

金融システム安定化とシステミックリスク波及の研究

阿萬 弘行（長崎大学）

宮崎 浩伸（ノースアジア大学）

要旨

本研究では、銀行の資本増強による財務健全性上昇が他の競合銀行に及ぼす外部波及効果を分析する。銀行が金融監督当局による規制を受ける理論的根拠は、個別銀行の健全性悪化や経営破綻が金融システム全体に波及するシステミックリスクが存在するからである。これまでの経緯の中で、金融不安や金融危機に直面してきた政府は、システミックリスクの顕在化を防止すべく、通称 BIS 規制および早期健全化措置等の自己資本比率規制を導入してきた。そして、これらの規制導入を契機として銀行による増資が多数観察されるようになった。

本稿では、日本の銀行業において実施された増資をイベントとして、それが実施銀行自体だけでなく、他の銀行に及ぼす外部波及効果を、株式市場反応を計測することによって明らかにする。本研究では、個別銀行の増資決定が、競合銀行に対して正の外部波及効果をもつかどうかを検証する(システミックリスク効果)。つまり、この実証仮説が支持されるのであれば、個別銀行による自己資本増強は、システミックリスクの軽減を通じて、競合銀行の株式価値を高めると予想される。代替的な仮説は、個別銀行の自己資本増強が、競合銀行と比較した競争上の優位性をもたらし、結果的に、競合銀行の株式価値の下落に繋がるという考え方である(競争効果)。具体的には、増資銀行の財務健全性の向上に伴うリスク低下、資金調達コストの低下、預金市場でのシェア拡大などを通じて、競合銀行に対しては株式価値にネガティブな効果を及ぼす可能性がある。

本稿の分析では、単純に競合銀行への市場反応の平均値を見るだけでなく、個別銀行間の市場反応の差異を説明するために回帰分析を併せて実施する。競合銀行の規模、財務健全性等の指標が、市場反応に及ぼす効果を検証する。もし、銀行規模と市場反応の間に負の相関関係があるならば、小規模銀行は、競合効果と比較して、システミックリスク削減効果という便益をより強く享受していると解釈できる。また、もし、財務健全性と市場反応が正の相関関係をもっているならば、高い財務健全性をもつ企業は特に大きなシステミックリスク削減効果を受けていると解釈できる。

銀行業での外部波及効果に関する研究は、とくに海外において、銀行破綻をイベントとしたものが多い。銀行破綻は、当然のことながら当該銀行自身に対してネガティブな効果をもたらす。システミックリスク波及の視点からは、他の銀行へもネガティブな効果をもつイベントとして考えられる。反対に、増資は、健全性効果の観点から増資銀行自身にと

ってポジティブなイベントであり、同時に、銀行システム全体に対してポジティブな効果をもつ可能性がある。このように、銀行破綻と増資は、正・負の相反する効果をもつイベントであり、その意味で極めて対照的である。

銀行破綻を用いて銀行システムでの外部波及効果を検証する場合、分析対象となりうる事例が極めて限られるという問題がある。たしかに、実際に発生した銀行破綻は、市場全体に大きな経済的ショックを及ぼす危険性が極めて高く、その意味で分析の意義は大きい。しかしながら、現実には破綻を未然に防止する様々な政策的措置が用意されており、銀行経営が破綻するという事態が実際に起こることは極めて稀である。本稿において増資という事例を取り上げて、銀行システムにおける外部波及効果を分析する理由およびメリットは、比較的多数の実施事例を収集できる点にある。ごく限られた事例から外部波及効果について分析するよりも、分析結果の一般性は高いと言える。

この研究では、銀行が独自に実施する増資だけでなく、公的資金注入についても、分析の対象とする。民間の銀行に対して公的資金を注入することの目的は、個別銀行のリスクが銀行システム全体に及ぶ外部波及効果を防止することによって、システムの安定化を図ることであるから、増資の外部波及効果を見るために適している。

われわれは、対象とする銀行を地方銀行および第二地方銀行に限定する。日本の銀行市場では、全国に支店をもつ大手銀行と各都道府県を営業基盤とする地方銀行に分かれている。各地方銀行は、営業基盤である都道府県内に支店網が集中している傾向があり、各地域の銀行市場はある程度分断されていると解釈できる。この場合、特定の地方銀行のリスクは、全国の市場全体というよりもむしろ、地域の市場で活動する競合銀行に対して強い外部波及効果があると予想される。

本研究によって得られた結果をまとめると以下のとおりである。第一に、銀行増資は、競合銀行に対して平均的にネガティブな効果を及ぼしている。ただし、個々の銀行について見ると、市場反応が正值のものと負値のものが混在している。公的資金注入による増資の効果については、競合銀行に対して統計的に有意な影響は検出されていない。第二に、競合銀行への市場反応は、銀行規模と負の相関関係がある。つまり、より小規模の競合銀行の場合には、市場反応は相対的に正の方向へ動く傾向がある。第三に、競合銀行の財務健全性は、市場反応に対してポジティブな効果をもっている。健全性の高い銀行ほど、競合する銀行が増資した場合の市場反応は、より大きくなる傾向がある。

したがって、金融システムの安定性を確保するためには、小規模・低い財務健全性といった属性をもつ銀行に対して、監督当局による一層強いモニタリングが必要であろう。あるいは、競合効果が強い場合には、市場環境を競争的にする施策が求められる。たとえば、銀行業への参入を積極的に促進し、寡占状態の弊害を排除することによって、競合効果を低下させることも重要であろう。

公的資金注入に関するイベントスタディの結果は、競合銀行に対して有意な市場反応を計測していない。したがって、個別銀行への公的資金による支援策は、金融システムの安

定性を強く促進するという確かな証拠は得られなかったことになる。しかしながら、今回の分析では、サンプル数が限られたものであるために、結果の一般性については、必ずしも十分では無い可能性がある。今後は、監督当局による資金支援や公的介入の実施事例について、多様な事例を収集することによって、より信頼性の高い分析結果を提供することを課題としたい。

金融システム安定化とシステミックリスク波及の研究

阿萬 弘行 (長崎大学)

宮崎 浩伸 (ノースアジア大学)

1. はじめに

本研究では、銀行の資本増強策による財務健全性の上昇が、地域内競合銀行に及ぼす外部波及効果を分析する。銀行が金融監督当局による規制を受ける理論的根拠は、個別銀行の健全性悪化や経営破綻が金融システム全体に波及するシステミックリスクが存在するからである。1990年代からこれまで、政府は、システミックリスクの顕在化を防止すべく、BIS 規制および早期健全化措置等の自己資本比率規制を導入してきた。そして、これらの規制導入を契機として銀行による増資が多数観察されるようになった。

個別銀行の増資行動が金融市場(市場内の他の銀行群)に及ぼす影響には、二つの相反するルートがあると考えられる。自己資本比率規制を向上させる効果をもつ増資は、規制本来の目的が達成されているとするなら、当該銀行のみならず他の銀行群にもシステミックリスク減少の外部効果を及ぼすはずである。他方で、特定の銀行による増資実施は、その銀行の財務健全性増加ひいては市場での競争力向上につながり、競合銀行の企業価値に対してネガティブな影響を及ぼす可能性がある。このように、システミックリスク削減の観点からは、個別銀行の増資は競合銀行に対してポジティブな効果を及ぼす可能性があり、反対に、市場競争の観点からは、ネガティブな効果を及ぼす可能性が存在する。よって、これまで多数の銀行が実施してきた資本増強策が、システミックリスクの緩和を通じて、金融市場の安定化に貢献しているかを明らかにすることは、実証上の研究課題に属する。しかしながら、経済学的実証手法によって、この問題について明らかにした論文は少ない。

本研究では株価データを用いたイベントスタディによって、銀行増資の地域内銀行への外部性効果を検証する。具体的には、増資公表をイベントとして、それが他の競合銀行にどのような株価反応をもたらすかを測定する。地方銀行および第二地方銀行の場合、事業を展開する市場は地域ごとに区分されているため波及効果を計量的に測定するのに適している。本研究では、都道府県単位を市場がセグメントされた地域と定義し、特定の銀行の増資公表が、同一地域内の他の銀行に対してどのような株価効果を及ぼすかを計測する。

本研究によって得られた結果をまとめると以下のとおりである。第一に、銀行増資は、競合銀行に対して平均的にネガティブな効果を及ぼしている。したがって、個別銀行の増資がシステミックリスクを削減する効果をもつという議論は支持されない。ただし、個々の銀行について見ると、市場反応が正值のサンプルと負値のサンプルが混在している。このことは、一部の地域では、システミックリスク削減効果が存在することを示唆している。公的資金注入による増資の効果に

については、サンプル全体の平均値で見ると、競合銀行に対して統計的に有意な影響は検出されていない。第二に、競合銀行株価の市場反応は、銀行規模と負の相関関係がある。つまり、より小規模の競合銀行の場合には、市場反応はポジティブな方向へ動く傾向がある。第三に、競合銀行の財務健全性は、市場反応に対してポジティブな効果をもっている。つまり、健全性の高い銀行ほど、競合する銀行が増資した場合の市場反応は、より大きくなる傾向がある。

論文は以下のように構成される。つづく第2節では、金融市場におけるシステミックリスクおよび標準的な銀行規制について解説する。第3節では、先行研究に関するレビューを行い、第4節では、本研究課題の実証仮説について述べる。第5節では、実証分析に用いるデータの説明および実際の実証結果について述べる。最後に第6節では、結論をまとめるとともに今後の研究発展の方向性を述べる。

2. 金融市場とシステミックリスク

銀行業は、他の産業とは異なり、個別銀行のリスクが他の銀行へと波及するシステミックリスクを抱えていることを大きな特徴としている。その理由の一つは、銀行が経済システムの中で主要な決済機能を果たす役割を担っていることに求められる。決済機能のために、銀行間には、複雑な債権・債務関係が存在しており、それがシステミックリスクの要因となっている。相互の債権・債務関係が入り組んだ状況下では、個別銀行の破綻による債務不履行という事態が、他の銀行の債務不履行を招き、さらに連鎖的に影響を及ぼしていく危険性がある。

また、銀行業本来の業務である、預金の受入および企業への与信というビジネス形態そのものがもつ不安定性もリスクの波及プロセスを増幅する効果をもっている。銀行は、多数の預金者から預金を受入れ、預金者は、預金という形の流動的な資産（相対的に満期の短い資産）を手に入れる。とりわけ、当座預金・普通預金の場合には、預金者はいつでも望む時点での預金引き出しが可能である。他方で、銀行は、多数の企業に対して相対的に満期の長い貸し出しを行っている。この仕組みは、預金者が預け入れた資産の安全性に対する強い信認によって支えられている。いったん多数の預金者が預金引き出しに殺到する事態になれば、公的な資金支援措置なくして、銀行はすべての引き出しに対応することは事実上不可能であり、銀行閉鎖に追い込まれることになりかねない。

Diamond and Dybvig (1983)は、銀行取り付けという意味でのシステミックリスクの波及プロセスを理論化したモデルである。彼らのモデルでは、銀行は預金者に対して流動性の高い証券を発行する一方で、企業に対しては満期の長い流動性の低い貸付を行う。しかしながら、預金者は銀行と比較して、情報上劣位な環境にあると仮定される。そこでは、一つの均衡において、銀行の実態的な健全性とは無関係な取り付けを引き起こす可能性が、理論的に示されている。

個別銀行の破綻や経営不安が、金融システム全般に対して強い波及効果をもつ危険性があるため、監督当局は銀行を、他の産業とは異なる強い規制監督の下に置いている。広く知られている銀行への自己資本比率規制は、個別銀行に対して客観的な健全規制を厳格に課することによって、個別銀行の健全性を確保し、ひいては銀行システム全体の安定性を確保することに貢献すること

を目的としている。現在の日本では、BIS基準に基づいて、リスク資産に対する自己資本比率が、国内基準では4%、国際基準では8%として課されている。また、早期是正措置の導入以降は、自己資本比率が基準値を下回った場合、その程度に応じて、さまざまな経営介入措置を監督当局が講じることを定めている。たとえば、自己資本が国内基準で4%を割ってしまった銀行に対しては、経営改善計画の策定と実施が求められる。さらに、2%を下回るになると、増資計画の策定、既存業務の縮小、配当支払いの抑制等のより厳しい措置がとられる。1%以下の場合には、大幅な業務縮小・合併などの対応を迫られる。さらに、0%を維持できない場合には、業務の一部または全部の停止命令が下される。¹

公的資金の注入もまた、金融システムの安定性を確保するための手段として活用されている。1998年3月には、連続する大手金融機関の破綻とそれによる金融危機の顕在化に対応するために、大手銀行21行に対して、約1.8兆円の公的資金が注入された。さらに、日本長期信用銀行、日本債券信用銀行の破綻を経て、1999年10月には、早期健全化法にもとづいて、大手15行に対して、約7.5兆円の公的資金が注入された。以上の、1998、1999年の主要銀行への公的資金注入は、もともと金融危機が深刻化した時期であり、注入対象銀行については、主要行への一斉注入という措置が取られた。さらにこれ以降も、大手銀行だけでなく、いくつかの地方銀行が公的資金注入を申請し、実際に実施されている。本稿では、上記の銀行業に対する自己資本規制および公的資金注入という制度的特徴を踏まえて、増資による自己資本増強政策および公的資金による増資が、金融システムに及ぼす波及効果、つまり、システミックリスクの削減の効果を分析する。次節では、具体的な実証仮説について述べる。

3. 研究の実証仮説について

本稿では、日本の銀行業において実施された増資をイベントとして、それが実施銀行自体だけでなく、他の銀行に及ぼす外部波及効果を、株式市場反応を計測することによって明らかにする。本研究で検証する実証仮説を要約すると、個別銀行の増資決定が、競合銀行に対して正の外部波及効果をもつかどうかである(システミックリスク削減効果)。つまり、この仮説が支持されるのであれば、個別銀行による増資の自己資本増強は、システミックリスクの軽減を通じて、競合銀行の株式価値を高めると予想される。²代替的な仮説は、個別銀行の自己資本増強が、競合銀行と比較した競争上の優位性をもたらし、結果的に、競合銀行の株式価値の下落に繋がるという考え方である(競争効果)。³具体的には、増資銀行の財務健全性の向上に伴うリスク低下、資金調達コストの低下、預金市場でのシェア拡大などが、競合銀行に対しては株式価値にネガティブな作用を及ぼす可能性がある。

¹ 平成18事務年度までの早期是正措置の発動実績は銀行に対しては14件である。(出所：金融庁「金融庁の一年(本編)第8章」)

² 銀行破綻の先行研究では、競合銀行への波及効果を、“contagion(伝播)効果”と呼んでいるものも多い。

³ 非金融機関の企業破綻における競争効果と伝播効果を分析した研究として、Lang and Stulz (1992)がある。

計量分析では、単純に競合銀行への市場反応の平均値を見るだけでなく、個別銀行間の市場反応の差異を説明するための変数を使った回帰分析を併せて実施する。競合銀行の規模、財務健全性等の指標が、市場反応に及ぼす効果を検証する。もし、銀行規模と市場反応の間に負の相関関係があるならば、小規模銀行は、競争効果と比較して、システミックリスク削減効果という便益をより強く享受していると解釈できる。また、もし、財務健全性と市場反応が正の相関関係をもっているならば、高い財務健全性をもつ企業は特に大きなシステミックリスク削減効果を受けていると解釈できる。

銀行業での外部波及効果に関する研究は、とくに海外において、銀行破綻をイベントとしたものが多い。銀行破綻は、当然のことながら当該銀行自身に対してネガティブな効果をもたらし、システミックリスク波及の視点からは、他の銀行へもネガティブな効果をもつイベントとして考えられる。反対に、増資は、財務健全性効果の観点から見ると、増資銀行自身にとってポジティブな効果を持つ可能性があり、同時に、銀行システム全体に対してポジティブな効果をもつ可能性がある。⁴このように、銀行破綻と増資は、正と負の相反する外部効果をもつイベントであり、その意味で対照的である。

銀行破綻を用いて金融システムへの外部波及効果を検証する場合、調査対象となりうる事例が極めて限られるという実証分析上の問題がある。たしかに、実際に発生した銀行破綻は、市場全体に大きな経済的ショックを及ぼす危険性が極めて高く、その意味で分析の意義は大きい。しかしながら、現実には破綻を未然に防止する様々な政策的措置が用意されており、銀行経営が破綻するという事態が実際に起こることは極めて稀である。本稿において増資という事例を取り上げて、金融システムにおける外部波及効果を分析する理由およびメリットは、比較的多数の実施事例を収集できる点にある。ごく限られた事例から外部波及効果について分析するよりも、多数のサンプルを分析対象とすることによって、一般性の高いインプリケーションを導くことができる。

この研究では、銀行が独自に実施する増資だけでなく、公的資金注入についても、分析の対象とする。民間銀行に対して公的資金を注入することの目的は、個別銀行のリスクが銀行システム全体に及ぶ外部波及効果を防止することによって、システムの安定化を図ることであるから、増資の外部波及効果を見るための直接的な事例である。しかしながら、銀行破綻のケースと同じく、頻繁に実施される性質のものではないために、サンプル数が限られるという分析上のデメリットにも留意する必要がある。公的資金注入政策の効果についての実証研究は少ないが、原田（2003）は、1998年3月および1999年3月の大手銀行への公的資金注入を対象として、興味深い実証分析を行っている。その研究では、インターバンク市場における金利動向と株式市場における株価動向をイベントスタディの手法によって分析している。分析結果では、インターバンク市場では金利水準の縮小傾向が観察されており、他方で、株式市場では有意な反応は計測されていない。

本稿では、対象とする銀行を地方銀行および第二地方銀行に限定し（論文中では「地方銀行」と総称する）、都市銀行・信託銀行・長期信用銀行などの大手銀行を含まない。日本の銀行市場では、

⁴ ただし、米国での事業会社(非金融機関)の増資を計測した多くの実証研究は、負のアナウンスメント効果を報告している。Myers and Majluf (1984)の理論モデルでは、外部投資家と企業間の情報非対称性を考慮すると、増資が企業の市場株価を下落させる効果を示している(シグナリングによる過大評価の修正)。

周知のように、全国に支店をもつ大手銀行と各都道府県を営業基盤とする地方銀行に分かれている。各地方銀行は、営業基盤である都道府県内に支店網が集中している傾向があり、各地域の銀行市場はある程度分断されていると解釈できる。この場合、特定の地方銀行の増資行動は、全国の市場全体というよりもむしろ、地域の市場で活動する競合銀行に対して強い外部波及効果を及ぼすと予想される。

4. 関連する先行研究

銀行破綻の外部波及効果の先行研究

銀行業におけるシステミックリスク波及効果を分析した先行研究は、これまで、銀行破綻を対象としたものが多数を占めてきている。このことは、銀行破綻が、預金者や投資家にとってもっとも深刻な事態であるから、他の銀行への波及効果もまた大きいと予想されるからである。それらの研究内容は、対象とする破綻イベントや期間が異なっているが、全体としては特定銀行の破綻をイベントとして、それが他の銀行へ波及するかどうかを、株式市場反応を計測するイベントスタディによって分析している。個別の研究の主な相違は、銀行の財務特性・立地・破綻銀行と競合銀行との類似点といったさまざまな情報の中で、どの情報に注目して、株式市場反応へのインパクトを分析しているかという点にある。⁵

初期の代表的な研究は *Aharony and Swary (1983)* であり、これは米国における 1984 年に発生したコンチネンタルイリノイ銀行破綻をイベントとしている。この研究によると、この巨大銀行の破綻に際して、破綻銀行自体の超過リターンはマイナスであるとともに、他の銀行群もまたマイナスの超過リターンを記録している。また、健全性の低い銀行群の超過リターンは相対的に小さいことを示している。さらに、*Aharony and Swary (1996)* は、破綻銀行と競合銀行の距離、競合銀行の規模および財務健全性といった変数が、外部波及効果に対して有意な影響を及ぼすことを明らかにしている。

Akhigbe and Madure (2001) は、大銀行だけでなく他の中・小規模の銀行にも目を向けて、それらの銀行の破綻の外部波及効果を検証している。その結果は、競合銀行に対する負の外部性を示している。また、競合銀行の規模が相対的に小さく、自己資本比率が相対的に小さいケースにおいて、より強い負の外部性が存在することを示している。この研究がカバーする範囲・サンプルは比較的広く、1980 年から 1996 年までの期間に発生した 99 ものサンプルを収集している。こうした極めて広範囲に渡るサンプル収集は、限られた少数の大手銀行破綻を対象とした分析と比較して、イベントとなる破綻銀行固有の属性に依存しない、より一般的な結論を導くことができるメリットをもっている。われわれの実施する銀行増資に関する研究もまた、*Akhigbe and Madure (2001)* と同様に、比較的広範囲のサンプルを利用することにより、銀行間のリスク波及効果に関して信頼性の高い実証結果を得るというメリットを有している。銀行破綻が実際に発生することは稀であり、特に長らく手厚い銀行保護行政のもとで明示的な銀行破綻が少数であった日本では、多数の銀行破綻事例を収集することは困難である。他方で、銀行増資は、本稿が対象

⁵ このセクションでは、主な先行研究のみを取り上げる。*Kaufman (1994)* は、銀行業界における外部波及効果についての詳細なサーベイである。

とする期間内においておよそ 100 前後の実施事例があり、豊富なサンプル数をもつイベントスタディを行うことができる。Slovin, Sushka, and Polonchek (1999)では、銀行破綻ほど極端な事例ではないが、銀行の経営内容悪化をシグナルするイベントとして配当削減を取り上げて外部波及効果を分析している。彼らの研究結果は、地域銀行の配当削減が競合銀行に対してポジティブな株価効果をもつことを示しており、競争仮説を支持している。

米国における銀行破綻の外部波及効果を実証的に分析した研究は、多数に上るのであるが、日本国内での銀行破綻に関する研究は極めて限られている。既に述べたように、1990 年代半ばまで、実質的に、銀行行政は銀行破綻を許容せず、破綻前に他の銀行による救済合併を指導してきたことがその理由である。⁶実際に、特定の銀行破綻による外部効果を分析したものとして、Yamori (1999)は、兵庫銀行の経営破綻事例をイベントとして、他の銀行への波及効果を株式市場反応によって分析している。結果は、類似の財務困難状況にある銀行群の株価は、イベント期間において、統計的に有意な下落傾向を示している。他方で、全銀行の株価下落は、統計的に有意なレベルではない。このことは、銀行破綻の外部波及効果は、ある程度の情報効果を伴っており、必ずしも無差別な波及効果には至っていないことを示唆している。

銀行による増資アナウンスメントに関する先行研究

銀行による増資行動に関する研究として、もっとも初期のものとして、Keeley (1989)は、1975 年から 1986 年までの銀行増資イベントを分析し、そのイベントスタディから、ネガティブな市場反応を計測している。Wansley and Dhillon (1989)、および Plonchek, Slovin, and Sushka (1989)も一致して、銀行による増資イベントへの株価の下落傾向を報告している。

銀行だけでなく通常の企業も含めた増資アナウンスメントに対するネガティブな市場反応に対する理論的説明として、Myers and Majulff (1984)の情報非対称性仮説が用いられることが多い。この仮説では、経営者(既存株主)と外部投資家間の企業価値に関する情報非対称性を仮定している。経営者は自社が good 企業か bad 企業かを知っているが外部投資家には区別ができない。この場合、bad 企業は good 企業と混同されることによって、増資からの利得を得ることができる。そして、外部投資家はこのインセンティブ構造を知っている。結果的には、bad 企業のみが増資を行い、過大評価であることが顕示され、株価の下落につながる(過大評価の修正)。

公募増資ではなく、第三者割当増資に焦点を当てた銀行増資の研究として、Varma and Szewczyk (1993)は、ポジティブな市場反応を確認しており、第三者割当増資の情報非対称性の軽減効果を明らかにしている。Cornett and Tehranian (1994)は、新株発行の目的という視点から、銀行増資を実証的に分析している。自己資本が不十分である銀行は、自己資本規制を満たすことが主要な増資目的であり、監督当局からのプレッシャーによる「非自発的」な増資であると考えられる。他方で、自己資本が十分である銀行が増資をする場合、既に自己資本規制を満たしているのであるから、「自発的」な増資として考えられる。彼らの実証結果は、自発的な増資に対する株価下落傾向は、非自発的な増資と比較して強いことを示している。

日本の銀行業を対象として Pettway, Kaneko and Young (1991)は、1985 年から 1989 年までの

⁶ 佐藤 (2003)の 3 章では、日本における銀行破綻に対する処理スキームに関して、時系列的に分かりやすくまとめている。

期間における 27 の銀行による新株発行に対するアナウンスメント効果を分析している。その結果は、米国での主要な先行研究とは異なって、市場反応はネガティブであるが統計的に有意ではないことを報告している。また、Aman and Miyazaki (2006) もまた、日本の銀行業を対象とした増資に関するイベントスタディである。その結果は、先に紹介した Cornett and Tehranian (1994) と同様に、自己資本比率でみた財務健全性の低い銀行が増資を実施する場合には相対的に、株式市場反応がポジティブな方向へ動くことを示している。

本研究では、増資銀行自体ではなく、他の銀行への波及効果を見るという点で、上記の一連の銀行増資の研究群とは異なっている。もっとも本研究と趣旨を共有している論文として、Slovin, Sushka, and Polinchek (1992) がある。彼らの実証研究では、個別銀行の新株発行が銀行業内に及ぼす産業内効果の検証を行っている。そこでは、米国でのマネーセンターバンクによる 16 の増資事例をイベントとして、他のマネーセンターバンク、地方銀行、投資銀行への市場反応の波及効果を分析している。結果は、増資銀行自体のネガティブな市場反応とともに、マネーセンターバンク、地方銀行、投資銀行それぞれに対する統計的に有意なネガティブな市場反応を計測している。

5. 実証分析

データ

データは、1998 年 4 月から 2006 年 3 月末までに実施された地方銀行による増資事例である。本稿では、地方銀行の営業する市場は、都道府県別に区分されていると仮定する。各銀行の属する都道府県は、銀行の本店所在地の立地する場所を基準としている。⁷この場合の競合銀行とは、同一都道府県内に本店をもつ銀行として定義される。ただし、一部の都道府県では、地方銀行が一つしか存在しないために、競合銀行への外部波及効果が計測できないケースもある。

増資のタイプとして、普通株増資 59 件(公募、第三者割当、株主割当含む)、優先株発行 10 件、転換社債 27 件、新株予約権 4 件の合計 100 イベントを収集した。資料の出所は、東京証券取引所 TDNET サービスおよび日経テレコン 21 のディスクロージャー情報である。銀行が増資を実施する場合、正式な増資実施の決定の前段階として、増資の検討を開始する旨を市場に情報開示するケースが多い。よって、本稿では、「検討開始」を優先的にイベント日として定義する。「検討開始」の情報開示が発見できないケースでは、「増資決定」についての情報開示をイベント日とする。ただし、転換社債については、「検討開始」を事前に公表している事例が無いため、すべて、「増資決定」をイベント日としている。

公的資金注入としては、早期健全化法による地方銀行の増資事例 11 を取り上げる。すでに述べたように、大手銀行への 1998 年、1999 年の一斉注入は本稿では対象外としている。公的資金注入のイベント日は、日経テレコン 21 による日経四誌記事検索(日本経済新聞・日経MJ・日経金融新聞・日経産業新聞)を用いて行った。正式な注入決定以前の段階でも、検討段階や確実性の高い

⁷ 地方銀行の営業範囲(支店網)が、本店所在地の近隣の都道府県にまたがっているケースもあるが、分析の複雑化を避けるために、各地方銀行には一つの都道府県を割り当てている。

予想段階などがあるため、同一の銀行に対して複数のイベント日を設定している。表 1 は、公的資金注入に関するイベント日の一覧表である。⁸

株価データについては、日経 MM 社の提供する日本株式日次リターンを用いる。日次リターンは、配当落ちを修正したものを利用する。市場ポートフォリオリターンもまた、同じデータソースからのものである。財務データは、東洋経済新報社の会社財務カルテを利用する。財務データは本決算数値を用いるため、イベントスタディで計測した市場反応と統合するときには、イベント日を基準として、過去にさかのぼってもっとも近い決算期のデータを利用する。

利用する変数について

銀行の規模を示す変数として、総資産額(100 万円単位)の対数変換値を用いる(lnASSET)。Aharony and Swary (1996)は、競合銀行の規模が市場反応で計測した外部波及効果に対してネガティブな影響を及ぼすことを示している。Akhigbe and Madura (2001)では、銀行破綻が競合銀行に及ぼす外部効果の決定要因として、類似の変数を用いている。ここでは、より規模の小さな銀行による貸出先の分散化は、大規模銀行と比較して制約されており、そのことが、特定のリスク要因となる事態発生に対して株価の感応度が高くなると予想している。したがって、この仮説が正しいときには、競合銀行の市場反応に対しては負の推定係数が予想される。

銀行の財務健全性を示す指標として自己資本比率を用いる(CAPITAL : %表示)。当該銀行が国内基準に従っている場合には、国内基準で計算された自己資本比率を用いる。国際基準に従っている場合には、その基準にもとづく自己資本比率を用いる。⁹銀行破綻に関する先行研究は、財務健全性がライバル企業の市場反応と正の相関関係があることを示している。Akhigbe and Madura (2001)では、競合銀行の自己資本は、増資の外部波及効果をプラスの方向に動かすことを示している。

銀行に関する情報非対称性に関する変数として、株式リターンのボラティリティを用いる。正確な定義は、市場モデル推定の際に算出した残差の標準偏差である(lnSD)。また、トービン Q 指標を、情報非対称性を示す代理変数として用いる。その定義は、分子を株式時価総額と負債簿価の合計値、分母を総資産額とした比率である(TobinQ)。個別銀行増資によるシステミックリスク削減から来る正の外部効果は、情報非対称性の深刻な銀行において相対的に高いと考えられる。したがって、lnSD、TobinQ と累積超過収益率 CAR にはそれぞれ正の相関関係が予想される。変数の基本統計量は表 5 に提示している。

イベントスタディの方法

増資のアナウンスメント効果を分析するために、以下のような標準的なイベントスタディを用いる。¹⁰ まず、株式リターン生成のモデルとして、市場モデルを仮定する。

$$r_{it} = \alpha + \beta r_{mt} + \varepsilon_{it}.$$

⁸ 非上場の銀行への公的資金注入はサンプルに含まない。

⁹ 自己資本比率がマイナスと記録されているものが、1 サンプルのみ存在するため、外れ値の影響を考慮して、このサンプルは分析から除外する(東京相和銀行 1999 年 3 月期)。

¹⁰ ここでのイベントスタディ手法の標準的手続きの説明は、MacKinlay (1997)に負っている。

r_{it} は、日次株式リターンであり、 r_{mt} は市場ポートフォリオの日次リターンである。市場モデルを最小二乗法によって推定する。推定期間は、イベント日を $t=0$ として、 $t=-279$ から $t=-30$ までの250取引日（およそ1年間）である。推定結果から、定数項 $\hat{\alpha}$ および推定係数 $\hat{\beta}$ を得る。この二つを基にして、超過収益率 AR_{it} を計算する。

$$AR_{it} = r_{it} - \hat{\alpha} - \hat{\beta}r_{mt}.$$

イベント期間の最初の日を $t=s$ 、最後の日を $t=e$ として、累積超過収益率 $CAR_i(s,e)$ は、

$$CAR_i(s,e) = \sum_{t=s}^{t=e} AR_{it}$$

として定義される。対象サンプル全体の累積超過収益率の平均値は、

$$CAR(s,e) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CAR_i(s,e)$$

として計算される。

累積超過収益率の計測

表3は、増資を実施した銀行自身の累積超過収益率を示している(基本統計量は表5参照)。 $CAR[0,1]$ は平均値で -1.45% であり、これは統計的に有意である。 $CAR[-1,+1]$ 、 $CAR[-1,+2]$ でも同様に負値かつ統計的に有意な値を示している。この結果は、増資による財務健全性の向上が株式市場からの好意的な評価に直接には結びつかないことを示唆している。一般的な新株発行に関する実証研究が示しているように企業と投資家間の情報非対称性が、増資アナウンスメントに伴う株価の下落傾向に結びついている可能性がある。しかしながら、個々の銀行の累積超過収益率を見ると、圧倒的に多数の増資銀行において市場反応がネガティブであるというわけではない。実際、 $CAR[0,+1]$ が正值であるサンプルの数は45であり、負値であるサンプルの数は55である。 $CAR[-1,+1]$ では、正值・負値それぞれ37サンプル、62サンプルである。よって、Aman and Miyazaki (2006)が示しているように、個々の銀行の累積超過収益率は、財務健全性指標などの個別の属性に応じてある程度変動すると解釈したほうがよいであろう。

公的資金による増資については、 $CAR[0,+1]$ は、正值であるが統計的に有意ではない。 $CAR[-1,+1]$ 、 $CAR[-1,+2]$ も同様に、それぞれ正值を計測しているが、統計的に見てゼロであることを棄却できない水準である。公的資金についてはサンプル数が限られているため、必ずしも確定的な言うことはできないのであるが、株式市場は、公的資金による健全性指標の増加を常に株式価値の増加につながる施策とは見なしていないのかもしれない。

表4は、競合銀行の累積超過収益率を示している。 $CAR[0,+1]$ は負値を示しているが、統計的に有意ではない。 $CAR[-1,+1]$ と $CAR[-1,+2]$ は、それぞれ負値かつ統計的にも有意な平均値を示している。したがって、全体的な傾向として、地方銀行の増資は、同一都道府県内の他の競合銀行にとっては、株主価値の低下要因となることを示しており、個別銀行による増資が競合銀行にも正の外部波及効果を及ぼすという仮説とは一致しない。

しかしながら、注意しなければならないのは、平均値で見た市場反応が負値であることが、直

ちにすべての銀行が競合銀行の増資によってネガティブな影響を受けることに繋がると言えない点である。個々の銀行の市場反応を詳細に見ると、全 168 サンプルのうち、CAR[0,+1]が正值であったものは 70(シェア 41%)、負値であったものは 98(シェア 58%)である。CAR[-1,+1]および CAR[-1,+2]についても類似のパターンである。このことは、競合効果を示す銀行が過半数であることには変わらないが、それでもなお、約 4 割のサンプル銀行は、正の外部波及効果を享受していることを示している。したがって、圧倒的多数のケースにおいて増資の競合効果が支持されると結論するよりも、むしろ、競合効果が高い銀行が多いと解釈するほうが適切であろう。分析の後半では、市場反応がプラスのものとマイナスのものが混在していることを考慮して、クロスセクション回帰分析を実施し、どのような要因が市場反応の差異を説明できるかについて検討していく。

公的資金注入の場合での、競合銀行への市場反応については、すべて正值を示しているが、統計的に有意ではない。したがって、公的資金注入のケースでは、同一都道府県内の銀行への波及効果は弱い、あるいは、市場反応の程度は個々の銀行増資に依存して、全体的に一致した傾向は観察できないと解釈できる。CAR[-1,+1]における正值・負値の比率を見ると、ほぼ同数ずつであり、競合銀行の市場反応には一定のバラツキがあることが読み取れる。

累積超過収益率のクロスセクション回帰分析

表 6 は、計測した競合銀行の累積超過収益率を従属変数とした回帰分析の結果を示している。推定方法は、通常最小二乗法によって行っている。まず、競合銀行の資産規模と市場反応の関係を見ると、CAR[-1,+1]および CAR[-1,+2]を従属変数としたモデルにおいて、lnASSET の推定係数は負値であり有意である。このことは、資産でみた規模の大きな競合銀行の場合には、相対的にネガティブな増資の外部波及効果を受けることを意味している。逆に言うと、小規模の銀行であるほど、市場反応で見た正の外部波及効果が大きいことを示している。このことは、先行研究と一致しており、小規模銀行の貸出ポートフォリオは相対的に分散化の程度が小さく、そのため、特定のリスク発生に対して脆弱であるという仮説と整合的である。つまり、小規模銀行ほど、地域内の銀行による増資が市場に及ぼすシステムリスク削減効果を、比較的大きく享受していると推測できる。

財務健全性を示す自己資本比率(CAPITAL)は、全般的に、市場反応を高める効果をもっている。つまり、自己資本比率の高い競合銀行の場合、個別銀行の増資によるシステムリスク削減効果を強く反映して株式市場が反応している。他方では、自己資本比率が低い競合銀行に対しては、いわゆる競争効果が強く働き、増資実施銀行の財務健全性向上は、株価評価で見てネガティブな効果をエリア内の銀行に及ぼすことを示唆している。

情報非対称性を示す指標として導入した変数については、lnSD の推定係数は統計的に有意ではない。トービン Q 指標 の推定係数は統計的に有意な水準で、正值を示している。この傾向は、不確実性が高い、あるいは、情報非対称性の深刻な銀行のケースでは、域内の他の銀行が増資したときに、正の外部効果をより強く享受できることを意味している。

6. まとめ

本稿では、銀行業におけるシステミックリスク波及効果を分析するために、銀行の実施する増資を事例として実証研究を行った。銀行が増資を実施する主な目的の一つは、財務的健全性の維持・向上を図ることにある。増資によって当該銀行の健全性が向上することは、金融市場全体の安定性を高めることに貢献し、その結果として、他の銀行に対しても正の外部波及効果を及ぼす可能性がある。われわれは、銀行間の結びつきが強いと予想される地域の銀行市場を単位として、個別銀行の増資による競合銀行への波及効果を検証した。

実証分析の結果は、サンプル全体としては、単純平均値で見てネガティブな市場反応を示しており、個別銀行の増資行動が競合銀行に正の外部効果を及ぼすような一般的傾向は観察されない。したがって、個別銀行増資が市場のシステミックリスクを低下させ、それが他の銀行価値を高めるという議論は支持されない。しかしながら、個別の競合銀行を見ると、正の市場反応と負の市場反応が混在していることが読み取れる。このことは、一部の銀行では正の外部波及効果が存在することを示唆している。この点に関する今後の研究発展の方向性としては、より詳細に、増資実施銀行の株価反応のタイプ（正の株価反応/負の株価反応）および競合銀行の株価反応のタイプを対応させることが考えられる。なぜなら、実施銀行の株価反応タイプに応じて、外部波及効果のメカニズムが異なる可能性があるからである。

さらに、クロスセクション回帰分析の結果は、競合銀行の規模が相対的に小さい場合には、市場反応はポジティブな方向へ動き、財務健全性が高いときにもまたポジティブな方向へ動くことを示している。このことから、規模が比較的大きく、財務健全性の低い銀行は、エリア内の競合相手の増資によって、株式市場からはネガティブな評価を受けやすいことが分かる。したがって、金融システムの安定性を確保するためには、こうした属性をもつ銀行に対しては監督当局による一層強いモニタリングが必要であろう。あるいは、Slovin, Sushka, and Polonchek (1999)においても示唆されているように、競争効果が強い場合には、市場環境を競争的にする施策が求められる。たとえば、銀行業への参入を積極的に促進し、寡占状態の弊害を排除することによって、競争効果を低下させることも重要であろう。

公的資金注入に関するイベントスタディの結果は、競合銀行に対して有意な市場反応を計測していない。したがって、個別銀行への公的資金による支援策は、金融システムの安定性を強く促進するという確かな証拠は得られなかったことになる。しかしながら、今回の分析では、サンプル数が限られたものであるために、結果の一般性については、必ずしも十分では無い可能性がある。今後は、監督当局による資金支援や公的介入の実施事例について、多様な事例を収集することによって、より信頼性の高い分析結果を提供することを課題としたい。¹¹

※ 本稿は郵貯資金研究センターからの学術助成を得て行った研究の成果である。また、内田滋教授(長崎大学)からは、データ面についてのご協力をいただいた。関係各位には、支援いただいたことを記して感謝したい。もちろん、ありうる誤りについてはすべて筆者の責任に帰す

¹¹ 本稿とは分析の視点は異なるが、堀江 (2001)では、信金・信組を含む地域金融機関の経営地盤に関する詳細な実証分析を行っている(8章・9章を参照)。

る。

参考文献

- 阿萬弘行 宮崎浩伸 (2006), 「自己資本比率と銀行の増資行動」, 『証券経済研究』, 日本証券経済研究所, 第55号, pp63-76
- 佐藤隆文 (2003) 『信用秩序政策の再編－枠組み移行期としての1990年代』名古屋大学国際経済動態研究センター叢書 9
- 原田喜美枝 (2003) 「公的資金注入のイベントスタディ」 『日本の金融問題』 林敏彦・松浦克己・米澤康博 編著 第9章 日本評論社
- 堀江康熙 (2001) 『銀行貸出の経済分析』 東京大学出版会
- Aman, Hiroyuki, and Hironobu Miyazaki, 2006, “Valuation Effects of New Equity Issues by Banks: Evidence from Japan”, Portugal Finance Network Conference 4th, 2006年7月7日, (学会報告論文),
- Aharony, Joseph, and Itzhak Swary, 1983, Contagion Effects of Bank Failures: Evidence from Capital Markets, *Journal of Business* 56, 305-322.
- Aharony, Joseph, and Itzhak Swary, 1996, Additional Evidence on the Information-Based Contagion Effects of Bank Failures, *Journal of Banking and Finance* 20, 57-69.
- Akhigbe, Aigbe, and Jeff Madura, 2001, Why Do Contagion Effects Vary among Bank Failures?, *Journal of Banking and Finance* 25, 657-680.
- Cornett, Marcia Millon, and Hassan Tehranian, 1994, An Examination of Voluntary versus Involuntary Security Issuances by Commercial Banks: The Impact of Capital Regulations on Common Stock Returns, *Journal of Financial Economics* 35, 99-122.
- Diamond, Douglas W., and Philip H. Dybvig, 1983, Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity, *Journal of Political Economy* 91, 401-419.
- Kaufman, George G., 1994, Bank Contagion: A Review of the Theory and Evidence, *Journal of Financial Services Research* 8, 123-150.
- Keeley, Michael C., 1989, The Stock Price Effects of Bank Holding Company Securities Issuance, *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review* 3-19.
- MacKinlay, A. Craig, 1997, Event Studies in Economics and Finance, *Journal of Economic Literature* 35, 13-39.
- Myers, Stewart C., and Nicholas S. Majluf, 1984, Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have, *Journal of Financial Economics* 13, 187-221.
- Pettway, Richard H., Takashi Kaneko, and Michael T. Young, 1991, International Bank Capital Standards and the Costs of Issuing Capital Securities by Japanese Banks, *Journal of Banking and Finance* 15, 559-580.
- Polonchek, John, Myron B. Slovin, and Marie E. Sushka, 1989, Valuation Effects of Commercial Bank Securities Offerings: A Test of the Information Hypothesis, *Journal of Banking and Finance* 13, 443-461.

- Slovin, Myron B., Marie E. Sushka, and John A. Polonchek, 1992, Informational Externalities of Seasoned Equity Issues: Differences between Banks and Industrial Firms, *Journal of Financial Economics* 32, 87-101.
- Slovin, Myron B., Marie E. Sushka, and John A. Polonchek, 1999, An Analysis of Contagion and Competitive Effects at Commercial Banks, *Journal of Financial Economics* 54, 197-225.
- Swary, Itzhak, 1986, Stock Market Reaction to Regulatory Action in the Continental Illinois Crisis, *Journal of Business* 59, 451-473.
- Lang, Larry H. P., and Rene M. Stulz, 1992, Contagion and Competitive Intra-industry Effects of Bankruptcy Announcements, *Journal of Financial Economics* 32, 45-60.
- Varma, Raj, and Samuel H. Szewczyk, 1993, The Private Placement of Bank Equity, *Journal of Banking and Finance* 17, 1111-1131.
- Wansley, James W., and Upinder S. Dhillon, 1989, Determinants of Valuation Effects for Security Offerings of Commercial Bank Holding Companies, *Journal of Financial Research* 12, 217-233.
- Yamori, Nobuyoshi, 1999, Stock Market Reaction to the Bank Liquidation in Japan: A Case for the Informational Effect Hypothesis, *Journal of Financial Services Research* 15, 57-68.

表1 公的資金注入のイベント日一覧表

銀行名	イベント日	記事内容
足利銀行	1999/08/26	申請方針
千葉興業銀行	2000/04/26	申請見込み
千葉興業銀行	2000/04/29	正式申請
北陸銀行	1999/08/26	申請方針
近畿大阪銀行	2000/05/31	申請の計画
近畿大阪銀行	2000/12/26	再生委方針
近畿大阪銀行	2001/03/09	金融庁内定
琉球銀行	1999/08/26	申請方針
東日本銀行	2000/12/22	申請検討
東日本銀行	2001/03/09	金融庁内定
岐阜銀行	2001/03/13	金融庁検討
岐阜銀行	2001/03/22	金融庁内定
広島総合銀行	1999/08/26	申請方針
福岡シティ銀行	2001/03/17	申請見込み
福岡シティ銀行	2001/03/29	公的資金申請
九州銀行	2001/03/14	申請の計画
九州銀行	2001/03/27	申請実施
熊本ファミリー銀行	1999/09/30	申請見込み
熊本ファミリー銀行	1999/11/18	申請見込み
熊本ファミリー銀行	1999/11/26	正式申請

※ 日経テレコン 21 による新聞記事検索結果にもとづく。

表2 年次別・種類別の資本増強実施件数

年次	件数	種類	件数
1998	2	普通株	59
1999	38	優先株	10
2000	14	転換社債	27
2001	11	新株予約権	4
2002	7		
2003	1		
2004	7		
2005	12		
2006	8		
合計	100		100

※ 公的資金注入を除く

表3 実施銀行の市場反応

増資イベント						
累積超過収益率	サンプル数	平均値	Z 値		正值サンプル数	負値サンプル数
CAR[0,+1]	100	-1.456	-4.549 ***		45	55
CAR[-1,+1]	99	-1.682	-4.279 ***		37	62
CAR[-1,+2]	98	-1.806	-3.970 ***		35	63

公的資金注入イベント

累積超過収益率	サンプル数	平均値	Z 値		正值サンプル数	負値サンプル数
CAR[0,+1]	20	0.333	0.494		12	8
CAR[-1,+1]	19	0.775	0.892		9	10
CAR[-1,+2]	19	0.591	0.589		11	8

*** 1%水準で統計的に有意 ** 5%水準で統計的に有意 * 10%水準で統計的に有意

表4 競合銀行の市場反応

増資イベント						
累積超過収益率	サンプル数	平均値	Z 値		正值サンプル数	負値サンプル数
CAR[0,+1]	168	-0.304	-1.250		70	98
CAR[-1,+1]	163	-0.450	-1.480 *		67	96
CAR[-1,+2]	160	-0.659	-1.867 **		71	89

公的資金注入イベント

累積超過収益率	サンプル数	平均値	Z 値		正值サンプル数	負値サンプル数
CAR[0,+1]	33	0.303	0.494		15	18
CAR[-1,+1]	33	0.425	0.566		16	17
CAR[-1,+2]	33	0.109	0.126		19	14

*** 1%水準で統計的に有意 ** 5%水準で統計的に有意 * 10%水準で統計的に有意

表5 基本統計量

	サンプル数	平均値	中央値	最小値	最大値	標準偏差
ASSET	168	2749841	2218754	489005	7672781	1849842
CAPITAL	168	8.423	8.685	4.500	11.710	1.858
SD	168	2.091	2.022	0.697	5.479	0.776
TobinQ	168	1.003	1.003	0.962	1.048	0.016

ASSET:総資産額(百万円) CAPITAL:自己資本比率(%表示)

SD:市場モデル残差の標準偏差 TobinQ:(株式時価+負債簿価)/総資産

表 6 競合銀行の市場反応に関する回帰分析結果

従属変数 CAR[0,+1]			
独立変数	推定係数	t 値	p 値
lnASSET	-0.099	-0.24	0.813
CAPITAL	0.167	1.10	0.273
lnSD	0.274	0.42	0.678
TobinQ	4.053	0.28	0.781
定数項	-4.523	-0.30	0.767
サンプル数	168		
F 値	0.360		
決定係数	0.009		

従属変数 CAR[-1,+1]			
独立変数	推定係数	t 値	p 値
lnASSET	-1.246	-2.31	0.022
CAPITAL	0.422	2.21	0.029
lnSD	-0.046	-0.05	0.958
TobinQ	26.861	1.45	0.150
定数項	-12.669	-0.66	0.513
サンプル数	163		
F 値	1.880		
決定係数	0.046		

従属変数 CAR[-1,+2]			
独立変数	推定係数	t 値	p 値
lnASSET	-1.620	-2.70	0.008
CAPITAL	0.584	2.74	0.007
lnSD	-0.348	-0.35	0.728
TobinQ	41.255	1.99	0.048
定数項	-22.993	-1.06	0.289
サンプル数	160		
F 値	2.910		
決定係数	0.070		