}z_{it-1}^{c*}$	0,01395262	0,04294764	0,32488	0,74553578
$r_{it}(1 - z_{it-1}^{c*})$	0,02480223	0,0360091	0,68878	0,49157561
$\ln IPI$	0,23592213	0,10088087	2,33862	0,02011031
$\ln TC$	-0,14476465	0,04145719	-3,49191	0,00056302
Nombre d'observations		277	R^2 centré	0,576147
F(15,261)		23,652	R^2 non centré	0,657176
Niveau de signification de F		0,00000000	$\bar{R}^2$	0,551788
Maximum de vraisemblance		251,24824	$T \times R^2$	182,038

TAB. F7 – Résultats détaillés du modèle 7

Variable	Coeff.	Écart-type	T-Stat	Signif.
$r_{it}z_{it-2}^{c*}$	0,082326247	0,04224052	1,94899	0,05241991
$r_{it}(1 - z_{it-2}^{c*})$	0,02541345	0,03578337	0,7102	0,478243
$\ln IPI$	0,284000757	0,09990467	2,84272	0,00484402
$\ln TC$	-0,215528545	0,04600044	-4,68536	0,0000046
Nombre d'observations		265	R^2 centré	0,601626
F(15,249)		25,0694	R^2 non centré	0,675283
Niveau de signification de F		0,00000000	$\bar{R}^2$	0,577628
Maximum de vraisemblance		245,49829	$T \times R^2$	178,95

TAB. F8 – Résultats détaillés du modèle 8

Variable	Coeff,	Écart-type	T-Stat	Signif,
$r_{it}z_{it-3}^{c*}$	0,0574864	0,04331813	1,32707	0,18576095
$r_{it}(1 - z_{it-3}^{c*})$	0,02309941	0,03595858	0,64239	0,52124133
$\ln IPI$	0,17483609	0,10106083	1,73001	0,0849306
$\ln TC$	-0,16749167	0,04723979	-3,54556	0,00047197
Nombre d'observations	253		R^2 centré	0,593477
F(15,237)	23,0662		R^2 non centré	0,664401
Niveau de signification de F	0.00000000		$\overline{R}^2$	0,567748
Maximum de vraisemblance	229,38838		$T \times R^2$	168,093