

学籍番号：CD102011

銀行貸出市場に対する政府の関与についての実証研究

—金融危機対応策を中心に—

大学院商学研究科

博士後期課程会計・金融専攻

近藤 隆則

謝辞

筆者の博士後期課程における指導教官をお勤めいただいたのは三隅隆司先生だった。三隅先生にご指導いただいたことは、筆者にとって二重、三重に幸運なことであった。第一に、筆者のような社会人経験者はどうしても興味・関心の在り処が自分の経験に偏りがちであるのに対し、三隅先生は、銀行論、企業金融、行動経済学など広範な守備範囲をお持ちであり、筆者の関心事をご理解いただきながらも、学問研究として仕上げるための確かな筋道立てをしていただいた。第二に、そうした広範な知見を惜しみなくお示しいただきながら、筆者の研究の幅を広げてゆけるようなご指導をいただいた。とりわけ行動経済学の知見は、筆者にとって新鮮であり、思考の幅が大いに広がる思いがしたと共に、経済学が人間を扱うことの難しさも考えさせられた。第三に、筆者の社会人経験が生きるような共同研究の場をもご提供いただいた。特に、一橋大学アフラック産学共同研究会（以下「アフラック研究会」）に参加する機会を与えていただいたことは、筆者にとって得難い経験となった。アフラック研究会では、アンケート調査に基づく家計の金融行動についての実証研究チームの共同研究者としても、多岐にわたりご指導、ご鞭撻をいただいた。三隅先生の学恩に対し、まずもって深く感謝の気持ちを捧げたい。

三隅先生と共に論文指導をしていただいたのは花崎正晴先生だった。花崎先生は日本におけるコーポレート・ガバナンス研究の第一人者であり、常に現実のビジネスの世界で起きていることや実務家のニーズを鋭敏に感じ取られ、それらを理論的、実証的に解明しておられる姿勢は、筆者にとっても研究者のあるべき姿と映じてきた。ゼミにおける花崎先生のご指導も、現実には起きていることとの整合性から実証の技術的問題点まで、明快かつ的確なものであった。特に一橋大学に着任された一年目はゼミ生も少なく、筆者一人が花崎先生のご指導をほとんど独り占めさせていただいたような時期もあり、今思えば非常に贅沢な時間を持たせていただいた。

筆者の博士後期課程の最初の二年は、佐藤隆文先生にもサブ・ゼミ教官としてご指導をいただいた。佐藤先生は金融庁長官の重責を担われた方であり、リーマン・ショックという未曾有の事態に対処された当事者でいらっしやった。一橋大学教授としての佐藤先生の講義やゼミは、そうした自身の経験を客観的に捉え、事実を後世に正確に伝えてゆこうとする誠実な姿勢に貫かれていた。筆者のポリティカル・エコノミーへの関心から発する答えにくそうな質問群に対しても、率直かつ真摯にお答えいただき、議論させていただいたことは忘れることができない。

さて、筆者の学位請求論文最終試験において審査委員を務めていただいたのは小西大先生だった。小西先生にはそれ以前から、学内の「金融研究会」やアフラック研究会など様々な機会に、筆者の研究報告に対してご指導、ご助言をいただいていたが、特にこの論文の第5章に資本注政策をテーマとして据えることができたのは、小西先生のご助言の賜物で

ある。その他にもこの論文の至らない点を具体的に懇切丁寧にご指摘いただいた。もしこの論文が何とか一橋大学の学位に恥じないものにひとまず仕上がったとすれば、それは小西先生のこうした「最後の一押し」があったればこそである。

保険研究の第一人者である米山高生先生には、主宰されていたアフラック研究会の中で筆者に役割を与えていただき、研究内容にも様々なご助言をいただいた。また、自らフルートを演奏される米山先生と音楽談義をしたり兼松講堂でのコンサートでお会いしたりしたのも楽しい思い出である。

商学研究科の中村恒先生、高岡浩一郎先生、高見沢秀幸先生には、「金融研究会」において、常に的確なコメントをいただいた。この研究会の自由闊達な雰囲気の中で何度か研究報告の機会をいただいたことは、筆者にとって貴重な資産となった。また、三隅ゼミ、花崎ゼミ等のゼミ生の皆さんとは、ゼミの場のみならず、様々な機会に突っ込んだ議論をさせていただいた。とりわけ筆者と同様に社会人経験を経て研究者を志す岩木宏道さん、郎霊さん、太宰北斗さんには、何かと相談にも乗っていただいた。さらに、経済学研究科の植杉威一郎先生にも、政府の貸出市場への介入に関わる研究方法について親身に相談に乗っていただいた。以上のように、この論文は、一橋大学大学院のオープンで闊達な研究環境のおかげでようやくひとまず仕上げる事ができたといって過言ではない。学内において自らの研究成果を報告・相談させていただける機会に数多く恵まれたのは、本当に幸運だった。改めて感謝申し上げたい。

一橋大学の外でも、多くの先生方にお世話になった。始めに、東京経済大学の安田行宏先生には、この論文の第3章（円滑化法についての実証）を書くに当たって、全体の枠組み、実証方法などについて様々なヒントをいただき、投稿論文が受理されるためのノウハウについてもきめ細かくご指導いただいた。また、第4章（公的信用保証についての実証）やアフラック研究会での報告についても、貴重なコメントをいただいた。さらに、東京経済大学での学生指導にも卓越した力を発揮しておられる安田先生からは、筆者の今後の教育者としてのあり方についても多くのヒントを示していただいている。

青山学院大学の白須洋子先生には、アフラック研究会でのアンケートによる実証研究チームの共同研究者として、多大なご指導、ご鞭撻をいただいた。筆者が統計の扱いに不慣れな頃は、惜しみなくご自身に蓄積されたノウハウをご提供いただいた。筆者が曲がりなりにも計量経済学的な実証を扱うことができるようになり、「エコノメトリシヤンの矜持とは何か」を学ぶことができたのも、白須先生のおかげである。

アフラック研究会のメンバーとしては、他にも中央大学の奥山英司先生から研究報告について地に足の着いたご指摘をいただいたほか、アフラック日本社の皆様からも生命保険の銀行窓販に関する実務家としての貴重なご意見や情報をいただいた。

神戸大学の内田浩史先生には、日本金融学会 2013 年春季大会において、円滑化法論文についての討論者を務めていただき、懇切丁寧なご指導を賜ったのみならず、同学会 2014 年

春季大会においても、信用保証論文報告セッションの座長として有意義なコメントをいただいた。神戸大学の家森信善先生にも円滑化法論文報告セッションの座長としての確かなコメントを賜った。さらに、みずほ総合研究所の小野有人さんには、信用保証論文の討論者として、筆者の見落とししていたポイントも含め、多々ご指導を賜った。これらの先生方のコメントについては、この論文にできるだけ反映させようと努めたが、筆者の力不足でまだこなし切れていない点もある。さらに精進を重ねたい。

甲南大学の筒井義郎先生、東京大学の星野崇宏先生、早稲田大学の晝間文彦先生、青山学院大学の牛島辰男先生には、2013年の行動経済学会大会、2014年の日本金融学会春季大会および青山ファイナンス研究会において、アフラック研究会の成果物である研究報告について貴重なご意見をいただいた。

日本金融学会の『金融経済研究』には二度投稿した。この論文の第3章の元になった円滑化法論文は2014年4月発行の第36号に掲載され、アフラック研究会の成果物である、三隅先生、白須先生との共同研究論文も既に受理されている。この間にご指導いただいた匿名レフェリーの先生方および編集委員長である慶應義塾大学の櫻川昌哉先生にも厚くお礼申しあげたい。

目次

| | |
|---|----|
| 第1章 問題意識と本論文の目的 | 6 |
| 第2章 政府の金融市場への関与についての理論的整理 | 12 |
| 2.1 金融市場における「市場の失敗」と政府の関与 | 12 |
| 2.2 金融市場における「政府の失敗」 | 15 |
| 2.3 円滑化法, 公的信用保証制度, 資本注入政策の位置づけ | 16 |
| 2.3.1 円滑化法 | 16 |
| 2.3.2 公的信用保証制度 | 17 |
| 2.3.3 資本注入政策 | 18 |
| 2.3.4 理論検証の必要性 | 19 |
| 第3章 「円滑化法」が中小企業金融に与える影響についての実証 | 20 |
| 3.1 はじめに | 20 |
| 3.2 中小企業への外生ショックと政府の対応 | 20 |
| 3.3 円滑化法の性格 | 23 |
| 3.4 円滑化法の効果についての理論的枠組みと先行研究 | 24 |
| 3.5 円滑化法の影響についての仮説 | 27 |
| 3.6 データ | 28 |
| 3.7 記述統計量 | 30 |
| 3.8 推計モデル | 33 |
| 3.9 推計結果 | 38 |
| 3.9.1 仮説Ⅰの結果 | 38 |
| 3.9.2 仮説Ⅱの結果 | 39 |
| 3.9.3 仮説Ⅲの結果 | 42 |
| 3.9.4 仮説Ⅳの結果 | 44 |
| 3.10 小括 | 46 |
| 第4章 公的信用保証制度の効果についての実証 | 48 |
| 4.1 はじめに | 48 |
| 4.2 日本の公的信用保証の特徴 | 49 |
| 4.2.1 公的信用保証制度の概要 | 49 |
| 4.2.2 日本の制度的特徴と問題点 | 51 |
| 4.3 先行研究 | 52 |
| 4.3.1 「中小企業の資金調達に及ぼす影響」の検証 | 52 |
| 4.3.2 「プロパー貸出に対して補完的か代替的か」の検証 | 53 |
| 4.3.3 「利用企業のパフォーマンスに及ぼす影響」の検証 | 54 |
| 4.3.4 「リレーションシップ・バンキング機能やメインバンク機能との関係」の検証 | |

| | |
|--------------------------------------|------------|
| | 55 |
| 4.3.5 先行研究のまとめと本章の特徴..... | 55 |
| 4.4 理論的枠組みと本章の仮説..... | 56 |
| 4.5 推計方法とデータ..... | 59 |
| 4.5.1 推計方法..... | 59 |
| 4.5.2 データ..... | 62 |
| 4.5.3 データについての留意点..... | 66 |
| 4.5.4 記述統計量..... | 67 |
| 4.6 推計結果..... | 69 |
| 4.6.1 仮説 I および派生仮説IV～VIの推計結果..... | 69 |
| 4.6.2 仮説 II および派生仮説 V, VIの推計結果..... | 71 |
| 4.6.3 仮説 III および派生仮説 V, VIの推計結果..... | 73 |
| 4.7 小括..... | 75 |
| 第 5 章 資本注入政策の効果についての実証..... | 78 |
| 5.1 はじめに..... | 78 |
| 5.2 日本における資本注入政策の推移..... | 80 |
| 5.2.1 平成金融危機と資本注入政策..... | 80 |
| 5.2.2 リーマン・ショックと資本注入政策..... | 83 |
| 5.3 先行研究..... | 84 |
| 5.4 理論的枠組みと本章の仮説..... | 86 |
| 5.5 推計モデルとデータ..... | 90 |
| 5.5.1 推計モデル..... | 90 |
| 5.5.2 データ..... | 94 |
| 5.5.3 記述統計量..... | 95 |
| 5.6 推計結果..... | 102 |
| 5.6.1 平成金融危機対応..... | 102 |
| 5.6.2 リーマン・ショック対応..... | 107 |
| 5.7 小括..... | 110 |
| 第 6 章 結論..... | 112 |
| 【参考文献】..... | 115 |

第1章 問題意識と本論文の目的

“もし人間が天使のような存在ならば、そもそも政府は必要ないだろう。もし天使が人間を統治するならば、政府に対する外部からの統制も内部からの統制も必要とされないだろう。”

——ジェームズ・マディソン「ザ・フェデラリスト」第51篇より

金融経済学の学徒としてこのマディソンの一節を読むと、最初の文章は「市場の失敗」を、次の文章は「政府の失敗」を表現しているように読める。金融市場には「市場の失敗」もあり「政府の失敗」もある。しかし金融市場と政府の関わりが強さを考えると、「政府の失敗」にもっと目を向けるべきではないか。これが本論文の問題意識の基調を成している。

金融市場に対する政府の広範な関与は世界に普遍的である。米国においても、規制当局が市場や金融機関に介入するだけでなく、ファニーメイやフレディマックといった政府系住宅金融機関（GSE）は住宅ローン市場において大きな役割を担っており、中小企業庁（SBA）は中小企業に対して直接貸出や信用保証を供与している。一国の主要な金融活動を政府が直接担う国も少なくない。Barth et al.(2006)によれば、所有構造によって銀行を「国有銀行」「外資系銀行」「私有銀行」「外資と私有の折半銀行」に区別すると、一国の銀行資産の60%以上を保有する主要な銀行が「国有銀行」である国は9か国、「外資系銀行」である国は46か国、「私有銀行」である国は50か国、「折半銀行」である国は33か国となっている。

政府は多様な形で金融市場に関与している。まず、政府は市場参加者が守るべきルールや基準を定める「ルール・メーカー」として市場に関与する。次に、政府は定めたルールが守られているかを検査・監督し、違反者を処罰する「ジャッジ」として市場に関与する。また、政府はリレーションシップ・バンキングを銀行に薦めたり、「貯蓄から投資へ」と個人投資家を啓蒙したりする「コーチ」の役割も演じている。さらに、政府は巨額の年金資金を運用する政府系機関投資家や広範な民間企業に資金を提供する政府系金融機関のオーナーとして市場での「プレイヤー」としても活動している。

ルール・メーカー兼ジャッジ兼コーチ兼プレイヤーという政府の1人4役は、その時々が必要に応じて順次役割が付け加えられてきた結果であり、時代が下るにつれて役割は多様になり関与の量も増えてきたものと思われる。その一方で、政府のプレゼンスの大きさは折に触れて問題視され、役割の整理・縮小が検討されてきた。マディソンの言葉で言えば「政府に対する外部からの統制や内部からの統制」が行われてきた。

例えば、日本におけるプレイヤーとしての政府の活動は、小泉内閣時代の政府系金融機関改革によって縮小ないし撤退を余儀なくされた。撤退事例の典型は住宅金融公庫である。住宅金融公庫は2000年代初めには日本の住宅ローン残高の約4割のシェアを占めていたが、

2007年に住宅金融支援機構に改組されて直接融資から撤退した。だが撤退によって市場が縮小することは無く、民間銀行の個人向け貸出が安定的に増加して市場は引き続き拡大した¹。日本の住宅ローン市場は、プレイヤーとしての政府が撤退しても民間で賄うことができたのである。

また、日本の民間銀行の地方公共団体向け融資は、1990年代末には約9兆円であったが、2013年3月には約25兆円にまで増加した。これは2007年に政府が定めた「公的資金補償金免除繰上償還制度」が影響していると言われる²。この制度に基づき、地公体は、大蔵省資金運用部や公営企業金融公庫といった政府系融資部門からの借入金のうち5%以上の金利適用分について徹底した行革等を条件に補償金無しに繰り上げ返済できることになった。この約6.1兆円が民間銀行の貸出に振り替わり、その後の増勢につながった。これも政府の直接貸出（プレイヤーとしての市場への関与）からの撤退を民間が補った事例である。

住宅ローンや地方公共団体向け融資に見られるように、政府が直接融資から撤退しても民間がこれをカバーし得たということは、それまでの政府の貸出は政府でなければできない性質のもではなかったことの傍証である。プレイヤーとしての政府のプレゼンスは過剰になりやすいと思われる³。

コーチとしての政府の役割にも問題が発生することがある。典型的なコーチとしての失敗事例は、小泉内閣の竹中平蔵金融担当大臣がリレーシヨシップ・バンキングの手法の一つとして推奨した「スコアリング・モデル貸出」である。スコアリング・モデル貸出とは、主に未取引の中小企業から提出された財務諸表データをコンピュータで自動審査して無担保貸出をするというものである。中小企業向け融資の「効率化」に資するとして当時の金融庁が推奨したが、その大部分が「逆選択」のために貸し倒れとなり、これを特に強く推進した日本振興銀行は後に破綻した⁴。そもそもスコアリング・モデル貸出はリレーシヨシップ貸出ではなく典型的なトランザクション貸出であり、当時の金融庁に貸出技術についての民間に対する情報優位は存在しなかったのである。情報優位の欠如したコーチングは無責任で危険である。

ルール・メーカーないしジャッジとしての政府についても、近年の市場に対する規制強化の効能には疑問符が投げかけられることが多いように思われる。当面の世界市場にとって大きな課題であるグローバル金融危機後の規制強化については、バーゼルⅢの枠組みはできたものの、その導入は各国の自主判断に委ねられている。その場合、特に問題なのが米国である。米国政府の対応は「大恐慌直後に巨大銀行が解体されたのと比べると、今回の危機対応は驚くほど手ぬるい。巨大銀行はむしろ危機でさらに巨大化し、その影響力は強まりこそすれ弱まってはいない」のであり、「過去20年ほどの間に、ウォール街出身の

¹ 鹿野嘉昭「アベノミクスと銀行① 企業融資、低迷脱せず」、『日本経済新聞』経済教室2014年2月11日による。

² 同上

³ 市場の資源配分に影響を与えるプレイヤーとしての政府の活動が過剰になる理由は第2章で理論的に検討する。

⁴ 『日本経済新聞』2014年1月10日

財務長官がふたりも生まれている事実が示すように、ウォール街によるワシントン支配は着実に進んでいる。」⁵ 米国における政府と金融機関の関係は、金融機関による政府の「capture (抱き込み)」や両者の「collusion (結託)」を生じやすい状況にある。規制強化が実効性を持ち得るのか、疑問に感じざるを得ないのである。

また、四半期決算、SOX、IFIRS といった上場企業に対する会計上の規制強化や統合化については、その費用対効果が十分に検証されていないように思われる。会計上の規制への対応費用は企業にとって固定費的性質が強いため中小企業ほど負担が大きく、新規上場への逆インセンティブになると共に MBO などによる非上場化のインセンティブになることも社会的機会費用として考慮に入れられなければならない。

金融市場における政府の関与については、単に役割が多いことやプレゼンスが大きいことだけが問題ではない。役割や政策の間に不整合が見られたり、実質的な「マッチポンプ」が行われたりしていることも問題である。例えば、先ほどのスコアリング・モデル貸出においては、自らのコーチングに従った金融機関の不良債権増大や自己資本不足に対してジャッジとしての当局は厳しい措置を下せるのかという役割間の相克問題が存在する。また、池尾(1998)は、日本の政府系金融機関の「対抗力効果」について、次のように批判している。

「対抗力効果」とは、「民間金融機関が非競争的・寡占的状況にある中で政府系金融機関が対抗力になることで競争を強める」ことであり、「不完全競争」という「市場の失敗」を補う効果を持つとして政府系金融機関の活動を正当化する主張である。しかし、そもそも政府が「護送船団行政」によって民間の競争的環境整備という本来の関与を怠ってきたことが民間の寡占的状況の原因である。民間に競争制限的な規制を加えながら公的金融機関を対抗力として機能させるというのは、「政策の不整合」ないし「マッチポンプ」である。池尾(1998)はさらに、このマッチポンプは、「民間による政府の capture (抱き込み)」と「政府系金融機関への天下り先の維持拡大という私的利益の追求」が同時に生じているのではないかとの疑念を呼び起こす、と述べている。

政策間の不整合の別の例としては、90年代末から2000年代初頭にかけての平成金融危機に際して、自己資本比率規制の導入や資産査定強化といった金融機関の財務健全化政策と中小企業向け貸出増加の強い指導(コーチング)が同時に行われたことも挙げられる。自己資本の質・量の充実や資産査定厳格化を求めながら、マクロ経済環境が思わしくなく不良債権増大に直結する中小企業向け貸出を増やせと強く求めるのは、明らかに不整合である。もし中小企業金融の円滑を優先するのであれば、グローバル金融危機の際に日本を含む主要国が行ったように資産査定規制は緩和すべきであり、もし金融機関の財務健全化を優先するのであれば、中小企業の倒産増加は覚悟の上でセーフティネット(失業対策や転職支援)を拡充する方法を採るべきだったであろう⁶。

本論文の目的は、こうした政府の金融市場への関与のうちで、特に銀行貸出市場への関

⁵ 「 」の引用は、櫻川昌哉「リーマンショックから5年(中) 米国に金融危機の芽残る」、『日本経済新聞』2013年9月12日の「経済教室」より

⁶ 平成金融危機時の財務健全化と貸出増加の政策不整合については、第5章で改めて取り上げる。

与に焦点を当てたうえで、主に金融危機への対応策として採られた三つの政策・制度について、その効果をデータに基づき検証することである。貸出市場を対象とする理由は、貸出市場が中小企業の主要な資金調達場であり、中小企業金融の分野は、保護的政策から創業支援まで、とりわけ政府の関与が大きいためである。また主に金融危機対応策を取り上げるのは、危機対応という大義名分のもとで時間稼ぎ的、対処療法的な政策が採られやすく、長期的に見て市場に望ましくない効果を残しがちであると考えられ、政策や制度の効果について実証結果の蓄積を図る意味が大きいと考えられるためである。

検証の対象は、(1) 2009年12月から2013年3月まで実施された「中小企業金融円滑化法」、(2) 信用保証協会による公的信用保証制度、(3) 平成金融危機時とリーマン・ショック時に行われた銀行への資本注入政策である。このうち、(1)と(3)は金融危機への対応策そのものであり、(2)は恒久的制度ではあるが特に金融危機時に制度が拡張された経緯があり、いずれも金融危機対応策として政府が銀行貸出市場に関与したことが共通している。また、(1)は「政治主導」による政府の強い介入、(2)は日本において突出したプレゼンスを有する制度、(3)は銀行に財務健全化と貸出増加を同時に求める「二重目標」の矛盾、といったように、それぞれが政治的背景に基づく様々な問題を指摘されながら、これまでその効果が十分に検証されてこなかったことも共通している。

もちろん、導入の経緯、プレゼンスの大きさ、政策目標の立て方に問題があったとしても、これらの政府の関与に効果が無いとは必ずしも言えない。本論文の目的は、これらの政策や制度が所期の効果を挙げたかどうかを実証的に明らかにすることにある。そのことによって、印象論的な政策批判にとどまることなく、具体的にこれら政策関与の何が問題だったのかをより明らかにすることができる。本論文は、三つの典型的な貸出市場に対する政策関与についてフォーマルな形での実証を試みることによって、今後の政府の銀行貸出市場への関与について、どのような形なら望ましく、どのような形なら望ましくないのかを考えるための知見の蓄積に貢献することを目的としている。

本論文の構成は以下の通りである。

第2章では、政府の金融市場への関与について、「市場の失敗」と「政府の失敗」をキーワードとして理論的な整理を行う。

第3章は「中小企業金融円滑化法」(以下「円滑化法」と略称する)の効果についての検証である。第3章の第1節で問題意識を整理し、第2節では、円滑化法施行前後の日本経済への二つの外生ショックと政府の対応を概観し、続く第3節でそれら危機対応政策との対比で円滑化法の性格を明らかにする。第4節では、危機対応としての円滑化法や関連する分野についての先行研究をレビューし、第5節でそれらを踏まえ円滑化法の影響についての四つの仮説を提示する。第6節、第7節で実証に用いたデータおよび記述統計量について記した後、第8節、第9節において推計モデルおよび推計結果を報告する。第10節では円滑化法についての検証の結論をまとめる。

第4章は公的信用保証制度の効果の検証である。第4章の第1節で問題意識を明確化し、第2節では他国との比較で日本の公的信用保証の特徴を概観する。第3節で先行研究をレビューして論点を明らかにし、第4節でそれらを踏まえて検証すべき三つの基本仮説と三つの派生仮説を提示する。第5節は仮説の推計方法とデータについて述べ、第6節で推計結果を示す。第7節は公的信用保証制度についての実証の結論を述べる。

第5章は資本注入政策の効果についての検証である。第5章の第1節で問題意識を整理し、第2節では日本の資本注入政策の経緯を概観する。第3節では、先行研究をレビューし、第4節でそれらを踏まえた三つの仮説を提示する。第5節では推計モデルと実証に用いたデータについて述べ、第6節で推計結果を報告する。第7節では資本注入政策の効果の実証結果について結論を述べる。

三つの実証結果を示した後、第6章で本論文全体の結論を述べる。

本論文の実証結果の概要をあらかじめ述べておきたい。

まず円滑化法については、(1)円滑化法利用により金融機関が中小企業向け貸出を増やしているとの証拠は無く、むしろ条件変更や信用保証の付かない「プロパー貸出」を減らす傾向が観察された。(2)円滑化法利用によって中小企業の倒産は一時的に改善される効果が見られたが、その効果は一時的であり、時間と共にむしろ逆効果になっていた可能性が示された。(3)円滑化法をより多く利用している金融機関ほど不良債権が多いかどうかについては、当座の影響は不明ながら、2期後には不良債権を増やすことが明らかになった。この結果は、倒産抑制効果が一時的であり、非効率企業温存が却って時間と共に倒産を増やしたとの結果と整合的である。これらの結果の背景には、(i)リスケジュール等貸出契約の不利益変更に応じざるを得なかったため、既存貸出資産が劣化した金融機関が貸出姿勢を消極化させた、(ii)安易なリスケジュールが存続不可能企業の温存を助長し、本来生き延びるべき企業の資金繰りや売上がかえって圧迫された、といった可能性があると考えられる。

次に公的信用保証制度については、(1)公的信用保証がプロパー貸出に対して補完的効果を持つとは言えず、むしろ代替的である可能性もある。したがって、公的信用保証は金融機関の情報生産を怠らせたり、旧債振替のようなモラル・ハザードを生んでいる可能性がある。(2)公的信用保証はプロパー貸出と補完的であるとは言えないものの、金融機関のリレーションシップ・バンキング機能やメインバンク機能を増進することによって、貸出を増やす効果を持ち得る。(3)公的信用保証は倒産を抑制する可能性があるが、新規開業を促進する効果があるかどうかは明らかではない。しかしいずれも特に金融危機時にはその効果が大きくなる可能性がある。しかし一定規模を超えて利用されると公的信用保証はむしろ限界的に倒産を増やし新規開業を減らす逆効果に転ずる。これらの結果の背景には、日本で設けられた条件の緩い公的信用保証は、貸し手や借り手のモラル・ハザードを通じて利用が増え、存続不可能な企業にまで行き渡った結果、そうした非効率企業の存在

が地域経済の非効率を生じさせ、倒産を増やし新規開業を阻害している可能性が考えられる。

最後に資本注入政策については、（１）「信用コスト上昇時の貸出削減」は平成金融危機とリーマン・ショックの両危機期に共通した銀行の行動パターンであり、「情報の経済学」が想定しているように銀行は行動していたこと、（２）両危機期において、公的資本注入が多い銀行ほど、信用コストが増加しても貸出を増やすという非合理的行動をとっている可能性が示唆され、資本注入政策における貸出増加目標と財務健全化目標の二重目標は両立しない可能性が高いことが示された。

第2章 政府の金融市場への関与についての理論的整理

2.1 金融市場における「市場の失敗」と政府の関与

厚生経済学の第一命題は、「理想的に機能する市場経済は、競争均衡においてパレート効率的な最適資源配分を実現する」である。多数の企業、多数の消費者によって構成される社会において、多数の財やサービスが生産され取引される経済について、この命題は一般的に成り立ち、金融市場にも適用される。しかし市場経済がよく機能してもなお、独占や外部経済などがある場合には、市場は最適資源配分に失敗する。この「市場の失敗」を是正するために政府の関与が正当化される⁷。

池尾(1998)は、こうした厚生経済学の命題を背景に、一国の金融市場に対する政府の関与が正当性を持つ場合を、表2-1のように分類している。それによれば、政府は「a 市場の維持」と「b 市場の補完」のために金融市場に関与する。aは、「a-1 市場が機能するための制度的基盤の整備」と「a-2 競争政策」とに分けられ、bは「b-1 預金者・契約者・投資家保護と金融システムの安定性確保」と「b-2 資源配分に影響を与えること」に分けられる。以下、この分類を参照しつつ、金融市場に対する政府の関与が正当化される場合を理論的に明確にしておきたい。

表2-1 政府の金融市場への関与の分類

| |
|--------------------------------|
| a 市場の維持に関わる関与 |
| a-1 市場が機能するための制度的基盤の整備・保持 |
| a-2 競争政策 |
| b 市場の補完に関わる関与 |
| b-1 預金者・契約者・投資家保護と金融システムの安定性確保 |
| b-2 資源配分に影響を与えること |

(出所)池尾(1998)に基づき筆者作成

「a-1 市場が機能するための制度的基盤の整備」は政府の最も基本的な役割であり、金融市場が機能するためには、私的所有権の確立、会計ルールの導入、発行証券の品質基準の設定、不公正取引を防止する規制や情報開示を強制する規制の整備が特に重要である。LaPorta et al.(1998)は、個人の財産権と金融契約の遵守を重視する度合いは法的起源によって異なり、一国の会社法または商法の法的起源を「英米法」「大陸法」「社会主義法」に区分すると、「大陸法」の国々や「社会主義法」の国々は「英米法」の国々よりも私的財産への政府の介入度合いが大きく、それが「銀行業の発展」に対して負の影響を及ぼしたことを示している。金融市場の発展は政府の制度的基盤整備に依拠しており、制度的基盤の

⁷ 厚生経済学の第一命題については、林(2005)を参照した。

性質によって発展の仕方も影響を受けるのである⁸。

「a-2 競争政策」は、新規参入の促進と独占的な行為の排除である。厚生経済学の第一命題のとおり、市場が社会に望ましい成果をもたらすのは市場が競争的な場合のみである。独占は「市場の失敗」であり、政府は新規参入を促進するような制度基盤を整備しなければならない。また、不当な取引制限などの独占的な行為を規制することも政府の役割として容認される。さらに、不当な手段ではなく画期的な金融技術の開発等によって結果的に市場における独占的な地位を獲得した場合にも企業分割命令などの独占排除が行われることがあり得る。

しかし、金融業の中でも銀行業については、競争促進政策が常に是とされるわけではない。銀行業はほとんどの国で免許事業とされ、参入規制がかけられたり「護送船団方式」の行政が行われることも多い。銀行業の寡占性については、これを容認する研究も以下のように相当数見られることには注意を要する。第一は、銀行業の参入規制が金融システムの安定をもたらすとの議論である。Hellmann et al.(2002)は、貸出金利競争はリスクに見合った適正利益をもたらさず、金融システムを不安定にすると主張している。Keeley(1990)や Caprio and Summers(1996)は、参入規制は銀行のフランチャイズ・ヴァリューを増加させ将来利益を高めることが期待できることから、銀行に慎重な行動をとらせる効果があるとしている。第二は、銀行競争がリレーションシップ・バンキングの効用に与える負の影響を考慮する立場である。Boot and Thakor(2000)や Hauswald and Marquez(2006)は、競争が激しくなると貸出先を競合者に奪われる可能性が高くなり貸出の収益性が悪化するため、リレーションシップ貸出のための努力（投資）が行われなくなるとする。第三は、銀行と貸出先企業との間の情報の非対称性ゆえ、銀行業にはもともと「自然独占」性があるとの議論である (Peterson and Rajan(1994), Diamond(1984)など)。

次に「b 市場の補完」には、「最終的な資金供給者と金融仲介機関との関係に係る関与」と「金融仲介機関と最終的な資金調達者との関係に係る関与」とがあり、前者が「b-1 預金者・契約者・投資家保護と金融システムの安定性確保」であり、後者が「b-2 資源配分に影響を与えること」である。

「b-1 預金者・契約者・投資家保護と金融システムの安定性確保」は、最終的な資金供給者と金融仲介機関との間に情報の非対称性が存在することに起因する「市場の失敗」を是正するために正当化される。例えば、預金者は銀行の財務内容を銀行以上には知り得ないため、客観的根拠が無くとも銀行の安全性について疑念を抱いて預金の払い戻しに走り、それが集中すれば銀行は金融仲介機能を中断せざるを得なくなり、最悪の場合には破綻に追い込まれる。この場合、銀行間の決済や資金貸借がネットワークを形成していることから、一つの銀行に対する取り付けが他の銀行に及ぶ伝染効果のためにたちまちシステムミ

⁸ もちろん金融市場の制度基盤は政府の法律のみによって成り立つのではなく、市場参加者の自主的な取引ルールの整備、つまり慣習による制度整備も重要であることは論を待たない。

ク・リスクを喚起する恐れがある。このように一つの銀行の問題が他行の信用に及ぼす影響が甚大になることは一種の外部効果であり、市場の失敗を成す。銀行が自発的に自分自身の健全性維持に努力したとしても金融システム全体の安定まで考慮はしないため、その努力水準は金融システム全体の安定のために払うべき社会的適正水準より低くなりがちである。このために政府が銀行に健全性規制を課し預金者保護の仕組みを用意することは正当化されるのである。こうした関係は預金者と銀行との間だけではなく、保険契約者と保険会社、投資家と金融商品取引業者との間にも存在する。

最後の「b-2 資源配分に影響を与えること」については、以上の「a-1 基盤整備」、「a-2 競争政策」、「b-1 最終的な資金供給者の保護と金融システム安定」と比べて、政府の関与の正当性はより限定的になったり条件付きになったりする。政府の関与が正当かどうかについて最も注意を払わなければならないのが「資源配分に影響を与える」ための関与である。

政府の資源配分への関与の可否を考えるに当たっては、金融仲介機能の意義に立ち返る必要がある。金融取引の社会的機能とは、資金の配分（貯蓄の投資への転換、小口資金の集約化）やリスクの移転・プールを通じて資源配分を最適化することである。金融取引がよく機能するために必要なことは、預金者など最終的な資金供給者から「委託されたモニター」(Diamond(1984))を金融仲介機関が的確に行うことである。すなわち、①資金調達者や投資プロジェクトの選別（事前のモニター）、②資金配分後の資金調達者の行動やプロジェクト進捗の監視（期中のモニター）、③プロジェクト成就後の契約の履行または不履行状態の処理（事後のモニター）である。こうした金融仲介機能の社会的意義を踏まえると、金融取引がよく機能しない原因（市場の失敗）と市場の失敗を是正するための政府の関与が正当化される場合は以下のように四つに整理される。

第一に、事前モニター段階での資金調達者と資金の出し手との間の「情報の非対称性」に起因する信用割当の発生（Stiglitz and Weiss(1981)）に対しては、民間から資金調達できている企業と同程度のリスクにもかかわらず資金供給を受けられない企業に政府が民間と同条件で信用供与して信用割当を緩和することは正当化し得る。戦後日本の資金需要超過期における政府系金融機関の「量的補完」はこれに当たると考えられる。

第二に、事前モニター段階で排除される「外部性」を持つプロジェクトの存在（投資プロジェクトによる利益が広く社会に拡散しプロジェクト主体の利益が費用を下回ること）に対しては、外部効果による社会的利益とプロジェクト主体の私的利益の乖離を補助金または減税措置で埋めることは正当化される。ただしこの場合、例えば太陽光発電の事業者に対して予算措置による一律の補助金交付や減税措置を行うのではなく、個別のプロジェクトの利益と費用についての査定、つまり期中、事後のモニタリングとセットで実施されることが望ましい。その場合は、民間の貸出に利子補給する方法と政府自身が低利融資を行う方法とがあり得るが、どちらを選択すべきかは、民間と政府のモニタリング能力やモラル・ハザードの可能性の比較による。

第三に、金融仲介機関が資金調達者に対して自然独占的に有するモニタリング機能が貸

し手有利の「不完全競争」を生じさせている場合（hold-up 問題）については、通常の独占排他的政策では対応できない。なぜならば、資金調達者についての情報を持たない第三者の参入では解決しないし、情報共有を強制すれば情報生産による利益が期待できず参入者はいなくなるからである。この場合、政府が代替的な資金調達手段を提供することで、借り手の交渉力を高めることは可能である。ただしこの場合の代替手段の条件は、借り手が搾取された場合より優遇的だが搾取の無い場合より有利にならない水準であるべきである。もし条件が借り手に有利になり過ぎれば、政府が民間の取引機会を奪うことになる。

第四に、プロジェクトの規模が巨大であったり期間が超長期に亘るなどリスクが高すぎて「市場の欠落」がある場合には、政府のリスク負担力に優位性があることから、政府による直接の投融资や民間への信用保証の供与は正当化される。この場合、最終的にリスクを納税者に転嫁できることによる過剰なリスク負担というモラル・ハザード（政府の失敗）が生じやすいことに注意を要する。

2.2 金融市場における「政府の失敗」

金融市場における「市場の失敗」は政府の関与によって是正される可能性があるものの、政府にも様々な制約があり、市場の失敗をかえって悪化させたり、市場の失敗は是正したもののそれを上回る社会的費用を発生させてしまうこともある。これが「政府の失敗」である。政府の金融市場への関与が正当化されるためには、政府の失敗が市場の失敗を下回らなければならない。次に、政府の失敗の可能性について、池尾(1998)を参照しつつ、検討しておきたい（金融市場を巡る「市場の失敗」と「政府の失敗」をまとめたのが表 2-2 である）。

表 2-2 金融市場における「市場の失敗」と「政府の失敗」

| 市場の失敗 | 政府の失敗 |
|---------|-------------|
| 情報の非対称性 | 情報の制約 |
| 外部性 | インセンティブの制約 |
| 不完全競争 | (私的利益追求) |
| 市場の欠落 | (抱き込みと結託) |
| | (予算制約のソフト化) |

(出所)池尾(1998)に基づき筆者作成

第一に留意すべきは、政府の「情報制約」である。すなわち、政府といえども民間と比べて情報生産能力において優位であるとは限らない。例えば、「b-2 資源配分に影響を与えること」のうちの「情報の非対称性」に起因する信用割当緩和のための貸出市場における量的補完について、「同程度のリスクにもかかわらず民間から資金供給を受けられない企業」

を政府が正しく抽出できる保証は無く、過大な量的補完になり「市場の失敗による過小投資」という非効率性が「政府の失敗による過大投資」という非効率性に代わられるだけになるかも知れない。また、「外部性」に起因する過小投資是正のための補助金について、「外部効果による社会的利益とプロジェクト主体の私的利益の乖離」を政府が正確に見積もることができる保証は無く、やはり「市場の失敗による過小投資」という非効率性が「政府の失敗による過大投資」という非効率性に代わられるだけかも知れない。

第二に、政府にも「インセンティブの制約」が存在する。すなわち、公益追求のためのインセンティブの不完全性である。しかも **Tirole(1994)**も述べているように、政府の「目標」は数量化しにくく、かつ、業績比較の対象も存在しないことが多いため、ボーナスやストックオプションなど「成果主義」のインセンティブを導入しにくく、コスト意識の欠如といったX非効率性が民間よりも大きくなりがちである。「インセンティブの制約」は三つの形で発現する。第一は、政府組織（の一部）が私的利益のために政府の金融活動を利用する可能性である。例えば選挙対策のための特定地域や特定産業部門に対する金融支援が挙げられる。第二は、政府の補助金や低利融資等に対する民間の **rent-seeking** 活動に **capture**（抱き込み）されたり **collusion**（結託）を生じる可能性である。例えば天下り機会の提供と引き換えの検査・監督の緩和が挙げられる。第三は、緩い予算制約 (**soft budget constraint**) の可能性である。

2.3 円滑化法、公的信用保証制度、資本注入政策の位置づけ

本節では、以上の理論的考察の応用問題として、次章以下で取り上げる実証対象について政府の関与の正当性を検討しておきたい。

2.3.1 円滑化法

円滑化法の趣旨は、リーマン・ショックの影響による中小企業の資金繰り悪化の緩和のために、借入金のリスケジュールなどの条件変更により銀行が応じる努力義務を課す、というものである。中小企業金融市場における貸出条件に政府が影響を及ぼそうとするものであり、政府の関与についての分類では「**b-2** 資源配分に影響を与える」関与に該当すると考えられる。こうした介入が正当化される理由としては次のような説明が考えられる。リーマン・ショックのような金融危機時には借り手に関する情報が市場で見失われ、金融機関の財務状態も悪化するため、信用割当が拡大する恐れがあり（市場の失敗）、政府が返済繰り延べを促すことで中小企業の資金繰りを緩和し企業業績を立て直しが図られれば信用割当を緩和する効果が期待できる。

では円滑化法はいかなる「政府の失敗」の可能性があるだろうか。円滑化法が政府の関与として正当であるためには、中小企業の資金繰り難の原因が信用割当（金融要因）にあるのか、売り上げ減（営業要因）にあるのかについての正しい把握（情報優位）が必要で

ある。もし後者に原因があるであれば、円滑化法よりもマクロ的な景気浮揚策の方が重要である。さらに返済繰り延べに応じることが最終的に銀行貸出を増やす効果につながるのかについて正しい分析（情報優位）も必要である。「条件変更による一時的な資金繰り緩和→企業業績の立て直し→情報の非対称性の緩和→信用割当の緩和→貸出の増加」というロジックが本当に成り立つのか、既存貸出の返済繰り延べはかえって銀行の貸出態度を消極的にするとロジックを反駁できるだけの正しい分析力が政府にあるかどうか問題である。もし政府に情報制約があつて、以上の二点について正しい状況判断ができていないのであれば、円滑化法は効果に乏しく、かえって貸出を減らすような非効率（政府の失敗）を生じる可能性がある。

さらに政策立案者にインセンティブの制約があつた可能性も否定できない。当時の金融担当大臣であつた亀井静香氏が、効果を吟味することなく、来る参議院議員選挙に備えて選挙対策のための中小企業向け金融支援を強引に主導したとの見方は否定しにくい。なぜなら亀井氏をはじめ彼が党首を務めていた国民新党の議員の多くが中小企業者や業界団体を支持基盤にしていたからである。円滑化法は政策立案者が私的利益のために政府の市場への関与を主導したとの疑念は拭いきれない⁹。

2.3.2 公的信用保証制度

各地域の信用保証協会を主体として供与されている公的信用保証は、保証を通じて「b-2 資源配分に影響を与える」関与であると考えられる。公的信用保証は様々な目的のために用いられている。是正すべき「市場の失敗」も、金融危機時の「情報の非対称性」に起因する信用割当である場合もあり、画期的技術の開発プロジェクトではあるが「外部性」のために市場で資金調達しにくい場合もあり、民間がリスクテイクできない「市場の欠落」である場合もあり得る。

公的信用保証に「政府の失敗」が発生する原因には、緩い予算制約、情報制約、インセンティブ制約のいずれもあり得る。まず緩い予算制約については、日本の公的信用保証は100%保証が認められるなど条件が他国と比べ各段に緩いことが従前から指摘されており、制度設計が過大な保証供与による過大投資（政府の失敗）を生む原因になっている可能性が考えられる。

次に情報制約については、信用保証の供与者は本来、民間のプロパー貸出では対応できない案件について真に正味現在価値が正であるかどうかを判断できなければならない。判断が厳しすぎれば過小な投資を、判断が緩すぎれば過大な投資を生むことになる。各信用保証協会には民間金融機関を上回る情報生産の優位性が無ければならない。もし各信用保証協会に情報制約があり、民間以下の情報生産力しか無ければ、効率的な資源配分を実現することはできない。

さらに、公的信用保証制度には当事者のインセンティブ制約があるのではないかとの疑

⁹ 亀井大臣のインセンティブ制約については、近藤隆則(2012)も参照されたい。

念もかねてから指摘されている。銀行から見れば公的信用保証は貸出が焦げ付いた場合にも確実に回収できる「最良の担保」であり、信用保証の運用が甘いと銀行がプロパー貸出を意図的に保証付きに振り替えるようなモラル・ハザードの温床となる恐れがある。一方、地方自治体職員の天下り先でもある信用保証協会には組織存続という私的利益の誘因が付きまとう。自らの情報生産を怠りながら最良担保として財政から rent を得て利益を上げようとする金融機関と自らの組織存続という私的利益を図る信用保証協会の結託 (collusion) によって、公的信用保証制度は過大な保証を市場に供給し、過大投資や存続不可能企業の温存といった非効率を生み出している可能性 (政府の失敗) がある。「信用補完をする必要のない層に保証を行うという発想は、政府系金融機関が彼らの貸出対象と思えないような信用度の高い企業に対して低利で貸出を実行する組織防衛の構図と完全に合致する」¹⁰との指摘に反証が示されなければならないだろう。

2.3.3 資本注入政策

「市場の失敗」を是正するための政府の関与が正当化される理由のうち、「b-1 金融システムの安定性確保」については、事前の関与として、政府が自己資本比率規制などの健全性規制を銀行に課したり、預金保険の仕組みを用意することが行われている。また、システミックな危機が発生した場合には、これを制御するために「中央銀行の最後の貸し手機能」が発動され、「公的資金注入による銀行の資本増強」が行われる。したがって、本論文が取り上げる資本注入政策は、本来、金融システム安定を回復するための事後的な手段と位置づけられる。

しかし平成金融危機期においても、リーマン・ショック期においても、日本で資本注入が行われた際には、資本注入の目的として、金融システムの安定と同時に貸出の増加 (特に中小企業向け貸出の増加) が掲げられた。資本注入して銀行の財務健全化を図ることと、マクロ経済が不調にもかかわらず不良債権増加の原因となるような中小企業向け貸出の増加を同時に銀行に求めることは整合的とは言えないであろう。これは政策当局に情報制約があることを示しており、正しい政策判断が行われていない可能性を否定できない。

さらに、リーマン・ショック期については、財務的な健全性が損なわれていない地銀に対しても「中小企業金融の円滑化」を大義名分に資本注入が行われた。政府の介入理由が「b-1 金融システムの安定性確保」から「b-2 資源配分に影響を与えること」へと変容しており、政府の介入理由の分類からは逸脱している。この場合、円滑化法と同様に、政策立案者 (政治家) にインセンティブの制約があった可能性も否定できない。「貸し渋り対策」といった名目で中小企業向け貸出を促進する政策メニューを取り揃えることが選挙対策となるのは、民主党政権であっても自民党政権であっても変わりはないからである。

¹⁰ 多胡 (2007), 186 頁

2.3.4 理論検証の必要性

以上のように円滑化法，公的信用保証制度，資本注入政策について整理すると，理論的にはこれらの政府の貸出市場への関与によって「市場の失敗」が是正される可能性がある一方，「政府の失敗」によってかえって市場の失敗を助長したり別の社会的費用を発生させる可能性もあることが示された．そこで実証的にこれらの政府の関与が「市場の失敗」を是正して金融市場の機能改善に貢献したのか，それともむしろ「政府の失敗」による非効率をもたらしたのかを明らかにすることが必要である．次章以下では，円滑化法，公的信用保証制度，資本注入政策について，データに基づいた実証によってその効果を明らかにしてゆきたい．

第3章 「円滑化法」が中小企業金融に与える影響についての実証¹¹

3.1 はじめに

「円滑化法」¹²は、2009年9月の政権交代後、鳩山由紀夫民主党政権が最優先課題の一つとして取り組み、政権発足からわずか2ヶ月半で成立させた「中小企業等に対する金融の円滑化を図るために必要な臨時の措置を定める」（円滑化法第1条）法律である。時限法であったが2回延長され、2013年3月末を以て終了した。

リーマン・ショックから1年経過し主要国が危機対応策の終息（出口戦略）を模索するタイミングで制定され、金融機関に条件変更応諾の努力義務を課すという手法を中心に据えた円滑化法は、タイミングと手法が特異なものであったため、制定前から様々な議論を呼んできた。

確かに金融機関が返済繰り延べ等の条件変更を実行すれば、業績不振の中小企業の資金繰りが一時的に緩和され、その間に企業再生のための方策が実施され業績回復が図られれば、金融機関も中小企業の前向きな資金需要に対応して貸出行動を積極化し、「金融の円滑化」という法の目的が達成されるかも知れない。

しかし一方では、この制度は再生見込みのない企業の延命策となってむしろ日本経済に非効率をもたらすとか、条件変更が既往貸出の質の劣化をもたらすため金融機関は新規貸出を渋るようになるといった懸念が表明されていた。

3年3か月に亘って実施された円滑化法が日本の中小企業金融にどのような影響をもたらしたのか、今後の政府の金融への関わりのあり方を考えるうえでも客観的に検証すべきであると思われる。本章は、こうした問題意識から、主に銀行データを用いて円滑化法の影響の定量的な実証を試みた。筆者の知る限り、本章はこれら論点をフォーマルな形で検証する初めての試みである。具体的には、大手行、地銀（第二地銀を含む）、信用金庫の円滑化法施行後3決算期のパネル・データを用いて、円滑化法利用の程度が貸出量にどのような影響を及ぼしたか、円滑化法利用によって「中小企業の資金繰り、業況改善」効果や「金融機関のコンサルティング機能」発揮が見られたかどうか、さらに「円滑化法と金融機関の不良債権の関係」について実証する。

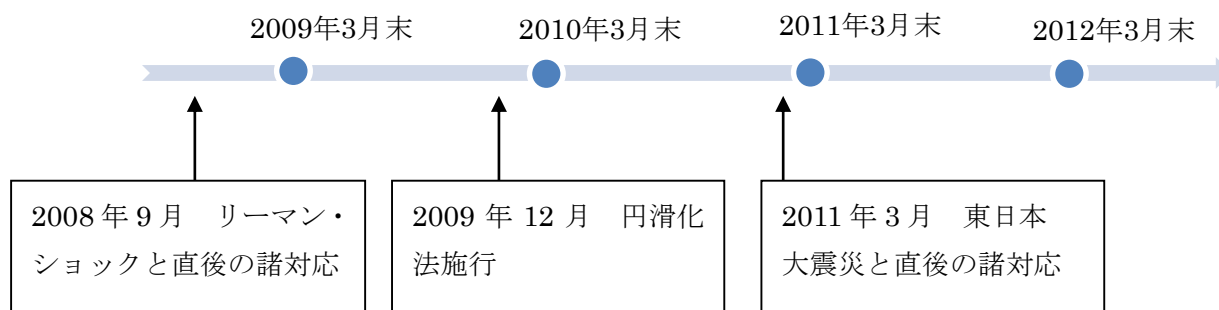
3.2 中小企業への外生ショックと政府の対応

円滑化法の性格や影響を考えるうえでは、その前後に日本経済を襲った二つの大きな外生ショックとそれに対する政府の諸対応との違いを明確にする必要がある。そこでまず、

¹¹ 本章は、日本金融学会の機関誌『金融経済研究』第36号(2014年4月刊行)に掲載された拙論文「「円滑化法」が中小企業金融に与える影響についての実証研究」に加筆・改定を施したものである。

¹² 正式名称は「中小企業者等に対する金融の円滑化を図るための臨時措置に関する法律(Act on Temporary Measures to Facilitate Financing for Small and Medium-Sized Enterprise)」

(図 3-1) 出来事の時系列



近年の外生ショックと政府の対応について概観する。外生ショックの一つ目は2008年9月のリーマン・ショックであり、もう一つは2011年3月の東日本大震災である(図3-1)。

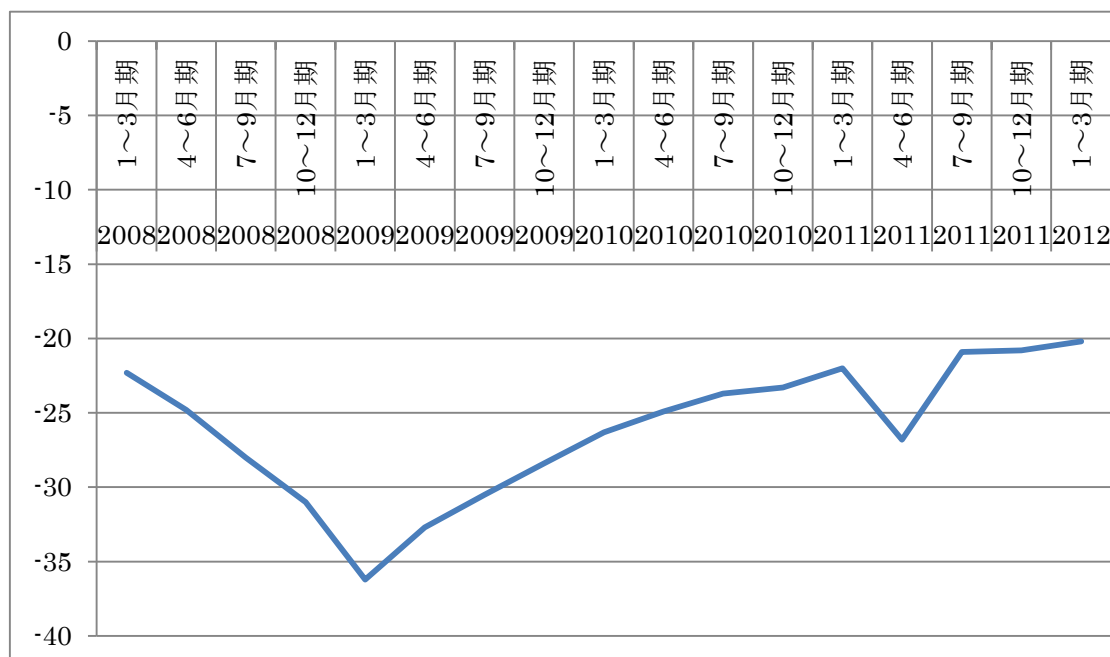
リーマン・ショックは世界的な資本市場の機能麻痺をもたらし、2008年12月の年末には、世界中の資本市場で資金調達していた数多くの日本の大企業もCPの借り換えができなくなるなど甚大な影響を受けた。中小企業の資金繰りは、サブプライム・ローン問題による世界的な金融不安の高まりの中で既に2007年後半から悪化を続け、2009年1~3月期には資金繰りDIがボトムをつけた(図3-2)。

リーマン・ショックに対して、麻生太郎政権発足直後の日本政府は、金融仲介機能の維持・強化のために次のような対策を実施した¹³。

- 信用保証協会による「緊急保証制度」：もともと業種限定だった制度を原則全業種の中小企業が利用できる「景気対応緊急保証制度」に衣替えし、保証枠も6兆円から36兆円に引き上げた。
- 政府系金融機関による「セーフティネット貸付」：社会的・経済的環境の変化の影響により一時的に売上高や利益が減少しているものの、中長期的には業況が回復することが見込まれる中小企業を対象にし、総額21兆円の枠を用意した。
- 資産査定緩和：不良債権に分類される「貸出条件緩和債権」に該当しないための要件を拡張する。具体的には、条件緩和した企業が策定する経営改善計画完了までの期間を「3年」から「5~10年」に延長した。
- 自己資本比率規制の緩和①：国際基準が適用されない金融機関については、保有有価証券の含み損を自己資本から控除しなくてよい扱いとした。
- 自己資本比率規制の緩和②：上記「緊急保証」にかかるリスクウェイトを10%から0%に変更した。
- 「金融機能強化法」の再開：中小企業等への金融仲介機能の発揮のために自己資本が

¹³ 佐藤(2010)および『中小企業白書』2010年版を参照した。

(図 3-2) 中小企業の資金繰り DI 推移 (前期比, 季節調整値)



(出所) 中小企業基盤整備機構「中小企業景況調査時系列データ編 (全国)」より筆者作成

不足すると判断した金融機関からの申請に基づき、市場での資本調達よりも金融機関にとって有利な条件で公的資金を注入できることとした。

こうしたリーマン・ショック直後の日本政府の対応は特殊なものではなく、主要国では同様の緊急避難的な規制緩和策や公的支援策が採られた¹⁴。

これら施策のうち、「緊急保証制度」の利用は、2008年末のピーク時には1日に2,700億円の保証承諾があったが、2009年半ばにはピークの三分の一程度に落ち着いた(『中小企業白書』2010年版)。資産査定緩和については、貸出条件緩和債権のうち不良債権に該当しない債権の金額を緩和実施の前後で比較すると、実施後の2009年4~6月期においては実施直前の2008年7~9月期と比較して21.7倍にもなっており、金融機関がそれまで不良債権だったものを正常債権に大規模に分類替えしたことが伺える。この資産査定基準の緩和の影響は非常に大きかったと言える(表3-1)。ただしこのデータは2009年10月以降については開示されておらず、その後の円滑化法施行後も金融機関が不良債権を正常債権に分類替えし続けたかどうかは定かではない。また、リーマン・ショック対応として金融機能強化法に基づいて公的資金を入れたのは延べ11金融機関である(預金保険機構ホームページによる)。

¹⁴ 主要国における対応については佐藤(2010)第4章第4節に紹介されている。

(表 3-1) リーマン・ショック直後の貸出条件緩和の状況

| | 条件緩和債権のうち不良債権に分類されなかった金額 () 内は条件緩和債権に占める割合 | | | |
|-------|--|--------------------|--------------------|--------------------|
| | 2008年7～9月 (措置前) | 2008年10～12月 | 2009年1～3月 | 2009年4～6月 |
| 主要行等 | 0億円 (0%) | 988億円 (44.1%) | 1,872億円 (54.8%) | 2,181億円 (65.8%) |
| 地域銀行 | 92億円 (1.3%) | 1,227億円 (17.9%) | 4,392億円 (42.8%) | 4,296億円 (48.0%) |
| 信金・信組 | 293億円 (10.1%) | 942億円 (23.9%) | 2,170億円 (46.8%) | 1,861億円 (41.7%) |
| 合計 | 385億円 (3.2%) | 3,157億円 (24.2%) | 8,434億円 (46.0%) | 8,339億円 (49.8%) |

(出所) 金融庁ホームページ『『中小企業向け融資の貸出条件緩和が円滑に行われるための措置』に基づく貸出条件の緩和状況について』より筆者が抜粋して作成

東日本大震災についても日本経済に与えた影響は小さくはなかったが、中小企業全体の資金繰り DI で見る限り、落ち込みは一時的であり、2011年7～9月期には元の回復軌道に復帰している(図 3-2)。この時も日本政府は、大震災によって被災した中小企業の事業立て直しのための「東日本大震災復興特別貸付」や被災した中小企業の資金繰り支援のための「東日本大震災復興緊急保証」等の措置を講じ、いわゆる二重ローン問題への対応も検討されている。また、金融機能強化法に基づき東日本大震災後に公的資金を入れたのは延べ16金融機関である(預金保険機構ホームページによる)。

3.3 円滑化法の性格

円滑化法は、前政権でのリーマン・ショック対応策をさらに拡充する以下のような内容から成る。

- 金融機関は、中小企業等から金利減免、返済期限繰延等の貸出条件変更の申し込みがあった場合、できるだけ応じるように努める。その実効性を確保するために、金融機関に体制整備、実施状況の当局への報告等の義務を課す(法第3条、第6～8条)。
- 公的金融を利用していない等の一定条件を満たす条件変更対象貸出を新たに信用保証協会の保証対象にする(法第11条)。
- 金融機関が返済繰延等の条件変更をしても、不良債権に分類される「貸出条件緩和債権」に該当しない要件を拡充する。具体的には、条件緩和した企業が経営再建計画を

策定していない場合でも、最長1年以内に計画を策定する見込みがあるときには「貸出条件緩和債権」に該当しない、とする（法第9条に基づく監督指針、金融検査マニュアルの変更）。

- 貸出条件の変更を行っている間に金融機関がコンサルティング機能（経営相談、事業再生等）を十分に発揮することを当局が監督する（2011年4月の監督指針変更など）。

リーマン・ショック直後や東日本大震災直後にとられた政府の対応と比較して、円滑化法には二つの特徴がある。

特徴の第一はタイミングである。リーマン・ショックや東日本大震災は日本経済にとって外生ショックであり、民間資金繰り危機への対応には負の外部性緩和策として政策タイミングに意味があった。しかし、リーマン・ショックから半年経て世界的に市場混乱が終息しつつあった2009年春以降は、前節で見たように中小企業の資金繰りDIは持ち直し、「緊急保証制度」の利用も減少していた。主要国が危機対応策の終息（出口戦略）を模索する2009年秋というタイミングになって、なぜ危機対応策の強化を新政権の最優先課題とするのか、円滑化法策定過程で十分な説明はされていない。亀井静香金融担当大臣の「政治信念」以上の説明はついに聞かれなかったのである¹⁵。

特徴の第二は方法である。リーマン・ショックや東日本大震災への対応策は、規制の緩和、信用保証制度の充実、金融機関への資本注入を用意し、さらに民間を補う政府系金融機関の融資制度が準備された。これは当時の主要国に見られたおおむね共通の手法である。それに対し円滑化法は、金融機関に条件変更の努力義務を課すことが主たる手段となっている。こうした制度は他国では見られない¹⁶。

金融機関は「できるだけ努力する」だけでいいといっても、当初亀井大臣は「モラトリアム」という強い表現をし、当時の大塚耕平副大臣も「いずれにしても後々検査に入るわけですから、その申込件数と実際に応諾した件数に基づいて、それなりの対応をしていただけるものだというふうには思っています」¹⁷と述べていた。したがって、後の検査対応も考えれば中小企業からの申し出に極力応諾しなければならないという強いプレッシャーが金融機関にかかったことは明らかであろう。

3.4 円滑化法の効果についての理論的枠組みと先行研究

円滑化法はその方法に前例がなく、「条件変更の努力義務」が銀行の貸出行動にどのような影響を与えるかについての理論的な知見は、筆者の知る限り、存在していない。円滑化

¹⁵ 円滑化法の策定過程については近藤隆則(2012)参照

¹⁶ OECD(2009)はこの時期の加盟23か国の中小企業セクターへの対応をまとめている。それによれば、公的信用保証または政府貸出プログラムの新設ないし拡大や銀行へのモニタリング強化は行われたが、リスケジュール等の指導は記載されていない。

¹⁷ 金融庁ホームページ中「活動について」の2009年10月30日大塚副大臣の記者会見記録より

法は、中小企業向け貸出市場における貸出条件に政府が直接的に影響を及ぼそうとするものであり、第2章の政府の関与についての分類では「b-2 資源配分に影響を与える」関与に該当する。こうした介入が正当化される理論的根拠としては次のような説明が考えられる。リーマン・ショックのような金融危機時には借り手に関する情報が市場で見失われ、金融機関の財務状態も悪化するため、中小企業にとって負の外部性のために資金調達が困難になる恐れがあり（市場の失敗）、政府が返済猶予等を促す介入を行うことで中小企業の資金繰りを緩和し、こうした「時間稼ぎ」を行うことによって企業業績の立て直しが図られれば、銀行が貸出を積極化する効果が期待でき、中小企業向け貸出市場が円滑化する。

金融庁自身、こうした理論的枠組みに依拠していたと思われ、円滑化法の効果について、以下のように述べている。

- A) 現在、中小企業者の業況や資金繰りは、改善しつつあるものの、引き続き厳しい状況にあります。こうした中、先行きの不透明感から、今後、貸付条件の変更等への需要は一定程度あると考えられます。一方で、貸付条件の変更等に際しては、金融規律も考慮し、実効性ある経営再建計画を策定・実行することが重要です。このため、同法を機に、金融機関が、貸付条件の変更等を行っている間に、コンサルティング機能を十分に発揮することで、借り手である中小企業者の経営改善が着実に図られ、中小企業者の返済能力の改善等につながる、という流れを定着させる必要があると考えられます。（2010年12月14日公表の「金融担当大臣談話－中小企業金融円滑化法の期限の延長等にあたって－」より）
- B) 貸付けの条件の変更等を行った債務者について、返済負担が軽減されている間に、真に経営改善、事業再生等が図られることが必要である。そのためには、何よりもまず、債務者自身が、自らの本質的な経営課題を正確かつ十分に認識し、当該経営課題に対して真正面から向き合った上で、経営改善、事業再生等に意欲を持って主体的に取り組んでいくことが重要である。同時に、金融機関においては、法に基づき債務者の返済負担を軽減するだけでなく、債務者のこうした自助努力を、経営再建計画の策定支援、貸付けの条件の変更等を行った後の継続的なモニタリング、経営相談、指導といったコンサルティング機能を発揮することにより最大限支援していくことが求められている。このような、債務者と金融機関双方の取組みが相乗効果を発揮することにより、債務者の経営改善、事業再生等が着実に図られるとともに、債務者の返済能力が改善し、将来の健全な資金需要が拡大していくことを通じ、金融機関の収益力や財務の健全性の向上も図られるという流れを定着させることが重要である。（2011年4月4日公表の「中小企業者等に対する金融の円滑化を図るための臨時措置に関する法律に基づく金融監督に関する指針（コンサルティング機能の発揮にあたり金融機関が果たすべき具体的な役割）」より）

これらの「大臣談話」や「監督指針」等を敷衍すると、金融庁は円滑化法の効果について次のように考えていると見てよいであろう。

“中小企業の要請に応じて金融機関が返済繰り延べ等の条件変更を実行すれば、業績不振の企業の資金繰りが緩和され、その間に金融機関がコンサルティング機能を発揮して企業再生のための方策が実施され企業業績の回復が図られれば、金融機関も中小企業の前向きな資金需要に対応して貸出行動を積極化し、「金融の円滑化」という法の目的が達成される。”

しかし銀行の貸出行動に対する誘因を考えると、一般的には、銀行の不利益になる契約変更を政府によって強く要請されることは、貸出行動を消極的にすると考えられる。例えば、櫻川・星（2009）は、円滑化法施行前から早くも、以下のような反対意見を投げかけていた。第一に、金融庁の強い指導のもとに返済猶予の条件変更が行われれば、金融機関は新規顧客開拓に慎重になり、新規融資が萎縮してしまう。第二に、中小企業の資金繰りを悪化させている原因は事業不振、収益低迷であり、貸し渋りではない。従って必要なのは政府の介入ではなく、収益性の高い新規企業の参入促進や金融機関の新規企業に対する適切な審査と融資行動である。第三に、金融機関との長期的付き合いを考えれば健全な企業はこの制度を使わない。制度を使うのは返済見込みのない企業ばかりで、制度の趣旨とは逆の効果（逆選択）を生じる。第四に、拡大された保証制度や資産査定緩和は、信用リスクと金利の関係を不明確にし、金融機関のリスク管理能力や収益性を弱体化させ、その結果「隠れ不良債権」が潜在的な国民負担になる。

以上のように、円滑化法が政府の正当な介入として銀行貸出を円滑化する効果を持つのか、貸出契約の不利益変更によって銀行貸出が却って萎縮するのか、理論的にはどちらの可能性もある。

円滑化法施行後の実証分析としては、近藤(2011)が2010年3月期の地域金融機関のデータ等を用いて、どのような属性の金融機関が円滑化法に基づく条件変更の実行率が高いかを推計している。その結果、信用保証協会の保証が付されていない貸出について、自己資本比率が国内基準4%など規制の下限に近く自己資本に余裕のない金融機関や不良債権比率の高い金融機関ほど実行率が低かった。すなわち、地域金融機関は自らの財務体力を考慮して円滑化法に対応していると結論している。金融機関は財務体質に応じて円滑化法に対応しているということであるから、この研究の含意としては、円滑化法は金融機関の貸出行動をそれほど消極化しないのではないかと、ということになると思われるが、この研究は円滑化法の中小企業向け貸出への効果には直接答えを与えていない。

家森(2012)は、2010年10～11月に実施した全国の中小企業へのアンケート調査をもとに、以下のように円滑化法の「運用の実態」や「企業への影響」を分析している。

- (ア) 円滑化法施行前後で条件変更を申し出た企業の割合(約10%)も金融機関の受諾率(約90%)も変化しておらず、同法はそれほど大きなインパクトを持たなかった(リーマン・ショックの影響で既に円滑化法施行前から条件変更が行われていた)。
- (イ) 円滑化法施行後、条件変更の申し出に対する金融機関の態度が変化したとの回答は約25%で、そのうち「担当者が再建の相談に乗ってくれた」が約52%あるものの、「新規融資に冷淡になった」も約30%あり、金融機関の対応は二極化している。

(ウ) 受諾を受けた企業が受けなかった企業より金融機関との面談頻度が高い傾向はみられなかった。円滑化法利用企業が全体として金融機関から積極的な支援を受けているかどうか疑問である。

(エ) 円滑化法施行前後で条件変更を申し出た「2期連続赤字企業」の割合は17%前後と大きな変化は無く、円滑化法が経営不振企業（ゾンビ企業）の延命を助長したとの批判は必ずしも当たらない。

(オ) 条件変更後に業績が回復した企業の割合は円滑化法利用企業の15%にとどまる。

家森の上記(エ)と異なり、星(2011)は、円滑化法の「逆選択」論ないし「再生不可能企業の延命助長」論を展開している。彼はリーマン・ショック直後から資産査定ルールが緩和され、円滑化法によってさらに緩和されたことを「監督緩和」と総称し、「監督緩和」しなければ不良債権に分類された債権が正常債権に組み替えられ、金融機関の不良債権が過小に計上されている（「隠れ不良債権」が存在している）と述べる。

3.5 円滑化法の影響についての仮説

以上の理論的枠組みと先行研究を踏まえると、円滑化法の効果について検証すべき論点は、以下のように、四つの仮説としてまとめることができる。

第一の論点は、法の目的である「金融の円滑化」が達成されたかどうか、である。前述のように、金融庁は、返済繰り延べ等で「時間稼ぎ」をしつつ中小企業の再生を図ることにより金融機関が貸出行動を積極化することを法の目的と位置づけている。しかし前述の櫻川・星（2009）も主張しているように、貸出契約の不利益変更を促す政府の介入は、銀行の貸出行動をむしろ消極化すると考えられ、現に、前述の家森(2012)の(イ)によれば、円滑化実施後の金融機関は必ずしも新規融資に積極的とは言えない。そこで本章では金融庁の考え方を仮説として立ててその可否を検証する。

仮説 I :円滑化法に基づく条件変更をより多く実行している金融機関ほど中小企業向け貸出が増加する。

第二の論点は、法が直接狙った効果、即ち、円滑化法には「時間稼ぎ」の効果があったのかどうか、である。言い替えれば、返済繰り延べ等によって中小企業の資金繰りや業況は改善したのかどうか、である。これについても家森(2012)の(オ)は、業績が回復したのは円滑化法利用企業の15%に過ぎないとしている。本章は、中小企業の資金繰りや業況を示す指標として、都道府県別の中小企業の倒産件数および都道府県別の中小企業の資金繰りDI、売上高DIを用い、円滑化法が倒産を抑制する等の効果（時間稼ぎの効果）を持っていたのかどうかを、次のように検証する。

仮説Ⅱ：円滑化法に基づく条件変更をより多く実行している金融機関の本店が所在する都道府県ほど、中小企業の倒産件数が少なく、資金繰り DI や売上高 DI が良好である。

第三の論点は、金融庁が貸出増加の前提としている「金融機関のコンサルティング機能発揮」が見られたかどうか、である。金融庁は返済繰り延べ等によって時間稼ぎを行ないつつ、金融機関がコンサルティング機能を発揮して企業再生を図ることを金融円滑化の前提としている。しかし家森(2012)の(ウ)によれば、円滑化法利用企業に対して銀行が特段積極的に助言等を行なっているとは言えない。そこで本章は、円滑化法が金融機関のコンサルティング機能を促進したかどうかを検証する。

仮説Ⅲ：円滑化法に基づく条件変更をより多く実行している金融機関ほど、中小企業へのコンサルティング機能を発揮する。

第四の論点は、円滑化法実施によって銀行の不良債権は増えたのか、またそれは「隠れ不良債権」として蓄積されたのか、である。家森(2012)の(エ)は、円滑化法が経営不振企業の延命を助長したとは言えないと結論付けている一方、星(2011)は、リーマン・ショック直後から円滑化法実施にかけて行なわれた資産査定ルールの緩和が再生不可能企業の延命を助長しており、ルール変更によって金融機関に「隠れ不良債権」が蓄積していると主張している。ここでは星(2011)の立論を仮説としてその可否を検証する。

仮説Ⅳ：円滑化法に基づく条件変更をより多く実行している金融機関ほど、不良債権が増大する。

3.6 データ

本章は、大手行 8 行、地銀 103 行、信金 257 庫の計 368 金融機関の 2009 年度（2010 年 3 月期）から 2011 年度（2012 年 3 月期）までの 3 期のデータを用いた。以下、変数の内容について説明する。

主な説明変数の「円滑化法に基づく条件変更累計額」は、信用保証の効果と区別し純粋に円滑化法の効果を見るために、信用保証協会の信用保証の付いていないものを用いた。データは、各金融機関ホームページに掲載されている円滑化法の法定開示情報から得た¹⁸。

その他の説明変数については以下のとおりである。自己資本比率のデータは日経 NEEDS Financial QUEST から得た。信用保証残高のデータについては、中小企業庁ホームページ

¹⁸ 各金融機関の円滑化法利用の程度を表す変数としては、法に基づいて開示された条件変更累計額または件数しか利用できず、条件変更残高といった被説明変数等と平仄の取れた変数が得られないことは本章の分析の限界の一つである。

に公開されている「金融機関別の保証債務残高」を用いた。ただし、このデータは2010年7月末以降の数値しか公開されていないため、本来必要な2010年3月末のデータは2010年7月末のもので代用した。金融機関の本店所在都道府県の一人当たり県民所得は内閣府ホームページから、商業地平均地価は国土交通省のホームページからそれぞれ採集し、推計に当たってはいずれも対数値を用いた。

仮説Ⅰの被説明変数である各期末「中小企業向け貸出」残高のデータは、日経 NEEDS Financial QUEST から得た。大手行と地銀については「中小企業等向け貸出」から「個人向けローン」を控除し、信金については「貸出金合計」から業種別貸出の「個人」と「地方公共団体」を控除することによって、それぞれ正味の中小企業向け貸出残高を抽出した。

被説明変数として、「中小企業向け貸出」に加えて「プロパー貸出」を用いた。「プロパー貸出」とは、中小企業向け貸出のうち、円滑化法による条件変更を実行せずかつ信用保証協会の保証も付していないものをいう。「中小企業向け貸出」に加えて「プロパー貸出」を用いるのは、円滑化法や信用保証に依存しない銀行本来の情報生産機能が発揮された「プロパー貸出」が多いかどうかを観察することによって、円滑化法の効果をより正確に判断できると考えられるためである。「プロパー貸出」の残高は、「中小企業向け貸出残高－信用保証付き貸出残高－信用保証対象外の条件変更貸出残高」によって得られる。信用保証対象外の条件変更貸出残高については、各金融機関が開示している条件変更額は「累計」であり、「残高」の正確な数値は直接得られない。ここでは帝国データバンクのアンケート調査結果を参考にして、各金融機関とも2010年3月期では条件変更「累計」と「残高」が等しく、2011年3月期では「累計×9割」、2012年3月期では「累計×7割」がそれぞれ条件変更「残高」であると推定した¹⁹。

仮説Ⅱの被説明変数のうち、中小企業の倒産件数については、『企業倒産調査年報』（企業共済協会）の都道府県別倒産件数を用いた。変数としては倒産件数を各都道府県の中小企業数で除して基準化した。分母の中小企業数データは、総務省『経済センサス』から採った。仮説Ⅱの被説明変数のうち、中小企業の資金繰りDIと売上高DIのデータ・ソースは、中小企業庁及び独立行政法人中小企業基盤整備機構が四半期毎に実施している「中小企業景況調査」である。この調査は、全国の中小企業約19,000社を対象に行われ、売上高、経常利益、資金繰り、設備投資状況などについて、全国の商工会議所の経営指導員等が調査対象企業を訪問面接して聴き取りを行っており、回収率は常に95%以上と非常に高い²⁰。今回用いた「資金繰りDI」「売上高DI」は2012年5月下旬～6月上旬に実施された調査結果（第128回調査）から採った前四半期比（季節調整値）の数値である。本章で用

¹⁹ 2012年1月の帝国データバンクの調査データによれば、円滑化法利用企業数655社を複数回数利用も足した累計利用企業数1,204社で割ると約52%となる。しかし、貸出残高の大きい企業に対しては金融機関が繰り返しの利用に慎重になり、企業数よりは金額の方が累計は小さくなると思われることから、調査時点に近い2012年3月の残高を累計金額の7割と推定し、その1年前の2011年3月期では9割と推定した。

²⁰ 「中小企業景況調査」の詳細については、中小企業庁ホームページの「白書・統計情報」を参照

いた都道府県別の調査結果は（独）中小企業基盤整備機構のホームページには公表されていないが、同機構に電話で提供を依頼したところ、快く提供していただいた²¹。本来、仮説Ⅱをテストするためには、円滑化法利用企業と非利用企業を各都道府県別に採集し、それぞれの倒産率やDIを比較するのが正しいが、企業単位の円滑化法に関するデータが得られないため、やむを得ず上記データを用いた。

仮説Ⅲの被説明変数である金融機関の中小企業に対するコンサルティング機能を示す指標としては、「ランクアップ率」、「経営再建計画策定率」を用いた。これら指標については、地銀、信金がホームページで公表している「地域密着型金融推進計画の進捗状況」から数値を採集した。「ランクアップ率」とは、各金融機関が期初に定めた経営改善支援取組先のうち、期末までに債務者区分がランクアップした先の比率であり、「経営再建計画策定率」とは、経営改善支援取組先のうち、期末までに経営再建計画を策定できた先の比率である。いずれも金融機関が積極的にコンサルティング機能を果たしているかどうかの指標として公表されている。ただし近年は監督指針が改正され地域金融機関の自主性が尊重されるようになったため、必ずしもすべての地域金融機関がランクアップ率、経営再建計画策定率を公表しているわけではなく、3期連続でデータの取れる地銀、信金は限られる。

仮説Ⅳの被説明変数である金融機関の不良債権残高は銀行法等により開示が求められている「リスク管理債権」の額を用いた。データ・ソースは日経 NEEDS Financial QUEST である。銀行の資産の健全性について「中小企業向け与信」だけに限定したデータが無いため、厳密性を欠くが、やむを得ずこれを用いる。

なお、各変数のうち、中小企業向け貸出、プロパー貸出、不良債権、円滑化法に基づく条件変更累計、信用保証については、基準化するため総資産で除した比率を用いた。

3.7 記述統計量

各変数の記述統計量は表 3-2 のとおりである。主要な変数について平均値の3時点の推移を見ると（表 3-3）、総資産比の中小企業向け貸出残高の平均値は約 30%でこの間ほぼ横ばいであった。しかし総資産比のプロパー貸出残高の平均値は、約 23%から約 17%へと大きく減少した。中小企業 100 社あたり倒産件数の平均値は、0.34%から 0.29%へとこの間徐々に改善している。総資産比の不良債権比率の平均値は約 3%で横ばい、自己資本比率の平均値は約 13%で微増であった。一方、総資産比の円滑化法に基づく条件変更の累計額の平均値は約 1.2%から約 8.4%へと著増した。対象期間が4か月と短い 2010 年 3 月期は別にして 2011 年 3 月期から 2012 年 3 月期を見ても 3.5%ポイント増加している。もちろん累計であるから増加は当然であるが、2011 年 3 月期で「累計×9割」、2012 年 3 月期で「累計×7割」をそれぞれ条件変更「残高」とした推定値で見ても、この間に総資産比で平均値

²¹（独）中小企業基盤整備機構の経営支援情報センター所属の根未義將氏から、2012 年 7 月 9 日に電子メールによりデータの提供を受けた。

が約 1.5%ポイント増加している。同じ 2011 年 3 月期から 2012 年 3 月期で、総資産比の信用保証残高の平均値が約 0.9%ポイント減少したのと対照的である。

(表 3-2) 各変数の記述統計量

| | 変数名 | 単位 | 平均値 | 標準偏差 | 中央値 | 最小値 | 最大値 | 観測数 |
|-----------|--------------------------|----|---------|---------|---------|---------|-----------|------|
| 被説明 変数 | 総資産比中小企業向け貸出残高 | % | 29.994 | 8.403 | 29.600 | 9.000 | 61.000 | 1104 |
| | 総資産比プロパー貸出残高 | % | 19.234 | 6.763 | 18.500 | 1.950 | 46.500 | 1104 |
| | 中小企業 100 社あたり倒産件数 | % | 0.311 | 0.152 | 0.260 | 0.099 | 0.797 | 1104 |
| | 資金繰り DI | % | -24.978 | 4.551 | -24.850 | -36.900 | -14.900 | 1104 |
| | 売上高 DI | % | -27.049 | 5.731 | -26.000 | -39.200 | -11.800 | 1104 |
| | ランクアップ率 | % | 6.318 | 5.691 | 5.100 | 0 | 38.800 | 519 |
| | 経営再建計画策定率 | % | 66.079 | 31.642 | 75.000 | 0 | 100 | 519 |
| | 総資産比不良債権残高 | % | 3.028 | 1.498 | 2.700 | 0.200 | 10.800 | 1104 |
| 説明 変数 | 総資産比の円滑化法に基づく 条件変更累計額 | % | 4.841 | 4.449 | 3.800 | 0 | 40.300 | 1104 |
| | 自己資本比率 | % | 12.954 | 5.666 | 11.500 | 5.500 | 67.800 | 1104 |
| | 総資産比信用保証残高 | % | 5.436 | 2.915 | 5.000 | 0 | 21.400 | 1104 |
| | 商業地平均地価 | 円 | 251,538 | 387,645 | 94,700 | 33,700 | 1,551,400 | 1104 |
| | 1 人当たり県民所得 | 千円 | 2,813 | 548 | 2,730 | 2,018 | 4,388 | 1104 |

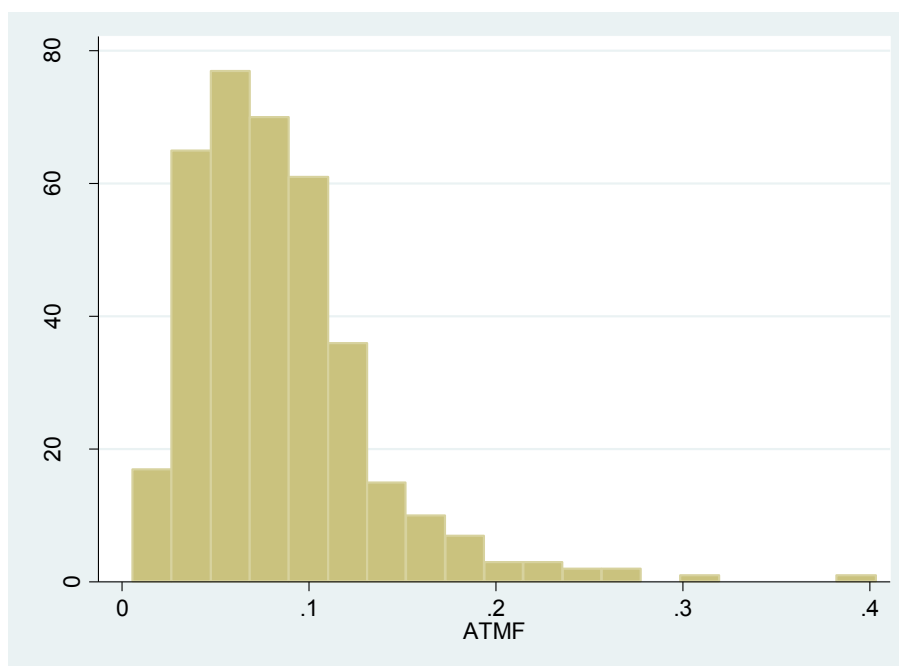
(表 3-3) 主要変数の推移 (単位: %)

| 変数名 | 2010 年 3 月末 | | 2011 年 3 月末 | | 2012 年 3 月末 | |
|--------------------------|-------------|-------|-------------|-------|-------------|-------|
| | 平均値 | 標準偏差 | 平均値 | 標準偏差 | 平均値 | 標準偏差 |
| 総資産比中小企業向け貸出残高 | 30.977 | 8.399 | 29.914 | 8.344 | 29.089 | 8.381 |
| 総資産比プロパー貸出残高 | 22.600 | 6.626 | 18.528 | 6.051 | 16.573 | 6.163 |
| 中小企業 100 社あたり倒産件数 | 0.339 | 0.156 | 0.300 | 0.149 | 0.294 | 0.148 |
| 総資産比不良債権残高 | 3.044 | 1.525 | 3.011 | 1.484 | 3.030 | 1.487 |
| 総資産比の円滑化法に基づく 条件変更累計額 | 1.182 | 0.797 | 4.926 | 2.895 | 8.415 | 4.923 |
| 同上推定残高 | 1.200 | n.a. | 4.400 | n.a. | 5.900 | n.a. |
| 自己資本比率 | 12.647 | 5.335 | 12.955 | 5.597 | 13.259 | 6.043 |
| 総資産比信用保証残高 | 6.764 | 3.309 | 5.211 | 2.537 | 4.333 | 2.261 |

図 3-3 のヒストグラムで 2012 年 3 月期末の円滑化法に基づく条件変更累計の分布をみると、円滑化法利用の最も少ない金融機関では総資産比約 0.6%で、多くの金融機関の利用は総資産の 2%~10%に収まっている。しかし右側テールは長く伸びており、利用率 20%を超える金融機関も 20 社存在し、最も利用の多い金融機関は総資産比約 40.3%に達している。

主要な変数間の相関係数は表 3-4 のとおりである。「円滑化法に基づく条件変更累計」は、「中小企業向け貸出」とは正の相関を持つが、「プロパー貸出」とは負の相関を持つ。また「不良債権」とは正の相関、「自己資本比率」とは負の相関が見られる。一方、「信用保証」は、「中小企業向け貸出」とも「プロパー貸出」とも正の相関を持ち、「不良債権」とは正の相関、「自己資本比率」とは負の相関を持っている。「円滑化法」と「信用保証」は、いずれも貸出市場の信用補完を目指した制度だが、「プロパー貸出」に対しては相関の正負が逆になっている。

(図 3-3) 2012 年 03 月末の円滑化法に基づく条件変更累計 (対総資産比%) の分布



(表 3-4) 主要変数間の相関係数

| | 中小企業向け貸出残高 | プロパー貸出残高 | 倒産件数 | 資金繰り DI | 売上高 DI | 不良債権残高 |
|------------|------------|----------|--------|---------|--------|--------|
| 中小企業向け貸出残高 | 1 | | | | | |
| プロパー貸出残高 | 0.819 | 1 | | | | |
| 倒産件数 | 0.250 | 0.201 | 1 | | | |
| 資金繰り DI | -0.011 | -0.231 | -0.050 | 1 | | |
| 売上高 DI | -0.034 | -0.268 | -0.134 | 0.846 | 1 | |
| 不良債権残高 | 0.369 | 0.220 | -0.105 | -0.058 | -0.001 | 1 |
| 円滑化法条件変更 | 0.238 | -0.194 | -0.011 | 0.461 | 0.474 | 0.203 |
| 自己資本比率 | -0.402 | -0.301 | -0.067 | 0.100 | 0.062 | -0.186 |
| 信用保証残高 | 0.543 | 0.302 | 0.166 | -0.204 | -0.213 | 0.234 |
| 商業地平均地価 | 0.203 | 0.187 | 0.726 | -0.097 | -0.082 | -0.108 |
| 1人当たり県民所得 | 0.137 | 0.071 | 0.655 | -0.003 | -0.049 | -0.133 |

| | 円滑化法条件変更 | 自己資本比率 | 信用保証残高 | 商業地平均地価 | 1人当たり県民所得 |
|-----------|----------|--------|--------|---------|-----------|
| 円滑化法条件変更 | 1 | | | | |
| 自己資本比率 | -0.178 | 1 | | | |
| 信用保証残高 | -0.213 | -0.178 | 1 | | |
| 商業地平均地価 | -0.011 | -0.116 | 0.087 | 1 | |
| 1人当たり県民所得 | 0.061 | -0.079 | 0.050 | 0.907 | 1 |

3.8 推計モデル

円滑化法に基づく条件変更累計額 ($ATMF$) を主要な説明変数として、各仮説を以下のモデルで推計する。対象期間は、円滑化法実施の初年度である 2009 年度から全データが取得できる最新年度である 2011 年度までの 3 年間である。

<仮説 I >

$$SBL_{i,t} = \alpha_{1,0} + \alpha_{1,1}ATMF_{i,t} + \alpha_{1,2}CAR_{i,t} + \alpha_{1,3}CG_{i,t} + \alpha_{1,4}LAND_{i,t} + \alpha_{1,5}GDP_{i,t} + u_{1,i,t} \quad (1)$$

$$PSBL_{i,t} = \alpha_{2,0} + \alpha_{2,1}ATMF_{i,t} + \alpha_{2,2}CAR_{i,t} + \alpha_{2,3}CG_{i,t} + \alpha_{2,4}LAND_{i,t} + \alpha_{2,5}GDP_{i,t} + u_{2,i,t} \quad (2)$$

<仮説 II >

$$DEFAULT_{i,t} = \beta_{1,0} + \beta_{1,1}ATMF_{i,t} + \beta_{1,2}CAR_{i,t} + \beta_{1,3}CG_{i,t} + \beta_{1,4}LAND_{i,t} + \beta_{1,5}GDP_{i,t} + v_{1,i,t} \quad (3)$$

$$FDI_{i,t} = \beta_{2,0} + \beta_{2,1}ATMF_{i,t} + \beta_{2,2}CAR_{i,t} + \beta_{2,3}CG_{i,t} + \beta_{2,4}LAND_{i,t} + \beta_{2,5}GDP_{i,t} + v_{2,i,t} \quad (4)$$

$$SDI_{i,t} = \beta_{3,0} + \beta_{3,1}ATMF_{i,t} + \beta_{3,2}CAR_{i,t} + \beta_{3,3}CG_{i,t} + \beta_{3,4}LAND_{i,t} + \beta_{3,5}GDP_{i,t} + v_{3,i,t} \quad (5)$$

<仮説Ⅲ>

$$RANK_UP_{i,t} = \gamma_{1,0} + \gamma_{1,1}ATMF_{i,t} + \gamma_{1,2}CAR_{i,t} + \gamma_{1,3}CG_{i,t} + \gamma_{1,4}LAND_{i,t} + \gamma_{1,5}GDP_{i,t} + w_{1,i,t} \quad (6)$$

$$REVIVAL_PLAN_{i,t} = \gamma_{2,0} + \gamma_{2,1}ATMF_{i,t} + \gamma_{2,2}CAR_{i,t} + \gamma_{2,3}CG_{i,t} + \gamma_{2,4}LAND_{i,t} + \gamma_{2,5}GDP_{i,t} + w_{2,i,t} \quad (7)$$

<仮説Ⅳ>

$$BADLOAN_{i,t} = \delta_0 + \delta_1ATMF_{i,t} + \delta_2CAR_{i,t} + \delta_3CG_{i,t} + \delta_4LAND_{i,t} + \delta_5GDP_{i,t} + z_{i,t} \quad (8)$$

各変数の内容は以下のとおりである。

<被説明変数>

SBL_{it} : 金融機関 i の t 年度末の中小企業向け貸出残高

$PSBL_{it}$: 金融機関 i の t 年度末のプロパー貸出残高

$DEFAULT_{it}$: 金融機関 i の本店が立地する都道府県の t 年度における中小企業の倒産件数

FDI_{it} : 金融機関 i の本店が立地する都道府県の中小企業の「資金繰り DI」の t 年度平均値

SDI_{it} : 金融機関 i の本店が立地する都道府県の中小企業の「売上高 DI」の t 年度平均値

$RANK_UP_{it}$: 金融機関 i が t 年度に実現した「ランクアップ率」

$REVIVAL_PLAN_{it}$: 金融機関 i が t 年度に実現した「経営再建計画策定率」

$BADLOAN_{it}$: 金融機関 i の t 年度末の不良債権残高

<説明変数>

$ATMF_{it}$: 金融機関 i の t 年度末の円滑化法に基づく条件変更実行累計額（信用保証協会の信用保証の付いた貸出を除く）

CAR_{it} : 金融機関 i の t 年度末の自己資本比率（バーゼルⅡの自己資本比率規制による）

CG_{it} : 金融機関 i の t 年度末の信用保証協会の債務保証残高（円滑化法に基づく条件変更の付いた貸出を除く）

$LAND_{it}$: 金融機関 i の本店所在都道府県の t 年度末直前の商業地公示地価（都道府県の

各地点の単純平均値) の対数値

GDP_{it} : 金融機関 i の本店所在都道府県の t 年度末直前の 1 人当たり県民所得の対数値

コントロール変数のうち、自己資本比率 (CAR) は、銀行の財務状況を集約した変数であり、銀行の貸出行動や付随した中小企業に対する財務コンサルティング行動、さらには地域の中小企業の資金繰りに影響を及ぼすと考えられる。信用保証残高 (CG) は、中小企業向け貸出に広範に適用されている制度であり、銀行の中小企業向け貸出行動や中小企業の資金繰りに影響を持つと考えられる。商業地平均地価 ($LAND$) は、担保価値として貸出供給側の要因であるとともに、資産効果による資金需要側の要因として貸出量に影響を与え、さらに資産効果を通じて地域経済の景況や中小企業の資金繰りにも影響を及ぼしていると考えられる。1 人当たり県民所得 (GDP) は、地域経済の景況、企業の資金繰り、企業の資金需要の決定要因として基礎的かつ重要なコントロール変数である²²。

推計に当たっては、中小企業向け貸出、プロパー貸出、不良債権、円滑化法に基づく条件変更累計、信用保証については、基準化するために総資産で除した比率を用いた。また倒産件数は各都道府県の中小企業数で除して基準化した。

固定効果モデルによるパネル・データ分析

本章では、以下に例示したような **omitted variables** による内生性の問題をできるだけ除去するために、固定効果モデルによるパネル・データ分析（個別効果と期間効果を両方組み込んだ **2 way fe** モデルによる分析）を行った。

まず個別効果としては、(1) 金融機関が立地する地域の人口構成、産業の地域特性、(2) 金融機関毎のビジネスモデルや経営方針の違い（貸出に積極的か、業務の多様化を進めているか等）、(3) 円滑化法への対応方針の違い、といった例が「3 年間の通時的には等しいが金融機関によって異なる効果」として考えられる。

次に期間効果としては、日本全体を対象としたマクロ経済政策、金融政策、金融規制などが「金融機関間では等しいが期間と共に変化するような期間に固有な効果」として考えられる。

操作変数法を用いた 2 段階 LS 推計

本章では、以下に例示した同時性による内生性の可能性に対処するために、操作変数を用いた 2 段階 LS 推計を行った。同時性の問題が発生する例として、以下のような場合が考えられる。(1) 中小企業向け貸出が増加すると金融機関全体の何らかの与信費用が大きくなるため、既存貸出を正常債権に維持することができる円滑化法上の条件変更を増やす要因になる、(2) 逆に、中小企業向け貸出が増加すると地域経済に良い影響を及ぼし、結果

²² 本章の分析単位が個別金融機関であることもあり、地域経済単位の十分な説明変数が投入されているとは言い難く、本章の分析の限界の一つである。

として貸出ポートフォリオが改善するため、円滑化法上の条件変更が減少する。

操作変数として用いたのは、リーマン・ショック直前の金融機関ごとの「条件緩和債権」の残高である。具体的には、2006年度末、2007年度末の「条件緩和債権」残高を各年の貸出残高で除した比率の2年間の平均値を操作変数 (*RELAX*) とした。

「条件緩和債権」は銀行法上のリスク管理債権の一形態であり、「債務者の経営再建又は支援を図ることを目的として、金利の減免、利息の支払猶予、元本の返済猶予、債権放棄その他の債務者に有利となる取決めを行った貸出金」と銀行法施行規則に規定されている。リーマン・ショック直前に条件緩和債権が多い銀行は、もともと返済繰延べ等に容易に応じるタイプの銀行であると考えられ、円滑化法実施後も円滑化法に基づく条件変更に応じる可能性が高く、条件変更累計額が多くなると予想される。一方、この操作変数 (*RELAX*) はリーマン・ショック以前のデータであるため、推計式 (1) ~ (8) の当期の被説明変数群との逆因果による内生性 (元の推計式の攪乱項との相関) は無く、かつ、当期の被説明変数群に影響する何らかの変数 (隠れた変数) と相関することによる内生性の可能性も低いと考えられる。ただし銀行の条件緩和に対する態度が変容している可能性もあるため、遠い過去の数値は用いずにリーマン・ショック直前2期平均の値を用いた²³。

第一段階の誘導型の推計式は次の通りであり、各年度末の「円滑化法に基づく条件変更累計額 (*ATMF*)」を、「リーマン・ショック直前2期平均の条件緩和債権残高 (*RELAX*)」で回帰して、各年度の「操作された *ATMF* (*IVATMF*)」を推計した。

$$ATMF_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 RELAX_i + \lambda_2 CAR_{i,t} + \lambda_3 CG_{i,t} + \lambda_4 LAND_{i,t} + \lambda_5 GDP_{i,t} + u_{i,t}$$

誘導型における操作変数に関する F 検定では、操作変数 (*RELAX*) の係数がゼロであるとの帰無仮説は 5% 有意水準で棄却された。また誘導型における操作変数 (*RELAX*) の係数 λ_1 は 5% 水準で有意に正であり、操作変数として妥当性を欠いていないことが確認された。

仮説Ⅲに関するトービット推計

仮説Ⅲの被説明変数「ランクアップ率」、「経営再建計画策定率」は、ともに「打ち切り (*censored*) データ」であると考えられることができる。

「ランクアップ率」は、各金融機関が期初に定めた経営改善支援取組先のうち、期末までに債務者区分がランクアップした先の比率である。経済環境を反映してか、ランクアップは容易ではなく、標本中の最大値は 38.8% である一方、最小値は 0% で 519 の観測数のうち 81 が 0% となっている。これは下が 0% の打ち切りデータと見なし得る。

「経営再建計画策定率」は、経営改善支援取組先のうち、期末までに経営再建計画を策定できた先の比率である。経営再建計画の策定は不良債権に分類されるかどうかのトリガ

²³ 2007年度末のデータのみを用いた操作変数は、2期平均よりも操作変数としての妥当性が弱かったため、2期平均を用いた。

一になっているため、各金融機関とも力を入れていると見られ、519の観測数のうち0%は12しかないのに対し、100%は86にも及ぶ。これは上が100%の打ち切りデータと見なし得る。

以上から、仮説Ⅲの推計としては、通常のパネル・データによる推計の他に、トービット推計も行った。

予想される係数符号

予想される係数符号とその理由、解釈は表3-5のとおりである。

(表3-5) 係数符号の予想

| | | 説明変数 | | | | |
|-----------------------|-----------------------------|---------------------------|--|-------------------------------|-------------------|----------------------------------|
| | | ATMF | CAR | CG | LAND | GDP |
| 被 説 明 変 数 | SBL PSBL | +- 仮説Ⅰが妥当すれば+、そうでなければ- | +- 自己資本比率を維持したいかどうかによる | + 公的信用保証は優良担保と考えられるため | + 担保効果と資産効果のため | + 資金需要が増すため |
| | DEFAULT | +- 仮説Ⅱが妥当すれば-、そうでなければ+ | - 銀行の財務基盤が強ければ取引先企業への資金繰り支援が容易であるため | - 信用保証には資金繰り破綻防止のメニューがあるため | - 理由は同上 | - 経済規模が大きいほど売上が上がり資金繰り破綻は減るため |
| | FDI SDI | +- 仮説Ⅱが妥当すれば+、そうでなければ- | + 理由は同上 | + 理由は同上 | + 理由は同上 | + 理由は同上 |
| | RANK_UP REVIVAL_ PLAN | +- 仮説Ⅲが妥当すれば+、そうでなければ- | + 理由は同上 | +- 銀行にモラル・ハザードがあるかどうかによる | + 理由は同上 | + 経済規模はランクアップや再建計画を容易にする |
| | BADLOAN | +- 仮説Ⅳが妥当すれば+、そうでなければ- | +- 自己資本比率を維持したいかどうかによる | - 信用保証は優良担保と見なせるため | - 理由は同上 | - 経済規模は銀行資産の質を改善するため |

3.9 推計結果

3.9.1 仮説 I の結果

円滑化法に基づく条件変更 (ATMF) が中小企業向け貸出を増やしたかどうかをテストする仮説 I の推計結果は表 3-6 のとおりである。表の第 1 列, 第 2 列は中小企業向け貸出 (SBL) を, 第 3 列, 第 4 列はプロパー貸出 (PSBL) をそれぞれ被説明変数にした推計モデルである。また, 第 2 列, 第 4 列は「操作された ATMF」(IVATMF) を用いた第 2 段階の推計結果を示している。

ATMF および IVATMF (以下 ATMF 等) の効果を見てゆくと, まず, SBL を説明変数とした場合, ATMF 等の係数符号は負であるが統計的に有意ではない。一方, PSBL を説明変数とした場合には, ATMF 等の係数符号は有意に負であり, 円滑化法に基づく条件変更累計額が多い金融機関ほどプロパー貸出を減らしている。経済的マグニチュードを第 4 列で見ると, 総資産比の条件変更累計額が 1%ポイント増えると, 総資産比プロパー貸出が 0.658%ポイント減少する。標本の総資産の平均値は 2 兆 2,764 億円, 総資産比条件変更の平均値は約 4.8% (1,100 億円), 総資産比プロパー貸出残高の平均値は約 19% (4,388 億円) であるから, 平均的資産規模, 平均的プロパー貸出比率で平均的に円滑化法を利用している金融機関の場合, 条件変更累計額を 1%ポイント (230 億円) 増やすことによって, プロパー貸出を 0.658%ポイント (152 億円) 減らしていることになる。影響度は決して小さくないと言えるだろう。

以上の推計結果の解釈としては, 櫻川・星 (2009) が述べていたように, 金融機関は, 貸出条件の不利益変更による既存貸出資産の劣化が懸念されるため, 自身の情報生産能力に依拠するプロパー貸出の残高を増やすことに消極的になっていたと解釈することができよう。この推計結果は, 家森(2012)のアンケート調査における「円滑化法施行後の金融機関の態度の後ろ向きの変化 (新規融資に冷淡になった等)」と整合的である。以上から, 仮説 I は妥当しないと判断される。

その他の説明変数の推計結果について見ると, 自己資本比率 (CAR) の係数符号はいずれの列においても有意に負となっており, 自己資本比率が高い金融機関ほど SBL も PSBL も減らす傾向がみられた。リーマン・ショック後の時期ということもあり, 財務健全性の高い銀行ほど健全性維持を重視してリスクテイクに慎重になっていたのかも知れない。

信用保証 (CG) の係数符号は, 第 2 列では有意に正, 第 3 列では有意に負というように, 結果はまちまちであった。信用保証の中小企業向け貸出に対する効果は本推計からは明らかにならない。

地価 (LAND) の係数符号はどの列でも正であり, 第 1 列, 第 2 列では 10%水準ではあるが有意である。この結果は予想通りであり, 商業地地価が高いことは担保効果および資産効果を通じて中小企業向け貸出を増やしたと考えられる。

(表 3-6) 中小企業向け貸出に対する円滑化法の影響の推定結果

| | 推計式(1) | | 推計式(2) | |
|-------------------------|-------------------------|----------------------|------------------------|----------------------|
| | 被説明変数：SBL 中小企業向け貸出残高 | | 被説明変数：PSBL プロパー貸出残高 | |
| | FE | 操作変数 | FE | 操作変数 |
| | 1 | 2 | 3 | 4 |
| 円滑化法条件変更 (ATMF) | -0.033 (-1.18) | -0.014 (-0.23) | -0.719*** (-25.31) | -0.658*** (-5.22) |
| 自己資本比率 (CAR) | -0.177*** (-5.57) | -0.177*** (-5.04) | -0.171*** (-5.80) | -0.256*** (-6.34) |
| 信用保証 (CG) | 0.077 (1.46) | 0.096* (1.87) | -0.271*** (-4.28) | 0.108 (1.09) |
| 商業地地価 (LAND) | 3.565* (1.83) | 3.440* (1.77) | 2.968 (1.53) | 0.729 (0.21) |
| 1人当たり県民所得 (GDP) | -0.561 (-0.22) | -0.585 (-0.23) | 2.803 (1.01) | 1.915 (0.44) |
| 年度ダミー | 有 | 有 | 有 | 有 |
| Constant | -5.103 (-0.18) | -3.584 (-0.12) | -29.912 (-0.98) | 2.108 (0.04) |
| F 統計量 | 71.006 | 73.778 | 707.095 | 225.136 |
| R ² _overall | 0.154 | 0.170 | 0.113 | 0.235 |
| Obs | 1104 | 1104 | 1104 | 1104 |

注 1. 係数の下段 () 内は t 値. * は 10%水準で, ** は 5%水準で, *** は 1%水準でそれぞれ有意.

注 2. 攪乱項の不均一分散への対処として, ロバスト標準誤差による推計を行った.

注 3. モデル選択の検定では, いずれの推計においても固定効果モデルが採択された.

3.9.2 仮説Ⅱの結果

円滑化法に基づく条件変更が中小企業の倒産件数にどのような効果を持っていたかをテストした推計結果は, 表 3-7 のとおりである. また, 「資金繰り DI」や「売上高 DI」を改善したかどうかをテストした推計結果は, 表 3-8 のとおりである.

まず倒産に対する影響を見てみたい. 表 3-7 の第 1 列, 第 2 列は当期の説明変数による当期の倒産件数の推計, 第 3 列, 第 4 列は 1 期前の説明変数による当期の倒産件数の推計, 第 5 列, 第 6 列は 2 期前の説明変数による当期の倒産件数の推計結果である. 第 2, 4, 6 列は操作変数を用いた第 2 段階推計の結果を示す. 倒産件数を被説明変数とした場合, 円滑化法による「時間稼ぎ」の効果が持続的な効果かどうかを確認する必要があると考えられることから, 円滑化法の利用の程度が当期, 1 期後, 2 期後の倒産件数にどう反映するかを推計したものである. ただし標本が 3 年間のみのデータから成るため, 2009 年度 (2 期

(表 3-7) 中小企業の倒産件数に対する円滑化法の影響の推定結果

| | 推計式(3) | | | | | |
|-------------------------|------------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 被説明変数：中小企業 100 社当たりの倒産件数 (DEFAULT) | | | | | |
| | 当期説明変数 | | 1 期前説明変数 | | 2 期前説明変数 | |
| | FE | 操作変数 | FE | 操作変数 | OLS | 操作変数 |
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| 円滑化法条件変更 (ATMF) | -0.001** (-2.45) | -0.003* (-1.81) | -0.001 (-0.72) | 0.001 (0.33) | 0.014** (2.27) | -0.033 (-1.02) |
| 自己資本比率 (CAR) | -0.001 (-1.60) | -0.002* (-1.94) | 0.003 (1.33) | 0.004 (1.44) | 0.002*** (3.86) | 0.001 (0.62) |
| 信用保証 (CG) | -0.003** (-2.14) | -0.003* (-1.84) | -0.001 (-0.42) | -0.000 (-0.19) | 0.003** (2.12) | 0.004** (2.17) |
| 商業地地価 (LAND) | 0.209*** (4.19) | 0.207*** (4.10) | 0.153*** (3.97) | 0.147*** (3.69) | 0.131*** (11.48) | 0.132*** (11.32) |
| 1 人当たり県民所得 (GDP) | -0.047 (-0.68) | -0.050 (-0.73) | -0.330*** (-5.40) | -0.331*** (-5.42) | -0.014 (-0.24) | -0.024 (-0.40) |
| 年度ダミー | 有 | 有 | 有 | 有 | | |
| Constant | -1.727*** (-2.76) | -1.676*** (-2.66) | 1.063 (1.62) | 1.127* (1.69) | -1.215*** (-3.67) | -1.078*** (-3.10) |
| F 統計量 | 100.547 | 101.633 | 10.724 | 10.079 | 408.623 | 410.056 |
| R ² _overall | 0.679 | 0.681 | 0.652 | 0.643 | | |
| 修正 R ² | | | | | 0.733 | 0.728 |
| Obs | 1104 | 1104 | 736 | 736 | 368 | 368 |

注 1. 係数の下段 () 内は t 値. * は 10%水準で, ** は 5%水準で, *** は 1%水準でそれぞれ有意.

注 2. 攪乱項の不均一分散への対処として, ロバスト標準誤差による推計を行った.

注 3. 第 1 列から第 4 列はパネル・データを用いた推計で, モデル選択の検定では, いずれにおいても固定効果モデルが採択された. 第 5 列, 第 6 列は OLS 推計.

前) の説明変数による 2011 年度 (当期) の倒産件数の推計は, パネルではなく OLS 推計となる.

ATMF 等の倒産件数に対する効果を見ると, 第 1 列, 第 2 列の当期説明変数を用いた場合は ATMF 等の係数符号は 10%水準ではあるが有意に負である. 当期の円滑化法利用の程度が高い銀行が立地する都道府県の当期の倒産件数は有意に少ないと認められる. しかし第 3 列, 第 4 列の 1 期前説明変数を用いた場合は ATMF 等の係数符号の有意性はなくなり, さらに第 5 列の 2 期前説明変数を用いた OLS 推計では, 係数符号はむしろ有意に正となる. 第 5 列, 第 6 列の推計について内生性の検定を行ったところ, ATMF が外生的であるとの帰無仮説は棄却されないため, IVATMF を用いた第 6 列の推計よりも ATMF を用いた第 5 列の推計の結果の方が妥当していると考えられる.

経済的マグニチュードを、第2列と第5列で比較してみると、まず第2列では、当期の総資産比の条件変更累計額が1%ポイント増えると、その金融機関が立地する都道府県の当期の中小企業100社当たりの倒産件数が0.003件減少する。平均的資産規模で平均的に円滑化法を利用している金融機関が当期に条件変更累計額を1%（230億円）増やすことによって、立地する都道府県の倒産を当期には10万社あたり3社程度減らす効果があることになる。しかし、第5列で同様の計算をすると、当期の条件変更累計額を1%（230億円）増やすことによって、2期後の倒産を10万社あたり13社程度増やしてしまうことになる。標本の中小企業100社あたり倒産件数の平均値は0.311（10万社あたり311件）であるから、影響は小さいとは言えないだろう。

以上から、円滑化法利用には今期の倒産率を減らす効果はあるものの、翌期の倒産率には効き目が不明となり、さらに2期後には倒産率をむしろ高める可能性が示された²⁴ ²⁵。

その他の説明変数では、信用保証（CG）についても、その係数符号が当期CGでは有意に負、1期前CGでは有意性が消え、2期前CGでは有意に正となっており、ATMFと同様、時間とともに「逆効果」になる現象が見られる。また、商業地地価（LAND）の係数符号が予想に反して一貫して有意に正となっているが、この理由は不明である。一方、1人当たり県民所得（GDP）の係数符号は予想どおり負で、第3列、第4列では有意である。

次に、表3-8でATMF等が中小企業の資金繰りDIや売上高DIに及ぼした影響を見ると、ATMF等のいずれの列の係数符号も統計的に有意な結果は得られなかった。円滑化法の利用が中小企業の資金繰りDIや売上高DIを改善したかどうかは明らかにならなかった。

以上三つの被説明変数を用いた推計結果から、円滑化法利用には今期の倒産率を減らす効果はあるものの、その効果は一時的であり、翌々期にはむしろ倒産を増やす可能性もあることが判明し、円滑化法を多く実行している金融機関と取引している中小企業ほど資金繰りDIや売上DIが改善するかどうかは不明であった。全体として仮説Ⅱは、短期的にのみ妥当すると考えられる。

円滑化法の倒産防止効果が短期的なものに留まる原因は、制度の逆選択による「地域経済の非効率」（債務負担を先送りされた企業が生き残ることにより、本来生き延びるべき企業の売上や利益が伸びず1、2年経過すると却って倒産が増えること）にあるのかも知れない。経済誌の中小企業者へのインタビューでは以下のような発言がしばしば見られる。

「大手電機メーカーの精密部品を製造する下請け会社社長は『貸出条件の緩和を申し出るなんて、自分で潰れますって宣言しているに等しい。まともな企業ならまず申請しない』と述べる。むしろ社長が心配するのはその副作用だ。『モラトリアムが効果を発揮したら、却って淘汰されるべき企業を延命させることになってしまう』と。」²⁶

²⁴ 貸出やプロパー貸出については、1期前等の説明変数を用いても当期説明変数を用いた場合と同様の係数符号の付き方であり、円滑化法の利用が貸出やプロパー貸出に与える影響は持続的である。

²⁵ 当期説明変数と1期前説明変数を用いた推計を2期前と同じように各年度のOLSで行った場合は、当期も1期前も係数符号は有意に正となり、円滑化法利用が当期、翌期の倒産を増やすとの結果が得られた。

²⁶ 『日経ビジネス』2009年12月14日号、p30

(表 3-8) 中小企業の資金繰り DI および売上高 DI への円滑化法の影響の推定結果

| | 推計式(4) | | 推計式(5) | |
|-------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 被説明変数：資金繰り DI | | 被説明変数：売上高 DI | |
| | FE | 操作変数 | FE | 操作変数 |
| | 1 | 2 | 3 | 4 |
| 円滑化法条件変更 (ATMF) | 0.045 (1.17) | -0.200 (-1.39) | 0.071 (1.57) | 0.059 (0.35) |
| 自己資本比率 (CAR) | 0.210*** (2.69) | 0.152* (1.79) | 0.145* (1.81) | 0.151* (1.70) |
| 信用保証 (CG) | -0.268*** (-2.80) | -0.311*** (-3.32) | -0.544*** (-5.27) | -0.582*** (-5.57) |
| 商業地地価 (LAND) | -1.490 (-0.44) | -1.000 (-0.29) | -3.185 (-0.68) | -2.956 (-0.62) |
| 1人当たり県民所得 (GDP) | -10.759*** (-2.71) | -10.957*** (-2.78) | -16.835*** (-4.07) | -16.754*** (-3.99) |
| 年度ダミー | 有 | 有 | 有 | 有 |
| Constant | 72.297 (1.60) | 69.360 (1.52) | 139.396** (2.38) | 136.223** (2.30) |
| F 統計量 | 387.467 | 389.182 | 428.250 | 412.330 |
| R ² _overall | 0.254 | 0.284 | 0.251 | 0.258 |
| Obs | 1104 | 1104 | 1104 | 1104 |

注 1. 係数の下段 () 内は t 値. * は 10%水準で, ** は 5%水準で, *** は 1%水準でそれぞれ有意.

注 2. 攪乱項の不均一分散への対処として, ロバスト標準誤差による推計を行った.

注 3. モデル選択の検定では, いずれの推計においても固定効果モデルが採択された.

3.9.3 仮説Ⅲの結果

円滑化法に基づく条件変更が金融機関のコンサルティング機能を向上させたかどうかをテストする仮説Ⅲの推計結果は表 3-9 のとおりである. 表の第 1 列～第 3 列は「ランクアップ率」を, 第 4 列～第 6 列は「経営再建計画策定率」を被説明変数にした推計結果であり, 第 2 列と第 5 列は操作変数を用いた第 2 段階の推計結果を, 第 3 列と第 5 列は操作変数を用いたトービット推計の結果を示している.

円滑化法に基づく条件変更累計額の係数符号はまちまちであるが, トービット推計では, 「ランクアップ率」に対しては有意に負, 「経営再建計画策定率」に対しては有意に正となっている. 前者は, 円滑化法利用の程度が高い金融機関ほど, むしろ金融機関が自ら経営支援先として指定した企業のランクアップ率が低いことを意味している. つまり, 金融庁の目論見とは異なり, 円滑化法の利用が金融機関のコンサルティング機能を促していない

(表 3-9) 金融機関のコンサルティング機能に対する円滑化法の影響の推定結果

| | 推計式(6) 被説明変数：RANK_UP ランクアップ率 | | | 推計式(7) 被説明変数：REVIVAL_PLAN 経営再建計画策定率 | | |
|-------------------------|------------------------------------|-------------------|----------------------|---|-------------------|----------------------|
| | RE | 操作変数 | 操作変数 トービット | RE | 操作変数 | 操作変数 トービット |
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| 円滑化法条件変更 (ATMF) | 0.043 (0.52) | 0.149 (0.27) | -0.386*** (-4.42) | -0.440 (-0.85) | 0.123 (0.09) | 1.836*** (3.94) |
| 自己資本比率 (CAR) | -0.023 (-0.50) | -0.004 (-0.03) | -0.100** (-2.36) | -0.568 (-1.40) | -0.482 (-1.05) | 0.003 (0.02) |
| 信用保証 (CG) | -0.139 (-0.85) | -0.140 (-0.85) | -0.198** (-2.01) | -0.455 (-0.57) | -0.317 (-0.39) | 0.468 (0.92) |
| 商業地地価 (LAND) | 0.106 (0.17) | 0.102 (0.16) | -0.025 (-0.06) | 0.571 (0.17) | 0.659 (0.20) | 1.022 (0.44) |
| 1人当たり県民所得 (GDP) | -0.416 (-0.11) | -0.363 (-0.10) | 1.664 (0.68) | -8.010 (-0.43) | -9.724 (-0.52) | -12.901 (-0.99) |
| 年度ダミー | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 | 有 |
| Constant | 11.165 (0.50) | 10.435 (0.46) | 6.400*** (27.16) | 127.162 (1.05) | 136.905 (1.12) | 65.868*** (52.54) |
| Wald chi2 | 28.37 | 28.45 | | 32.13 | 31.97 | |
| LR chi2 | | | 20.68 | | | 17.90 |
| R ² _overall | 0.047 | 0.047 | | 0.035 | 0.036 | |
| Pseudo R ² | | | 0.007 | | | 0.004 |
| Obs | 519 | 519 | 519 | 519 | 519 | 519 |

<第 1, 2, 4, 5 列のパネル推計について>

注 1. 係数の下段 () 内は t 値. * は 10%水準で, ** は 5%水準で, *** は 1%水準でそれぞれ有意.

注 2. 攪乱項の不均一分散への対処として, ロバスト標準誤差による推計を行った.

注 3. モデル選択の検定では, いずれにおいてもランダム効果モデルが採択された.

<第 3, 6 列のトービット推計について>

注 1. 上段は限界効果, 下段 () 内は限界効果の z 値.

注 2. * は 10%水準で, ** は 5%水準で, *** は 1%水準でそれぞれ有意.

ことになる²⁷。

一方、円滑化法利用は経営再建計画策定率を高める効果を持つとの推計結果も得た。これは円滑化法が金融機関のコンサルティング機能を高めていると解釈することも可能であるが、ランクアップ率を上げる効果は見られないことから考えると、別の解釈も可能である。つまり、期末に経営再建計画の策定ができているかどうかは、その企業への貸出が不良債権に分類されるかどうかのトリガーになっており、資産内容の悪い金融機関は、自らの資産内容の一層の劣化を防ぐために経営支援先として指定した企業に計画策定を強く促す必要に迫られる。円滑化法利用の多い金融機関ほど経営再建計画策定率が高いのは、コンサルティング機能の発揮というより、むしろ円滑化法利用金融機関の資産内容が悪いことを反映しているに過ぎないと解釈することも可能である²⁸。

以上の推計結果から、仮説Ⅲは妥当しないと判断される。またこの推計結果は、家森(2012)の「円滑化法利用企業が全体として金融機関から積極的な支援を受けているかどうか疑問である」との所論と整合的と言えよう。

3.9.4 仮説Ⅳの結果

円滑化法に基づく条件変更が不良債権を増やしたかどうかをテストする仮説Ⅳの推計結果は表 3-9 のとおりである。表の第 1 列、第 2 列は当期の説明変数による当期の不良債権の推計、第 3 列、第 4 列は 1 期前の説明変数による当期の不良債権の推計、第 5 列、第 6 列は 2 期前の説明変数による当期の不良債権の推計結果である。第 2、4、6 列は操作変数を用いた第 2 段階推計の結果を示す。倒産件数を被説明変数とした場合と同様、円滑化法による「時間稼ぎ」の効果が持続的な効果かどうかを確認するために、円滑化法の利用の程度が当期、1 期後、2 期後の不良債権残高にどう反映するかを推計した。

ATMF 等の不良債権残高に対する効果を見ると、第 1 列、第 2 列の当期説明変数を用いた場合および第 3 列、第 4 列の 1 期前説明変数を用いた場合は、ATMF 等の係数符号はまちまちであり、有意性もない。しかし第 5 列、第 6 列の 2 期前説明変数を用いた推計では、係数符号は有意に正となる。円滑化法の利用が今期、翌期の不良債権を増やすか減らすかは不明であるが、2 期後には不良債権を増やす効果を現している²⁹。

このように、円滑化法の利用が当座の不良債権に与える影響が不明であったことは、円滑化法施行とともに条件緩和債権が不良債権に該当しない要件を拡張した処置がとられたことによって、不良債権が覆い隠された可能性を否定できない。円滑化法の利用が非効率企業の温存につながっており、利用の 2 期後に地域の倒産を増やす効果を持つ可能性が示

²⁷ 債務者区分のランクアップを決める要因としては、企業の自助努力、企業の置かれた市場の需要等もあり、この推計ではそうした諸要因を十分にコントロールできていないことを割り引いて考える必要がある。

²⁸ 相関行列で見たように、「円滑化法に基づく条件変更累計」は、「不良債権残高」とは正の相関、「自己資本比率」とは負の相関が見られ、円滑化法利用と銀行の財務健全性とは相反する関係を成している。

²⁹ 当期説明変数と 1 期前説明変数を用いた推計を 2 期前と同じように各年度の OLS で行った場合は、当期も 1 期前も係数符号は有意に正となり、円滑化法利用が当期、翌期の不良債権を増やすとの結果が得られた。

唆されたが、それは、円滑化法利用の 2 期後に不良債権が増えるとの推計結果と整合的である。仮説IVは妥当すると考えられる。この推計結果は、家森(2012)のアンケート調査の「円滑化法が経営不振企業の延命を助長したとの批判は必ずしも当たらない」との観察とは整合的ではない。

その他の説明変数では、信用保証 (CG) について、その係数符号が当期 CG および 1 期前 CG では有意に負であるのに対し、2 期前 CG では有意に正となっており、円滑化法の条件変更 (ATMF) と同様に、時間とともに「逆効果」になる現象が見られる。

(表 3-10) 不良債権に対する円滑化法の影響の推定結果

| | 推計式(8) | | | | | |
|-------------------------|------------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|--------------------|----------------------|
| | 被説明変数：不良債権残高 (BADLOAN) | | | | | |
| | 当期説明変数 | | 1 期前説明変数 | | 2 期前説明変数 | |
| | FE | 操作変数 | FE | 操作変数 | OLS | 操作変数 |
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| 円滑化法条件変更 (ATMF) | 0.002 (0.24) | -0.041 (-1.64) | 0.004 (0.29) | -0.027 (-0.72) | 0.505*** (5.76) | 4.455*** (5.20) |
| 自己資本比率 (CAR) | 0.034 (1.49) | 0.024 (0.97) | 0.045 (1.29) | 0.033 (0.93) | -0.024* (-1.89) | 0.115*** (3.41) |
| 信用保証 (CG) | -0.034 (-1.56) | -0.038* (-1.84) | -0.047** (-2.04) | -0.050** (-2.19) | 0.127*** (5.78) | 0.111*** (4.99) |
| 商業地地価 (LAND) | 1.991** (2.57) | 2.058*** (2.67) | 0.754 (0.87) | 0.839 (1.00) | -0.256* (-1.77) | -0.365*** (-2.59) |
| 1 人当たり県民所得 (GDP) | 0.935 (1.14) | 0.893 (1.09) | -2.372** (-2.46) | -2.407** (-2.50) | -0.235 (-0.30) | 0.596 (0.79) |
| 年度ダミー | 有 | 有 | 有 | 有 | | |
| Constant | -28.165*** (-2.70) | -28.418*** (-2.74) | 12.568 (1.17) | 12.047 (1.17) | 6.779 (1.42) | -4.831 (-0.97) |
| F 統計量 | 2.836 | 2.987 | 2.571 | 2.637 | 20.485 | 23.836 |
| R ² _overall | 0.031 | 0.031 | 0.064 | 0.060 | | |
| 修正 R ² | | | | | 0.188 | 0.204 |
| Obs | 1104 | 1104 | 736 | 736 | 368 | 368 |

注 1. 係数の下段 () 内は t 値. * は 10%水準で, ** は 5%水準で, *** は 1%水準でそれぞれ有意.

注 2. 攪乱項の不均一分散への対処として、ロバスト標準誤差による推計を行った.

注 3. 第 1 列から第 4 列のパネルデータを用いた推計のモデル選択の検定では、いずれにおいても固定効果モデルが採択された。第 5 列、第 6 列は OLS 推計.

3.10 小括

本章の実証結果は以下のように要約される。

第一に、円滑化法利用により金融機関が中小企業向け貸出を増やしているとの証拠は無く、むしろ条件変更や信用保証の付かない「プロパー貸出」を減らす傾向が観察された。「プロパー貸出」は金融機関本来の情報生産機能に基づく中小企業の前向きな資金需要に対応した貸出であると考えられることから、「プロパー貸出」を減らす効果を持つことは、円滑化法が金融仲介機能や金融機関の情報生産機能を高めていないことを示唆する。

第二に、円滑化法利用によって中小企業の倒産は一時的に改善される効果が見られたが、その効果は一時的であり、2期後にはむしろ倒産件数を増やす可能性さえ見出された。円滑化法の「時間稼ぎ」の効果は一時的なものであり、時間と共にむしろ逆効果になっていた可能性が示された。その背景には、円滑化法によって非効率企業が温存されたため、本来生き延びるべき企業の資金繰りや売上が圧迫される「地域経済の非効率」が生じている可能性が考えられる。

第三に、円滑化法の利用が金融機関のコンサルティング機能を向上させるとの仮説については、ランクアップ率については否定的な結果が得られ、経営再建計画策定率については肯定的な結果が得られた。しかし後者については、円滑化法利用の程度と財務健全性との負の相関性を考慮すれば、コンサルティング機能の発揮というよりは、資産内容劣化を防止する必要に迫られただけとの解釈も可能である。従って、円滑化法が金融機関のコンサルティング機能を促したとの仮説は支持されないと判断される。

第四に、円滑化法をより多く利用している金融機関ほど不良債権が多いとの仮説については、当座の影響は不明ながら、2期後には不良債権を増やしている可能性が示された。この結果は、倒産抑制効果が一時的であり、非効率企業温存が却って時間と共に倒産を増やしたとの結果と整合的である。

総じて、円滑化法は日本の中小企業金融にとって望ましい効果を発揮しているとはいえ、貸出条件緩和の安易な申し出と安易な受諾を生み、既往貸出資産の劣化懸念による金融機関の貸出姿勢消極化をもたらしたと考えられる。

本章の課題は以下のとおりである。第一に、円滑化法がプロパー貸出を減らしたり、倒産や不良債権に対して時間とともに逆効果をもたらしたことの背景にあるメカニズムの解明である。ここでは、円滑化法が非効率企業を温存したことや銀行の既往貸出資産の劣化懸念がそれらの原因ではないかと推測した。しかし円滑化法のような直接的で強い政府の介入が、銀行の貸出行動や地域経済に対してどのような経路で影響を及ぼすのかは、理論的にも明らかではなく、今後の課題として、説明変数をさらに増やして逆効果をもたらしたメカニズムを分析する必要がある。

第二に、本章は金融機関データを用いて分析したが、円滑化法は大手行から信用金庫に至るすべての金融機関が利用したため、「利用金融機関」と「非利用金融機関」とを比較して分析することができなかった。もし「利用企業」と「非利用企業」を含む企業単位の標本が得られれば、より精緻な分析が可能になると思われる。

第三に、金融機関のコンサルティング機能の代理変数として、ランクアップ率や経営再建計画策定率を用いたが、それらは企業の自助努力などの要因で決まることも多い。家森(2012)がアンケート調査で用いたような銀行の取引先との面談頻度といった変数の方が「金融機関の努力振り」をよりの確に反映しているかも知れない。コンサルティング機能のより適切な代理変数を金融機関別データの中から見出すことも今後の課題である。

第4章 公的信用保証制度の効果についての実証

4.1 はじめに

日本の中小企業向け貸出市場における公的信用保証制度のプレゼンスは大きい。信用保証付き貸出が中小企業向け貸出全体に占める比率は、残高で約15%、企業数で約4割と言われる³⁰。政府系金融機関（日本政策金融公庫と商工組合中央金庫）の貸出残高が中小企業向け貸出全体に占める比率は約10%であるから、残高で見た中小企業向け貸出市場における公的信用保証のプレゼンスは政府系金融機関より大きい。2012年3月末で信用保証残高は35兆円弱、年間の保証承諾件数は約87万件におよび、経済規模を勘案しても主要先進国の中では群を抜いて大きい。

特に1990年代末の平成金融危機の際に大規模な「特別信用保証」制度が導入され、その金融円滑化効果や倒産防止効果や多額の財政負担について様々な議論がなされ、制度の利用条件が緩かったこともあり貸し手・借り手のモラル・ハザードも問題にされた。さらに2008年を頂点とするグローバル金融危機時にも「緊急保証」制度が実施されたこともこの分野の議論と研究を増やすことになった。

しかし金融円滑化効果等についての先行研究の結論は、肯定的なものから否定的なものまでまちまちであり、共通の認識が得られているとは言い難い。しかも先行研究の分析の対象となっているのは、特別信用保証や緊急保証が実施されていた期間にほぼ限定されており、そうした金融危機時も含めて長期に亘る日本の公的信用保証の効果がいかなるものかは明らかにされていない。また先行研究では、公的信用保証が金融機関のプロパー貸出（信用保証の付いていない貸出）を補完する効果をもたらしたのか、それともプロパー貸出を保証付きに振り替える「旧債振替」のようなモラル・ハザードも含めた代替的な効果をもたらしたのかについて必ずしも意識せずに、単に貸出量の増減や倒産件数の増減だけを検証しようとしていることが多いように思われる。

本章は、プロパー貸出に対して「補完的」か「代替的」かも考慮に入れつつ、日本の公的信用保証が金融円滑化や企業パフォーマンスに対してどのような効果があったのかを、二度の金融危機を含む1998年度から2010年度までの13年間の都道府県のパネル・データに基づいて実証分析し、公的信用保証が中小企業金融にとって望ましい効果を発揮するにはいかなる制度設計をすべきかを考える材料を提供することを目的とする。

³⁰ 小野(2011), 小野(2007)による。

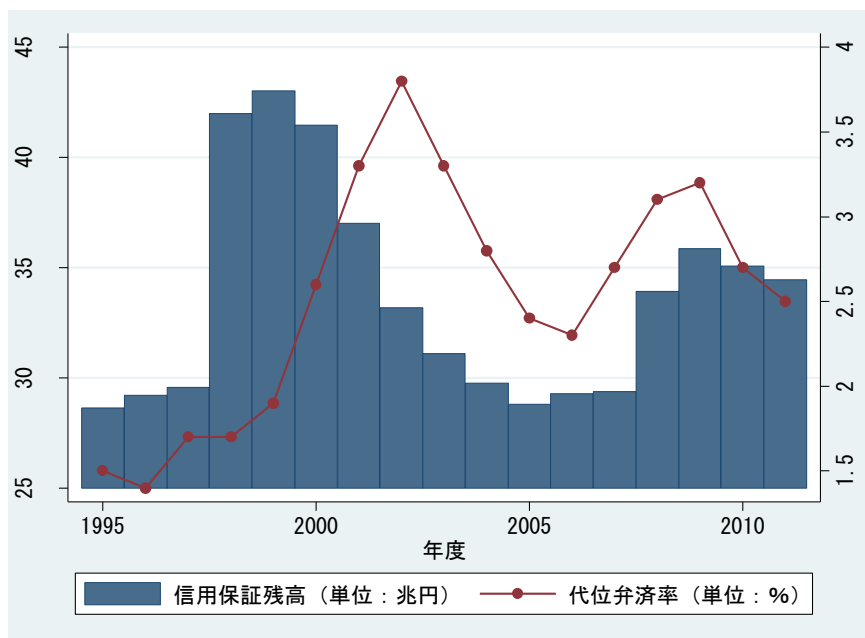
4.2 日本の公的信用保証の特徴

4.2.1 公的信用保証制度の概要³¹

日本の公的信用保証制度は1937年に東京信用保証協会が開業したのが嚆矢である。戦後、各地域で保証協会が活発に設立され、1956年には現行の枠組みが整備された。現行の枠組みは「信用保証」と「信用保険」から成る。「信用保証」の部分では、各都道府県所在の52の信用保証協会が中小企業、金融機関に対する窓口となって保証承諾、保証料の受け取り、代位弁済、回収業務を担っている。この「信用保証」は「信用保険」の仕組みによって再保険されている。各信用保証協会は、国が出資・監督する信用保険部門（現在は日本政策金融公庫の信用保険部門が担っている）に対して一定の信用保険料を支払い、代位弁済した金額の70%~90%について補填を受けている。すなわち信用リスクの多くは最終的に政府負担となる。

日本における信用保証残高の推移を見ると、1990年3月末の約15兆円が1990年代に増加し続け、1998年3月末には約30兆円になった。この背景には、自己資本比率規制の導入（1992年度末）に伴って、国際基準が適用される大手行を中心に、リスクウェイトの小さい信用保証付き貸出への需要が高まったことがある。

(図 4-1) 日本の信用保証残高・代位弁済率の推移



(出所)全国信用保証協会連合会(編)「業務要覧」(各年)およびニッキンレポートより筆者作成

³¹ この節の記述は、他に断わりのない限り、植杉(2008)に依拠している。

その後、平成金融危機への対応として1998年10月から2001年3月まで実施された「特別信用保証」はインパクトが大きかった。特別保証の制度の総枠30兆円に対し、保証承諾実績は制度終了時点で28兆9千億円に達した。この間、特別信用保証を含めた信用保証残高は98年3月末の約30兆円から99年3月末の約42兆円へ1年で12兆円も増加し、2000年3月末に約43兆円と現在に至るまでの残高のピークを付けた（図4-1）。特別信用保証がこれほど利用された理由としては、①一般保証とは別枠で利用できたこと、②担保や第三者の連帯保証を求めなかったこと、③審査基準が大幅に緩和されたことが挙げられる。

2000年3月末をピークに信用保証残高は漸減したものの、リーマン・ショック対応として08年10月から11年3月まで導入された「緊急保証」によって、再び残高は増勢に転じた（図4-1）。緊急保証は、制度の総枠36兆円に対し保証承諾実績が制度終了時点で27兆2千億円となった。緊急保証の終了後も「セーフティネット保証」が東日本大震災に対応して存続していることもあり、2012年3月末で信用保証残高合計は35兆円弱と高止まりしている。

一方、代位弁済率（年間代位弁済額／年度末保証残高）は、特別信用保証や緊急保証の制度導入と共に増加する傾向を示している（図4-1）。こうした代位弁済の増加によって、どの程度の政府負担が生じているかを土居(2009)によって見てみたい（表4-1）。信用保険部門の収支は、信用保証協会からの保険料収入と回収納付金収入から信用保証協会への保険金支払などを差し引いたものであるが、代位弁済の増加に伴って毎年多額の赤字を計上している。この間、日本政策金融公庫は基金を取り崩して対応しており、これを補填するために政府出資金等の投入も毎年行われ、2000年度には6千億円近い財政負担が生じている。土居(2009)によれば、政府出資金等の投入は昭和50年代で300～400億円、以降1997年までは100～200億円で推移しており、近年の財政負担は桁違いに大きくなっている。

(表4-1) 信用保証制度の収支状況（単位：億円）

| 年度 | 信用保証全体 ①+② | 信用保証協会 収支① | 信用保険部門 収支② | 基金残高 | 政府出資金等 | 代位弁済額 |
|------|---------------|---------------|---------------|--------|--------|--------|
| 1997 | | | -804 | 11,401 | 182 | 4,987 |
| 1998 | -1,757 | 126 | -1,883 | 14,700 | 3,298 | 6,684 |
| 1999 | -1,884 | 209 | -2,093 | 16,224 | 3,365 | 8,010 |
| 2000 | -4,532 | -28 | -4,504 | 17,486 | 5,988 | 10,733 |
| 2001 | -6,241 | -445 | -5,796 | 13,231 | 1,698 | 12,350 |
| 2002 | -6,451 | -403 | -6,048 | 11,186 | 4,038 | 12,604 |
| 2003 | -3,902 | 422 | -4,324 | 8,060 | 972 | 10,217 |
| 2004 | -2,040 | 520 | -2,560 | 8,420 | 3,648 | 8,279 |
| 2005 | -741 | 935 | -1,676 | 7,686 | 902 | 6,872 |
| 2006 | -938 | 783 | -1,721 | 6,847 | 915 | 6,852 |
| 2007 | | | -2,494 | 6,606 | 2,531 | 7,943 |
| 2008 | | | -3,413 | | 400 | 10,358 |

(出所) 土居(2009)に基づいて筆者作成

もちろん根本(2008)が述べているように、より信用リスクが高い企業を対象にしている公的信用保証の代位弁済率が銀行貸出の平均的なデフォルト率よりも高くなるのは当然であり、その結果として財政負担が生じるのだから、財政負担の多さだけで公的信用保証を否定することは妥当ではない。問題は、公的信用保証がそうした財政負担に見合った付加価値を生み出しているかどうか、或いは、社会的費用として国民から容認され得るかどうかである。

4.2.2 日本の制度的特徴と問題点

公的信用保証制度について国際比較した植杉(2008)によれば、日本の信用保証制度の規模は欧米主要国と比べて桁違いに大きい。年間の保証実績額で見ると、米国の約10倍の規模であり、欧州諸国とは二桁規模が違っている。

小野(2007)は、規模で突出しているのみならず、日本の信用保証制度には他国にない特徴が三点あると指摘する。第一は保証割合が100%であることである。他国の制度では100%保証は創業支援など例外であり部分保証(50%~90%)が一般的である。第二は保証料率が一律であることである。他国では企業の信用力に応じて保証料率が異なるのが原則になっている。ただし日本においても2007年10月から「責任共有制度」が導入され、保証割合は原則80%に引き下げられ、2006年4月から保証料率も企業の信用力に応じて9段階に区分される等の変更が行われた。しかしこれらの変更はリーマン・ショック後の「緊急保証」制度には適用されないほか、セーフティネット保証などかなりの数の制度保証には適用されない。第三は、日本の保証承諾率が9割前後と極めて高く、厳格な審査が行われているとは考えにくいことである(ドイツの保証承諾率は20%程度)。

忽那(2005)は、日本の信用保証制度がフランスのように新規開業といった特定領域に特化しておらず、保証対象領域が不明確であると指摘する。今(2012)は、英米には公的信用保証を受けるための条件として「Credit Denial」制度が存在していることを紹介している³²。日本にはこうした公的信用保証利用のための「入口条件」は存在しない。

小野(2007)は、保証割合の高さ、保証料率の一律性、保証承諾率の高さといった他国との比較から、総じて日本の信用保証制度は、民間金融機関の審査・モニタリングに対するインセンティブ付けや保証条件を通じて利用企業を規律付ける仕組みが乏しいと述べている。また忽那(2005)は、「金融機関→信用保証協会→日本政策金融公庫の信用保険部門→国・地方自治体→国民(税金)といった流れで、中小企業に関する情報を最も多く持つ金融機関から、ほとんど情報を持たない国民へと責任が転嫁される」ことが問題であると指摘している。重層的な本人・代理人関係によって情報の非対称性が増幅されると共に、制

³² 今(2012)によれば、イギリスの融資保証制度では「存続可能ではあるが、通常の融資基準は満たさないと貸し手が判断する借入」が保証の対象となる。信用保証を受けたい借入人は、民間金融機関の「融資拒絶証明書」を信用保証機関に提示する必要がある。

度設計の緩さによって信用リスクが転々と転嫁され、金融機関をはじめとする当事者のモラル・ハザードが起きやすい仕組みになっていると言えよう。

実際に金融危機時に特設された「特別信用保証」や「緊急保証」については、貸し手や借り手のモラル・ハザードの事例が数々報道されている。報道内容は、貸し手については既存プロパー貸出を意図的に保証付きに振り替える「旧債振替」が行われ、借り手については本来の資金使途でない借入を行ったり将来性が見込めないのに一時的延命のために制度を利用したというものである³³。

國枝(2009)は、信用保証協会の私的利益（組織を維持拡張すること）と銀行のモラル・ハザード（自身の情報生産を怠り公的保証取り付けという *rent-seeking* に走ること）との結託（*collusion*）が生じているとし、その具体的現れとして、信用保証協会と地元の地方銀行との持ちつ持たれつの関係が問題視された信用保証協会を巡る背任事件についての訴訟を挙げている。國枝(2009)はまた、信用保証協会のガバナンスも問題視している。地方自治体の首長によって指名される協会の役員は、副知事や出納長経験者といった自治体 OB と地元地方銀行 OB と協会プロパー職員の混成部隊であることが多い。自治体 OB は金融や中小企業行政の素人であることも多い一方、地銀 OB には協会と出身銀行との利益相反の恐れがある。以上のような実態から、「協会を巡る政治的な環境まで考慮すると、信用保証を通じた過剰な信用の付与の恐れが小さくはない」³⁴と結論付けられている。

4.3 先行研究

公的信用保証に関する過去の実証研究の論点は四点に整理できると思われる。第一は「信用保証が借入額や借入金利等の中小企業の資金調達に及ぼす影響」である。第二は「信用保証が金融機関のプロパー融資を増やす補完効果を持つのか、プロパー融資を減らす代替効果を持つのか」であり、関連して「信用保証は貸し手のモラル・ハザードを生んでいるか」である。第三は「信用保証が利用企業のパフォーマンス（成長、倒産防止等）に及ぼす影響」である。第四は「リレーションシップ・バンキング機能やメインバンク機能と信用保証との関係」である。以下、論点ごとに先行研究をレビューし、その後で本章の実証の論点を明らかにしたい。

4.3.1 「中小企業の資金調達に及ぼす影響」の検証

Zecchini and Ventura(2009)は、イタリア企業の1999年～2004年のパネル・データを用いて、信用保証の利用により、調達コストは2割低下し借入額も10%弱増加したと報告している。

³³ 貸し手のモラル・ハザードについては、例えば『週刊ダイヤモンド』Diamond Online(2008年11月14日)で、旧債振替と見られないように決済口座の工夫をする金融機関の実態などが報道されている。また借り手のモラル・ハザードについては、植杉(2008)が178頁でいくつかの新聞報道を引用している。

³⁴ 國枝(2009), 43頁

Bartoli et al. (2013)は、リーマン・ショック前後のイタリアの「相互保証制度」の効果について大手銀行の審査情報を用いて分析し、相互保証を利用した中小企業は非利用企業に比べて資金繰り逼迫度が低く、またこの制度が単に信用補完機能ではなく金融危機時に失われがちな企業情報のシグナリング機能を果たしたと評価している。

松浦・竹澤(2001)は、平成金融危機の際に発動された特別信用保証の効果について、都道府県別の中小企業向け貸出残高を被説明変数としてパネル分析を行い、信用保証は貸出残高に対し有意な影響は見られず、貸出の増加には貢献しなかったと結論付けている。

随(2004)は、バブル期(1984~1989)とバブル崩壊後(1990~1997)に分けて、それぞれ金融機関別の中小企業向け貸出増加率を信用保証承諾額の増加率で回帰した。その結果、バブル期の信用保証は貸出に有意な影響を及ぼしていないが、バブル崩壊後の信用保証増加は貸出増加に効果があった、とする。

竹澤・松浦・堀(2005)は、中小企業向け貸出残高、倒産件数、信用保証残高の三元同時推定式によって1995年度~2001年度を対象に推計し、当期の信用保証は有意に貸出残高を増やしたものの、前期の信用保証利用率は逆に当期の貸出を減らしており、とりわけ特別信用保証が適用された期間についてはその割合が大きかったとしている。

高(2009)は、2006年度から2009年度までの地方銀行のパネル・データを用いて、信用保証残高と新規信用保証額の二つの説明変数で中小企業向け貸出残高を回帰した。その結果、いずれの説明変数も有意に貸出を増やす効果があり、とりわけ緊急保証が実施された2009年度は貸出増加の限界効果が高まったと報告している。

Uesugi et al. (2010)は、アンケート調査による企業個票データを用いて、propensity score matchingによって利用企業と非利用企業の事前・事後の借入額や金利を比較検証し、特別信用保証が中小企業の資金のアクセシビリティを高めたが、金利効果は明確ではなく、しかもそれらの効果は持続しなかったと分析している。

Ono et al. (2011)は、リーマン・ショック後に導入された緊急保証制度について企業個票データを用いて分析し、緊急保証利用は中小企業の資金繰り改善に寄与したものの、メインバンクの緊急保証利用はむしろプロパー貸出を減らしたと報告している。

今(2012)の対象期間は、1997年~2002年とおおむね特別保証の実施期間であるが、使用データの中小企業の定義の変更を考慮して2000年の前後で分けた回帰も実施し、通期および1999以前では信用保証は貸出を減らし、2000以降はむしろ増やす効果があったと報告している。

4.3.2. 「プロパー貸出に対して補完的か代替的か」の検証

Wilcox and Yasuda(2008)は、単に公的信用保証が貸出全体を増やしたかどうかではなく、プロパー貸出に対して補完か代替かに着目している。彼らは特別信用保証が実施された期間を対象に銀行別データを用いてパネル分析を行った。その際、貸出残高を信用保証残高で回帰した係数値が1より大きいか小さいかによって補完的か代替的かを判断した。金融

機関の中小企業向け貸出は、信用保証の付いた部分と付かない部分（プロパー貸出）から成る。したがって、もし係数値が 1 を下回っているならば、たとえそれが正であっても、信用保証の付いた貸出 1 単位の増加が貸出全体を 1 単位未満しか増やしておらず、プロパー貸出はむしろ減少していることになる。例えば、係数値が 0.7 であれば、保証付き貸出 1 単位の増加は貸出全体を 0.7 単位しか増やさず、プロパー貸出が 0.3 単位減少したことになる。彼らは、保証のウェイトが比較的低い大手行については保証の増加がプロパー貸出も増やす効果があった（補完効果）が、保証のウェイトが高い地銀についてはプロパー貸出をむしろ減らした（代替効果）と報告している。また Wilcox and Yasuda(2012)は、同じ実証から、より高い自己資本を持ち、かつ、信用保証の利用の程度が小さければ、信用保証がプロパー貸出を増やす補完的な効果があると結論している。

公的信用保証がプロパー貸出に対して補完的か代替的かは、貸し手のモラル・ハザードの有無を間接的に検証することにもなる。もし公的信用保証が増加することによってプロパー貸出が減るのであれば、金融機関が意図的にプロパー貸出を保証付き貸出に振り替える「旧債振替」のようなモラル・ハザードが起こっている可能性を否定できないからである。モラル・ハザードの有無については、プロパー貸出の増減による検証以外にも、様々な方法で以下のように検証されてきた。

家森(2004)は、財務体質の悪い銀行ほど公的信用保証に頼るインセンティブがあるため保証利用率や代位弁済率が高いとの仮定を置いたうえで、実証の結果、財務体質の悪い銀行ほど保証利用や代位弁済が多かったとは言えず、信用保証事業は金融機関のモラル・ハザードを助長していなかったと結論付けている。

Ono and Uesugi(2005)は、メインバンクの企業との接触頻度やメインバンクへの企業の資料提出頻度は信用保証利用企業の方が高いことから、銀行は信用保証があってもモニタリングを怠っておらず、利用銀行にモラル・ハザードがより強くみられる証拠はないとする。

島袋(2005)は、アンケートに基づく企業の個票データを用いて信用保証の利用割合の増加がメインバンクの情報生産に有意にマイナスの影響があることを示し、貸し手のモラル・ハザードの発生を支持する結果を報告している。

Uesugi et al.(2006)は、特別信用保証の利用企業は非利用企業に比べ ROA の改善幅が大きかったことから、ROA を改善した正の効果が ROA を悪化させた負のモラル・ハザード効果を上回っていたとする。

近藤万峰(2012)はリーマン・ショック直後を対象に家森(2004)と同様の実証を行い、ほぼ同じ結果を報告しているが、不良債権が多いほど代位弁済率が高いとの結果についてはモラル・ハザードの可能性を否定できないとしている。

4.3.3 「利用企業のパフォーマンスに及ぼす影響」の検証

Hancock and Wilcox(1998)は、米国の州別パネルデータを用いて、1991 年～1992 年のクレジット・クランチ期において米国中小企業庁(SBA)プログラムが外生ショックを緩和する機

能を果たしたと評価した。Hancock et al.(2007)は、1990年～2000年を対象に、SBAプログラムが、個人所得、賃金、雇用、企業倒産等に対してプラスの効果があったと評価している。

Craig et al.(2007), Craig et al.(2010)は、1991年～2001年のカウンティ単位の地域別パネルデータを用いて、地域の一人当たり所得および雇用率を保証付き融資額で回帰して正の関係を見出しており、とりわけ低所得地域において影響が強いとしている。

小西・長谷部(2002)は、特別信用保証導入前を対象に推計したマクロ的な倒産関数に基づいて、制度導入後の倒産件数の推計値と実際の倒産件数を比較し、導入後1年目は倒産抑制効果があったが、2,3年目になると逆に倒産実績が推計値を上回るとして、効果が一時的だったとしている。

松浦・堀(2003)は、北海道の企業約1,000社の個票データを用いて、特別信用保証がROAや倒産倍率(倒産時の負債/資本金)に与える影響を検証した結果、ROAには有意な影響を与えておらず、企業パフォーマンスの改善につながらなかった一方、倒産倍率にも有意な影響がないのは金融機関がプロパー貸出を保証付きに振り替えたためではないかと推測している。

Uesugi et al. (2010)は、アンケート調査による企業個票データを用いて利用企業と非利用企業の事前・事後のROA、倒産確率、インタレスト・カバレッジ・レシオを比較検証し、特別信用保証利用企業はいずれも劣化したと結論付けている。

Ono et al. (2011)は、リーマン・ショック後に導入された緊急保証制度について企業個票データを用いて分析し、緊急保証利用は中小企業の事後的な企業業績を悪化させたと報告している。

4.3.4 「リレーションシップ・バンキング機能やメインバンク機能との関係」の検証

一般的に、リレーションシップ・バンキングやメインバンクには、取引企業から質的、量的に豊富な情報を取得できる利点があり、これによって金融機関の情報生産機能が高まると言われている³⁵。先行研究のいくつかは、こうしたリレバン機能やメインバンク機能と公的信用保証の情報生産や貸出に対する効果が相反することを示唆する実証結果を提示している。Ono et al. (2011)は、非メインバンクと異なり、メインバンクの緊急保証利用はプロパー貸出を減らしたと報告している。Bartoli et al. (2013)の実証結果のうち、「相互保証利用の有無」と「銀行との取引期間の長さ」との交互作用項が企業の金融逼迫度に与える影響を見ると、信用保証制度とリレバン機能の効果が相反していることがわかる。

4.3.5 先行研究のまとめと本章の特徴

以上の先行研究から言えるのは、欧米では信用保証が厳密に運用され固有の役割を果たしているためか、企業の資金繰りや企業業績や地域経済への信用保証の効果について肯定的な評価が多く見られる。それに対し、日本の信用保証が中小企業の資金調達に及ぼす効

³⁵ 例えば内田(2010)の第4章、第6章

果をテストした先行研究の結論はまちまちであり、プロパー貸出に対して補完的というよりも代替的との証拠がより多く挙げられている。モラル・ハザードの有無についても共通の見解は得られていない。また、企業パフォーマンスに対しても効果は無いか一時的な先送りに過ぎないと結論付けた研究が多く、欧米と比べて肯定的な評価は少ない。公的信用保証がリレバン機能やメインバンク機能と相乗的か相反的かをテストした少数の研究は相反的であることを示唆している。

先行研究に対して、本章の特徴は以下のとおりである。第一に、単に貸出増減や企業パフォーマンスへの影響を検証しただけではなく、公的信用保証がプロパー貸出に対して「補完的」か「代替的」かを検証して、モラル・ハザードの有無に対しても知見を得ることができるようにした。第二に、二度の金融危機を含む13年間に亘る県単位のパネル・データに基づいて実証分析し、危機期とそれ以外の時期とで公的信用保証の効果に違いがあったのかどうかを検証した。第三に、日本の公的信用保証制度の条件の緩さを考慮し、たとえ公的信用保証のプラスの効果が立証されたとしても、利用の程度によってはマイナス効果に転じることもあり得ることから、公的信用保証の効果の非線形性を検証した。第四は、先行研究が少ない「リレバン機能やメインバンク機能と公的信用保証との関係」を明らかにしようとした。

4.4 理論的枠組みと本章の仮説

公的信用保証は、第2章の政府の市場への関与についての分類では、保証を通じて「b-2 資源配分に影響を与える」関与である。公的信用保証は様々なタイプの「市場の失敗」を是正する目的で用いられる。例えば、金融危機など負の「外部性」によって、借り手に関する「情報の非対称性」が著しく拡大し、中小企業の資金調達が困難になるような場合が考えられる。また、創造的な技術や画期的なビジネスモデルを開発したものの、利益が広く社会に拡散し開発者の利益が費用を下回る「外部性」のために中小企業が市場で資金調達できない場合もあり得る。

本章は、第一に、多くの先行研究が関心を寄せているのと同様に、公的信用保証が貸出量や貸出金利等の中小企業の資金調達にどのような影響を与えたかを検証するが、その中でも貸出量に焦点を当てる。金利などの貸出条件も借り手にとっては重要ではあるが、貸出量（中小企業にとっての資金のアベイラビリティ）の方が社会全体からみれば重要であると考えられる。金利は金銭貸借によって実現した事業利益を貸し手と借り手の間でどう分配するかの問題に過ぎないが、そもそも資金制約があれば事業そのものが遂行されないからである。

公的信用保証の貸出量に対する効果をテストするに当たって、Wilcox and Yasuda(2008)と同様に、公的信用保証がプロパー貸出に対して補完的か代替的かに着目する。具体的には、信用保証が1単位増えた時に貸出全体が1単位より大きく増えるかどうかをテストす

る。言い換えれば、信用保証の「貸出乗数」は 1 より大きいかどうかを検証する。単なる貸出量ではなく、「プロパー貸出に対して補完的か代替的か」が重要である理由は以下のとおりである。

プロパー貸出は、信用保証に依存しない金融機関自らの情報生産能力によって行われると考えられる。担保と情報生産の関係について Manove and Padilla(2001)は、担保によって貸出債権が部分的に保全されると、貸し手の審査・モニタリングのインセンティブは低下し、情報生産が劣化する可能性を理論的に指摘した(lazy bank 仮説)。もし金融機関が公的信用保証に依存して情報生産活動を怠ったり、意図的にプロパー貸出を保証付き貸出に振り替えるような行動をとれば、信用保証がプロパー貸出を減らす代替的な関係になる。このような可能性を Manove and Padilla(2001)に倣って、公的信用保証と情報生産活動についての「lazy bank 仮説」と呼ぶことができるであろう。逆に、公的信用保証の利用で金融機関の信用コストや情報生産コストは節約されるが、節約されたリスク資産や資源を用いて金融機関が情報生産を追加的に行いプロパー貸出が増えるというメカニズムが働いていれば、信用保証がプロパー貸出を増やす補完的な関係になる。これを「diligent bank 仮説」と呼ぶ。つまり、信用保証とプロパー貸出が補完的か代替的かを観察することによって、背後にある金融機関のインセンティブのあり方（公的信用保証が金融機関の情報生産を高めるような誘因を持っているのか=diligent bank 仮説、それとも情報生産を怠ったりモラル・ハザードを生むような誘因を持っているのか=lazy bank 仮説）をも検証できると考えられる。

以上を踏まえ、本章は、「公的信用保証が金融機関のプロパー貸出を増やす補完効果を持つのか、プロパー貸出を減らす代替効果を持つのか」についての次の仮説を立てる。

仮説Ⅰ：公的信用保証の「貸出乗数」は 1 より大きい（=補完説。対立仮説は代替説）

第二に、公的信用保証が中小企業のパフォーマンスに及ぼす影響を二つに分けて検証する。ひとつは、中小企業の倒産防止に資するかどうかを検証することによって、公的信用保証のディフェンシブな効果をテストする。これは中小企業への負の外部性への対応として公的信用保証に期待される役割の典型的なものであり、前節のように先行研究も多い。

仮説Ⅱ：公的信用保証は中小企業の倒産防止に資する

第三に、公的信用保証が新たな中小企業の成長に資するかどうかを検証することによって、公的信用保証が中小企業のパフォーマンスに及ぼす影響のうちの前向きな効果をテストする。日本を含む主要国の公的信用保証制度においては、創業支援や研究開発型企業支援といった目的が掲げられていることが多いにもかかわらず、公的信用保証のディフェンシブな効果と比較して、前向きな効果に対する先行研究は少なく、検証する意味は大きい

と思われる。

仮説Ⅲ：公的信用保証は新たな中小企業の成長に資する

以上の仮説Ⅰ～仮説Ⅲが本章の基本仮説である。第四は、公的信用保証制度が貸出に及ぼす影響がリレバン機能やメインバンク機能と相乗的か相反的かの検証である。これは仮説Ⅰから派生した論点である。

リレバン機能やメインバンク機能は、企業との親密な関係を構築することによって、ハード情報のみならずソフト情報の蓄積が図られるため、中小企業についての「情報の非対称性」が克服されやすく、金融機関の情報生産が進んで中小企業の資金のアクセシビリティを高める効果を持つ、と言われる³⁶。もし仮説Ⅰの検証の結果、公的信用保証がプロパー貸出しに対して代替的な関係にあり、金融機関の情報生産を怠らせているとしても、リレバン機能やメインバンク機能の情報生産促進効果が公的信用保証の貸出増加を促すのであれば、リレバンやメインバンクが十分に機能することによって公的信用保証が中小企業の資金のアクセシビリティを高めるかも知れない。そこで、リレバン機能やメインバンク機能は公的信用保証が貸出を増やす効果と相乗的かどうかを検証する。先行研究は、筆者の知る限り、既述の Ono et al. (2011)と Bartoli et al. (2013)しか存在しないが、いずれも相反的との実証結果を示している。

仮説Ⅳ：公的信用保証が貸出を増やす効果は、リレーションシップ・バンキング機能やメインバンク機能が増すことによって大きくなる

第五に、先行研究の多くが金融危機時のみを対象としていることを踏まえ、金融危機時とそれ以外の時期とで公的信用保証の効果が異なるのかどうかをテストする。これは仮説Ⅰ～仮説Ⅲの派生仮説である。

仮説Ⅴ：仮説Ⅰ，Ⅱ，Ⅲの効果は、金融危機時に特に大きい

第六に、日本の公的信用保証制度の条件の緩さを考慮し、たとえ公的信用保証にプラスの効果があったとしても、利用の程度によってはマイナス効果に転じることもあり得ると考え、公的信用保証の効果の非線形性を検証する。これも仮説Ⅰ～仮説Ⅲの派生仮説である。先行研究では、Wilcox and Yasuda(2012)が同様のテストを行っている。

仮説Ⅵ：一定水準以上利用すると、公的信用保証は仮説Ⅰ，Ⅱ，Ⅲを満たさなくなる

³⁶ 例えば内田(2008)

4.5 推計方法とデータ

日本の中小企業向け貸出に関する実証研究には、①都道府県データを用いるもの、②金融機関データを用いるもの、③企業データを用いるもの、がある。①は信用保証データを利用できること、地域特性など資金需要側の特性を制御できるメリットがあり、②は自己資本比率など金融機関（資金供給側）の特性を数多く利用できる利点がある。③は主に中小企業向けアンケート調査や帝国データバンク等の調査会社のデータが用いられ、メインバンクの特定や企業特性のマッチングによる政策効果測定が可能になる。クロスセクションのデータ数は③が通常最も多く、次が②で、①は最大でも都道府県の数(47)となる。公的信用保証の長期データは都道府県別のものしか入手できないため、本章では1998年度から2010年度までの13年間の都道府県のパネル・データによる分析を行う³⁷。

4.5.1 推計方法

仮説Ⅰ～仮説Ⅲは、被説明変数として、各道府県の「中小企業1社当たりの貸出残高」、「中小企業1社当たりの倒産件数」、「新規開業率」を用いて、それぞれを「信用保証残高(CG)」で回帰することによって検証する。CGにコントロール変数を加えた推計式は以下のとおりである。

$$SBL_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CG_{i,t} + \alpha_2 CAR_{i,t} + \alpha_3 LAND_{i,t} + \alpha_4 GDP_{i,t} + \alpha_5 MKT_{i,t} + u_{i,t} \quad (1)$$

$$DEFAULT_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CG_{i,t} + \beta_2 CAR_{i,t} + \beta_3 LAND_{i,t} + \beta_4 GDP_{i,t} + \beta_5 MKT_{i,t} + v_{i,t} \quad (2)$$

$$STARTUP_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 CG_{i,t} + \gamma_2 CAR_{i,t} + \gamma_3 LAND_{i,t} + \gamma_4 GDP_{i,t} + \gamma_5 MKT_{i,t} + w_{i,t} \quad (3)$$

仮説Ⅳは、「信用保証残高」と「リレバン機能またはメインバンク機能の代理変数」の交互作用項を仮説Ⅰの推計式(1)の右辺に加えることによって検証する。仮説Ⅴは、「信用保証残高」と「金融危機期ダミー」の交互作用項を仮説Ⅰ～Ⅲの推計式(1)～(3)の右辺に加えることによって検証する。仮説Ⅵは、「信用保証残高*信用保証残高」を仮説Ⅰ～Ⅲの推計式(1)～(3)の右辺に加えることによって検証する。これらすべての変数を加えた推計式は次のとおりである。

$$SBL_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 CG_{i,t} + \delta_2 (CG_{i,t})^2 + \delta_3 (CG_{i,t} * FCDummy_t) + \delta_4 (CG_{i,t} * RB_{i,t}) + \delta_5 (CG_{i,t} * MB_{i,t}) + \delta_6 CAR_{i,t} + \delta_7 LAND_{i,t} + \delta_8 GDP_{i,t} + \delta_9 MKT_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

³⁷ 信用保証の金融機関別データが公開されている時期は限定的で、それ以外の時期（2002年度～2009年度）について金融機関別データを収集するには、各信用保証協会の協力を得なければならない。しかし高(2009)が述べているように、保証協会によっては金融機関別データを公開していないところもあり、不十分なデータしか得られないようである。

$$\begin{aligned}
DEFAULT_{i,t} = & \lambda_0 + \lambda_1 CG_{i,t} + \lambda_2 (CG_{i,t})^2 + \lambda_3 (CG_{i,t} * FCDummy_t) \\
& + \lambda_4 CAR_{i,t} + \lambda_5 LAND_{i,t} + \lambda_6 GDP_{i,t} + \lambda_7 MKT_{i,t} + z_{i,t} \quad (5)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
STARTUP_{i,t} = & \eta_0 + \eta_1 CG_{i,t} + \eta_2 (CG_{i,t})^2 + \eta_3 (CG_{i,t} * FCDummy_t) \\
& + \eta_4 CAR_{i,t} + \eta_5 LAND_{i,t} + \eta_6 GDP_{i,t} + \eta_7 MKT_{i,t} + \pi_{i,t} \quad (6)
\end{aligned}$$

変数記号の内容は以下のとおりである。

SBL_{i,t} : i 県の t 年度末の中小企業 1 社あたりの貸出残高

DEFAULT_{i,t} : i 県の t 年度の中小企業 1 社あたりの倒産件数

STARTUP_{i,t} : i 県の t 年度の新規開業率(新規開業率の定義は「4.5.2 データ」で述べる)

CG_{i,t} : i 県の t 年度末の中小企業 1 社あたりの信用保証残高

FCDummy_t : 金融危機期ダミー(t 年度が後に定義する金融危機期にあてれば「1」、そうでなければ「0」の値をとる)

RB_{i,t} : i 県に所在する金融機関の t 年度末のリレーションシップ・バンキング機能の代理変数の値 (定義は後述)

MB_{i,t} : i 県に所在する金融機関の t 年度末のメインバンク機能の代理変数の値(定義は後述)

CAR_{i,t} : i 県に所在する金融機関の t 年度末の平均的な自己資本比率 (具体的計算方法は後述)

LAND_{i,t} : i 県の t 年度末の商業地の平均地価

GDP_{i,t} : i 県の t 年度末の一人当たり県民所得

MKT_{i,t} : i 県の t 年度末の金融機関の市場競争度

各県所在の金融機関のリレバン機能の程度を表象する代理変数としては「中小企業 1 社当たりの金融機関店舗数」を用いた。Kano et al. (2006) や内田(2007)は「取引年数」と「取引の多面性」をリレバン機能の代理変数として用いているが、内田(2010)ではこれらのほかに「企業と金融機関支店の物理的距離」「企業と金融機関の接触頻度」をリレーションの強さの代理変数として挙げている。「中小企業 1 社当たりの金融機関店舗数」は、これら四種類のリレバンの代理変数のうち「企業と金融機関の物理的距離」や「企業と金融機関の接触頻度」と関連しており、各県ごとの金融機関の平均的なリレバン機能の程度を表象し得ると考えられる。

一方、メインバンク機能の代理変数としては「貸出残高トップ銀行の県内シェア」を用いた。メインバンクの定義は様々であるが、多くの研究が貸出残高の多さをメインバンクの条件として挙げており、都道府県別データを用いたメインバンク機能の程度を表象する変数として「貸出残高トップ銀行の県内シェア」を用いた。

仮説Vについては、本章の対象期間を、①1998年度～2002年度、②2003年度～2007年度、③2008年度、④2009年度～2010年度の四つの期間に分け、①と③の時期を「1」(金融危機の時期)、②と④の時期を「0」(それ以外の時期)とするダミー変数を用いることによって、公的信用保証の貸出残高、倒産件数、新規開業数に対する影響が時期によって異なっただかどうかを検証する。①と③を危機期とした理由は、①については、特別信用保証制度が実施された期間にその後の影響も考慮して1年加えたからあり、③については、緊急保証が実施された初年度でありその後は日本におけるシステミックな危機は終息したためである³⁸。

コントロール変数として何を用いるべきかについては、先行研究を参照して検討した。第一に、「地価」は、大方の先行研究において有意で一貫した結果が出ており、資産効果による資金需要や銀行担保として資金供給に影響する変数として採用した。地価の種類としては商業地の平均価格を用いた。

第二に、都道府県の資金需要に影響する代表的な変数として、先行研究の多くも用いている「一人当たり県民所得」を採用する。

第三に、市場の競争条件については、各県の地銀と信金の貸出残高についてのハーフィンダール・ハーシュマン指数を競争度の変数として用いる³⁹。一方、大手行の進出はその県の競争度を増すと考えられることから、大手行貸出残高シェアも競争度変数として用いた。

第四に、都道府県別データでは資金供給側(銀行)の特性を示す変数を得ることが難しいが、銀行データを用いた先行研究で広く用いられ、長期的には銀行の収益性や安全性を集約していると考えられる「自己資本比率」を都道府県ベースで用いる方法を検討し、大手行および本店所在地銀・信金の貸出残高で加重平均した自己資本比率を各都道府県の金融機関の平均的な自己資本比率と見做して使用した。

「貸出金利」については、これを入れる理由が研究によってまちまちであり(供給決定要因とする研究と需要決定要因とする研究がある)、特に90年代以降の低金利時代においては結果も有意性が出ていないことが多いため、これは用いなかった⁴⁰。

本章では、omitted variablesによる内生性の問題をできるだけ除去するために、固定効果モデルによるパネル・データ分析(個別効果と期間効果を両方組み込んだ2 way feモデルによる分析)を行った。また、逆因果による内生性をどう制御して妥当な推計モデルを構築するかも重要な問題である。先行研究の中では、銀行データを用いた Wilcox and

³⁸ 本章と第5章とで金融危機期の定義が異なるが、これは、制度によって危機対応時期が異なるためである。第一に、平成金融危機への対応として特別信用保証が実施された時期と公的資本注入が実施された時期が異なること、第二に、リーマン・ショックへの対応として緊急保証が実施された時期と公的資本注入が実施された時期が異なることによるものである。

³⁹ 各県のHHIに大手行を含めない理由は、データの制約があるため大手行を入れることが適当でないと考えられるからである。詳しくは次節「データ」で述べる。

⁴⁰ 本章は都道府県を分析単位としているが、都道府県の性質の違いをコントロールする変数が不足していると思われる、これが本章の限界のひとつであり、今後の課題である。

Yasuda(2012)が操作変数を用いた推計を行っているが、都道府県単位で分析した研究には然るべき操作変数を用いている研究はほとんど見当たらない。本章について考えると、操作変数に必要な条件は、毎年の県毎の信用保証残高と関連しつつ、中小企業向け貸出残高等とは関連しないこと、である。つまり、資金需要側の要因とは関わりなく信用保証の供給を決定する要因が操作変数の候補である。こうした条件を満たす操作変数の候補として考えられるのは、信用保証を供給する「各信用保証協会の都合」である。例えば、各保証協会の収支状況が考えられる。収支状況が悪化すると信用保証の供給は減ると考えられる。収支状況を把握するために使えるデータとしては、前年度の代位弁済率（または前々年度との差、または過去数年の増加率）や前年度の回収率（または同左）が考えられる⁴¹。また播磨屋(2012)が提案している各信用保証協会の「収支差額変動準備金」（一般企業の利益剰余金に相当）も候補となり得る。いずれにしても、各信用保証協会の財務データを1998年度から2010年度までの13年間に亘って入手できるかどうかの問題となるが、本章作成に当たっては上述の操作変数を用意できなかった。今後の課題としたい。

本章では、被説明変数と説明変数を同時点で推計する同時点推計に加えて、1期前、2期前の説明変数を用いた推計も実施している。また、安孫子(2005)が指摘しているように、長期の時系列推計に伴う単位根問題に対処するため、変数を前年比や前年との差にすることが望ましいと思われるが、本章の用いた県別データでは前年比等の値の分布がかなり不均一であり、統計的な処理が困難であったため、やむを得ず各年度の定値を用いた。

予想される係数符号とその理由、解釈は表4-2のとおりである。

4.5.2 データ

用いたデータは以下の通りである。

<説明変数>

a. 公的信用保証残高

2005年3月までは中小企業信用保険公庫・全国信用保証協会連合会（編）『業務要覧』各年版、『業務要覧』が発行されなくなった2006年3月以降は『ニッキンレポート』各年該当号の「信用保証協会別の代位弁済状況」による。

なお、これら資料の都道府県別信用保証残高には、本章で貸出残高の対象とした大手行、地銀、信金の三業態以外の信用組合や政府系金融機関等が含まれるが、本章対象期間を通して全体の3%程度と小さく、かつ、都道府県別で業態別の数値は把握できないため、三業態以外も含めた数値を用いた。

⁴¹ 今(2012)は、信用保証協会の収支、政策要請などの変数を用いて信用保証の供給関数を推計しているが、必ずしも期待した結果は出ていない。

(表 4-2) 予想される係数符号

| | | 被説明変数 | | |
|----------|-------------|--|---|---|
| | | SBL | DEFAULT | STARTUP |
| 説明 変数 | CG | +- 係数値が 1 を超えれば 補完的(仮説 I) | +- 倒産防止効果があれば +(仮説 II) | +- 新規開業促進効果があ れば+(仮説 III) |
| | CG*CG | +- 過度の利用が逆効果と なれば-(仮説 VI) | +- 過度の利用が逆効果と なれば+(仮説 VI) | +- 過度の利用が逆効果と なれば-(仮説 VI) |
| | CG*FCDummy | +- 危機時により効果があ れば+(仮説 V) | +- 危機時により効果があ れば-(仮説 V) | +- 危機時により効果があ れば+(仮説 V) |
| | CG*RB,CG*MB | +- RB 機能や MB 機能が 貸出をより増やせば+(仮説 IV) | n.a. | n.a. |
| | CAR | +- 自己資本比率を維持し たいかどうかによる | - 銀行の財務基盤が強け れば企業への資金繰り 支援が容易であるため | + 銀行の財務基盤が強け れば新規開業への支援 が容易であるため |
| | LAND | + 担保効果と資産効果の ため | - 担保効果と資産効果の ため | + 担保効果と資産効果の ため |
| | GDP | + 経済規模が大きいほど 資金需要が増すため | - 経済規模が大きいほど 売上が上がり資金繰り 破綻は減るため | + 経済規模が大きいほど 売上が上がり開業が容 易になるため |
| | MKT | + 貸出も競争的になるため | - 資金繰り支援も競争的に | + 新規先開拓も競争的に |

b. 一人当たり県民所得

内閣府 HP から採集した。

c. 商業地の土地平均価格

国土交通省 HP「都道府県地価調査」から採集した。

d1. 貸出残高のハーフィンダール・ハーシュマン指数（大手行を除く）

『金融マップ』（金融ジャーナル社，月刊金融ジャーナル増刊号）各年で都道府県別に掲載された①本店所在第一地銀各行，②本店所在第二地銀各行，③県外第一地銀合計，④県外第二地銀合計，および⑤『日経 NEEDS FQ』の本店所在各信金の貸出残高に基づいて計算した。県外第一地銀および県外第二地銀については各行別の数値がないため，「県外第一地銀」「県外第二地銀」をそれぞれ単一金融機関と見做して計算した。信金については『日経 NEEDS FQ』の貸出の数値は必ずしも県内に限定されないが，『金融マップ』に信金ごとの数値がなく，信金の場合は地銀ほどには県外への越境が進んでいないと思われることから，やむを得ず『日経 NEEDS FQ』の値を用いた。また，中田・安達(2006)でも述べられているように，『金融マップ』には大手行の各行別の数値が示されていないため，「大手行」を単一金融機関として計算すると特に都市部で指数が過大になってしまう。このため本章では，大手行を除いた地銀，信金の貸出残高について，上記の方法によってハーフィンダール・ハーシュマン指数を作成した。すなわちここでの指数は各県の主要地域金融機関の中での競争度を表している。

d2. 大手行貸出残高シェア

『ニッキン資料年報』各年から大手行残高と大手行，地銀，信金の合計残高を採集し，前者を後者で除した。

e. 都道府県金融機関の加重平均自己資本比率

『日経 NEEDS Financial QUEST』から得られた各金融機関のリスクアセット・ベースの自己資本比率を，『金融マップ』各年で都道府県別に掲載された大手行合計および『日経 NEEDS Financial QUEST』の本店所在地銀各行，各信金の貸出残高で加重平均した。大手行については各行別の都道府県残高が得られないため，大手行全体の加重平均自己資本比率をすべての都道府県に適用した。『日経 NEEDS Financial QUEST』で得られなかった年度のデータについては，『全国銀行財務諸表分析』各年と『全国信用金庫財務諸表』各年で補った。

f. 「中小企業 1 社当たりの金融機関店舗数」（リレーションシップ・バンキング度の強さ）

金融機関数店舗数は『金融マップ』各号から大手行，地銀，信金の店舗数を収集して合計した。中小企業数は，総務省『事業所・企業統計調査』（2006 年まで）に基づく『中小企業白書』各年及び総務省『経済センサス』（2009 年以降）から採った。ただし，『事業所・企業統計調査』と『経済センサス』は 2～3 年毎にしか調査が行われていないため，未調査年は前後の調査年のデータから直線的に推計した数値を用いた。さらに『事業所・企業統計調査』と『経済センサス』とは調査方法が異なり連続性に問題がある。そこで，

『事業所・企業統計調査』がカバーしていた 2006 年の翌年 2007 年から『経済センサス』で初めて調査された 2009 年までの 3 年については、2006 年と 2005 年の差で直線的に推計した数値を用いた。また、2010 年、2011 年については、『経済センサス』の 2009 年調査と 2012 年調査の差を均分して『事業所・企業統計調査』データに基づいて推定した 2009 年データに加除した。

g. 「貸出残高トップ銀行の県内シェア」（メインバンク度の強さ）

『金融マップ』各年から採集，算出した。ただし，大手行が貸出残高トップである東京都，愛知県，大阪府，兵庫県については、『金融マップ』に個別銀行毎のデータが記載されていないため，「大手行」のシェアを県内シェアとした。

<被説明変数>

「中小企業向け貸出残高」は，以下の a.～c.の大手行，地銀，信金の合計額とした。

a. 中小企業向け貸出残高（大手行）

- ① 『ニッキン資料年報』各年から「都道府県別貸出残高」(A)を得る。
- ② 『日経 NEEDS Financial QUEST』によって，各行「中小企業等貸出残高」から「住宅ローン残高」を控除して各行「正味中小企業向け貸出残高」(B)を得る。
- ③ (B)の大手行合計額を(A)の全都道府県合計額で除した比率(C)を求める（大手行全体の正味中小企業向け貸出の比率）。
- ④ 比率(C)を全県共通に適用し，(A)に(C)を掛けて，都道府県毎の正味中小企業向け貸出残高とした。

b. 中小企業向け貸出残高（地銀）

- ① 『ニッキン資料年報』各年から「都道府県別貸出残高」(A)を得る。
- ② 『日経 NEEDS Financial QUEST』によって，各行「中小企業等貸出残高」から「住宅ローン残高」を控除して各行「正味中小企業向け貸出残高」(B)を得る。
- ③ (B)の各県地銀の合計額を当該県の地銀貸出残高合計額で除した比率(C)を求める（その県の地銀の正味中小企業向け貸出の比率＝県外地銀も本店所在地銀の比率と同様と仮定）。
- ④ (A)に(C)を掛けて，都道府県毎の正味中小企業向け貸出残高とした。

c. 中小企業向け貸出残高（信金）

- ① 『ニッキン資料年報』各年から「都道府県別貸出残高」(A)を得る。
- ② 『日経 NEEDS Financial QUEST』によって，各庫「貸出残高」から「業種別貸出（個人向け）残高」および「業種別貸出（地方公共団体向け）残高」を控除して各庫「正味中小企業向け貸出残高」(B)を得る。
- ③ (B)の各県信金の合計額を当該県の信金貸出残高合計額で除した比率(C)を求める（その県の信金の正味中小企業向け貸出の比率＝県外信金も本店所在信金の比率と同様と仮定）。
- ④ (A)に(C)を掛けて，都道府県毎の正味中小企業向け貸出残高とした。

なお、『日経 NEEDS Financial QUEST』に掲載されていない信金（期間途中で破綻、被合併等で消滅した信金の相当数）については、『ニッキン資料年報』各年で補った。

また、1999年3月～2001年3月は『日経 NEEDS Financial QUEST』にデータがないため、『ニッキン資料年報』各年から各庫の貸出残高および個人向け貸出残高を得、『ニッキン資料年報』にもデータの無い地方公共団体向け貸出残高については、2002年3月の総貸出残高と地方公共団体向け貸出残高の比率を適用して推定した値を用いた。

d. 中小企業の倒産件数

『企業倒産調査年報』（2006年度までは中小企業基盤整備機構、2007年度以降は企業共済協会）の都道府県別倒産件数を用いた。

e. 新規開業数と開業率

新規開業数や開業率には三つのデータ・ソースがある。第一は、説明変数「f.」で用いた総務省『事業所・企業統計調査』（2006年まで）と『経済センサス』（2009年以降）である。全数調査で企業数の把握範囲は広いが、毎年の調査ではなくデータ不連続の問題がある。

第二は、法務省資料（各年度の会社設立の登記件数）を新規開業数とし、国税庁資料（前年度に確定申告した会社数）で割ったものを開業率とする方法である。毎年の連続したデータが得られるが、個人事業主を把握できず、ペーパーカンパニーが含まれる可能性があり、開業率を同一統計で計算できない欠点がある。

第三は、厚生労働省の『雇用保険事業年報』から「雇用保険新規成立事業所数」を開業数とし、同年報の「適用事業所数」で除して開業率を求める方法である。毎年の連続したデータが得られ開業率も同一統計内で計算可能であるが、対象が従業員を雇用している事業所であり企業単位の把握はできない。

このように三つともそれぞれ一長一短があるが、本章では、毎年の連続したデータが得られ開業率も同一統計内で計算可能な第三のデータ（厚生労働省データ）を用いた。

4.5.3 データについての留意点

上記の方法で抽出した県別の中小企業向け貸出残高には、大手行の東京一極集中バイアスが存在する可能性がある。『ニッキン資料年報』も『金融マップ』も企業所在地ではなく金融機関の本支店所在地ベースでデータを収集しているため、大手行の場合、東京の本店が群馬県の企業に貸出すると東京都の残高になってしまうのである。こうしたデータ収集上の問題によって、実際の中小企業向け貸出の都道府県分布以上に東京都に貸出が集中したデータになっている可能性がある。東京都以外に大阪府などでも同様の問題があり得るが、県民所得や中小企業数で除した貸出残高を比較してもなお極端な差が残るのは東京都のみであった。

そこで本章では、貸出残高と信用保証残高を各県の中小企業数で除した変数を用いたうえで、なお上記バイアスが存在する東京都を分析対象から外した。また、倒産件数、銀行店舗数についても中小企業数で除し、新規開業数については開業率を用いて変数を基準化し

た．地価については推計の際は対数値を用いている．

4.5.4 記述統計量

東京都を除き基準化を施した後の各変数の記述統計量と変数間の相関係数は表 4-3, 表 4-4 のとおりである．1 社平均の中小企業向け貸出残高は約 37 百万円, 信用保証残高は約 6.8 百万円であり, 保証付き貸出の割合は約 18%となる．中小企業 100 社あたりの年平均倒産件数は 0.3 件, 開業率は 4.2%となっている．また中小企業 100 社あたり金融機関店舗数は 0.56, 自己資本比率は平均で 10.8%である．信用保証残高との相関係数を見ると, 中小企業向け貸出残高は 0.46, 倒産件数は 0.339, 開業率は 0.086 と, いずれも正の相関が見られる．

(表 4-3) 各変数の記述統計量

| | 変数名 | 単位 | 平均値 | 標準偏差 | 中央値 | 最小値 | 最大値 | 観測数 |
|----------|--------------------|-----|---------|---------|---------|--------|---------|-----|
| 被説明変数 | 中小企業 1 社あたり貸出残高 | 百万円 | 37.340 | 11.582 | 34.696 | 16.143 | 88.381 | 598 |
| | 中小企業 100 社あたり倒産件数 | | 0.304 | 0.105 | 0.284 | 0.099 | 0.797 | 598 |
| | 新規開業率 | % | 4.179 | 0.679 | 4.114 | 2.811 | 7.602 | 598 |
| 主要な説明変数 | 中小企業 1 社あたり信用保証残高 | 百万円 | 6.769 | 2.156 | 6.769 | 2.063 | 13.905 | 598 |
| | 中小企業 100 社あたり銀行店舗数 | | 0.555 | 0.106 | 0.548 | 0.330 | 0.973 | 598 |
| | 県トップ銀行の貸出シェア | % | 43.818 | 9.337 | 43.333 | 20.162 | 74.479 | 598 |
| | 金融危機ダミー | | 0.462 | 0.499 | 0 | 0 | 1 | 598 |
| コントロール変数 | 自己資本比率 | % | 10.814 | 1.563 | 10.675 | 4.377 | 16.865 | 598 |
| | ハーフィンダール指数(除大手行) | | 0.300 | 0.087 | 0.307 | 0.098 | 0.553 | 598 |
| | 県内大手行の貸出シェア | % | 13.210 | 15.229 | 7.212 | 0.068 | 73.900 | 598 |
| | 一人当たり県民所得 | 百万円 | 2.743 | 0.322 | 2.756 | 2.009 | 3.717 | 598 |
| | 商業地平均地価 | 円 | 150,518 | 106,309 | 114,700 | 36,400 | 869,300 | 598 |

(表 4-4) 変数間の相関係数

| | 中小企業 向け貸出 残高 | 倒産件数 | 開業率 | 信用保証 残高 | 銀行店舗 数 | 県トップ 銀行の貸 出シェア | 金融危機 ダミー |
|------------------|--------------------|--------|--------|------------|-----------|----------------------|-------------|
| 中小企業向け貸出残高 | 1 | | | | | | |
| 倒産件数 | 0.542 | 1 | | | | | |
| 開業率 | 0.284 | 0.183 | 1 | | | | |
| 信用保証残高 | 0.460 | 0.339 | 0.086 | 1 | | | |
| 銀行店舗数 | 0.004 | -0.067 | -0.305 | 0.024 | 1 | | |
| 県トップ銀行の貸出シェア | -0.218 | 0.040 | -0.115 | -0.085 | -0.052 | 1 | |
| 金融危機ダミー | 0.143 | 0.284 | -0.183 | 0.064 | -0.048 | -0.034 | 1 |
| 自己資本比率 | 0.067 | 0.121 | 0.169 | 0.388 | 0.055 | -0.032 | -0.350 |
| ハーフィンダール指数(除大手行) | -0.498 | -0.216 | -0.039 | -0.338 | -0.048 | 0.508 | -0.066 |
| 大手行の貸出シェア | 0.663 | 0.580 | 0.401 | 0.478 | -0.430 | -0.039 | 0.043 |
| 一人当たり県民所得 | 0.585 | 0.208 | 0.060 | 0.566 | -0.042 | -0.127 | 0.056 |
| 商業地平均地価 | 0.770 | 0.587 | 0.343 | 0.499 | -0.351 | -0.139 | 0.246 |

| | 自己資本 比率 | ハーフィ ンダール 指数(除 大手行) | 大手行の 貸出シェ ア | 一人当た り県民所 得 | 商業地平 均地価 |
|------------------|------------|------------------------------|-------------------|-------------------|-------------|
| 自己資本比率 | 1 | | | | |
| ハーフィンダール指数(除大手行) | -0.059 | 1 | | | |
| 大手行の貸出シェア | 0.164 | -0.379 | 1 | | |
| 一人当たり県民所得 | 0.038 | -0.333 | 0.456 | 1 | |
| 商業地平均地価 | 0.058 | -0.355 | 0.824 | 0.425 | 1 |

4.6 推計結果

4.6.1 仮説 I および派生仮説IV～VIの推計結果

仮説 I および派生仮説IV～VIの推計結果は表 4-5 のとおりである。第 1 列は交互作用項や二乗項を含まない場合、第 2 列は二乗項のみを含む場合、第 3 列は交互作用項のみを含む場合、第 4 列は交互作用項と二乗項をともに含む場合の推計結果を示す。

信用保証残高の係数符号を見ると、交互作用項を含まない第 1 列、第 2 列では正、交互作用項を含む第 3 列、第 4 列では負となっており、第 1 列、第 3 列では有意である。しかし統計的に有意な係数の値はいずれも 1 未満であり、信用保証が 1 単位増えた時に貸出全体が 1 単位より大きく増える（＝プロパー貸出が増える）とは言えない。したがって、公的信用保証がプロパー貸出に対して補完的であるとの仮説 I は妥当しない。有意な係数の値が 1 未満であることは、むしろ代替的である可能性もある。

信用保証の二乗項の係数符号は負であるが有意ではない。したがって、一定水準以上利用すると公的信用保証は貸出を増やす効果を減退させるとの仮説VI（非線形効果）の可否は不明である。

金融危機期の定数項ダミーの係数符号は負で、第 2 列～第 4 列では有意である。これは、金融危機期にはそうでない時期と比べて中小企業 1 社あたりの貸出残高が小さくなる可能性を示唆しており、実際の平成危機期やリーマン・ショック期の経験と整合的である。信用保証残高と金融危機期ダミーとの交互作用項の係数符号は正だが有意ではない。したがって、公的信用保証が貸出を増やす効果は金融危機時に特に大きいとの仮説 V の可否は不明である。

次に、リレバン機能やメインバンク機能について見てみる。銀行店舗密度の係数符号は正であり、第 1 列、第 2 列では有意である。また、信用保証残高と銀行店舗密度の交互作用項の係数符号は有意に正である。県トップ銀行の貸出シェアの係数符号はまちまちで有意性もないが、信用保証残高との交互作用項の係数符号は有意に正となっている。以上の交互作用項の結果から、公的信用保証は、リレバン機能やメインバンク機能が強いほど貸出を増やす効果を促進されることが示された。よって、公的信用保証が貸出を増やす効果はリレバン機能やメインバンク機能と相乗的であるとの仮説IVは支持される。この結果と仮説 I の推計結果を併せて解釈すると、公的信用保証は必ずしも貸出を増やす効果を持つとは言えないが、十分なリレバン機能やメインバンク機能を伴えば貸出を増やす可能性があり、逆に、十分なリレバン機能やメインバンク機能を伴わなければ貸出を増やす効果は見込めない。仮説IVについての本章の推計結果は、Ono et al. (2011)や Bartoli et al. (2013)の実証結果とは整合的ではない。不整合の原因は、分析対象や分析方法の違いによるかも知れないが、理論的、実証的な検証を加えて解明しなければならず、今後の課題としたい。

リレバン変数の交互作用項についての経済的マグニチュードを、第 3 列の結果から見てみたい。銀行店舗密度が 0 の場合、公的信用保証が 1 単位（1 社当たり保証残高が 1 百万円）

(表 4-5) 仮説 I と派生仮説IV～VIの推計結果

| 推計式(4) 被説明変数：中小企業1社あたり貸出残高 (SBL) | | | | |
|----------------------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 |
| 中小企業1社あたり信用保証残高 (CG) | 0.541* | 1.393 | -2.844** | -1.984 |
| (信用保証残高) ² | (1.78) | (1.67) | (-2.46) | (-1.27) |
| (CG*CG) | | -0.052 | | -0.059 |
| | | (-1.05) | | (-1.39) |
| 金融危機ダミー (FCDummy) | -2.316 | -2.400* | -4.156* | -4.435* |
| | (-1.62) | (-1.72) | (-1.74) | (-1.83) |
| 金融危機ダミー*信用保証残高 (FCDummy*CG) | | | 0.066 | 0.108 |
| | | | (0.53) | (0.73) |
| 中小企業100社あたり銀行店舗数 (RB) | 44.185*** | 42.828*** | 21.059 | 18.809 |
| | (4.07) | (4.04) | (1.17) | (1.12) |
| 銀行店舗数*信用保証残高 (RB*CG) | | | 3.432* | 3.574* |
| | | | (1.74) | (1.88) |
| 県トップ行の貸出シェア (MB) | 0.141 | 0.144 | -0.185 | -0.184 |
| | (0.72) | (0.75) | (-1.16) | (-1.34) |
| トップ行貸出シェア*信用保証残高 (MB*CG) | | | 0.039*** | 0.039*** |
| | | | (3.23) | (2.93) |
| 自己資本比率 (CAR) | -0.840*** | -0.841*** | -0.809*** | -0.803*** |
| | (-2.88) | (-2.91) | (-2.79) | (-2.80) |
| 一人当たり県民所得 (GDP) | 3.052* | 3.050** | 3.934*** | 3.948*** |
| | (2.00) | (2.06) | (2.85) | (2.94) |
| 商業地平均地価 (LAND) | 11.600*** | 11.690*** | 11.722*** | 11.760*** |
| | (4.99) | (5.06) | (5.18) | (5.22) |
| ハーフィンダール指数(除く大手行) (MKT1) | 19.389 | 19.001 | 25.810 | 25.791 |
| | (1.01) | (1.01) | (1.43) | (1.51) |
| 県内大手行の貸出シェア (MKT2) | 0.454** | 0.449** | 0.415** | 0.403** |
| | (2.63) | (2.69) | (2.47) | (2.57) |
| 年度ダミー | yes | yes | yes | yes |
| 定数項 | -144.961*** | -148.278*** | -123.479*** | -126.008*** |
| | (-5.15) | (-5.26) | (-4.59) | (-4.68) |
| F 統計量 | 36.883 | 33.940 | 41.539 | 38.557 |
| R ² _overall | 0.659 | 0.655 | 0.655 | 0.648 |
| 観測数 | 598 | 598 | 598 | 598 |

注1. 係数の下段()内はt値. * は10%水準で, ** は5%水準で, *** は1%水準でそれぞれ有意.

注2. 攪乱項の不均一分散への対処として, ロバスト標準誤差による推計を行った.

注3. モデル選択の検定では, いずれの推計においても固定効果モデルが採択された.

増えると、1社当たり貸出残高は2.844百万円減少する。公的信用保証が1社当たり貸出残高を正にするためには、銀行店舗数が中小企業100社当たり0.828にならないといけない($-2.844+3.432*RB \geq 0$)。実際の銀行店舗密度は、平均値0.555、最大値0.973であるから、平均よりかなり高い店舗密度の県でのみ、公的信用保証は貸出を増やしている。公的信用保証がプロパー貸出に対して補完的であるためには(1社当たり保証残高が1百万円増えたときに1社当たり貸出残高を1百万円以上増やすためには)、店舗密度は中小企業100社当たり1.12でなければならない計算になり($-2.844+3.432*RB \geq 1$)、実際に存在する県では実現できていないことになる。尤も、店舗密度は県内の銀行の競争度を表象しているとも考えられ、店舗密度がリレバン機能の代理変数として必ずしも精度が高いとは言えない。「取引年数」、「取引の多面性」、「企業と金融機関支店の物理的距離」、「企業と金融機関の接触頻度」といったリレバン機能を代理する変数を県単位の分析で見出すのは容易なことではないが、さらに適切な代理変数を見つけることは今後の課題としたい。同様のことはメインバンク機能についても当てはまる。

最後に、他の説明変数の効果について見ておきたい。自己資本比率の係数符号は有意に負となっている。対象期間に二度の危機期が含まれるため、自己資本比率の高い銀行ほどリスクテイクに慎重だったのかもしれない。一人当たり県民所得、商業地平均地価の係数符号は、いずれも有意に正であり、予想どおりの結果となった。県内大手行の貸出シェアの係数符号も予想どおり正であり、大手行のプレゼンスが高いために競争度が高くなれば、県内金融機関全体が中小企業向け貸出に積極的になると考えられる。

なお、1期前、2期前の説明変数を用いた場合も、以上の推計結果に大きな違いは見られなかった。

4.6.2 仮説Ⅱおよび派生仮説Ⅴ、Ⅵの推計結果

仮説Ⅱおよび派生仮説Ⅴ、Ⅵの推計結果は表4-6のとおりである。第1列は交互作用項や二乗項を含まない場合、第2列は二乗項のみを含む場合、第3列は交互作用項のみを含む場合、第4列は交互作用項と二乗項をともに含む場合の推計結果を示す。

信用保証残高の係数符号を見ると、第1列、第3列が正で第3列は有意であり、第2列、第4列が負で第4列が有意となっている。つまり、信用保証残高の二乗項を含まない場合に正、含む場合に負となっている。信用保証残高の二乗項の係数符号は有意に正となっており、公的信用保証の倒産件数に対する限界効果は一定ではなく、信用保証残高と倒産件数とは非線形の関係にあると考えられる。以上から、公的信用保証には倒産を抑制する可能性があるものの、一定水準以上の利用によって倒産防止効果は減殺され、むしろ倒産を増加させる、と解釈される。すなわち、信用保証が倒産を抑制する効果があるとの仮説Ⅱは利用の程度が小さければ妥当する可能性があり、その効果は公的信用保証の一定水準以上の利用によって相殺されるとの仮説Ⅵは支持される。

(表 4-6) 仮説Ⅱと派生仮説Ⅴ, Ⅵの推計結果

| 推計式(5) 被説明変数：中小企業 100 社あたり倒産件数 (DEFAULT) | | | | |
|--|--------------------|--------------------|----------------------|----------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 |
| 中小企業 1 社あたり信用保証残高 (CG) | 0.006 (0.94) | -0.013 (-1.32) | 0.015** (2.68) | -0.017* (-1.70) |
| (信用保証残高) ² (CG*CG) | | 0.001* (1.84) | | 0.002*** (3.06) |
| 金融危機ダミー (FCDummy) | 0.043* (1.68) | 0.043* (1.73) | 0.194*** (5.40) | 0.201*** (5.31) |
| 金融危機ダミー*信用保証残高 (FCDummy*CG) | | | -0.013*** (-5.63) | -0.015*** (-5.90) |
| 自己資本比率 (CAR) | 0.003 (0.58) | 0.003 (0.58) | 0.001 (0.16) | 0.000 (0.09) |
| 一人当たり県民所得 (GDP) | -0.064* (-1.72) | -0.065* (-1.69) | -0.055 (-1.62) | -0.055 (-1.63) |
| 商業地平均地価 (LAND) | -0.039 (-1.01) | -0.040 (-1.05) | -0.025 (-0.71) | -0.025 (-0.74) |
| ハーフィンダール指数(除く大手行) (MKT1) | 0.078 (0.33) | 0.067 (0.28) | 0.049 (0.23) | 0.026 (0.12) |
| 県内大手行の貸出シェア (MKT2) | -0.004 (-1.52) | -0.004 (-1.44) | -0.001 (-0.63) | -0.001 (-0.40) |
| 年度ダミー | yes | yes | yes | yes |
| 定数項 | 0.900* (1.81) | 0.981** (2.05) | 0.568 (1.27) | 0.682 (1.63) |
| F 統計量 | 29.820 | 27.340 | 24.015 | 23.981 |
| R ² _overall | 0.124 | 0.123 | 0.001 | 0.001 |
| 観測数 | 598 | 598 | 598 | 598 |

注 1. 係数の下段 () 内は t 値. * は 10%水準で, ** は 5%水準で, *** は 1%水準でそれぞれ有意.

注 2. 攪乱項の不均一分散への対処として, ロバスト標準誤差による推計を行った.

注 3. モデル選択の検定では, いずれの推計においても固定効果モデルが採択された.

この結果は Wilcox and Yasuda(2008)や Wilcox and Yasuda(2012)と整合的である.

倒産件数と公的信用保証とが二次関数の関係にあるとして, 第 4 列の係数値を用いて倒産件数が最小となる公的信用保証の金額を求めると, 中小企業 1 社当たり 4.25 百万円となる. この金額は, 標本の最小値 2.063 百万円と平均値 6.769 百万円の間位置している. 標本の平均程度に公的信用保証が利用されている県においては, 公的信用保証の利用が倒

産件数を限界的に増やしていることになる。

次に、信用保証残高と金融危機期ダミーの交互作用項の係数符号は有意に負であり、金融危機期にはその他の時期と比べて公的信用保証が倒産を減らす効果がより大きかったことが示され、公的信用保証の効果は金融危機時に特に大きいとの仮説Vは支持される。

以上のように、公的信用保証には金融危機時には倒産を抑制する可能性があるものの、一定水準以上の利用はむしろ限界的に倒産を増やす。この背景には、過剰な公的信用保証が地域経済を非効率にするメカニズムを想定することが可能である。すなわち、公的信用保証は、存続可能企業に限定的に利用されている限りは地域経済の新陳代謝が進んで倒産防止効果を発揮するかも知れない。しかし公的信用保証が存続可能でない企業にまで利用されるようになると、結局非効率企業が温存されることによって地域経済全体の非効率が生じ、存続可能企業まで業績悪化して共倒れとなり、むしろ倒産を増加させる。そして、存続不可能な企業にまで公的信用保証が利用されるようになるメカニズムとして、利用条件が緩いことによる貸し手や借り手のモラル・ハザードが働いている可能性も考えられる。貸し手については、仮説Iの公的信用保証のプロパー貸出補完効果が見出せなかったことと併せて考えると、旧債振替を行うようなモラル・ハザードの可能性を否定できない。

図4-1に示したように、信用保証協会の代位弁済率は特別信用保証や緊急保証の制度導入と共に増加する傾向がある。これはまさに、条件の緩い保証制度が特設されて利用が増えたため、本来生き残れない企業まで信用保証を利用することによって生じる地域経済の非効率のために、倒産が増え代位弁済が増加したためと解釈し得る。

なお、1期前の説明変数を用いた場合も、以上の推計結果に大きな違いは見られなかった。2期前の説明変数を用いた場合、信用保証残高の係数符号がどの列でも正になるが、必ずしも有意ではなく、その他の推計結果に大きな違いは見られなかった。

4.6.3 仮説IIIおよび派生仮説V, VIの推計結果

仮説IIIおよび派生仮説V, VIの推計結果は表4-7のとおりである。第1列は交互作用項や二乗項を含まない場合、第2列は二乗項のみを含む場合、第3列は交互作用項のみを含む場合、第4列は交互作用項と二乗項をともに含む場合の推計結果を示す。

信用保証残高の係数符号を見ると、第1列、第3列が負で、第2列、第4列が正となっている。つまり信用保証残高の二乗項を含まない場合に負、含む場合に正となっている。ただしいずれも有意ではなく、公的信用保証が新規開業を促す効果を持つとの仮説IIIの可否は明らかにならなかった。一方、信用保証残高の二乗項の係数符号は有意に負となっており、仮に公的信用保証に新規開業促進効果があるとしても、一定水準以上の利用によってその効果は減殺され、むしろ限界的には開業を減らす効果をもたらす。したがって、仮説VIは支持される。

第4列で仮に信用保証残高の係数0.174が正しいとして、新規開業率が最大となる公的信用保証の金額を求めると中小企業1社当たり6.21百万円となり、標本の平均値6.769百

(表 4-7) 仮説Ⅲと派生仮説Ⅴ, Ⅵの推計結果

| 推計式(6) 被説明変数：新規開業率(STARTUP) | | | | |
|----------------------------------|-------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 |
| 中小企業1社あたり信用保証残高 (CG) | -0.029 (-0.87) | 0.168 (1.54) | -0.043 (-1.11) | 0.174 (1.58) |
| (信用保証残高) ² (CG*CG) | | -0.012** (-2.14) | | -0.014** (-2.36) |
| 金融危機ダミー (FCDummy) | 0.002 (0.01) | -0.004 (-0.03) | -0.784*** (-2.84) | -0.830*** (-2.89) |
| 金融危機ダミー*信用保証残高 (FCDummy*CG) | | | 0.019 (1.40) | 0.029** (2.05) |
| 自己資本比率 (CAR) | -0.034 (-1.22) | -0.033 (-1.28) | -0.031 (-1.09) | -0.029 (-1.08) |
| 一人当たり県民所得 (GDP) | 0.171 (0.59) | 0.178 (0.61) | 0.157 (0.54) | 0.158 (0.55) |
| 商業地平均地価 (LAND) | -0.121 (-0.56) | -0.114 (-0.52) | -0.141 (-0.65) | -0.144 (-0.67) |
| ハーフィンダール指数(除く大手行) (MKT1) | -0.837 (-0.78) | -0.720 (-0.71) | -0.795 (-0.73) | -0.640 (-0.62) |
| 県内大手行の貸出シェア (MKT2) | 0.002 (0.17) | 0.001 (0.07) | -0.002 (-0.18) | -0.005 (-0.46) |
| 年度ダミー | yes | yes | yes | yes |
| 定数項 | 5.473* (1.96) | 4.626 (1.56) | 6.519** (2.39) | 5.733* (2.00) |
| F 統計量 | 72.479 | 69.103 | 72.350 | 75.850 |
| R ² _overall | 0.180 | 0.145 | 0.113 | 0.059 |
| 観測数 | 598 | 598 | 598 | 598 |

注1. 係数の下段()内はt値. * は10%水準で, ** は5%水準で, *** は1%水準でそれぞれ有意.

注2. 攪乱項の不均一分散への対処として, ロバスト標準誤差による推計を行った.

注3. モデル選択の検定では, いずれの推計においても固定効果モデルが採択された.

万円よりも小さい.

次に, 信用保証残高と金融危機期ダミーの交互作用項の係数符号は正であり第4列では有意である. 金融危機期にはその他の時期と比べて公的信用保証が新規開業率を高める限界的な効果がより大きかった可能性が示され, 仮説Ⅴは支持される可能性がある.

以上の推計結果は, 中小企業の倒産件数の推計結果とおおむね整合的である. 条件の緩

い公的信用保証が、貸し手や借り手のモラル・ハザードを通じて存続不可能な企業にまで行き渡って一定水準を超えると、そうした非効率企業の存在が地域の新規開業を阻害すると解釈できる。

なお、1 期前、2 期前の説明変数を用いた場合も、以上の推計結果に大きな違いは見られなかった。

4.7 小括

本章の推計結果は、表 4-8 のようにまとめることができる。その要点としては、第一に、中小企業向け貸出に対する公的信用保証の効果を見ると、公的信用保証がプロパー貸出に対して補完的效果を持つとは言えず、むしろ代替的である可能性もある。したがって、公的信用保証は金融機関の情報生産を怠らせたり、旧債振替のようなモラル・ハザードを生んでいる可能性がある (*diligent bank* 仮説よりも *lazy bank* 仮説の方が妥当する可能性が高い)。

第二に、公的信用保証はプロパー貸出と補完的であるとは言えないものの、金融機関のリレバン機能やメインバンク機能を増進することによって、貸出を増やす効果を持ち得る。

第三に、公的信用保証は倒産を抑制する可能性があるが、新規開業を促進する効果があるかどうかは明らかではない。しかしいずれも特に金融危機時にはその効果が大きくなる可能性が示された。しかし一定規模を超えて利用されると公的信用保証はむしろ限界的に倒産を増やし新規開業を減らす逆効果に転ずる。日本で設けられた条件の緩い信用保証は、貸し手や借り手のモラル・ハザードを通じて利用が増え、存続不可能な企業にまで行き渡った結果、そうした非効率企業の存在が地域経済の非効率を生じさせ、倒産を増やし新規開業を阻害している可能性が考えられる。

(表 4-8) 推計結果のまとめ

| | | 仮説Ⅳ (RB 機能, MB 機能) | 仮説Ⅴ (金融危機期) | 仮説Ⅵ (非線形性) |
|-------------------------|----------------------|--------------------|---------------|---------------|
| 仮説Ⅰ (公的信用保証とプロパー貸出の補完性) | 支持されない | 支持される | 有意な結果を得られなかった | 有意な結果を得られなかった |
| 仮説Ⅱ (公的信用保証の倒産抑制効果) | 利用程度が小さければ支持される可能性あり | n.a. | 支持される | 支持される |
| 仮説Ⅲ (公的信用保証の新規開業促進効果) | 有意な結果を得られなかった | n.a. | 支持される可能性あり | 支持される |

このように、公的信用保証には一定のディフェンシブな意義は認められるものの、全体として中小企業金融市場に対してその費用に見合った効果を生んでいるかどうかは疑わしい。小野(2007)も述べているように、中小企業金融において市場の失敗があるとすれば、それは情報の非対称性によるものであり、政策の役割は、貸し手の情報生産活動を促進するインセンティブを伴った制度設計を行うことであると考えられる。したがって公的信用保証制度について言えば、保証割合を限定する責任分担制度には例外を設けるべきではない。民間貸出に100%公的保証を付すことは、政府の直接貸出と比較してなお効率的と判断される場合にのみ例外的に認められるべきである。

また、中小企業に関わる情報生産の「規模の経済」問題に対処するような信用情報データベースの整備も政策の役割として容認し得る。小野(2007)も提案しているように、「中小企業金融政策の力点は、直接貸出や信用保証のような信用リスクのプライシングに直接的に影響を及ぼすような政策よりも、信用リスクが適正に評価されるためのインフラ整備に置かれるべき」である。つまり、第2章で整理した政府の金融市場への関与の分類のうち、資源配分への直接的な関与ではなく、「a-1市場が機能するための制度的基盤の整備・保持」に力点が置かれるべきである。

さらに、政府の失敗の可能性のうち「情報制約」の存在を踏まえるならば、信用保証協会は民間銀行よりも情報優位であることが証明されなければならない。そもそも政府は中小企業金融のいかなる情報非対称性を緩和しようとするのか、目的を明確化したうえで、保証協会はそうした特定の目的に対して情報優位性を持つ専門組織に改組すべきであろう。

本章の課題は以下のとおりである。第一に、県単位での分析であるから、都道府県の性質を代理する変数をもっと入れた分析が必要である。例えば、「建設業シェア（など産業構造の違いを表象する変数）」「人口」「65歳以上人口の割合」「県民一人当たり民間投資」などが考えられるが、先行研究も参照してさらに検討したい。

第二に、内生性に対応するための適切な操作変数の導入である。既に述べたように、本章の操作変数に必要な条件は、毎年県毎の信用保証残高と相関しつつ、中小企業向け貸出残高、倒産件数、新規開業率とは相関しないこと、である。こうした条件を満たす操作変数の候補として考えられるのは、信用保証を供給する「各信用保証協会の都合」である。例えば、各保証協会の収支状況の急激な変化や経営者の方針変更などが考えられる。いずれにしても、各信用保証協会の財務データや人事異動などの情報を13年間分入手する必要がある。

第三に、本章では、ハーフィンダール・ハーシュマン指数を貸出残高ベースで作成したが、個別データが存在しない大手行と県外地銀の取り扱いが非対称（大手行は除外して別変数を作成し、県外地銀は「1行」と仮定）となった。貸出残高ではなく店舗数であれば、ニッキン『日本金融名鑑』などを用いて、より正確なハーフィンダール・ハーシュマン指数を作成することが可能であると思われる。本章は貸出を扱っているので、本来は貸出の

競争度を示す変数が望ましいが、指数としての正確性は劣るため、店舗数ベースの指数を検討したい。

第四に、根本的には県単位の分析には限界があり、よりミクロなデータによる長期分析を行う必要がある。第一に考えられるのが金融機関単位での分析である。しかし公的信用保証の金融機関別データが開示されている時期は限定的で、それ以外の時期(2002年度～2009年度)についての情報が得られない。近年は中小企業庁のホームページに毎月の実績が掲載されており、過去データについても公開が望まれる。さらに、信用保証の利用企業と非利用企業とを含む企業単位の分析があり得る。信用調査会社等の企業データベースを利用すればある程度の情報は長期に亘って入手可能であろうが、公的信用保証に関するデータが別途必要な場合はアンケート等による一時的なデータに拠らざるを得ないため、長期の分析には適さない。公的信用保証は日本の中小企業金融で大きな比重を占めており、その費用対効果についての政策検証を行う意義は大きいと思われ、分析のためのデータ整備が望まれるところである。

第5章 資本注入政策の効果についての実証

5.1 はじめに

システミックな金融危機が頻発した19世紀後半のイギリスにおいて、バジヨット(2011, 原著1873)は、危機が発生した場合にこれを制御するには、イングランド銀行が無限定に資金を供与すること、ただし銀行にモラル・ハザードを生じさせないために金利は懲罰的な高金利で担保も十分に提供させること、との原則を示した。この「バジヨット・ルール」は、現代のプルーデンス政策の枠組みで言えば「中央銀行の最後の貸し手機能」についての原則であって、本章がとり上げる「公的資金注入による銀行の資本増強」について述べられたものではない。しかしバジヨットが言及しているポイントは、bailout政策一般の基本原則として読むこともできるだろう。

バジヨットは、金融機関の財務健全性の回復（金融システム安定の回復）という目的のための原則を示した。しかし90年代末の平成金融危機や2008年のリーマン・ショック期における日本政府の資本注入によるbailout政策は、その目的や内容が「バジヨット・ルール」から様々な形で乖離している。

第一に、「無限定な資金供与」については、平成金融危機の際に資本注入が逐次投入の形で行われ、一度に十分な資本注入が行われなかったために、金融システム安定の効果発揮が遅れたと言われる⁴²。例えばDiamond(2001)は、日本政府の資本注入を踏まえつつ、資本注入が不十分で過小資本のままにされた銀行は正しい情報生産を行わず不良債権を残しがちであり、金融システム安定が容易に実現されないと述べている。また、資本注入を繰り返すことは政府に対する信認を失わせるような政策の時間的不整合問題を生じるとも指摘している。Peek and Rosengren(2005)は、資本の不足した銀行が不良債権処理を先送りしようとしたため、市場の日本の銀行に対する疑心暗鬼を払拭するのが遅れたと報告している。

第二に、「危機が発生した場合」や「懲罰的な高金利の適用」については、リーマン・ショック対応として実施された金融機能強化法に基づく資本注入では大幅に緩和されている。「金融機能強化法は、健全な金融システムの下での健全な金融機関に対して審査等を行ったうえで、資本参加を行うもの」⁴³とされ、金融危機の予兆がなくとも健全な銀行に「予防的」に資本注入できるとされた。また政府が購入する優先株式の配当率は1%程度と格安な水準であった⁴⁴。リーマン・ショック期の日本の金融システムは動揺しておらず、金融機能強化法に基づく資本注入は、システミック・リスク対応ではなく「中小企業金融の円滑

⁴² 第2節で述べるように、平成金融危機における資本注入は四次に亘って行われた。

⁴³ 2008年11月13日参議院財政金融委員会における中川昭一金融担当大臣の発言

⁴⁴ 『週刊東洋経済』2009年12月24日号

化」へと目的が変化していた。そのことは、「あくまで資本増強を通じて中小企業金融というものを増強していく」⁴⁵といった政府関係者の発言から明らかである。第2章の分類で言えば、「金融システムの安定性確保」から「資源配分に影響を与えること」へと政府の金融市場への介入理由が変容しているのである。本当にこの政府介入は必要だったのか、また銀行のモラル・ハザードの問題は生じていないのか、十分に検証されていないと思われる。

以上のように、平成金融危機期の資本注入についてはその方法について問題点が指摘され、リーマン・ショック期の資本注入についてはその必要性が十分に検証されていない。さらに両者には共通する問題が存在する。それは「政策目的の不整合」である。「バジヨット・ルール」は、銀行の財務健全性の回復（金融システム安定の回復）という目標を達成するための原則である。しかし平成金融危機期にもリーマン・ショック期にも、資本注入の目標として金融システムの安定と同時に貸出の増加（特に中小企業向け貸出の増加）が掲げられた⁴⁶。資本注入して財務健全化を図りながら、不良債権を抱えた銀行にマクロ経済が不調にもかかわらず貸出増加を求めるのは明らかに矛盾した要請であると思われる⁴⁷。この「二重目標」がどのような効果をもたらしたのか、つまり「財務健全化と貸出増加は資本注入によって同時に達成され得るのか」を明示的に取り上げ、実証的に検証した先行研究は必ずしも多くない。

財務の健全性と貸出の増加を同時に実現しようとする「二重目標」は、リーマン・ショック直後の米国の資本注入政策においても見られる。危機対応として米国政府は多数の金融機関に対して TARP (Troubled Asset Relief Program) と称される一連の大規模な資本注入を行った。Black and Hazelwood(2013)が指摘しているように、TARP は当初、銀行のリスクテイクを減らし金融システムの安定を回復させる目的の法案として提出されたが、税金を使うプログラムは貸出を促進させるべきだとの世論を反映した議会審議を通じて、注入行に貸出増加を強く要請する内容が付け加えられたのである。このように、本章が取り扱う資本注入政策における二重目標は、日本に固有の問題ではなく、現代の政治経済システムにおける普遍的な問題であると考えられる。

本章は、このような二重目標問題に焦点を当てつつ、日本における2度の金融危機に対応した資本注入政策の効果を検証することを目的とする。本章の構成は以下の通りである。第2節では、日本における資本注入政策の推移を概観する。第3節の先行研究レビューを踏まえ、第4節で本章の仮説を提示する。第5節で推計モデルとデータについて説明し、第6節で推計結果を報告する。第7節は本章の結論を述べる。

⁴⁵ 2008年11月13日参議院財政金融委員会における内藤純一・金融庁総務企画局長の発言

⁴⁶ 平成金融危機期の四次に亘る注入およびリーマン・ショック期の注入のいずれにおいても、資本注入行には貸出または中小企業向け貸出の計画作成が義務付けられ、その達成状況は事後の検査等で監視され、結果は公表された。

⁴⁷ 財務の健全性と貸出増加を同時に要請することが政策目標として不整合であることについては、第4節でさらに理論的な検討を加える。

5.2 日本における資本注入政策の推移

日本における金融機関への資本注入は表 5-1 の通り、五次に亘って行われてきた。これらのうち、①の金融機能安定化法に基づく注入から④の組織再編法に基づく注入は、90 年代末の平成金融危機への政策対応として行われたものであり、⑤の金融機能強化法に基づく注入は主としてリーマン・ショックと東日本大震災への政策対応として行われたものである（以下本章では、表 5-1 の①から⑤を順に「第 1 次注入～第 5 次注入」と称する）。

表 5-1 資本注入の状況（2014 年 3 月 31 日現在、単位：件、億円）

| 根拠法令 | 注入の時期 | 資本注入の件数と金額 | | | | | 現在残高 | | | | |
|------------|----------------------------|---------------|--------------|-----------|------------------------|---------|---------------|--------------|-----------|------------------------|--------|
| | | 金融機関数 (延べ) | 優先株 及び普通株 | 信託受 益権 | 劣後債 及び劣 後ロー ン | 合計 | 金融機関数 (延べ) | 優先株 及び普通株 | 信託受 益権 | 劣後債 及び劣 後ロー ン | 合計 |
| ① 金融機能安定化法 | 1998 年 3 月 | 21 | 3,210 | 0 | 14,946 | 18,156 | 2 | 1,900 | 0 | 0 | 1,900 |
| ② 早期健全化法 | 1999 年 3 月～ 2002 年 3 月 | 32 | 72,813 | 0 | 13,240 | 86,053 | 3 | 3,883 | 0 | 0 | 3,883 |
| ③ 預金保険法 | 2003 年 6 月 | 1 | 19,600 | 0 | 0 | 19,600 | 1 | 1,960 | 0 | 0 | 1,960 |
| ④ 組織再編法 | 2003 年 9 月 | 1 | 0 | 0 | 60 | 60 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| ⑤ 金融機能強化法 | 2006 年 11 月～ 2014 年 3 月 | 27 | 4,255 | 1,855 | 200 | 6,310 | 25 | 2,650 | 1,855 | 200 | 4,705 |
| 合計 | | 61 | 99,878 | 1,855 | 28,446 | 130,179 | 28 | 10,393 | 1,855 | 200 | 12,448 |

(注) 1. ③がこれまでに実施されたのは 1 件だが、制度としては恒久措置。その他は期限付きの措置。

2. ⑤のうち地震特例の期限は 2017 年 3 月末まで。

(出所)預金保険機構のホームページの「機構の活動」のデータに基づき筆者作成

5.2.1 平成金融危機と資本注入政策⁴⁸

バブル崩壊後の初期段階では、破綻金融機関の受け皿となる救済金融機関を見出し、当該救済金融機関に対して預金保険機構から資金援助を行う処理が行われた。この場合、預金保険機構からの資金援助は付保対象預金の保護に要する費用（保険金支払費用）の範囲内という制度上の制約がある一方、ペイオフ（付保対象を上回る預金のカット）を行えば預金者の不安と信用秩序の動揺を招きかねないというジレンマがあった。そのため、預金を全額保護し、不足する資金は地方公共団体、関係金融機関、業界団体などの利害関係者

⁴⁸ 平成金融危機の経緯については、預金保険機構のホームページ、金融庁のホームページ、池尾(2009)を参照した。

に援助を仰ぐ「奉加帳方式」が用いられた。東邦相互銀行（破綻は 1991 年）、東洋信用金庫（同 1992 年）、釜石信用金庫（同 1993 年）、大阪府民信用組合（同 1993 年）はこの方式で処理された。

1994 年に東京協和信用組合と安全信用組合の経営危機が表面化すると、もはや奉加帳方式での処理は困難になっていた。しかし大蔵省と日本銀行はペイオフ実施による預金取付けや信用不安拡大を危惧したため、民間金融機関と日銀の出資で「東京共同銀行」を設立し、清算した両信用組合の事業譲渡を行う処理に踏み切った。また 1995 年に兵庫銀行を破綻処理し新設の「みどり銀行」に事業譲渡する際にも日銀が 1100 億円の劣後ローンを供与した。バブルまみれの印象が強かった二信組や兵庫銀行の破綻処理のために日銀の出資まで行ったことに対しては、破綻処理手法が一貫せず公平性を欠いているとのメディアの批判と国民の反感を招く結果となった。しかしその後、コスモ信用組合と木津信用組合の破綻処理のため、1996 年 9 月に東京共同銀行を拡充した「整理回収銀行」が設立された。

一方、住宅金融専門会社（住専）各社は、バブル崩壊とともに経営内容が急速に悪化し、1995 年央には住専 7 社計で 64 兆円にのぼる損失が明らかとなった。この損失負担をめぐって、住専の設立母体の銀行のみが負担する「完全母体行主義」と、母体行の住専向け貸出(35 兆円)の全額放棄と残りの損失(29 兆円)を一般行、農林系統金融機関が貸出額に応じて負担する「修正母体行主義」が議論されたが、農林系統金融機関が負担(1.2 兆円)に強い抵抗を示したため、1996 年の「住専国会」での審議は紛糾した。結局、「修正母体行主義」をベースに、住専処理と農林系統金融機関の損失補填のために 6,850 億円の財政支出が行われて決着をみた。しかしこの財政支出は、国民の大蔵省への不信感や公的資金投入に対する強い拒否感を醸成することになり、資本注入による金融機関の bailout 実行は困難になった。

ところが 1997 年秋には、三洋証券の破綻に伴うコール市場でのデフォルトの発生を契機に北海道拓殖銀行、山一証券の相次ぐ破綻が起これ、インターバンクの資金取引が激減するという状況に陥った。そのため優良銀行でさえ資金繰りに窮するような事態になり、大規模なクレジット・クランチが発生した。新規貸出が抑制されただけでなく、既往貸出の回収も進められ「貸し渋り」どころか「貸し剥し」なる言葉も生まれた。こうして金融機関破綻の影響が企業の資金繰りや雇用に強く影響することが国民にもようやく実感されるようになり、公的資金投入による資本増強といった bailout 政策を容認する世論が醸成された。

その結果、不良債権を早急に処理し銀行の金融仲介機能の回復を図ることを目的に、1998 年 2 月に「金融機能安定化緊急措置法」が制定され、同年 3 月に 1 兆 8156 億円が大手行と一部地銀の計 21 行に資本注入された。これが第 1 次注入である。しかしこの段階では、銀行側も当局も資本注入による風評を恐れたため、申請金額は小さく、しかも大手行のうち 11 行には横並びで 1000 億円が投入されるなど、各行の資本の過小度が反映されない不十分な注入となった。

第 1 次注入が過小であったことは、その直後から資本注入を受けたはずの長銀の経営悪化が表面化することによって明らかとなった。そのため、1998 年秋の「金融国会」で改めて金融システム安定化のための枠組み作りの議論が行われ、総額 60 兆円の公的資金枠を伴う金融システム安定化の枠組みが確立された。枠組みは「金融再生法」と「早期健全化法」から成り、前者によって長銀、日債銀が国有化処理され、後者によって第 2 次注入が実施された。第 2 次注入は、1999 年 3 月から 2002 年 3 月にかけて 32 行に対して 8 兆 6053 億円の規模で行われ、富士銀行が最大規模の 1 兆円の資本注入を申請し実行されたのに対し東京三菱銀行は申請しないといったように、各行の資本不足の実態を相当程度反映した資本増強が図られた。

第 1 次注入の際も注入行には経営計画の提出が義務付けられたが、第 2 次注入における「経営健全化計画」では数値目標を示すなどさらに具体的で詳細な計画が要請された。「経営健全化計画」には四つの政策目標が反映されていた。第一は自己資本比率の向上計画、第二は不良債権の処理計画、第三は貸出の増加計画、とりわけ中小企業向け貸出の増加計画、第四は人員や経費の削減計画である。これらのうち、第一、第二、第四は、銀行の財務健全化のための計画であるが、第三はそれらと必ずしも整合的でない貸出や中小企業向け貸出の増加計画となっている。第 3 次以降の注入行に求められた計画も、第 2 次注入の際の「経営健全化計画」と概ね同内容である。また、第 2 次注入後は、計画の達成状況が事後の検査等で監視され、達成状況は定期的に公表された。計画を達成できなかった銀行に対しては業務改善命令等の行政的なペナルティが加えられると共に、もし政府の保有する優先株式の配当の支払いができない場合には政府に議決権が発生することになっており、注入行には多方面から経営に対するプレッシャーがかかることになった。

「金融再生法」と「早期健全化法」に基づく国有化処理と第 2 次資本注入が実施され、こうした安全網の整備によって国民の間の不安感は概ね解消された。大手行が 4 メガバンク・グループに再編されたことも、金融危機に一応の打ち止め感をもたらした。また、邦銀が海外市場で資金調達する際に要求された上乗せ金利（ジャパン・プレミアム）も 1999 年前半にはほぼ解消している。金融再生法と早期健全化法は 2001 年 3 月に期限切れとなったが、国有化や資本注入などの仕組みは恒久措置として預金保険法に継承された。

しかし一方、景気は回復せず、2002 年の夏に日経平均株価が再び下落に転ずると、こうした不況や株価下落の原因を金融システム不全に求める主張がされるようになった。第 2 次注入は規模がなお中途半端であり、大手行の不良債権は十分に処理されていないのではないかと国民の疑念が再び頭をもたげ、大手行の大半を国有化してでも不良債権問題を一気に解決すべきだとの主張が声高に行われるようになった。政府は 2002 年 10 月に「金融再生プログラム」を公表し、2005 年 3 月末までに大手行の不良債権比率を半減させることを目標に掲げた。そのために資産査定を厳格化、繰延税金資産の自己資本算入の制限といった方法によって資本不足行をあぶり出し、国有化による解決を図ろうとした。しかし実際には、こうした手法であぶり出され、資本不足と認定されたりそな銀行と足利銀行に

対してとられた預金保険法に基づく措置は対照的なものであった。すなわち、りそな銀行に対しては資本注入による bailout (2003年6月実施)、足利銀行に対しては株式を無価値として国が引き取る国有化(2003年11月実施)であった。りそな銀行への第3次注入については、当時から“too big to fail”が資本注入を正当化する根拠だったのではないかとの批判があり、足利銀行とりそな銀行への対応の不整合・不公平性を指摘する声も多い⁴⁹。なお2003年9月には、地域金融機関を念頭に、合併などの組織再編を支援する目的で資本注入する「組織再編法」に基づく第4次注入が1件実施されている(対象は関東つくば銀行)。

皮肉なことに、「金融再生プログラム」で目論まれた大手行の国有化というような強硬措置によってではなく、りそな銀行の bailout を行った前後から株価は上昇に転じ、実体経済も2002年1月を底に拡張局面に入っていた。景気回復と共に不良債権処理も進み、大手行の不良債権比率を半減させる目標も達成された。2005年4月にはペイオフが解禁され、金融システムは平時に復するに至ったのである。

5.2.2 リーマン・ショックと資本注入政策

近年の第5次注入は、2008年9月のリーマン・ショックがもたらした負の外部性に対する政策対応の一つとして行われた。第5次注入の根拠となっているのは「金融機能強化法」であり、実際には2006年から法自体は存在していたが、リーマン・ショックより前には2件の利用があるのみであった。リーマン・ショック後の金融機能強化法の目的は、銀行の資本余力低下による中小企業への貸し渋りや貸し剥がしを「予防」するために、健全な金融機関に国が資本注入を行い、中小企業への円滑な融資を促進するというものである。リーマン・ショック期の日本では、大和生命以外に金融機関の破綻は生じておらず、金融システムに綻びが生じていたわけではない。第5次注入は、システミック・リスク対応ではなく「中小企業金融の円滑化」へと注入目的が変化していた。また2011年3月の東日本大震災後には、震災復興のための「地震特例」の注入制度が追加された。第5次注入は、2009年3月に3つの第二地銀に行われたのを皮切りに、地銀・第二地銀延べ16行、全信組連を通じて信託受益権の形で延べ11の信用組合に実施されている。

第5次注入行は、「経営強化計画」を提出しその達成、特に中小企業向け貸出の増加が求められるものの、当局のプレッシャーは従来の注入時よりも緩和されており、計画未達であっても一律には経営責任を求めないとされた。これは、実際に申請する金融機関がなかなか現れないため、金融庁が利用条件を緩くしたとも言われる。第5次注入に関する報道を見ると、中小企業金融円滑化の政治からの圧力に対して、注入の実績作りによる「自己防衛」を狙った金融庁が、注入の「押し売り」さえ行ったとの以下のような記事が散見される。

⁴⁹ 例えば、野村修也「りそな銀行に対する資本増強の分析」、川本裕子「りそな銀行への公的資金注入の課題」、いずれも『法学教室』No.276(2003年9月)

「選挙対策と相まって、2008年秋以降の金融庁や銀行業界への金融円滑化の政治的圧力はすさまじい。」⁵⁰

「2008年末に施行された改正金融機能強化法は、金融危機と景気後退が深刻化する中、銀行の貸し渋り対策として公的資金枠12兆円を準備。“健全行への資本注入”を建前とし、経営者の責任を問わない、配当制限しない、返済は簿価など、これまでよりはるかに緩い基準を導入した。金融庁も予算を用意したからには使ってもらおうとばかりに説明会を開き、公的資金の申請を勧めて回った。『地域の財務局ごとにノルマがあるんじゃないかと疑うほど熱心。普段の態度と打って変わって、役人がまるでセールスマンのようだった』と、ある地銀の財務担当者はあきれ顔だ。」⁵¹

もしこうした報道が実態に近く、第5次注入を受けた銀行の多くが実際には注入を必要としていなかったとすれば、第5次注入には効果があったのかどうか疑わしいことになる。中小企業金融の円滑化を主目的とした第5次注入の効果についての検証が必要とされる所以である。

5.3 先行研究

米国においては、リーマン・ショックに対応して、2008年10月にTARPに基づく資本注入が実施された。その効果を検証する各種の実証研究も現れつつあり、現時点では以下のようなものが挙げられる。

Veronesi and Zingales(2010)は、米国財務省の資本注入についての公表前後で注入行の債務の価値が納税者負担を上回ってプラスになったかどうかを検証した。その結果、注入の前後で主要注入行10行の債務価値は1300億ドル向上したとし、納税者負担210億ドル～440億ドルを差し引くとネットで860億ドル～1090億ドルの債務価値向上が見られたとする。

より大きな標本を用いたBayazitova and Shivdasani(2012)は異なる結果を報告している。すなわち、資本注入のアナウンス前後で注入行の株式への投資収益率に特に変化は見られず、むしろその後のストレステスト実施のアナウンスの方が有意にプラスに働いた、としている。また、銀行が資本注入に消極的になる理由は、風評を恐れるからではなく、むしろ経営者の報酬が制約されるのを恐れたためだったと報告している。

Li(2013)は、銀行財務データや連邦準備の銀行評価データなどを用いて、TARPプログラムが貸出を増やす効果があったかどうかを検証した。その結果、TARPプログラムによって注入された資本のうち、1/3が新規貸出に使われ、残りは財務健全化のために使われたとし

⁵⁰ 『週刊東洋経済』2009年1月31日号

⁵¹ 『週刊東洋経済』2009年12月24日号

ている。また、注入行の新規貸出の質は非注入行の貸出と比べて特段低いとは言えず、全体として TARP プログラムはリーマン・ショック期の貸出増加効果を発揮したと評価している。

Black and Hazelwood(2013)は、銀行の貸出単位のデータを用いて、TARP 適用行は非適用行と比べて、大手行ではリスクテイクが増えたのに対し中小行ではリスクテイクが減ったと報告している。彼らによれば、これは、注入行に対して財務健全化と貸出増加の同時達成を求めた TARP の要求が矛盾をはらんでいたため、その効果に一貫性が無かったことを示している。

これら実証研究のうち、特に Black and Hazelwood(2013)は、筆者の問題関心にも近いが、彼らの関心の第一は銀行の貸出行動におけるリスクテイクの程度にあり、被説明変数として用いているのが「新規商業貸出のリスク格付」である。財務の健全性を表象する変数と貸出量とを被説明変数として、TARP が財務健全性と貸出増加のどちらにも有効に作用したかどうかを観察することによって TARP の二重目標が達成されたかどうかを直接的に検証してはいない。

次に、日本の平成金融危機時の資本注入政策の効果についての実証研究としては、以下のようなものが挙げられる。

Spiegel and Yamori(2003)は、1998 年秋に制定された「金融再生法」と「早期健全化法」が銀行の企業価値に及ぼした影響をイベント・スタディで実証している。そのうち第 2 次注入の根拠となった早期健全化法については、その実施アナウンス等が財務的に脆弱な大手行に対する投資収益率にプラスに働いたと報告している。

Shimizu(2006)は、問題関心が筆者と重なっており、早期健全化法に基づく資本注入政策が「財務健全化と貸出増加」という理論的に矛盾した目標を掲げたものの、所期の効果を挙げ得なかったことを、銀行データを用いて実証しようとした。具体的には、資本注入行は中小企業向け貸出を増やしたが、自己資本比率は、下記の Montgomery and Shimizutani(2009)とは逆に低下したとし、政策目的が両立しなかったことを示した。また、資本注入行が貸出を増やすと翌期の不良債権が増加することを示し、これも政策効果の矛盾を示すものであるとしている。

Montgomery and Shimizutani(2009)は、銀行データを用いて、総じて総資産当たりの資本注入額が多いほど銀行の貸出量が増える一方、自己資本比率を高め貸出金償却を増やす効果（財務の健全化効果）もあったとし、特に 1998 年度に実施された早期健全化法に基づく国際基準行への注入の効果が大きかったとしている。この研究によれば、財務の健全性と貸出増加を同時に要請した早期健全化法に基づく資本注入政策は、政策目的通りの効果を挙げたことになる。

長田(2010)は、Montgomery and Shimizutani(2009)と類似の枠組みで対象期間を延ばして実証したところ、国際基準行は国内基準行と異なり厳しい銀行監督に晒されたために、早期健全化法に基づく資本注入が貸出をむしろ減らす効果をもたらしたと報告している。

Giannetti and Simonov(2013)は、日本の1998年～2004年を対象に上場企業データを用いて、主に公的資本注入の量が充分だったかどうか焦点を当ててその効果を実証した。彼らによれば、十分な自己資本比率に達するような公的資本注入を受けた銀行は、情報生産を正しく行い、貸出シェアの高い企業の中でも存続可能な企業を選択して貸出を増やすが、資本注入を行ってもそれが不十分な自己資本比率しか実現できない場合には、むしろゾンビ企業を延命させるような貸出を行ったと報告している。

以上のように、先行研究が平成金融危機時の資本注入の効果について実証した結果はまちまちであり、財務健全性と貸出増加を同時に求める政策の整合性についても、Montgomery and Shimizutani(2009)は肯定的な結論を導出している一方、Shimizu(2006)は否定的な証拠を示している。平成金融危機期における資本注入政策の評価については定まっているとは言い難い。またリーマン・ショック期の米国の資本注入の効果についての実証は緒についたばかりであり、現在のところ定説があるとは言い難い状況である。さらに、リーマン・ショック期の日本の資本注入の効果についての実証研究は、筆者の知る限り、行われていない。

先行研究と比較した本章の実証分析の特徴は以下の通りである。第一に、先行研究が対象としていない第3次注入、第4次注入も含めた平成金融危機時の公的資本注入全体の効果を検証したこと、第二に、同時期に行われた私的増資のデータも加え、公的資本注入と効果を比較したこと、第三に、リーマン・ショック期の対応（第5次注入）の効果を初めて検証し、平成金融危機時と比較したこと、である。

5.4 理論的枠組みと本章の仮説

政府の資本注入は、システミックな金融危機が発生した時に、金融機関が市場から資本の調達ができなくなる「外部性」（市場の失敗）への対処として正当化される。結果論として振り返れば、これまでに日本の銀行に資本として投入された公的資金は延べ61行に対し約13兆円であるが、2014年3月末現在、残存しているのは延べ28行に対して約1.3兆円となっており、約11.8兆円の額面がすでに回収済みである（表5-1参照）。さらに処分した株式の時価と簿価の差額を含めた実回収額は約13.3兆円と既に投入金額を上回っており、今後さらに増えると予想されている（預金保険機構ホームページによる）。このような「収益機会」の存在を金融危機時の資本市場は認識できなかったということが、当時の資本市場に「市場の失敗」が存在していたことを裏付けている。

しかしながら、銀行への資本注入が「投資事業」として成功したとしても、資本注入の政策目的が達成されたかどうかとは別問題である。第2節で述べたように、資本注入の政策目的は、どの注入ラウンドにおいてもほぼ共通して、第一は自己資本比率の向上、第二は不良債権の処理、第三は貸出とりわけ中小企業向け貸出の増加、第四は人員や経費の削減であり、四つの目標の達成状況が政府によって監督された。もし公的注入を受けた銀行

がこれら四つの目標を同時に達成し、かつ、バジヨット・ルールが懸念したようなモラル・ハザードの問題、言い換えれば銀行の情報生産活動への負の影響が無ければ、政策プログラムは成功したと評価できるだろう。

本節では、まず、Shimizu(2006)に倣って、資本注入政策と銀行の貸出行動について理論的な整理を行っておきたい。

「情報の経済学」が明らかにしているように、情報の非対称性に起因する逆選択を回避するために銀行は信用割当を行う。信用割当とは、借入需要の超過がある時に、リスク度や貸出条件が同一であっても、ある借り手には貸出がなされ、別の借り手には貸出が謝絶されることであり、金利等が適切な資源配分機能を果たさない現象である。銀行がリスクの異なる借り手を識別できない場合には（情報の非対称性）、金利を高くするとハイリスクの借り手のみが借入申込するため（逆選択）、借り手全体の信用コストが上昇し銀行の期待収益は低下する。こうした状況下では、市場に満たされない借入需要があったとしても銀行は金利を引き上げず、信用割当が発生する。信用割当は、個々の銀行にとっては合理的行動ではあるが、経済社会全体としては過少投資という経済的非効率を生む可能性がある。Stiglitz and Weiss (1981)に示された信用割当の効果を見ると、逆選択に直面する銀行は、金利を上げるのではなく信用割当を行うことによって貸出の期待収益 ER の最大化を実現しようとするため、貸出供給曲線は金利の単調増加関数ではなく **backward bending** 型になり、銀行の最適貸出供給量と貸出需要量との間には需要超過が存在する。

特に金融危機時には、貸出先企業の信用力が急激に低下し企業についての情報が見失われることから、逆選択問題を回避するために信用割当を行うことが銀行にとって一層合理的な行動となる。Bernanke(1983)は、こうした情報の経済学も踏まえ、米国の大恐慌期におけるデータを示しつつ、金融危機が実体経済に及ぼす影響のうちで信用チャネルの重要性を指摘した。彼は、金融危機時には、予想平均貸倒損失額に審査やモニタリングの費用を加えた「信用仲介コスト（ $CCI=Cost\ of\ Credit\ intermediation$ ）」が増加するため、銀行にとっては貸出を減らすことが合理的行動となり、それが実体経済の縮小をもたらした、と主張した。

しかし、銀行が政府から資本注入を受けた場合には、貸出増加目標が課される。銀行は「レモンをつかまされる」ことを警戒して貸出金利を上げることができないため貸出の収益性は低下し、不良債権処理費用を賄う収益余地が少なくなって不良債権処理は停滞し、その結果自己資本比率の改善は遅れることになる。

このように、「情報の経済学」の観点から見ると、資本注入行に不良債権処理や自己資本比率の改善といった財務の健全化と貸出増加を同時に求めることは矛盾をはらんでいる。金融危機時に政府は「銀行の健全性回復」と「貸出量増加による経済社会全体の過少投資の解消」とのトレード・オフに直面するのである。Shimizu(2006)が論じているように、このトレード・オフを克服するには、政府が景気対策や金融緩和によって銀行に「収益補填」することが必要である。すなわち、大規模な景気対策を行って銀行の CCI を下げることに

よって貸出増加を促し、金融緩和によって貸出スプレッドを向上させ銀行の期待収益を高めて貸出を促すといった方法が奏功すれば、資本注入政策の二重目標が達成される可能性がある。

以上のような理論的整理に基づき、本章では以下の三つの仮説を検証する。第一に、平成金融危機期およびリーマン・ショック期に銀行が信用コストの高まりによって貸出削減行動をとっていたかどうかをテストする。

仮説Ⅰ：信用コストが高いほど銀行は貸出を減らす

仮説Ⅰは厳密な意味で銀行に信用割当行動があったかどうかを問題にしているのではない。信用割当の有無を検証するのであれば、貸出金利と貸出量との関係が単調な増加関数ではないことを立証する必要がある。本章の関心は、金利と貸出量の関係ではなく、信用コストと貸出量の関係にある。

第二に、公的資本注入を受けた銀行は貸出増加の義務を負うが、それが実現されていたかどうかをテストする。

仮説Ⅱ：公的資本注入が多いほど銀行は貸出を増やす

第三に、信用コスト増による貸出削減行動と公的資本注入に伴う貸出増加義務のどちらが銀行の貸出により強い影響を及ぼしたかをテストする。仮説は、以下のように、「銀行は信用コスト増加による貸出削減よりも資本注入による貸出増加を優先する」とした。

仮説Ⅲ：公的資本注入が多いほど、銀行は信用コストが増加しても貸出を増やす行動をとる

公的資本注入の有無と信用コストの大小の関係をマトリックスにして銀行の貸出行動を予想すると、表 5-2 のようになる。左列の公的資本注入の無い銀行は、純粋に利益を最大化する行動をとると考えられる。したがって、ケース①のように信用コストが高い銀行は貸出を減らす、ケース②のように信用コストが低い銀行は貸出を増やすと予想される（仮説Ⅰ）。右列の公的資本注入のある銀行のうち、信用コストが高いケース③の銀行は、情報生産の合理性が維持されれば、非注同行と同様に貸出を減らす可能性がある一方、資本注入によって情報生産機能が阻害されると信用コストは高いにもかかわらず政府要請を優先して貸出を増やす可能性もある。仮説Ⅲは貸出増加を優先するとしたものである。信用コストが低いケース④の銀行にも二つの場合が考えられる。情報生産の合理性が維持され、信用コストが低い場合健全性を損なうことなく貸出で利益が上ると判断すれば非注同行

と同様に貸出を増やす可能性がある一方、情報生産機能が維持されなければ逆に貸出を減らす可能性もある。

銀行の合理的行動である仮説Ⅰが支持されることを前提にしたうえで、仮説Ⅱが支持され仮説Ⅲが棄却されれば資本注入政策の二重目標は達成されたと言える。なぜなら、信用コストが大きい注入行が合理的な貸出削減を行うことを妨げることなく（仮説Ⅲの棄却）、信用コストが小さい注入行が貸出を増やす（ケース④の可能性の一つ）ことによって、注入行全体としては貸出が増える（仮説Ⅱが支持される）ことが政策目標の達成と言えるからである⁵²。このように注入行が財務健全化を進めつつ貸出を増やすためには、経済全体の信用コストを下げるなど貸出の期待収益率を向上させるようなマクロ経済政策や金融政策が奏功しなければならない。

逆に、もし仮説Ⅱが支持されなければ、公的資本注入には貸出増加の効果が無かったことになる。仮説Ⅱが支持されないのは、（１）仮説Ⅲが支持され、ケース③の貸出増加よりケース④の貸出減少の方が大きい場合、（２）仮説Ⅲが棄却され、ケース④の貸出増加よりケース③の貸出減少の方が大きい場合のいずれかである。また、もし仮説Ⅱが支持されても仮説Ⅲが支持されると、公的資本注入した銀行は信用コストの高い貸出を積み増していることになり、貸出目標を与えたことが銀行の財務健全化を妨げていることになる（貸出目標の付与は財務健全化目標と両立しないことが立証される）。

表 5-2 公的資本注入と信用コストのマトリックスによる銀行の貸出行動予想

| | 公的資本注入なし | 公的資本注入あり |
|--------|---------------------|---|
| 信用コスト大 | ケース① 貸出を減らす（仮説Ⅰ） | ケース③ 情報生産の合理性が維持されれば貸出を減らし、維持されなければ貸出を増やす（仮説Ⅲ） |
| 信用コスト小 | ケース② 貸出を増やす（仮説Ⅰ） | ケース④ 情報生産の合理性が維持されれば貸出を増やし、維持されなければ貸出を減らす（仮説Ⅲ） |

⁵² マクロ経済環境が悪い中で信用コストが低い企業を見出すことは「情報の経済学」から言えば困難である。しかし銀行の情報生産機能が研ぎ澄まされていて、マクロ経済状況が悪くても信用コストが低い企業を見出してそれら企業への貸出を増やせば、二重目標は達成できるし、当局はそれを求めたようである。筆者は、金融行政に携わった有力者に二重目標の矛盾をどう考えるか尋ねたことがあるが、答えは「目利き能力を高めて二重目標を達成するのがプロだ」というものであった。

5.5 推計モデルとデータ

仮説 I～III をテストするために、主に銀行の財務データを用いて、「貸出残高の増加率」および「中小企業向け貸出残高の増加率」を被説明変数とし、「1 期前の公的注入資本の残高」「1 期前の貸倒引当残高」およびこれらの交互作用項を三つの主要な説明変数とする推計を行う。

5.5.1 推計モデル

推計モデルは以下の通りである。

$$\frac{LOAN_{i,t+1} - LOAN_{i,t}}{LOAN_{i,t}} = \alpha_0 + \sum_j \alpha_{1,j} INJSIZE_{j,i,t} + \alpha_2 RESERVE_{i,t} + \sum_j \alpha_{3,j} (INJSIZE_{j,i,t} * RESERVE_{i,t}) + \alpha_4' X_{i,t} + u_{i,t} \quad (1)$$

$$\frac{SBLOAN_{i,t+1} - SBLOAN_{i,t}}{SBLOAN_{i,t}} = \beta_0 + \sum_j \beta_{1,j} INJSIZE_{j,i,t} + \beta_2 RESERVE_{i,t} + \sum_j \beta_{3,j} (INJSIZE_{j,i,t} * RESERVE_{i,t}) + \beta_4' X_{i,t} + v_{i,t} \quad (2)$$

各変数の内容は以下の通りである。

$LOAN_{i,t}$: t 年度末の i 銀行の貸出残高

$SBLOAN_{i,t}$: t 年度末の i 銀行の中小企業向け貸出残高

金融危機時の貸出削減は、情報の非対称性が大きく銀行借入依存度の高い中小企業においてより深刻であると考えられることから、被説明変数として「中小企業向け貸出の増加率」も併せて用いる。

$RESERVE_{i,t}$: t 年度末の i 銀行の貸倒引当残高

仮説 I をテストするために、信用コストの代理変数として当期の貸倒引当残高を用いる。信用コストを構成する予想平均貸倒率や審査・モニタリング費用といったデータを直接得ることはできないため、銀行の貸倒予想を反映した貸倒引当残高を信用コストの代理変数として用いる。

$INJSIZE_{j,i,t}$: t年度末のi銀行への次の第j事由による注入資本残高

j=1 第1次注入

j=2 第2次注入

j=3 第3次注入

j=4 第4次注入

j=5 第5次注入

j=6 1992年度～2004年度または2006年度～2010年度に行われた私的増資

$INJSIZE$ (資本注入残高) は仮説Ⅱをテストするための変数である。実際の変数として

は、jの任意の組み合わせ、例えば $\sum_{j=1}^5 INJSIZE_{j,i,t}$ として用いる。

$INJSIZE_{j,i,t} * RESERVE_{i,t}$

この交互作用項は仮説Ⅲをテストするための変数である。推計式(1)(2)において、貸倒引当残高の係数は注入資本残高の大きさによって異なると考えられる。と言うのは、表5-2で見たように、注入行は貸出増加計画を達成しなければならない義務を負っているため、貸倒引当残高の1単位の増加に対して、非注入行のように貸出を減らす行動をとらないかも知れない。つまり貸倒引当が増えた場合の注入行と非注入行の貸出行動が異なると考えられる。そこで注入資本残高と貸倒引当残高の交互作用項を用いて、注入資本残高の多寡による貸倒引当増加に対する貸出行動の違いをテストする。

$X_{i,t}$: t年度のi銀行の諸特性や資金需要側の要因を示す以下の要素から成るベクトル

◆ $CAR_{i,t}$: t年度末のi銀行のバーゼルⅠ(2005年度まで)またはバーゼルⅡ(2006年度以降)に基づく自己資本比率

◆ $CORECAR_{i,t}$: 同上のTierⅠ比率

破綻直前の1998年3月期の長銀の自己資本比率が10.32%と公表されていたように、平成金融危機期の公表ベースの自己資本比率は財務健全性を示す指標としては信頼性が低いとされるため、自己資本比率とTierⅠ比率を用いた二通りの推計を行う。

◆ $BASEL_{i,t}$: t年度末のi銀行の自己資本比率規制が国際基準なら「1」、国内基準なら「0」の値をとるダミー変数

規制の違いによる貸出行動の違いをコントロールする変数として用いる。

- ◆ $UNDCAP_{k,i,t}$: t年度末のi銀行が次の定義kによって自己資本不足と見做される場合に「1」、そうでない場合に「0」の値をとるダミー変数（過小資本ダミー）
 - k=1 Tier I 比率 < 「所要自己資本比率-2%」
 - k=2 自己資本比率 < 「所要自己資本比率+2%」

平成金融危機期に公表された自己資本比率は実態よりも過大ではないかとの懸念に対して、Peek and Rosengren(2005)やGiannetti and Simonov(2013)が用いた定義による過小資本ダミーをコントロール変数として投入する。

- ◆ $SPREAD_{i,t}$: t年度のi銀行の「貸出金利息-預金利息」

貸出に影響すると思われる銀行の収益性を表象するコントロール変数として用いる。なお、平成金融危機期は赤字決算の銀行が多いためROEの平均値は負となり、かつROEの分母の資本勘定も不良債権処理や合併といった特殊要因が働いているため、ROEが銀行の「通常の」収益力を正しく表象していない恐れがあるため、コントロール変数として用いない。

- ◆ $LAND_{i,t}$: t年度にi銀行本店が所在する都道府県の商業地平均地価

担保価値として貸出供給側の要因であるとともに、資産効果による資金需要側の要因としても重要であると考えられる。

- ◆ $GDP_{i,t}$: t年度にi銀行本店が所在する都道府県の一人当たり県民所得

資金需要側のコントロール変数として用いる。

本推計においては、以下のように、省略された変数 (omitted variables) による内生性の問題がある。まず、省略された変数として想定される「個別効果」としては、(1) 銀行が立地する地域の景況、企業の設備投資動向、競争条件といった市場特性、(2) 金融機関毎のビジネスモデルや経営方針の違い (貸出に積極的かどうか等) 等が考えられる。また、省略された変数として想定される「期間効果」としては、企業の資金需要に影響を与えるマクロ経済要因等が考えられる。こうした個別効果や期間効果による内生性をできるだけ除去するために、二元配置固定効果モデルによるパネル・データ分析を行った。

説明変数はすべて1期前の数値を用いる。その理由は、第一に、逆因果 (reverse causality) による内生性の問題に対処するためである。特に、貸出増加率と主要な変数である貸倒引当残高との間には双方因果性があると考えられる。第二に、1期前の資本注入残高を用いる

理由として、資本注入が実際に実施されたのが3月末の場合が多く、資本注入の貸出への影響は翌期に現れることが多いと考えられるためである。

推計対象期間は以下の2期間とし、それぞれ別に式(1)(2)の推計を行う。第一は平成金融危機期であり、データ収集期間は1992年度～2004年度である。1998年3月の公的資本注入開始の前後の期間を取って公的注入資本の大きさが貸出に与えた影響等を分析する。分析期間の始期を1992年度としたのは自己資本比率規制が本格適用されたのがこの年度からであり、同時にバブル崩壊が明らかになってきた時期であることによる。分析の終期を2004年度としたのは、2005年4月にペイオフが解禁され、それ以前は政府が「危機期」と認識していたと考えられること、注入された資本が返済され始める時期に当たるためである。この平成金融危機期においては第1次から第4次までの資本注入が分析対象となる。

第二は、2008年9月のリーマン・ショックを挟んだ時期が推計対象で、データ収集期間は2006年度～2010年度である。始期を2006年度としたのは自己資本比率規制がバーゼルⅡに変更になった区切りの年度であったためである。終期を2010年度としたのは、2011年3月に起こった東日本大震災の影響が現れる前のリーマン・ショックの影響だけが計測できる時期に分析対象を限定するためである。このリーマン・ショック期においては第5次資本注入が分析対象となる。第5次注入の実際の対象は地銀、第二地銀、信用組合だけであったことから、分析対象としては大手行および注入数の少ない信用組合を除外して地銀、第二地銀のみとする。

なお、規模の影響を取り除くため、資本注入残高、貸倒引当残高、貸出預金スプレッドは総資産で除して基準化した。また、地価と一人当たり県民所得は対数値を用いて推計した。

予想される係数符号は表5-3のとおりである。このうち、本章にとって重要なのは上3行の説明変数である。1行目の「1期前公的注入残高」は、注入行には貸出計画達成義務が課されているため、今期貸出に+に働くと考えられる(仮説Ⅱ)。一方、金融危機時には信用コスト上昇によって銀行は貸出削減行動をとるため、2行目の貸倒引当残高が多ければ貸出には-に働くと考えられる(仮説Ⅰ)。3行目のそれらの交互作用項は+-両方の可能性がある。もし係数符号が+なら、公的注入の多い銀行ほど貸倒引当1単位増加に対して貸出を限界的に増やしていることになる。これは、注入行が信用コスト上昇時の貸出削減行動をとっていないことを示しており、仮説Ⅲが妥当することになる。もし係数符号が-なら、公的注入の多い銀行ほど貸倒引当1単位増加に対して貸出を限界的に減らしており、仮説Ⅲは妥当しないことになる。公的注入の係数符号が+、かつ、公的注入と貸倒引当との交互作用項の係数符号が-であれば、財務健全化と貸出増進の二重目標は達成されたとと言える。

表 5-3 係数符号の予想

| 説明変数 | 予想される係数符号 | 理由, 解釈 |
|---------------------|-----------|---|
| 1 期前公的資本注入残高 | + | 貸出増加目標達成行動のため |
| 貸倒引当残高 | - | 信用コスト上昇による貸出削減行動のため |
| 1 期前公的資本注入×貸倒引当 | +- | 信用コストが増しても貸出目標達成を優先するなら貸出を増やすが, 財務健全化を優先するなら貸出を減らす |
| 1 期前私的増資残高 | +- | 縁故に依拠した割当増資なら貸出要請に応えるため貸出を増やす可能性もあるが, 公募増資なら財務健全性を優先し貸出は減らす可能性もある |
| 1 期前私的増資×貸倒引当 | +- | 信用コストが増しても利害関係者の要請を優先するなら貸出を増やすが, 財務健全化を優先するなら貸出を減らす |
| 自己資本比率および Tier I 比率 | +- | 比率を維持したいかどうかによる |
| 国際基準ダミー | + | 貸出計画達成のプレッシャーは国際基準行の方が高いため |
| 過小資本ダミー | - | 貸出余力(リスクテイク余力)が乏しいため |
| 貸出預金利鞘 | + | 収益性の高い銀行の方がより貸出に積極的になるため |
| 商業地平均地価 | + | 担保効果および資産効果のため |
| 一人当たり県民所得 | + | 所得が高い県のほうが資金需要は大きいため |

5.5.2 データ

データソースは、銀行の財務データと私的増資情報については日経 NEEDS Financial QUEST、公的資本注入情報については預金保険機構ホームページ、銀行の合併情報については全国銀行協会ホームページである。

私的増資金額は、2つの推計対象期間内になされた増資（株主割当、第三者割当、公募、優先株発行など）を各期間において累計した数値を用いた。ちなみに、平成金融危機前後の時期において私的増資を実施した銀行は延べ 92 行、うち公募増資は 2003 年 3 月に三菱 UFJ フィナンシャル・グループが実施した 1 件以外には地銀が 1996 年度以前に実施した 5 件があるのみで、残りは取引先や地縁を頼った新株割当または優先株式の発行であった。

一方、リーマン・ショック前後の時期において私的増資を実施した地銀、第二地銀は延べ45行で、うち23行が公募増資を実施している⁵³。

自己資本比率、Tier I 比率が連結ベースで計算されるルールによる場合以外、すべての財務データは単体ベースの数値を用いている。中小企業向け貸出については「中小企業等貸出」から「住宅ローン」を差し引いた数値を用いた。また、自己資本比率が負値をとると総資産比の注入資本残高等が過大になるため、対象期間中に一度でも自己資本比率がゼロまたは負値をとる銀行は標本から除外した。さらに、合併行は前後で別銀行として扱った。その結果、クロスセクションの平成金融危機前後の分析対象は152行（大手行25行、地銀69行、第二地銀58行）、リーマン・ショック前後の分析対象は116行（地銀67行、第二地銀49行）となった⁵⁴。

5.5.3 記述統計量

5.5.3.1 平成金融危機期

各変数の記述統計量と変数間の相関係数は表5-4、表5-5の通りである。

表5-4 平成金融危機前後の各変数の記述統計量

| | 観測数 | 平均値 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|-----------|-------|-------|-------|--------|-------|
| 貸出残高 | 1,689 | 68.36 | 7.38 | 39.56 | 85.45 |
| 中小企業貸出残高 | 1,689 | 45.08 | 10.87 | 12.30 | 67.56 |
| 貸出増加率 | 1,536 | 0.59 | 3.98 | -24.97 | 31.83 |
| 中小企業貸出増加率 | 1,536 | -1.22 | 5.03 | -37.68 | 30.31 |
| 公的注入残高 | 1,689 | 0.21 | 0.77 | 0.00 | 10.84 |
| 貸倒引当残高 | 1,689 | 1.34 | 0.90 | 0.20 | 6.77 |
| 自己資本比率 | 1,689 | 8.42 | 2.36 | 0.40 | 15.40 |
| Tier I 比率 | 1,689 | 6.18 | 2.03 | 0.20 | 12.44 |
| 預貸スプレッド | 1,689 | 1.34 | 0.46 | -0.33 | 2.67 |
| 国際基準ダミー | 1,689 | 0.36 | 0.48 | 0 | 1 |
| 過小資本ダミー1 | 1,689 | 0.16 | 0.37 | 0 | 1 |
| 過小資本ダミー2 | 1,689 | 0.41 | 0.49 | 0 | 1 |

注. 貸出残高、中小企業貸出残高、公的注入残高、貸倒引当残高、預貸スプレッドは総資産比の%値

⁵³ 90年代を通じて劣後ローン、劣後債による資本調達も行われたが、ディスクロージャー誌の情報が不完全であり私的増資に劣後ローン等を含むことができなかった。

⁵⁴ 平成金融危機期においては、財務内容が悪く、かつ、経済全体への影響が大きい大手行が資本注入の対象として優先されたと考えられるため、処理群（treatment group）と対照群（control group）の選択（公的資本注入を行うかどうか）が無作為になされたとは言い難く、その意味で標本には偏りがある。

表 5-5 平成金融危機前後の各変数間の相関係数

| | 貸出残高 | 中小企業貸 出残高 | 貸出増加率 | 中小企業貸 出増加率 | 公的注入 | 貸倒引当 |
|-----------|--------|--------------|--------|---------------|--------|--------|
| 貸出残高 | 1 | | | | | |
| 中小企業貸出残高 | 0.787 | 1 | | | | |
| 貸出増加率 | 0.152 | 0.147 | 1 | | | |
| 中小企業貸出増加率 | 0.173 | 0.273 | 0.581 | 1 | | |
| 公的注入残高 | -0.161 | -0.197 | -0.257 | -0.231 | 1 | |
| 貸倒引当残高 | 0.128 | 0.072 | -0.331 | -0.322 | 0.143 | 1 |
| 自己資本比率 | -0.531 | -0.642 | -0.118 | -0.113 | 0.140 | -0.090 |
| Tier I 比率 | -0.345 | -0.425 | -0.045 | -0.099 | -0.012 | -0.100 |
| 預貸スプレッド | 0.741 | 0.659 | -0.020 | -0.014 | -0.102 | 0.248 |
| 国際基準ダミー | -0.362 | -0.374 | 0.046 | 0.111 | 0.003 | -0.229 |
| 過小資本ダミー1 | -0.130 | -0.169 | 0.037 | 0.086 | -0.022 | -0.095 |
| 過小資本ダミー2 | 0.208 | 0.302 | 0.199 | 0.222 | -0.177 | -0.164 |

| | 自己資本 比率 | Tier I 比率 | 預貸 スプレッド | 国際基準 ダミー | 過小資本 ダミー1 | 過小資本 ダミー2 |
|-----------|------------|-----------|-------------|-------------|--------------|--------------|
| 自己資本比率 | 1 | | | | | |
| Tier I 比率 | 0.813 | 1 | | | | |
| 預貸スプレッド | -0.488 | -0.181 | 1 | | | |
| 国際基準ダミー | 0.488 | 0.099 | -0.613 | 1 | | |
| 過小資本ダミー1 | 0.121 | -0.214 | -0.372 | 0.555 | 1 | |
| 過小資本ダミー2 | -0.532 | -0.609 | -0.055 | 0.261 | 0.375 | 1 |

また、主要な変数について公的注入行の特徴を非注入行と比較したのが表 5-6 である。これによれば、注入行の貸出残高、中小企業向け貸出残高、それぞれの増加率いずれの平均値も有意に非注入行を下回っている。また貸倒引当は非注入行より有意に大きく、預貸スプレッドは非注入行より有意に低い。注入行の貸出資産は平均的には質・量ともに非注入行に劣後していると思われる。

一方、自己資本比率の平均値は注入行のほうが有意に高いが、Tier I 比率では必ずしも高くない。また、注入行の公的注入残高はこの表の総資産比では平均 2.07% であるが、リスクアセット比では平均 3.08% である。注入行の自己資本比率の平均値は 9.61% であるから、注入行においては自己資本の 1/3 近くが公的資金で占められている。公的資金を控除した注入行の平均自己資本比率 ($9.61\% - 3.08\% = 6.53\%$) は、非注入行の平均値 8.28% を下回るのみならず、国際基準行に課された 8% をも下回っていたことになる。

なお、私的増資を行った銀行の各変数の平均値は、Tier I 比率を除けば公的非注入股と公的注入股の中間に位置している。

表 5-6 平成金融危機前後の注入股・非注入股の差 (単位：%)

| | ①公的非注入股 | | ②公的注入股 | | ②-① | | ③私的注入股 | |
|-----------|-----------------|-------|---------------|-------|-------|----------|---------------|-------|
| | 平均値 | 標準偏差 | 平均値 | 標準偏差 | 平均値差 | 標準誤差 | 平均値 | 標準偏差 |
| 貸出残高 | 68.79 | 6.92 | 64.54 | 9.82 | -4.25 | 0.58 *** | 67.92 | 8.48 |
| 中小企業貸出残高 | 45.99 | 10.30 | 37.05 | 12.37 | -8.94 | 0.85 *** | 42.55 | 12.00 |
| 貸出増加率 | 0.97 | 3.49 | -2.71 | 5.95 | -3.68 | 0.32 *** | -0.98 | 4.94 |
| 中小企業貸出増加率 | -0.87 | 4.45 | -4.22 | 7.92 | -3.36 | 0.41 *** | -3.07 | 6.53 |
| 公的注入股残高 | 0.00 | 0.00 | 2.07 | 1.43 | 2.07 | 0.04 *** | 0.85 | 1.43 |
| 貸倒引当残高 | 1.28 | 0.87 | 1.93 | 0.99 | 0.65 | 0.07 *** | 1.71 | 0.99 |
| 自己資本比率 | 8.28 | 2.35 | 9.61 | 2.17 | 1.33 | 0.19 *** | 8.55 | 2.16 |
| Tier I 比率 | 6.19 | 2.08 | 6.01 | 1.54 | -0.18 | 0.16 | 6.06 | 1.70 |
| 預貸スプレッド | 1.35 | 0.45 | 1.19 | 0.53 | -0.16 | 0.04 *** | 1.44 | 0.47 |
| 観測数 | 1517(増加率は 1375) | | 172(増加率は 161) | | | | 331(増加率は 317) | |

注 1. *** は 1%水準で有意。

注 2. 貸出残高、中小企業貸出残高、公的注入股残高、貸倒引当残高、預貸スプレッドは総資産比の%値

次に、図 5-1 から図 5-4 によって 1997 年度末に公的資本注入股が実施されて以後の主要変数の平均値の時系列推移を見ると、非注入股と注入股とで推移のパターンがかなり異なっていることがわかる。まず図 5-1 (貸出残高の推移)、図 5-2 (中小企業向け貸出残高の推移)を見ると、非注入股がほぼ一貫して総資産比の貸出や中小企業向け貸出を減らし続けたのに対し、注入股は 2002 年度まではおおむね貸出や中小企業向け貸出を増加させたが、2002 年度以降に減少に転じている。

図 5-3 (自己資本比率の推移)、図 5-4 (Tier I 比率の推移)を見ても、非注入股はほぼ一貫して自己資本比率や Tier I を上昇させているのに対し、注入股は、2002 年度までは自己資本比率や Tier I 比率がむしろ低下し、2002 年度以降によりややく改善の方向に向かっており、非注入股とはかなり異なった推移を辿っている。

こうした貸出残高や自己資本比率などの時系列推移から、非注入股は、平均的には、平成金融危機期において一貫して財務の健全化に重点を置き、貸出を抑制運営してきたように見て取れる。一方、注入股は、平均的には、2002 年度までは政府の要請に応じて貸出を増やそうと努め、財務体質はむしろ改善しなかった。2002 年度以降は非注入股と同様に財務健全化に重点を置いて貸出削減に転じ、よりややく財務健全化が進んだように見ることができる。注入股の行動は 2002 年度を境にかなり変化したようである。

図 5-1 資本注入実施後の貸出残高の推移

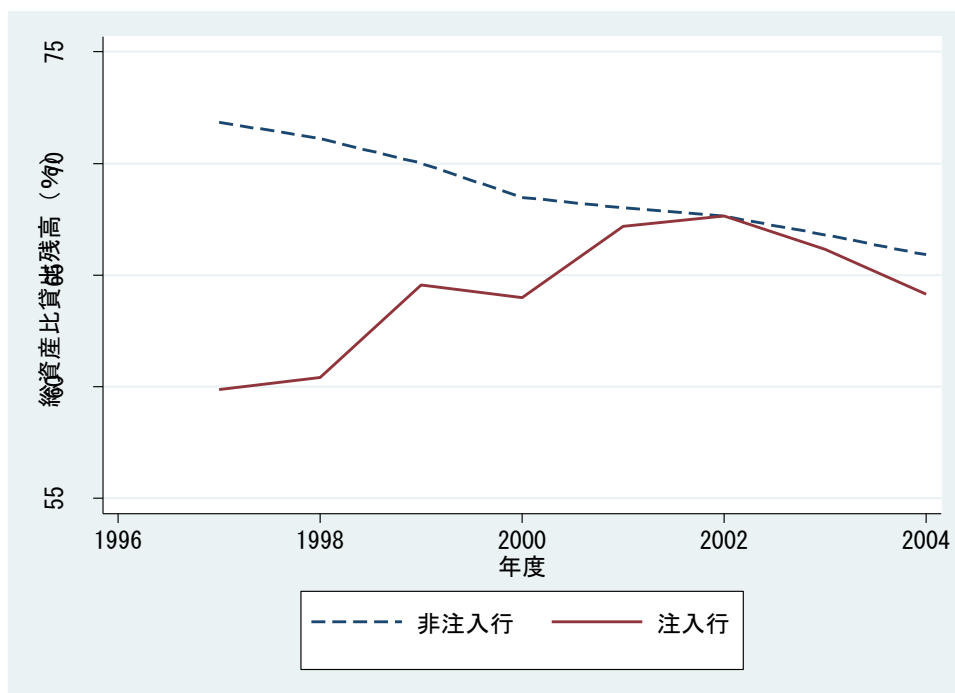


図 5-2 資本注入実施後の中小企業向け貸出残高の推移

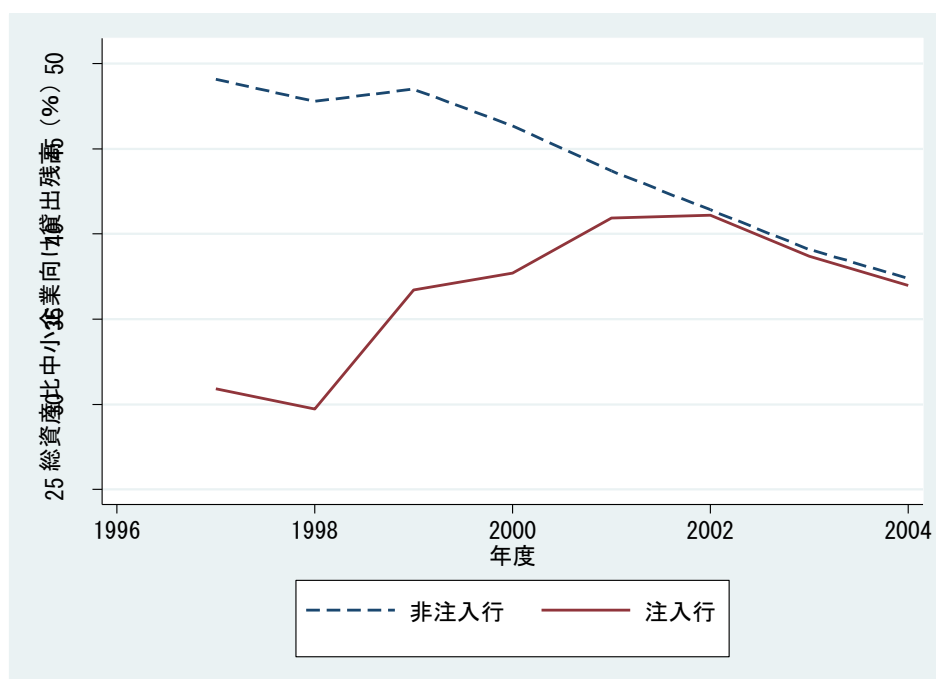


図 5-3 資本注入実施後の自己資本比率の推移

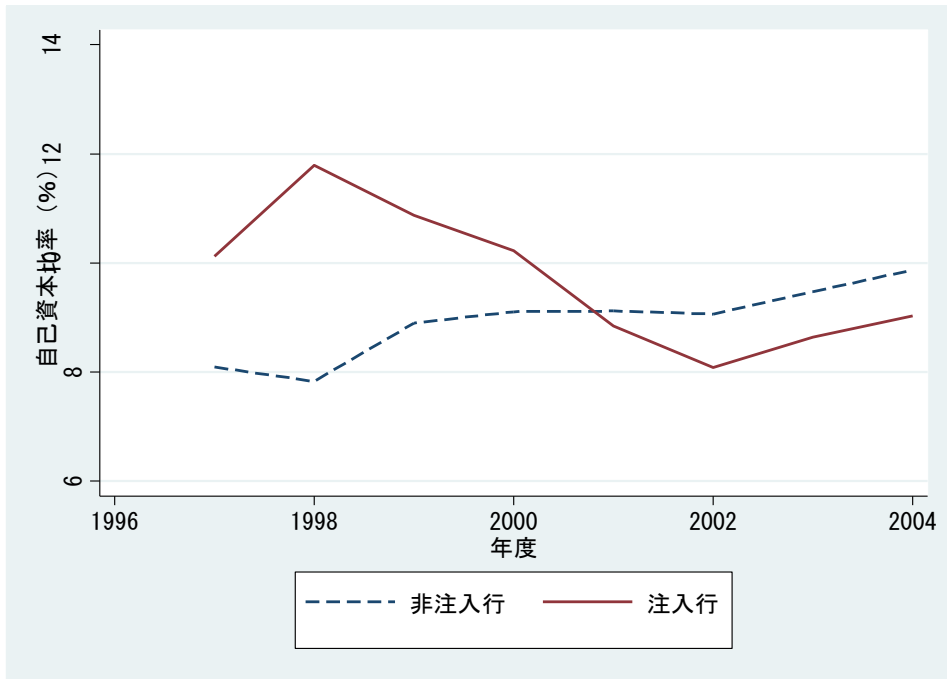
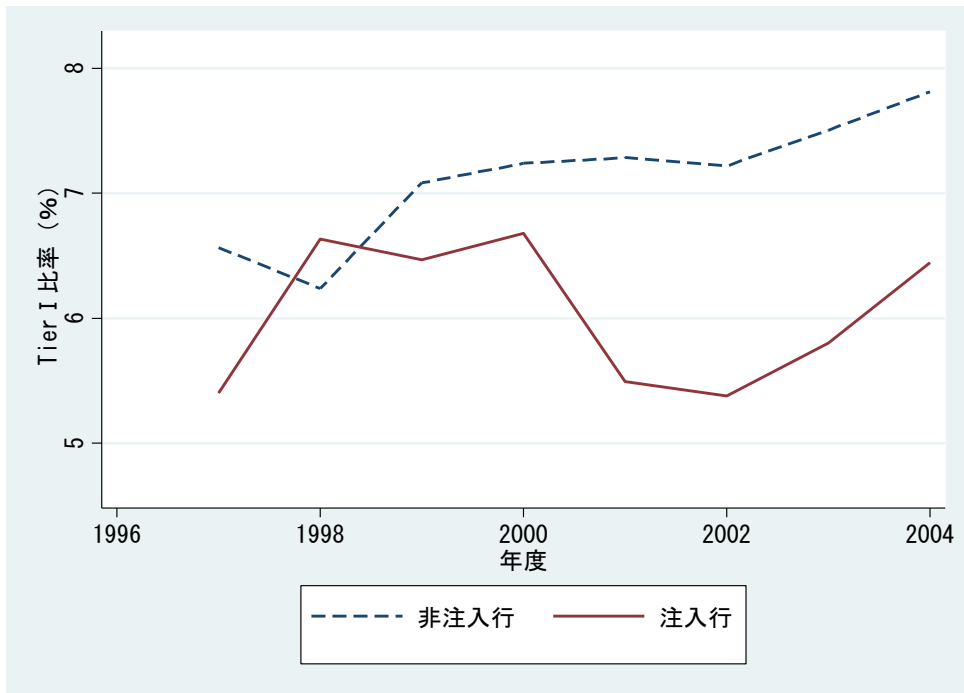


図 5-4 資本注入実施後の Tier I 比率の推移



5.5.3.2 リーマン・ショック期

各変数の記述統計量と変数間の相関係数は表 5-7、表 5-8 の通りである。リーマン・ショック期においては、説明変数のうち自己資本比率規制の「国際基準ダミー」と「過小資本ダミー」は、「1」の値をとる銀行が少数しか存在しないため説明変数から外した。

表 5-7 リーマン・ショック前後の各変数の記述統計量

| | 観測数 | 平均値 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|-----------|-----|-------|------|--------|-------|
| 貸出残高 | 543 | 67.92 | 6.24 | 51.89 | 82.06 |
| 中小企業貸出残高 | 543 | 34.68 | 9.03 | 17.76 | 61.63 |
| 貸出増加率 | 427 | 1.47 | 3.33 | -16.24 | 15.83 |
| 中小企業貸出増加率 | 427 | -1.96 | 4.27 | -27.59 | 12.95 |
| 公的注入残高 | 543 | 0.09 | 0.39 | 0.00 | 2.34 |
| 貸倒引当残高 | 543 | 1.06 | 0.63 | 0.25 | 6.30 |
| 自己資本比率 | 543 | 10.57 | 2.31 | -14.05 | 17.13 |
| Tier I 比率 | 543 | 8.42 | 2.62 | -14.05 | 16.80 |
| 預貸スプレッド | 543 | 1.26 | 0.29 | 0.62 | 2.35 |

注. 貸出残高, 中小企業貸出残高, 公的注入残高, 貸倒引当残高, 預貸スプレッドは総資産比の%値

表 5-8 リーマン・ショック前後の各変数間の相関係数

| | 貸出 残高 | 中小企 業貸出 残高 | 貸出 増加率 | 中小企 業貸出 増加率 | 公的 注入 | 貸倒 引当 | 自己資 本比率 | Tier I 比率 | 預貸 スプレ ッド |
|-----------|----------|------------------|-----------|-------------------|----------|----------|------------|--------------|-----------------|
| 貸出残高 | 1 | | | | | | | | |
| 中小企業貸出残高 | 0.584 | 1 | | | | | | | |
| 貸出増加率 | 0.084 | -0.092 | 1 | | | | | | |
| 中小企業貸出増加率 | 0.072 | 0.178 | 0.674 | 1 | | | | | |
| 公的注入残高 | 0.136 | 0.151 | 0.007 | 0.114 | 1 | | | | |
| 貸倒引当残高 | 0.230 | 0.323 | -0.269 | -0.239 | 0.244 | 1 | | | |
| 自己資本比率 | -0.455 | -0.430 | 0.017 | 0.059 | -0.158 | -0.325 | 1 | | |
| Tier I 比率 | -0.431 | -0.356 | 0.080 | 0.155 | -0.144 | -0.286 | 0.897 | 1 | |
| 預貸スプレッド | 0.757 | 0.592 | -0.097 | -0.041 | 0.177 | 0.333 | -0.484 | -0.421 | 1 |

また、主要な変数について公的注入行の特徴を非注入行と比較したのが表 5-9 である。これによれば、貸出残高、中小企業向け貸出残高、預貸スプレッドのいずれの平均値も、注入行は非注入行よりも有意に高い。一方、自己資本比率、Tier I 比率の平均値は、ともに注入行は非注入行に有意に劣後している。こうしたことから、平均的に言えば、注入行は貸出に積極的でその収益性も高いが、財務の健全性は非注入行に劣っている。

では注入行の自己資本は過小と言えるのかを検証したい。リーマン・ショック期の標本は地銀、第二地銀だけで構成されているので、自己資本比率規制の基準はほとんどの銀行が国内基準であるが、国内基準に照らしてこの時期の地銀、第二地銀に資本不足が生じていたのか、見てみたい。この表の注入行の自己資本比率の平均 9.58%から公的注入残高のリスクウェイトに対する比率 3.19%を控除しても自己資本比率は平均 6.39%と、国内基準行に課された 4%を上回っている。のみならず、公的資金控除後の自己資本比率が国内基準の 4%を下回る銀行はこの期間には存在していない。こうした自己資本の状況を見る限り、地銀、第二地銀の財務健全性が損なわれていたとは言い難く、リーマン・ショック後に地銀、第二地銀に公的資金を投入する必要があったのか、その必要性に対してはやはり疑問を感じざるを得ない。

表 5-9 リーマン・ショック前後の注入行・非注入行の差 (単位：%)

| | ①公的非注入行 | | ②公的注入行 | | ②-① | | | ③私的注入行 | |
|-----------|---------------|------|-------------|------|-------|------|-----|--------------|------|
| | 平均値 | 標準偏差 | 平均値 | 標準偏差 | 平均値差 | 標準誤差 | | 平均値 | 標準偏差 |
| 貸出残高 | 67.79 | 6.29 | 70.02 | 4.93 | 2.23 | 1.12 | ** | 70.53 | 5.79 |
| 中小企業貸出残高 | 34.52 | 9.07 | 37.27 | 7.99 | 2.76 | 1.62 | * | 37.57 | 7.83 |
| 貸出増加率 | 1.46 | 3.36 | 1.53 | 2.98 | 0.07 | 0.63 | | 1.24 | 3.89 |
| 中小企業貸出増加率 | -2.11 | 4.29 | -0.02 | 3.64 | 2.09 | 0.80 | *** | -2.11 | 5.66 |
| 公的注入残高 | 0.00 | 0.00 | 1.55 | 0.48 | 1.55 | 0.02 | *** | 0.21 | 0.55 |
| 貸倒引当残高 | 1.02 | 0.56 | 1.62 | 1.18 | 0.59 | 0.11 | *** | 1.27 | 1.01 |
| 自己資本比率 | 10.63 | 2.35 | 9.58 | 1.29 | -1.05 | 0.41 | *** | 9.94 | 1.59 |
| Tier I 比率 | 8.50 | 2.66 | 7.25 | 1.40 | -1.25 | 0.47 | *** | 7.50 | 2.06 |
| 預貸スプレッド | 1.26 | 0.29 | 1.36 | 0.27 | 0.11 | 0.05 | ** | 1.34 | 0.25 |
| 観測数 | 510(増加率は 397) | | 33(増加率は 30) | | | | | 115(増加率は 94) | |

注 1. *は 10%水準で、**は 5%水準で、*** は 1%水準で有意。

注 2. 貸出残高、中小企業貸出残高、公的注入残高、貸倒引当残高、預貸スプレッドは総資産比の%値

5.6 推計結果

5.6.1 平成金融危機対応

平成金融危機への対応として行われた資本注入政策についての推計式(1)(2)の推計結果は表 5-10(a)および(b)の通りである。パネル(a)は標本全体（全行）について、パネル(b)はサブサンプル（大手行および地銀・第二地銀）についての推計結果である。資本注入行の割合は大手行で高く地銀・第二地銀では比較的低いいため、標本全体に加えてサブサンプルについても推計を行った。なお、サブサンプルによる推計の際は、大手行か否かが自己資本比率規制の適用基準とほとんど重なるため、国際基準行ダミー変数を除外している。

はじめにパネル(a)を見ると、第1列～第4列が貸出増加率を、第5列～第8列が中小企業向け貸出増加率をそれぞれ被説明変数とした推計結果である。また、第1列、第2列、第5列、第6列は資本注入政策全体の効果を見るために「公的注入合計残高」を説明変数とした場合の推計結果を示し、第3列、第4列、第7列、第8列は公的注入の各ラウンドの効果を見るためにそれらを別々に説明変数とした場合の推計結果を示している。

まずパネル(a)の第1列、第2列を見ると、公的注入合計残高の係数符号は統計的に有意ではなく、公的資本注入が多い銀行ほど貸出を増やすとの仮説Ⅱの可否は不明である。一方、私的増資残高の係数は有意に正であり、私的増資が多い銀行ほど貸出を増やしている。次に貸倒引当残高の係数符号は有意に負であり、信用コストが大きい銀行ほど貸出を減らすとの仮説Ⅰは支持される。交互作用項「公的注入*貸倒引当」の係数符号は10%水準ではあるが有意に正であり、仮説Ⅲは支持される。貸倒引当の経済的マグニチュードを見てみると、総資産比貸倒引当が1単位（1%）増えた時に、銀行は貸出を0.45%減らす。交互作用項「公的注入*貸倒引当」の経済的マグニチュードについては、総資産比貸倒引当が1単位（1%）増えた時に、非注入行では貸出を0.696%減らす。総資産比1.50%より大きい注入残高を持つ銀行は正味の貸出を増やすことになる（ $-0.696 + 0.462 \times 1.50 = 0$ ）。ちなみに注入行の注入資本残高の平均値は総資産比2.07%であり、平均的な注入残高を持つ注入行は信用コストが増加すると正味の貸出を増やしていることになる。

次に第3列、第4列で公的注入の各ラウンドの効果を見ると、第1次注入、第2次注入ともに注入残高の係数符号に有意性はない⁵⁵。各ラウンドと貸倒引当残高との交互作用項の係数符号は、第1次、第2次ともに正だが有意ではないとの結果になっている。以上の結果の分析・解釈は、中小企業向け貸出増加率を被説明変数とした推計結果の分析・解釈とまとめて後ほど行う。

⁵⁵ 第3次注入、第4次注入については注入行が1行ずつであり統計的に独立したラウンドとして処理できない。ただし公的注入合計には第3次、第4次も含まれている。

表 5-10(a) 平成金融危機期における資本注入政策の効果 (全行)

| | 推計式 (1) 被説明変数：貸出増加率 | | | | 推計式 (2) 被説明変数：中小企業向け貸出増加率 | | | |
|---------------------------------|------------------------|----------------------|--------------------|----------------------|------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
| 公的注入合計残高 (INJSIZE) | 0.192 (0.55) | -0.848 (-1.06) | | | 0.603 (1.01) | 1.742** (2.51) | | |
| 第1次注入残高 (INJSIZE1) | | | -0.138 (-0.14) | -3.350 (-1.16) | | | 0.217 (0.11) | 6.449 (1.36) |
| 第2次注入残高 (INJSIZE2) | | | 0.173 (0.41) | -0.487 (-0.64) | | | 0.519 (0.67) | 0.784 (1.20) |
| 私的増資残高 (INJSIZE6) | 0.576*** (4.09) | 0.486* (1.74) | 0.589*** (3.96) | 0.654 (1.38) | 0.707** (2.41) | 1.418** (2.57) | 0.724** (2.06) | 0.996 (1.37) |
| 貸倒引当残高 (RESERVE) | -0.450* (-1.82) | -0.696*** (-3.30) | -0.448* (-1.83) | -0.684*** (-2.96) | -1.583*** (-5.11) | -1.070*** (-4.27) | -1.580*** (-5.20) | -1.107*** (-4.14) |
| 公的注入*貸倒引当 (INJSIZE*RESERVE) | | 0.462* (1.82) | | | | -0.491 (-1.65) | | |
| 第1次*貸倒引当 (INJSIZE1*RESERVE) | | | | 0.978 (0.97) | | | | -1.770 (-1.43) |
| 第2次*貸倒引当 (INJSIZE2*RESERVE) | | | | 0.354 (1.32) | | | | -0.204 (-0.50) |
| 私的増資*貸倒引当 (INJSIZE6*RESERVE) | | 0.038 (0.49) | | -0.013 (-0.09) | | -0.295** (-2.24) | | -0.144 (-0.71) |
| Tier I 比率 (CORECAR) | 0.291** (2.12) | 0.252* (1.83) | 0.291** (2.08) | 0.241* (1.71) | 0.214 (1.40) | 0.291** (2.00) | 0.221 (1.36) | 0.325** (2.18) |
| 過小資本ダミー (UNDCAP) | -0.807* (-1.75) | -0.798* (-1.81) | -0.834* (-1.82) | -0.787* (-1.89) | -0.289 (-0.63) | -0.350 (-0.72) | -0.358 (-0.78) | -0.494 (-1.01) |
| 国際基準ダミー (BASEL) | 0.049 (0.11) | 0.049 (0.11) | 0.058 (0.13) | 0.046 (0.11) | 0.329 (0.53) | 0.285 (0.45) | 0.349 (0.56) | 0.327 (0.51) |
| 貸出預金利鞘 (SPREAD) | 1.012* (1.68) | 0.956 (1.59) | 1.000* (1.68) | 0.946 (1.61) | -0.003 (-0.00) | 0.112 (0.13) | -0.005 (-0.01) | 0.125 (0.15) |
| 商業地平均地価 (LAND) | -1.041 (-1.59) | -1.194* (-1.82) | -1.089 (-1.65) | -1.189* (-1.78) | -0.387 (-0.41) | -0.147 (-0.16) | -0.490 (-0.53) | -0.369 (-0.41) |
| 1人当たり県民所得 (GDP) | 3.341 (0.65) | 3.477 (0.67) | 3.477 (0.67) | 3.393 (0.65) | 7.609 (1.04) | 7.001 (0.95) | 7.860 (1.09) | 7.831 (1.10) |
| 年度ダミー | yes | yes | yes | yes | yes | yes | yes | yes |
| Constant | -13.149 (-0.34) | -11.86 (-0.31) | -13.592 (-0.35) | -11.192 (-0.29) | -54.383 (-1.02) | -53.388 (-0.98) | -55.035 (-1.04) | -57.199 (-1.08) |
| F 統計量 | 30.26 | 27.28 | 28.96 | 26.09 | 35.97 | 34.93 | 34.99 | 38.75 |
| R-squared_overall | 0.220 | 0.222 | 0.222 | 0.223 | 0.233 | 0.225 | 0.242 | 0.232 |
| Obs | 1536 | 1536 | 1536 | 1536 | 1536 | 1536 | 1536 | 1536 |

注1. 係数の下段 () 内は t 値. * は 10%水準で, ** は 5%水準で, *** は 1%水準でそれぞれ有意.

注2. 攪乱項の不均一分散への対処として, ロバスト標準誤差による推計を行った.

注3. モデル選択の検定では, いずれの推計においても固定効果モデルが採択された.

表 5-10(b) 平成金融危機期における資本注入政策の効果 (大手行・地銀第二地銀別)

| | 大手行 | | | | 地銀・第二地銀 | | | |
|---------------------------------|---------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
| | 推計式 (1) | | 推計式 (2) | | 推計式 (1) | | 推計式 (2) | |
| | 被説明変数： 貸出増加率 | | 被説明変数：中小企業 向け貸出増加率 | | 被説明変数： 貸出増加率 | | 被説明変数：中小企業 向け貸出増加率 | |
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
| 公的注入合計残高 (INJSIZE) | 0.891 (1.18) | -1.036 (-0.64) | 1.084 (0.92) | 1.831 (0.93) | 0.096 (0.31) | -0.659 (-0.75) | 0.532* (1.79) | 1.065 (1.48) |
| 私的増資残高 (INJSIZE6) | 0.284 (0.50) | -0.340 (-0.55) | 1.271* (2.04) | 1.493* (1.85) | 0.615*** (3.33) | 1.052*** (2.64) | 0.441*** (2.64) | 0.611 (0.98) |
| 貸倒引当残高 (RESERVE) | -0.939 (-0.78) | -2.768* (-2.06) | -5.369*** (-6.46) | -4.685*** (-3.62) | -0.632*** (-3.25) | -0.597*** (-2.65) | -1.206*** (-4.80) | -1.116*** (-4.31) |
| 公的注入*貸倒引当 (INJSIZE*RESERVE) | | 0.783 (1.45) | | -0.304 (-0.36) | | 0.336 (0.97) | | -0.253 (-0.80) |
| 私的増資*貸倒引当 (INJSIZE6*RESERVE) | | 0.251 (1.70) | | -0.086 (-0.36) | | -0.159 (-1.49) | | -0.064 (-0.34) |
| Tier I 比率 (CORECAR) | -0.998 (-0.64) | -0.787 (-0.46) | 0.196 (0.19) | 0.123 (0.12) | 0.161 (1.40) | 0.158 (1.36) | 0.169 (1.32) | 0.175 (1.35) |
| 過小資本ダミー (UNDCAP) | -2.255 (-0.97) | -1.367 (-0.66) | 1.417 (0.86) | 1.091 (0.62) | -0.390 (-1.16) | -0.411 (-1.22) | -0.011 (-0.03) | -0.003 (-0.01) |
| 貸出預金利鞘 (SPREAD) | 2.061 (1.44) | 1.782 (1.19) | 0.707 (0.29) | 0.806 (0.33) | -0.031 (-0.05) | -0.031 (-0.05) | -1.655*** (-2.62) | -1.643** (-2.61) |
| 商業地平均地価 (LAND) | 10.874 (0.85) | 14.890 (1.61) | 31.255** (2.63) | 29.850* (2.05) | -1.295* (-1.91) | -1.277* (-1.90) | -0.586 (-0.64) | -0.519 (-0.56) |
| 1人当たり県民所得 (GDP) | 4.749 (0.34) | 2.557 (0.16) | -9.944 (-0.37) | -9.224 (-0.36) | 1.257 (0.29) | 1.318 (0.30) | 2.290 (0.46) | 2.291 (0.46) |
| 年度ダミー | yes | yes | yes | yes | yes | yes | yes | yes |
| Constant | -201.560 (-0.81) | -245.571 (-1.23) | -398.143 (-1.67) | -382.388 (-1.47) | 8.476 (0.26) | 7.775 (0.24) | -7.259 (-0.20) | -8.218 (-0.23) |
| F 統計量 | 46.71 | 1362.76 | 114.08 | 3508.08 | 29.66 | 27.59 | 40.59 | 38.32 |
| R-squared_overall | 0.098 | 0.074 | 0.161 | 0.171 | 0.226 | 0.228 | 0.297 | 0.298 |
| Obs | 164 | 164 | 164 | 164 | 1372 | 1372 | 1372 | 1372 |

注 1. 係数の下段 () 内は t 値. * は 10%水準で, ** は 5%水準で, *** は 1%水準でそれぞれ有意.

注 2. 攪乱項の不均一分散への対処として, ロバスト標準誤差による推計を行った.

注 3. モデル選択の検定では, いずれの推計においても固定効果モデルが採択された.

次に、パネル(a)の中小企業向け貸出増加率を被説明変数にした第5列～第8列を見てみる。第5列、第6列では、公的注入合計残高の係数符号は正だが必ずしも有意でなく、私的増資残高の係数は有意に正、貸倒引当残高の係数符号は有意に負となっている。これらは第1列、第2列と同傾向の推計結果であり、中小企業向け貸出についても仮説Ⅰは支持され仮説Ⅱは可否不明との結果を示している。公的注入残高と貸倒引当残高の交互作用項の係数符号は負だが有意でなく、第2列と異なり、中小企業向け貸出についての仮説Ⅲの可否は不明であった。一方、私的増資残高と貸倒引当との交互作用項の係数符号は有意に負となった。第7列、第8列では、第1次注入、第2次注入のいずれの係数符号も有意な結果は得られなかった。

第1列～第8列のその他の説明変数では、まず、Tier I比率の係数符号がほぼ一貫して有意に正であり、自己資本の充実が貸出を増やすことを示唆している。また過小資本ダミーの係数符号が第1列から第4列で10%水準ではあるが有意に負となっており、予想どおり過小資本銀行は貸出余力に乏しいことが確認された。

なお、この表ではTier I比率と $k=1$ の定義による過小資本ダミーを用いた結果を示したが、Tier I比率に代えて自己資本比率を、 $k=1$ に代えて $k=2$ の定義による過小資本ダミーを用いた場合も結果に大きな差は無かった（以下本章のすべての推計結果において同様）。

次にパネル(b)で大手行、地銀・第二地銀それぞれについての推計結果を見てゆく。(b)の第1列～第4列が大手行、第5列～第8列が地銀・第二地銀の各サブサンプルを用いた推計結果である。公的注入資本残高については、全行標本の場合と同様に、どちらのサブサンプルにおいても有意な結果がほとんど得られていない。一方、私的増資残高については、大手行の中小企業向け貸出、地銀・第二地銀の貸出において係数符号が有意に正となり、私的増資には大手行にも地銀・第二地銀にも一定の貸出促進効果が観察される。貸倒引当残高については、全行標本と同様に、どちらのサブサンプルにおいてもおおむね係数符号は有意に負となっている。公的資本残高と貸倒引当の交互作用項、私的増資と貸倒引当の交互作用項については、いずれのサブサンプルにおいても有意な結果は得られなかった。

その他の説明変数では、大手行の本店所在地の商業地平均地価の係数符号が中小企業向け貸出について有意に正となっており、これは予想通りの結果であるが、地銀・第二地銀では商業地地価は貸出全体について有意に負となっている。大手行本店の立地する都市部と地銀等の本店が立地する地方とで地価の資金需要または担保価値に対する影響が異なっている可能性があるが、この相違の理由は不明である。また、地銀・第二地銀の中小企業向け貸出について、貸出預金利鞘の係数符号が予想と異なり有意に負となっており、利鞘が大きくなると却って地銀等の中小企業向け貸出が減少したことを示唆している。地銀等の中小企業向け貸出については、平成金融危機時の情報の非対称性の高まりに起因して言葉の正確な意味での「信用割当」が起こっていたのかもしれない。

以上の平成金融危機時の資本注入についての推計結果をまとめると、(ア)公的資本注入が銀行貸出を増やしたかどうかについて有意な結果は得られなかった＝仮説Ⅱの可否は不

明、(イ) 信用コストの表象である貸倒引当の増加は銀行貸出を減らした=仮説Ⅰは支持される、(ウ) 統計的には強くないものの、公的資本注入は「貸倒引当が増えると貸出を増やす」非合理的行動を銀行にとらせることが示唆された。少なくとも「貸倒引当が増えると貸出を減らす」合理的行動がとられた証拠は見当たらない=仮説Ⅲは支持される可能性がある、(エ) 公的資本注入と異なり、私的増資にはおおむね銀行貸出を増やす効果が見られ、中小企業向け貸出については「貸倒引当が増えると貸出を減らす」合理的行動が観察された、の四点に整理できるだろう。

以下、これら四点について分析・解釈を試みたい。まず、(ア) 平成金融危機期の公的資本注入は銀行貸出を増やす効果が見られなかった理由は何であろうか。資本注入の見返りに貸出増加目標を課して管理したはずの政策になぜ顕著な効果が現れなかったのだろうか。その理由を考えるヒントは、1997年度から2004年度までの間で注人行の貸出態度が変化していることにある。貸出残高の時系列推移で見たように、公的注人行が注入後に貸出を増やしたのは2002年度までで、2003年度以降は大幅な減少に転じている。このように貸出態度に変化が生じた理由は、2002年10月に公表された「金融再生プログラム」が大手行の国有化も辞さない強硬姿勢によって自己資本不足の銀行をあぶり出そうとしたため、大手行を中心に貸出増加よりも財務の健全性を優先せざるを得なくなったためではないかと推察される。2002年度以降の行政の方針変更に対応するために注人行も貸出姿勢を急激に消極化したため、平成金融危機期全体を通した場合、公的注入の貸出促進効果は見出せない(仮説Ⅱの可否は不明)との結果になったのではないかと推察される。資本注入に伴う二重目標が政策の時間的不整合(2002年度までは貸出増加に力点、それ以降は財務健全化に急傾斜)を生み、貸出増加効果が発揮されなかったのではないかと考えられる。

次に、(イ) 貸倒引当の増加が貸出を減らす効果は、貸出全体についても中小企業向け貸出だけについても首尾一貫して観察された。平成金融危機期の日本の銀行は、Bernanke(1983)が情報の経済学も踏まえて米国の大恐慌期の銀行行動について述べたのと同様に、信用コスト増大によって貸出削減行動をとったことは明らかである。

次に、(ウ) 平成金融危機時の公的資本注入は「信用コストが増えると貸出を増やす」といった非合理的行動をとらせていた可能性が示唆された。これについては、第1次注入が行われた1998年3月当時の銀行や行政に対する国民の厳しい眼差しが背景にあるものと解釈される。第2節で経緯を見たように、1997年秋以降、大規模な貸し渋り、貸し剥しが発生し、企業の資金繰りや雇用に大きな影響を与えた。第1次注入は、こうした背景の下でようやく初めて実現した公的資本注入であった。当然、国民は「貸し渋り」の解消効果があるかどうかを注視し、政府も第1次注入の前後には、様々な「貸し渋り対策」を講じた⁵⁶。

⁵⁶ 大蔵省は1997年12月に、早期是正措置の弾力的運用や保有株式の評価方法として原価法の容認などを内容とする「いわゆる『貸し渋り』への対応について」を発表した。1998年3月には橋本龍太郎首相自ら主要金融機関に対して円滑な資金供給を要請、同年4月発表の「総合経済対策」においても「健全な中小・中堅企業等に対する円滑な資金供給に支障を来さないよう要請する」こととした。以上は金融庁HPを参照した。

第1次注入や翌年の第2次注入の対象となった銀行には資本注入と引き換えに貸出増加の強いプレッシャーがかかったため、2002年の行政の方針転換までは信用コスト増大に対応して貸出を減らす合理的行動はとり得なかったと考えられ、その結果、平成金融危機期全体を通した場合に、注入行は信用コストが増えても貸出を増やしていた可能性が示唆されたと思われる。

最後に、(エ) 私的増資には銀行貸出を増やす効果が見られた理由は、以下のように増資の性質によるものと思われる。「5.5.2 データ」で記したように、平成金融危機期の私的増資のうち、公募増資はわずかで、多くは取引先や地縁を頼った割当増資または優先株式の引受であった。増資引受した利害関係者は、その見返りとして銀行に貸出促進を求めたと思われる。こうした要請によって銀行が貸出増加に努めた結果、私的増資残高が多い銀行ほど貸出を増やすとの結果になったと考えられる。第二に、公的注入と異なり、信用コスト増大と共に貸出を増やす非合理的行動が見られなかった（少なくとも中小企業向け貸出については合理的行動が観察された）のは、公的資本注入のような二重目標を課したことによる「政策の時間的不整合」が無かったためと考えられる。公的注入においては、当初は「貸し渋り」解消への強い圧力がかけられたが、2002年度以降の竹中行政では過小資本に対する国有化措置という財務健全化を求める強硬姿勢に転じた。このように「貸出優先」から「財務健全化優先」へと政策が時間的に不整合であったため、注入行では信用コストが増えても貸出を増やす不合理な行動が見られた。私的増資行が引受関係者から貸出増加の要請を受けたにせよ、それは財務の健全性を損ねても達成しなければならないような強いものではなかった。したがって、私的増資行は自身の財務健全性を毀損してまで貸出を増やすような行動はとらなかったと解釈できよう。

5.6.2 リーマン・ショック対応

リーマン・ショックへの対応として行われた資本注入政策についての推計式(1)(2)の推計結果は表5-11の通りである。リーマン・ショック期の推計においては、説明変数のうち自己資本比率規制の「国際基準ダミー」と「過小資本ダミー」は、「1」の値をとる銀行が少数しか存在しないため推計式から外した^{57 58}。

表の各行ごとに結果を見ると、まず第5次注入残高の係数符号はおおむね有意に正であり、特に第3列、第4列の中小企業向け貸出増加に対しては有意にプラスの効果が見られる。次に私的増資の係数符号もおおむね正であり、貸出や中小企業向け貸出を促進する効果が認められる。貸倒引当残高の係数符号は一貫して有意に負となっており、信用コスト

⁵⁷ リーマン・ショック期は、「貸し渋り」が問題となった平成金融危機期と異なり、貸出量の決定要因として需要側の要因も本来はもっと加味する必要がある。本章の推計は需要側の要因がまだ十分とは言えないため、推計結果もその範囲での限定つきの結果である。

⁵⁸ 日本においてはリーマン・ショックの金融システムへの直接の影響は軽微だったが、2008年の年末だけは金融市場・資本市場が収縮した。そこで2008年度だけをダミー変数として公的注入残高や貸倒引当残高との交互作用項を用いて他の年度との効果の違いを見たが、有意な結果は得られなかった。

の増加は銀行の貸出行動を抑制させる可能性を示している。第 5 次注入残高と貸倒引当の交互作用項の係数符号は第 2 列においても第 4 列においても有意に正となった一方、私的増資と貸倒引当の交互作用項の係数符号は第 2 列においても第 4 列においても有意に負となり、対照的な結果が得られた。

表 5-11 リーマン・ショック期における公的資本注入政策の効果

| | 推計式 (1) 被説明変数： 貸出増加率 | | 推計式 (2) 被説明変数：中小企業 向け貸出増加率 | |
|------------------------------------|----------------------------|----------------------|----------------------------------|----------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 |
| 第 5 次注入残高 (INJSIZE5) | 1.231** (2.53) | -0.062 (-0.12) | 2.108*** (4.38) | 1.480** (2.41) |
| 私的増資残高 (INJSIZE6) | 0.513 (1.17) | 1.814*** (3.01) | 1.616 (1.64) | 2.820*** (2.84) |
| 貸倒引当残高 (RESERVE) | -2.050*** (-4.01) | -1.353*** (-3.46) | -3.120*** (-5.76) | -1.761*** (-2.77) |
| 第 5 次注入*貸倒引当 (INJSIZE5*RESERVE) | | 0.732*** (4.29) | | 0.367* (1.89) |
| 私的増資*貸倒引当 (INJSIZE6*RESERVE) | | -0.881*** (-4.56) | | -1.066*** (-4.60) |
| Tier I 比率 (CORECAR) | 0.053 (0.56) | 0.068 (0.75) | -0.541** (-2.62) | -0.477** (-2.15) |
| 貸出預金利鞘 (SPREAD) | -0.385 (-0.52) | -0.802 (-1.04) | -7.575** (-2.52) | -6.467** (-2.26) |
| 商業地平均地価 (LAND) | -0.216 (-0.59) | -0.125 (-0.35) | 0.790 (0.25) | -0.334 (-0.10) |
| 1 人当たり県民所得 (GDP) | 1.332 (0.79) | 0.961 (0.57) | -10.074 (-1.52) | -11.084* (-1.71) |
| 年度ダミー | yes | yes | yes | yes |
| Constant | -3.789 (-0.31) | -2.214 (-0.17) | 86.302 (1.32) | 104.068 (1.64) |
| Wald chi2 または F 統計 | 79.96 | 303.47 | 7.701 | 185.990 |
| R-squared_overall | 0.233 | 0.254 | 0.044 | 0.035 |
| Obs | 427 | 427 | 427 | 427 |

注 1. 係数の下段 () 内は t 値。* は 10%水準で、** は 5%水準で、*** は 1%水準でそれぞれ有意。
注 2. 攪乱項の不均一分散への対処として、ロバスト標準誤差による推計を行った。
注 3. モデル選択の検定では、貸出についてはランダム効果モデルが、中小企業向け貸出については固定効果モデルが採択された。

第 5 次注入残高の多い銀行ほど貸倒引当の増加に伴い貸出を増やす非合理的な行動についての経済的マグニチュードを第 2 列で見ると、総資産比の貸倒引当が 1 単位 (1%) 増えた時に、非注入行では貸出は 1.353%減少するが、総資産比 1.85%より大きな第 5 次注入残高のある銀行では、貸倒引当が 1%増えると正味の貸出をむしろ増やすことになる ($-1.353+0.732 \times 1.85=0$)。ちなみに第 5 次注入行を受けた延べ 33 行のうち、注入残高が総資産比 1.85%より大きな銀行は延べ 10 行存在している。

上記以外の説明変数では、中小企業向け貸出の増加率を被説明変数とする第 3 列、第 4 列において、Tier I 比率の係数符号が有意に負であり、中核的な自己資本の厚い地銀、第二地銀ほど中小企業向け貸出に消極的だったことになる。また第 3 列、第 4 列においては、貸出利鞘の係数符号も有意に負である。これは、貸出収益性の高い銀行の方が貸出に積極的になるとの予想とは逆の結果であった。利鞘の厚い銀行ほど貸出を減らす理由としては、信用割当の可能性が考えられるが、この時期は平成金融危機時とは状況が異なっており信用割当は考えにくい。むしろ、競争激化のために中小企業向け貸出が限界的に儲からなくなっているため、既存の貸出資産の利鞘が厚い地銀、第二地銀ほど、中小企業向け貸出に消極的になっている可能性が考えられる。

以上の推計結果をまとめると、(ア) リーマン・ショック期における公的資本注入はおおむね貸出に対するプラスの効果が見られた=仮説Ⅱはおおむね支持される、(イ) 平成金融危機期と同様にリーマン・ショック期においても、信用コスト増による貸出削減行動が見られた=仮説Ⅰは支持される、(ウ) リーマン・ショック期における公的資本注入残高が多い銀行ほど、信用コストが増大すると貸出を増やす非合理的行動をとっている=仮説Ⅲは支持される、(エ) リーマン・ショック期の私的増資は、貸出を増やし、かつ、信用コストが増えると貸出を減らす合理的行動を妨げなかった、と整理することができるだろう。

上記 (ア) と (ウ) の結果を考え合わせると、システムミック・リスクの発生していない環境下で金融円滑化を目的に資本注入したことによって、注入行は貸出を増やす行動をとったものの、信用コストが高い貸出を積み上げるような非合理的な行動の結果であった可能性を否定できない。(ウ) の結果の背景には、緩い条件の資本注入によって、地域金融機関が本来の審査基準から逸脱した安易な貸出を行うような情報生産機能の劣化が起きていた可能性も考えられる。以上の結果からは、リーマン・ショック期の「金融機能強化法」に基づく資本注入が、銀行側のニーズによるというよりも金融庁の政治受けを狙った「押し売り」だったとの報道に対する明確な反証は得られなかった。

また、リーマン・ショック前後の私的増資には、公的資本注入とは対照的に、信用コストが増せば貸出を減らす合理性を維持しながら貸出を増やす効果が観察された理由としては、増資の質が変化したことが挙げられる。すなわち、「5.5.2 データ」で見たように、この時期は銀行が市場から資本調達することが容易になっており、貸出増加要請を受けるよ

うな縁故による引受の割合が減ったため、私的増資が銀行の合理的行動を促したと考えられる。

5.7 小括

平成金融危機期とリーマン・ショック期の推計結果を並べると表 5-12 のようになる。この結果を見ると、仮説Ⅰについては、平成金融危機期とリーマン・ショック期ともに支持されている。「信用コスト上昇時の貸出削減」は両危機期に共通した銀行の行動パターンであり、「情報の経済学」が想定しているように銀行は行動していたことが明らかになった。

仮説Ⅱについては、平成金融危機は可否不明、リーマン・ショック期はおおむね支持されるとの結果であった。平成金融危機においては、第 1 次注入時の「貸し渋り解消優先」から 2002 年度以降の「財務健全化優先」へと政策が時間的に不整合であったため、公的注入の貸出増加効果が発揮されなかったのではないかと考えられる。またリーマン・ショック期においては、そもそも地銀・第二地銀が公的注入を必要とする状況（過小資本のため貸出を増やせない状態）ではなかったが、条件を緩めてでも資本注入の実績作りをしたい金融庁の意向に付き合わざるを得なかったという面が強いと思われる。

仮説Ⅲについては、平成金融危機期では統計的有意性は弱いものの支持される可能性があり、リーマン・ショック期では明確に支持されている。このことから、両危機期において、公的資本注入が多い銀行ほど、信用コストが増加しても貸出を増やすという非合理的行動をとっている可能性が示唆された。たとえ公的資本注入によって貸出が増えたとしても、信用コストの高い貸出を積み増せば不良債権は増え、財務の健全化は遅滞する。資本注入政策における貸出増加目標と財務健全化目標の二重目標は両立しない可能性が高い。

表 5-12 資本注入政策および私的増資の効果（まとめ）

| | 平成金融危機期 | リーマン・ショック期 |
|------------------------------------|--|--------------------------------|
| 仮説Ⅰ（信用コスト上昇時の貸出削減行動） | 支持される | 支持される |
| 仮説Ⅱ（公的注入の貸出促進効果） | 有意性に乏しく可否不明 | おおむね支持される |
| 仮説Ⅲ（公的資本注入が多いほど、信用コストが増加しても貸出を増やす） | 支持される可能性あり | 支持される |
| 私的増資の効果 | おおむね貸出を増やす効果が認められるが、信用コストが増えると貸出を減らすか増やすかは不明 | おおむね貸出を増やし、かつ、信用コストが増えると貸出を減らす |

さらに、私的増資の効果も示唆に富んでいる。平成金融危機期においては、私的増資のほとんどが縁故に頼った引受であったため、増資引受関係者から銀行に対して貸出増加要請があったと思われ、そのことが貸出を増やす効果を生んだものと推察されるが、信用コスト増大と共に貸出を減らす合理的行動をとった結果であったかどうかは明らかではない。一方、リーマン・ショック期の私的増資は資本市場からの自由な調達が増えたため、私的増資行には無理に貸出を増やすようなプレッシャーはかからず、信用コストの高い貸出は減らす合理的行動をとりつつ増資による資本余力で貸出を増やし得たと考えられる。

以上のように、貸出増加目標の付与にもかかわらず、公的資本注入には必ずしも貸出促進効果があったとは言えない。加えて、貸出増加目標を付与して政策目標を二重にしたことで、かえって銀行の合理的なリスク抑制行動を阻害し、情報生産機能を歪めた可能性を否定できない。日本における2度の資本注入の経験から言えるのは、資本注入政策の目標は「銀行の財務健全化」ひいては「システミック・リスクへの対応」に限定すべきであって、貸出増加や中小企業金融円滑化を目標とすべきではない、ということである。信用コスト増大による貸出削減行動をとる銀行に対して貸出増加を促す手段としては、ミクロ的な貸出増加目標を個々の銀行に課するのではなく、銀行全体の平均的信用コストを下げ、貸出スプレッドを上げるようなマクロ経済政策や金融政策に委ねるべきである。

最後に本章の課題としては、第一に、資金需要側の要因についてさらに推計に加えなければならない。特にリーマン・ショック期は、「貸し渋り」が問題となった平成金融危機期と異なり、貸出量の決定要因として需要側の要因も、地価や一人当たり県民所得だけではなく、さらに加える必要がある。

第二に、米国の近年の資本注入の際も、日本と同様の二重目標が課された経緯があるが、その効果については必ずしも明らかになっていないと思われる。今後の金融危機時のbailout政策を考えるうえでも、米国におけるTARPの効果について実証を試みるのが今後の研究課題となる。

第6章 結論

本論文の目的は、金融危機対応策を中心に、政府の貸出市場への関与の効果をデータに即して検証することであった。検証の対象である円滑化法、公的信用保証制度、資本注入政策についての検証結果を整理し、その結果が政府の貸出市場への関与のあり方に対して示唆するところをまとめたい。

まず円滑化法については、(1) 円滑化法利用により金融機関が中小企業向け貸出を増やしているとの証拠は無く、むしろ条件変更や信用保証の付かない「プロパー貸出」を減らす傾向が観察された。(2) 円滑化法利用によって中小企業の倒産は一時的に改善される効果が見られたが、その効果は一時的であり、時間と共にむしろ逆効果になっていた可能性が示された。(3) 円滑化法をより多く利用している金融機関ほど不良債権が多いかどうかについては、当座の影響は不明ながら、2期後には不良債権を増やすことが明らかになった。この結果は、倒産抑制効果が一時的であり、非効率企業温存が却って時間と共に倒産を増やしたとの結果と整合的である。これらの結果の背景には、(i) リスケジュール等貸出契約の不利益変更に応じざるを得なかったため、既存貸出資産が劣化した金融機関が貸出姿勢を消極化させた、(ii) 安易なリスケジュールが存続不可能企業の温存を助長し、本来生き延びるべき企業の資金繰りや売上がかえって圧迫された、といった可能性があると考えられる。

政府が「資源配分に影響を与える」関与としての円滑化法は、中小企業金融の円滑化という資源配分の適正化に所期の効果を発揮せず、かえって金融機関の金融仲介機能を弱め、地域経済の非効率を生んだ可能性が示唆される。中小企業の資金繰り悪化の原因についての認識の誤りや条件変更という手段が新規貸出におよぼす経路についての理解の誤りがあった(政府の情報制約)、または、当初から政策効果よりも政策立案者の私的利益を目的とした政策だった(インセンティブ制約)のために「政府の失敗」が生じていたとも解釈される。金融庁も円滑化法の終了を受けて「出口戦略」を指向しており⁵⁹、中小企業基盤整備機構などが出資する事業再生ファンドや企業再生支援機構の機能を用いて「ソフトランディング」を図ろうとしている。しかしそれが単に金融機関のバランス・シートから官製ファンド等への不良資産の移し替えや「飛ばし」にならないように個々の企業の再生見込みを慎重に吟味すべきである。再生見込みのない中小企業への過度な保護政策は、地域経済の非効率を助長するだけでなく、長期的に見てかえって中小企業セクター全体の衰弱を招くと思われる。

次に公的信用保証制度については、(1) 公的信用保証がプロパー貸出に対して補完的効果を持つとは言えず、むしろ代替的である可能性もある。したがって、公的信用保証は金融機関の情報生産を怠らせたり、旧債振替のようなモラル・ハザードを生んでいる可能性

⁵⁹ 例えば、2012年7月4日の「金融審議会総会(第28回)・金融分科会(第16回)合同会合」での配布資料「最近の金融行政について(金融円滑化法の出口戦略等)」

がある。(2) 公的信用保証はプロパー貸出と補完的であるとは言えないものの、金融機関のリレバン機能やメインバンク機能を増進することによって、貸出を増やす効果を持ち得る。(3) 公的信用保証は倒産を抑制する可能性があるが、新規開業を促進する効果があるかどうかは明らかではない。しかしいずれも特に金融危機時にはその効果が大きくなる可能性がある。しかし一定規模を超えて利用されると公的信用保証はむしろ限界的に倒産を増やし新規開業を減らす逆効果に転ずる。これらの結果の背景には、日本で設けられた条件の緩い公的信用保証は、貸し手や借り手のモラル・ハザードを通じて利用が増え、存続不可能な企業にまで行き渡った結果、そうした非効率企業の存在が地域経済の非効率を生じさせ、倒産を増やし新規開業を阻害している可能性が考えられる。

信用保証協会の民間に対する情報生産力に優位性がないため厳格な審査が行われなかったり、組織の維持拡充といった私的利益に誘引されて活動したりしていれば、民間も rent 獲得に血道をあげ、リレバン機能やメインバンク機能を高めて情報生産力を増す努力を怠り、プロパー貸出は増えない。公的信用保証の制度設計には、保証割合の限定、保証審査の厳格化、保証目的の絞り込み等による保証量の抑制的運営を担保する制度変更が必要であると考えられる⁶⁰。信用保証協会は、絞り込まれた特定の目的に対して厳格な審査を実行し、金融機関に対しても情報優位性を持つような専門組織に改組すべきであろう。

最後に最後に資本注入政策については、(1) 「信用コスト上昇時の貸出削減」は平成金融危機とリーマン・ショックの両危機期に共通した銀行の行動パターンであり、「情報の経済学」が想定しているように銀行は行動していたこと、(2) 両危機期において、公的資本注入が多い銀行ほど、信用コストが増加しても貸出を増やすという非合理的行動をとっている可能性が示唆され、資本注入政策における貸出増加目標と財務健全化目標の二重目標は両立しない可能性が高いことが示された。

資本注入政策の目標は銀行の財務健全化に限定すべきであって、貸出増加を促す手段としては、マクロ経済政策や金融政策を活用すべきであろう。ミクロ的な貸出増加目標を個々の銀行に課すような政策が採られる背景には、政策当局の情報制約のために正しい政策判断が行われていないことがあるように思われる。さらに、円滑化法と同様に、選挙という私的利益のために、中小企業向け貸出を促進する政策メニューを取り揃えるような政策立案者（政治家）のインセンティブ制約があった可能性も否定できない。

貸出市場における政府の役割は多様化し役割間の整合性には危うさもある。政府が天使によって運営されるのでない限り、政府の市場への関与の妥当性は不断に検証されるべきであり、「政府に対する外部からの統制や内部からの統制」が行われるべきである。本論文の検証によれば、円滑化法、公的信用保証制度、資本注入政策はいずれも所期の政策効果を発揮しているとは言えない。円滑化法は「政治主導」による政府の強い介入、公的信用保証は日本において突出したプレゼンスを有する条件の緩い制度、資本注入政策は銀行に

⁶⁰ 2013年12月12日付『日本経済新聞』は、政府が100%保証の対象を2014年から縮小しリーマン・ショック前の水準に戻す方針であると報じている。

財務健全化と貸出増加を同時に求める「二重目標」の矛盾といったように、それぞれが様々な問題を指摘されてきた政府の関与であることは銘記されるべきであろう。

今後の課題は以下のとおりである。第一に、貸出市場への政府の関与の中でその効果を検証すべき対象は、本論文で取り上げた三つの政策・制度に留まらない。例えば、公的信用保証制度と並んで日本の貸出市場で大きなプレゼンスを持つ政府系金融機関の役割が挙げられる。政府系金融機関の大きな問題は、政策金利の合理性である。民間金融機関と競合する企業に対し、信用リスクを反映しない金利設定がなされることが、日本の貸出市場のプライシングを歪めているのではないかの指摘は従来からされており、貸出市場の金利設定の歪みは社債市場など日本の資本市場全体のプライシングの合理性に影響を及ぼしているのではないかとも思われる。しかし、政府系金融機関のプレゼンスの大きさが、貸出市場の金利設定にどのような影響をもたらしているのかについての実証研究はほとんど見受けられない。また、リーマン・ショック時の資産査定ルールの緩和や自己資本比率規制の緩和といった政府の緊急避難的な対応は、日本だけでなく主要先進国で行われたが、それらの影響についてフォーマルな形で検証した研究は数少ないように思われる。

今後の課題の第二は、本論文で取り上げた三つの政策・制度の効果は一時的であったり副作用を伴うものであったが、そうした政策・制度の「失敗」のメカニズムを解明することである。メカニズムの解明のためには、金融機関や中小企業といった政策の影響を受ける側の当事者のインセンティブ構造を明らかにすることが必要であるとともに、中小企業金融をめぐるポリティカル・エコノミーあるいは政策当局者の側のインセンティブの問題についても分析することが必要であると思われる。その場合、当事者の行動の合理性の限界を踏まえた行動経済学的方法が有用であるかも知れない。

【参考文献】

- 安孫子勇一(2005)「経済活動と貸出行動」, 堀江康熙(編著)『地域金融と企業の再生』中央経済社
- 池尾和人(1998)「政府金融活動の役割: 理論的整理」, 岩田一政・深尾光洋(編)『財政投融資の経済分析』日本経済新聞社
- 池尾和人(2009)「銀行破綻と監督行政」, 池尾和人(編)『不良債権と金融危機: バブル/デフレ期の日本経済と経済政策シリーズ4』, 慶應義塾大学出版会
- 植杉威一郎(2008)「政府による信用保証には効果があったのか」, 渡辺努・植杉威一郎(編著)『検証・中小企業金融』日本経済新聞出版社
- 内田浩史(2007)「リレーションシップバンキングの経済学」, 筒井義郎・植村修一(編)『リレーションシップバンキングと地域金融』日本経済新聞出版社
- 内田浩史(2008)「リレーションシップバンキングは万能か」, 渡辺努・植杉威一郎(編著)『検証・中小企業金融』日本経済新聞出版社
- 内田浩史(2010)『金融機能と銀行業の経済分析』日本経済新聞出版社
- 小倉義明(2007)「地域金融市場の競争度と新規参入企業の融資利用可能性」, 筒井義郎・植村修一(編)『リレーションシップバンキングと地域金融』日本経済新聞出版社
- 長田健(2010)「資本注入政策のキャピタル・クランチ促進効果」, 『金融経済研究』第31号, 49頁-68頁
- 小野有人(2007)『新時代の中小企業金融』東洋経済新報社
- 小野有人(2008)「担保や保証人に依存した貸し出しはやめるべきか」, 渡辺努・植杉威一郎(編著)『検証・中小企業金融』日本経済新聞出版社
- 小野有人(2011)「中小企業向け貸出をめぐる実証分析: 現状と展望」, 日本銀行金融研究所『金融研究』2011年8月
- 忽那憲治(2005)「中小企業金融と信用保証制度」, 堀江康熙(編著)『地域金融と企業の再生』中央経済社
- 國枝茂樹(2009)「公的金融の現代的役割に関する諸論点」, 金融調査研究会(編)『公的金融の現代的役割』
- 高明珠(2009)「信用保証制度と地方銀行の中小企業向け貸出供給」, 『同志社政策科学研究』第11巻2号, 35頁-44頁
- 小西大・長谷部賢(2002)「公的信用保証の政策効果」『一橋論叢』第128巻5号
- 今喜典(2012)『中小企業金融と地域振興』東洋経済新報社
- 近藤隆則(2012)「世論応答と専門知の相克—民主党政権の金融行政をめぐる—」, 御厨貴(編)『「政治主導」の教訓—政権交代は何をもたらしたのか』勁草書房
- 近藤隆則(2014)「「円滑化法」が中小企業金融に与える影響についての実証研究」『金融経済研究』第36号, 24頁-43頁

- 近藤万峰(2011)「リレーシヨンシップ・バンキング行政の下における地域銀行の中小企業金融円滑化法への取り組み—各行のディスクロージャーデータを用いた分析—」会計検査院『会計検査研究』第44号, 73頁-89頁
- 近藤万峰(2012)「リーマン・ショック後における地域銀行の信用保証制度の利用状況」, 愛知学院大学『商学研究』, 第52巻第1・2号
- 櫻川昌哉・星岳雄(2009)「問題多い中小企業金融円滑化法案」『日本経済新聞・経済教室』2009年11月13日
- 佐藤隆文(2010)『金融行政の座標軸—平時と有事を越えて—』東洋経済新報社
- 島袋伊津子(2005)「銀行貸出におけるソフト情報生産に関する実証研究」, PRI ディスカッション・ペーパー, No.05A-19
- 随清遠(2004)「供給サイドからの中小企業貸出分析」2004年9月日本金融学会(愛知大学)での報告書
- 竹澤康子・松浦克己・堀雅博(2005)「中小企業金融円滑化策と倒産・代位弁済の相互関係—2変量固定効果モデルによる都道府県別パネルデータ分析」, 『経済分析』第176号, 1頁-18頁
- 多胡秀人(2007)『地域金融論—リレバン恒久化と中小・地域金融機関の在り方』金融財政事情研究会
- 中小企業庁『中小企業白書』2010年版~2012年版
- 土居丈朗(2009)「信用保証制度のあり方に関する一考察」, 金融調査研究会(編)『公的金融の現代的役割』
- 中田真佐男・安達茂弘(2006)「貸出金利の地域間格差はなぜ解消されないのか? : 金融機関別・都道府県データによる実証分析」, PRI ディスカッション・ペーパー, No.06A-23
- 根本忠宣(2008)「信用保証制度の経済効果とパフォーマンス評価」, 中小企業金融公庫総合研究所『中小企業総合研究』第9号, 2008年6月
- バジヨット,W.(久保恵美子訳)(2011)『ロンバード街: 金融市場の解説』, 日経BP社
- 林敏彦(2005)『改訂版 経済政策 I—現代政策分析—』放送大学教育振興会
- 播磨屋浩三(2012)「公的信用保証の地域間格差の検証」『国民経済雑誌』第206巻第1号, 17頁~30頁
- 星岳雄(2011)「日本の金融システムに隠されたリスク」『NIRA オピニオンペーパー』(2011年10月号)
- 堀江康熙(2008)『地域金融機関の経営行動』勁草書房
- 松浦克己・竹澤康子(2001)「銀行の中小企業向け貸出供給と担保, 信用保証, 不良債権」郵政研究所ディスカッションペーパー・シリーズ 2001-01
- 松浦克己・堀雅博(2003)「特別信用保証と中小企業経営の再構築—中小企業のマイクロ・データによる概観と考察」, ESRI ディスカッション・ペーパー No.50

- 藪下史郎・武士俣友生(編著)(2006)『中小企業金融入門(第2版)』東洋経済新報社
- 家森信善(2004)『地域金融システムの危機と中小企業金融—信用保証制度の役割と信用金庫のガバナンス—』千倉書房
- 家森信善(2012)「中小企業金融円滑化法の効果と課題—2010年中小企業金融の実態調査結果に基づいて—」『金融構造研究』第34号, pp.99-114

- Barth, J. R., G. Caprio, and R. Levine (2006), *Rethinking Bank Regulation: Till Angels Govern*, Cambridge University Press
- Bartoli, F., G. Ferri, P. Murro and Z. Rotondi (2013), “Bank-Firm Relation and the Roll of Mutual Guarantee Institutions at the Peak of the Crisis,” *Journal of Financial Stability*, Vol.9, pp. 90-104
- Bayazitova, D., and A. Shivdasani (2012), “Assessing TARP,” *Review of Financial Studies*, Vol.25(2), pp.377–407
- Bernanke, B. S. (1983), “Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression,” *American Economic Review*, Vol.73, pp.257–276
- Black, K. L. and L. N. Hazelwood (2013), “The Effect of TARP on Bank Risk-Taking,” *Journal of Financial Stability*, Vol.9, pp.790-803
- Boot, A. W. and A. V. Thakor (2000), “Can Relationship Banking Survive Competition?” *Journal of Finance*, Vol.55, pp.679-713
- Caprio, G., and L. Summers (1996), “Financial Reform: Beyond Laissez Faire” in D.Papadimitriou, ed., *Stability of the Financial System*, NY Macmillan Press
- Craig, B. R., W. E. Jackson III and J. B. Thomson (2007), “Small Firm Finance, Credit Rationing, and the Impact of SBA-Guaranteed Lending on Local Economic Growth,” *Journal of Small Business Management*, Vol.45, pp.116-132
- Craig, E. A., B. R. Craig, W. E. Jackson III and J. B. Thomson (2010), “The Importance of Financial Market Development on the Relationship between Loan Guarantees for SMEs and Local Market Employment Rates,” Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper, pp.10-20.
- Diamond, D. W. (1984), “Financial Intermediation and Delegated Monitoring,” *Review of Economic Studies*, Vol.50, pp.393-414
- Diamond, D. W. (2001), “Should Banks be Recapitalized ? ” *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, Vol.87 (4), pp.71-96
- Giannetti, M. and A. Simonov (2013), “On the Real Effects of Bank Bailouts: Micro Evidence from Japan,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol.5(1), pp.135–167

- Hancock, D. and J. A. Wilcox (1998), “The ‘Credit Crunch’ and the Availability of Credit to Small Business,” *Journal of Banking and Finance*, vol. 22, pp.983-1014
- Hancock, D., J. Peek and J. A. Wilcox (2007), “The Repercussions on Small Banks and Small Businesses of Bank Capital and Loan Guarantees,” mimeo
- Hauswald, R. and R. Marquez (2006), “Competition and Strategic Information Acquisition in Credit Market,” *Review of Financial Studies*, Vol.19, pp.967-1000
- Hellmann, T., K. Murdoch, and J. Stiglitz (2002), “Franchise Value and the Dynamics of Financial Liberalization: The Use of Capital Requirements and Deposit Rate Control for Prudential Regulation” in A. Meyendorff and A. Thakor, eds., *Financial Systems in Transition: The Design of Financial Systems in Central Europe*, MIT Press
- Kano, M., H. Uchida, G. F. Udell, and W. Watanabe (2006), “Information Verifiability, Bank Organization, Bank Competition and Bank-Borrower Relationships,” RIETI Discussion Paper, 06-E-003
- Keeley, M. C. (1990), “Deposit Insurance, Risk, and Market Power in Banking,” *American Economic Review*, Vol.80, pp.1183-1200
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, and R. W. Vishny (1998), “Law and Finance,” *Journal of Political Economy*, Vol.106, pp.1113-1155
- Li, L. (2013), “TARP Funds Distribution and Bank Loan Supply,” *Journal of Banking and Finance*, Vol.37, pp.4777-4792
- Longhofer, Stanley D. and João A. C. Santos (2000), “The Importance of Bank Seniority for Relationship Lending,” *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 9(1), pp.57-89
- Manove, Michael and A. Jorge Padilla (2001), “Collateral versus Project Screening: A Model of Lazy Banks,” *RAND Journal of Economics*, Vol. 32(4), pp.726-744
- Montgomery, H. and S. Shimizutani (2009), “The Effectiveness of Bank Recapitalization Policies in Japan”, *Japan and the World Economy*, Vol.21, pp.1–25
- Ono, A. and I. Uesugi (2005), “The Collateral and Personal Guarantees in Relationship Lending: Evidence from Japan’s Small Business Loan Market,” RIETI Discussion Paper Series 05-E-027
- Ono, A., I. Uesugi and Y. Yasuda (2011), “Are Lending Relationships Beneficial or Harmful for Public Credit Guarantees? –Evidence from Japan’s Emergency Credit Guarantee Program,” RIETI Discussion Paper Series 11-E-035
- Organization for Economic Co-operation and Development (2009), “The Impact of the Global Crisis on SME and Entrepreneurship Financing and Policy Responses,” A Report Prepared by a Team of the SME and Entrepreneurship Division of the OECD Center for Entrepreneurship, SMEs and Local Development, together with Lorraine Ruffing.

- Peek, J. and E. S. Rosengren (2005), “Unnatural Selection: Perverse Incentives and the Misallocation of Credit in Japan,” *American Economic Review*, Vol. 95(4), pp.1144-1166
- Peterson, M., and R. G. Rajan (1994), “The Benefits of Lending Relationships: Evidence from Small Business Data,” *Journal of Finance*, Vol.49, pp.3-37
- Rajan, R.G., and A. Winton (1995), “Covenants and Collateral as Incentives to Monitor,” *Journal of Finance*, Vol. 50(4), pp.1113-1146
- Shimizu, K. (2006), “How Can We Effectively Resolve the Financial Crisis: Empirical Evidence on the Bank Rehabilitation Plan of the Japanese Government,” *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 14, pp.119-134
- Spiegel, M. M., and N. Yamori (2003), “The Impact of Japan’s Financial Stabilization Laws on Bank Equity Values,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 17, pp.263–282
- Stiglitz, J. E., and B. C. Greenwald (2003), *Towards a New Paradigm in Monetary Economics*, Cambridge University Press, Cambridge
- Stiglitz, J. E. and A. Weiss (1981), “Credit Rationing in Markets with Imperfect Information,” *American Economic Review*, Vol.71, pp.393-410
- Tirole, J. (1994), “The Internal Organization of Government,” *Oxford Economic Papers*, Vol.46, pp.1-29
- Uchida, H., G. F. Udell, and N. Yamori (2006), “Loan Officers and Relationship Lending,” RIETI Discussion Paper, 06-E-031
- Uchida, H., G. F. Udell, and W. Watanabe (2008), “Bank Size and Lending Relationship in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.22, pp.242-267
- Uesugi, I., K. Sakai and G. M. Yamashiro (2006), “Effectiveness of Credit Guarantees in the Japanese Loan Market,” RIETI Discussion Paper, 06-E-004
- Uesugi, I., K. Sakai and G. M. Yamashiro (2010), “The Effectiveness of Public Credit Guarantees in the Japanese Loan Market,” *Journal of The Japanese and International Economies*, Vol.24, pp.457-480
- Veronesi, P., and L. Zingales (2010), “Paulson’s Gift,” *Journal of Financial Economics*, Vol.97, pp.339–68
- Wilcox, J. A. and Y. Yasuda (2008), “Do Government Loan Guarantees Lower, or Raise, Banks’ Non-Guaranteed Lending? – Evidence from Japanese Banks,” World Bank Workshop Partial Credit Guarantees, March 13-14, 2008
- Wilcox, J. A. and Y. Yasuda (2012), “Government Guarantees of Loan to Small Businesses: Effects on Risk-Taking and Non-Guaranteed Lending,” Working Paper

Zecchini, S. and M. Ventura (2009), "The Impact of Public Guarantees on Credit to SMEs," *Small Business Economics*, Vol. 32, pp.191-206