

# 日本の銀行業の市場規律 (調査報告レジュメ)

鹿児島大学法文学部経済情報学科

永田 邦和

市場規律は、銀行に対する市場からの規律付けである。銀行がリスクを引き上げると、市場価格が下落し、利回りが上昇する。資金調達コストを引き下げするために、銀行はリスクを引き下げようとする。金融技術の急速な発展により、銀行を取り巻く環境は急速に変化しており、公的規制のみで銀行の健全性を維持することは困難である。そのためには、バーゼルⅡで採用されたように、市場規律を活用する必要がある。

市場規律は、市場の監視能力 (market monitoring) と市場の影響力 (market influence) から構成されている。市場の監視能力とは、市場が銀行のリスクを評価し、その評価を速やかに価格や利回りに反映させることである。市場の影響力とは、市場価格の下落や利回りの上昇に対して、銀行がリスクを引き下げることである。市場規律が機能するためには、市場の監視能力と影響力が両方とも機能しなければならない。

銀行の負債の大部分は預金であることから、市場規律に関する先行研究では、預金市場や譲渡性預金市場 (CD 市場) が取り上げられることが多い。一部の市場のみを取り上げる場合、市場の監視能力を適正に評価できても、市場の影響力を過大に評価してしまう恐れがある。ある市場が銀行に影響していなくても、他の市場が銀行を規律付けしていれば、その市場の影響力が機能しているという結果が得られてしまう。市場の影響力を正確に評価するためには、銀行を規律付けする市場を可能な限り説明変数に加える必要がある。

本稿では、日本の銀行と信用金庫のデータを用いて、預金市場と CD 市場、コール市場、金融債市場、社債 (普通社債、期限付劣後社債、永久劣後社債) 市場、転換社債 (新株予約権付社債) 市場、CP 市場、株式市場を取り上げ、これらの市場の監視能力と影響力を実証分析により検証する。

市場の監視能力に関する回帰分析では、預金残高と金利、その他の市場の利

回りが銀行の経営指標に反応しているという結果が得られた。さらに、1990年代末以降をサンプルにした推定では、市場はより敏感に反応していた。監視能力が最も働いていた市場は預金市場である。機関投資家等の専門家が参加している市場ではなく、個人が参加している預金市場の監視能力が最も強いという結果は予想外である。

市場の影響力に関する推定結果によると、1990年代には、預金市場と株式市場は、追い貸し（不良業種貸出）を抑制しており、1998年度以降、コール市場は、銀行に自己資本比率を引き上げるように影響していた。しかし、銀行の破綻確率の逆数であるZスコアには影響を与える市場は存在しなかった。本稿の分析からは、日本の金融市場の影響力の存在を強く支持する結果は得られなかった。

先行研究では、預金利息を総預金残高で除して預金金利を求めているが、本稿では、総預金残高から当座預金を差し引いた付利預金残高で預金金利を計算している。より正確な方法で計算しているので、先行研究と異なり、本稿の分析から、預金金利が経営状態に反応することと、預金市場が預金金利を通じて銀行の貸出行動に影響していることが示された。

1997年11月に三洋証券のデフォルトにより、コール市場は混乱した。本稿の考察から、三洋証券のデフォルトを経験してから、コールレートが借手手のリスクを反映するようになり、コール市場は、銀行に健全経営のインセンティブを与えるようになった。

本稿の考察結果からは、日本では市場の影響力が機能しないので、市場規律が公的規制を補完することを期待できない。しかし、監視能力が機能していることは、監督当局が、市場価格や利回りの変化の情報を利用できることを意味する。銀行が新しい金融商品に投資したり、業務分野を拡大したりしたときに、金融市場が、銀行のリスクが高くなったと認識したならば、資金が流出し、市場価格が下落する。市場価格の下落を観察した監督当局が、銀行の資産内容を詳細に調査するならば、将来の破綻や金融危機につながる問題を早期に発見でき、適切な対策をとることができる。市場の監視能力が機能していれば、金融市場は公的規制を補完することができる。

# 日本の銀行業の市場規律\*

鹿児島大学法文学部経済情報学科

永田 邦和

## 1. はじめに

市場規律は、銀行に対する市場からの規律付けである。銀行がリスクを引き上げると、資金の返済確率が低くなり、資金が流出する。市場価格が下落し、利回りが上昇するので、資金調達コストが増加する。資金調達コストの増加を防ぐために、銀行はリスクを引き下げようとする。2008年のリーマンショック以降、銀行に対する公的規制は厳しくなっている。しかし、金融技術の急速な発展により、新しい金融商品が次々に誕生し、銀行の業務も多様化している。銀行を取り巻く環境は急速に変化しているので、公的規制のみで銀行の健全性を維持することは困難である。市場規律がバーゼルⅡの三本の柱の一つに含まれているように、公的規制を補完して銀行の健全性を維持するために、市場規律を活用する必要がある。そこで、本稿では、実証分析により、日本において市場規律が機能しているかどうかを明らかにして、銀行規制へのインプリケーションを導出する。

Bliss and Flannery(2002)によると、市場規律は、市場の監視能力 (market monitoring) と市場の影響力 (market influence) から構成されている。市場の監視能力とは、市場が銀行のリスクを評価し、その評価を速やかに価格や利回りに反映させることである。市場の影響力とは、市場価格の下落や利回りの上昇に対して、銀行がリスクを引き下げることである。市場の監視能力が機能していれば、市場価格や利回りは銀行のリスクに反応し、市場の影響力が機能していれば、銀行のリスクは市場価格や利回りに反応する。市場規律が機能するためには、市場の監視能力と影響力が両方とも機能しなければならない。ほとんどの先行研究では、市場の監視能力と影響力を個別に取り上げている。両

---

\* 本稿の作成過程において、石川雅也先生（東京経済大学）と外島健嗣先生（大阪国際大学）、茶野努先生（武蔵大学）、播磨谷浩三先生（立命館大学）、宮村健一郎先生（東洋大学）、森祐司先生（下関市立大学）より大変有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝を申し上げたい。

者を取り上げている数少ない先行研究には、Fueda and Konishi(2007)と大塚(2012)がある。本稿も、市場の監視能力と影響力の両方を分析する。

銀行の負債の大部分は預金であることから、市場規律に関する先行研究では、預金市場や譲渡性預金市場(CD市場)が取り上げられることが多い。Fueda and Konishi(2007)は、預金市場を取り上げている。一部の市場のみを取り上げる場合、市場の監視能力を適正に評価できても、市場の影響力を過大に評価してしまう恐れがある。例えば、預金市場のみを取り上げる場合、預金市場が銀行に影響していなくても、他の市場が銀行を規律付けしていれば、預金市場の影響力が機能しているという結果が得られてしまう<sup>1</sup>。大塚(2012)は、預金市場とCD市場、株式市場を取り上げているが、市場の影響力を正確に評価するためには、銀行を規律付けする市場を可能な限り説明変数に加える必要がある。そこで、本稿では、預金市場とCD市場、株式市場だけでなく、コール市場や債券(金融債や社債、転換社債)市場、CP市場も取り上げる。これらの市場の利回りが銀行の経営状態を反映しているかを検証し、市場の監視能力が機能しているかどうかを明らかにする。次に、これらの市場の影響力が機能しているかどうかを明らかにするために、市場の利回りが銀行の貸出行動(1990年代の追い貸し)や自己資本比率(資本バッファ)、リスクに影響しているかどうかを検証する。

本稿の構成は、以下の通りである。第2節では、銀行の市場規律に関する先行研究を整理する。第3節では、本稿の実証分析について説明する。第4節では、本稿の推定結果を示し、日本の銀行業の市場規律について考察する。第5節では、本稿の考察をまとめる。

## 2. 先行研究

本節では、市場規律に関する先行研究を整理する<sup>2</sup>。市場規律の有効性を明らかにするためには、市場の監視能力と影響力を検証する必要がある。市場規律

---

<sup>1</sup> Fueda and Konishi(2007)では、上場ダミー変数を説明変数に用いているので、株式市場の影響力は考慮している。

<sup>2</sup> 本節は、永田(2010, 2011a)を大幅に加筆及び修正したものである。市場規律に関する先行研究については、Flannery(1998)やHosono(2007)、前多(2009)が詳細に整理している。

の先行研究では、預金市場や CD 市場を取り上げることが多く、それ以外の市場の研究は少ない。また、影響力を検証している研究も、それほど多くない。

預金市場の監視能力に関する先行研究では、預金残高や金利を銀行の経営指標で回帰し、残高や金利が銀行のリスクに反応しているかどうかを検証している。米国を対象にした Park(1995)と Park and Peristiani(1998), Gordberg and Hudgins(1996, 2002), Maechler and McDill(2006)では、銀行の経営が悪化すると、預金残高が減少し、預金金利が上昇することを示している。ポーランドを対象にした Mondschean and Opiela(1999)と、アルゼンチンやチリ、メキシコを取り上げた Martinez Peria and Schmukler(2001)においても、同様の結果が得られている。Park(1995)と Park and Peristiani(1998), Martinez Peria and Schmukler(2001)によると、非保証預金だけでなく、保証預金の預金者も銀行の経営状態に反応している<sup>3</sup>。Demirguc-Kunt and Huizinga(2004)は、60カ国を対象にした推定により、預金保険が預金市場の監視能力を弱めることを明らかにしている。Hadad et al. (2011)は、動学的パネルデータ分析を用いて、インドネシアの金融危機に対する規制の変更が預金市場の監視能力に与えた影響を検証し、預金が全額保護されたために、預金市場の監視能力が弱くなった可能性を示している。Cubillas, Fonseca and Gonzalez (2012)も、動学的パネルデータ分析により、1989年から2007年までの66ヶ国を対象にして、銀行危機の際に広範囲な救済措置が採用されると、それ以降、預金市場の監視能力が弱くなることを明らかにしている。

日本の銀行を対象としたものには、原田(2002)や細野(2003), Tsuru(2003), Hori, Ito, and Murata(2005), Murata and Hori(2006), Imai(2006), Fueda and Konishi(2007), 矢島(2010)がある<sup>4</sup>。日本を対象にした分析においても、銀行の経営が悪化すると、預金が流出し、預金金利が上昇するという結果が得られている。さらに、上述の Park(1995)等と同様に、預金が全額保護されていた時

---

<sup>3</sup> その理由として、預金の払戻の手続きに時間がかかり、一時的にでも預金を引き出せなくなる恐れがあること等が考えられる。

<sup>4</sup> Shimizu(2009)や前多(2009)では、預金者が同一地域の他の金融機関の経営悪化や破綻から影響を受けているかどうかを分析している。また、永田(2011b)と永田(2014)では、営業地域の店舗数や大手銀行の支店の有無が預金市場の監視能力に与える影響を検証している。

期においても、預金者は銀行の経営状態に反応している。原田(2002)と細野(2003)、Tsuru(2003)、Imai(2006)、矢島(2010)は、都市銀行と地方銀行の間で預金者の行動が異なっていることから、預金者が too-big-to-fail 政策に期待していたことを示唆している。一方、Hori et al.(2005)は、国際基準行の預金者が最も敏感にリスクに反応しており、too-big-to-fail 政策の影響を受けていない可能性を示している。

小林(2014)は、日本の譲渡性預金市場(CD市場)を取り上げており、1998年度から2003年度において、CDの残高や金利が銀行の経営状態に反応していることを明らかにした。劣後債市場を分析した研究には、前多(2009)と小林(2012)がある。前多(2009)は、劣後債市場が銀行のリスクに反応しているという結果を得ているが、小林(2012)は、同様の結果を得ていない。

株式市場については、Yamori(1999)や Bermer and Pettway(2002)が分析している。Yamori(1999)や Bermer and Pettway(2002)では、日本の銀行の情報開示が不十分であった時期においても、株式市場は銀行のリスクを認識していた可能性を示している。複数の市場の監視能力を取り上げ、同様の手法で推定している研究には、大塚(2012)がある。大塚(2014)は、預金市場とCD市場、株式市場を取り上げており、これらの市場の監視能力が機能しているという結果を得ている。

市場の影響力に関する先行研究には、海外を対象にした Bliss and Flannery(2002)や Gropp and Vesala(2004)、Nier and Baumann(2006)、Fonseca and Gonzalez (2010)と、日本を対象にした Fueda and Konishi(2007)や Uchida and Satake(2010)、永田(2010, 2011a)、細野(2010)、大塚(2012)がある。Bliss and Flannery(2002)は、米国の銀行持株会社に対する市場の影響力を考察しているが、株式市場や債券市場の影響力の存在を強く示す結果を得ていない。Gropp and Vesala(2004)では、セーフティー・ネットの範囲を明確にすることで、預金以外の市場(例えば、劣後債市場)の規律付けが働き、銀行のリスクが低下することを示している。Nier and Baumann(2006)は、市場規律が働きやすい環境(セーフティー・ネットの範囲が狭く、ディスクロージャーが厳しい)では、銀行がより多くの自己資本を保有することを明らかにしている。Fonseca and Gonzalez (2010)は、動学的パネルデータ分析から、預

金金利が上昇すると、自己資本比率と所要水準の差である資本バッファが高くなるという結果を得ている。

Fueda and Konishi(2007)は、2000年度から2003年度を対象にして、預金流出すると、営業経費率や人件費、従業員数、店舗数が減少することから、銀行がリストラに積極になることを示している。Uchida and Satake(2009)は、1999年度から2004年度を対象にして、各証券の発行高の対総資産残高比が銀行の費用効率性に与える影響を検証し、預金残高の比率が高い銀行ほど費用率的になることから、預金市場の影響力の存在を明らかにしている。永田(2010)は、1999年度から2005年度のデータを用いて、預金流出すると、不良債権残高が減少することを示している。永田(2011a)も、同様の期間を対象にして、預金の流出に直面した銀行は追い貸しを抑制するが、経費率や不良債権比率は上昇するという結果を得ている。細野(2010)は、2000年代に不良債権比率が減少した要因を検証しているが、定期預金比率の高い銀行の不良債権比率は高く、預金市場の市場規律が機能していないことを指摘している。大塚(2012)は、預金とCDの増加率や金利、株価変化率が自己資本比率に与える影響を検証して、株価の下落に直面した銀行の自己資本比率が上昇することから、株式市場の影響力が機能していることを示している。

### 3. 実証分析

#### 3.1. データ

本稿で対象とするのは、都市銀行と長期信用銀行、信託銀行、地方銀行、第二地方銀行、信用金庫である。データの期間は、1990年度(1991年3月)から2014年度(2015年3月)までである。データは、日経NEEDSのFinancial QuestとValue Searchより入手した。信用金庫のデータは、2001年度以降しか利用できないので、2000年度以前のサンプルには、信用金庫は含まれていない。また、欠落しているデータについては、全国銀行協会ホームページの『全国銀行財務諸表分析』と金融図書コンサルタント社の『全国信用金庫財務諸表』より入手した。

本稿の実証分析では、最低2年以上連続したデータが必要であるので、2年以上連続してデータを利用できない銀行をサンプルから除外している。合併や

事業譲渡，株式公開や上場廃止等が生じた場合，その年度以降別の銀行として扱っている．銀行が破綻した場合，その年度以降，サンプルから除外している．ただし，破綻後に再生した銀行の場合，再生後の銀行は，破綻前とは別の銀行として扱っている<sup>5</sup>．

## 3.2. 推定方法

### 3.2.1. 市場の監視能力の推定

市場の監視能力を検証するときには，以下の式を推定する．

$$Market_{it} = \sum \beta_F Bank\ Fundamental_{it-1} + \sum \beta_t Year_t + f_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)の左辺の *Market* は，金融市場の動向を示す変数である．本稿では，銀行の財務諸表等から収益率を計算できる市場をすべて取り上げる．具体的には，預金市場と譲渡性預金市場（CD市場），コール市場，金融債市場，社債（普通社債，期限付劣後社債，永久劣後社債）市場，転換社債（新株予約権付社債）市場，CP市場，株式市場である．*Deposit* は，総預金残高の前年度末からの変化率である．*Dep Cost* は，預金金利であり，預金利息を付利預金（預金残高と当座預金残高の差）の前期末と当期末の平均値で割った値から10年物国債利回り（年度平均）を差し引いた値である．なお，日本の預金市場を取り上げた先行研究では，付利預金残高ではなく，無利子の当座預金も含めた総預金残高を用いているので，預金金利が低くなる傾向にある．本稿では，より正確な算出方法を用いている．

*CD Cost* と *Call Cost*，*Deb Cost*，*Bond Cost*，*CB Cost*，*CP Cost* は，それぞれ，CD金利とコールレート，金融債利回り，社債利回り，転換社債利回り，CP金利である．*Dep Cost* と同様に，支払利息を前期末と当期末の残高の平均値で割った値と国債利回りの差である．恒常的にCD市場やコール市場等から資金を調達している銀行は少なく，また，1年以内に償還や返済している銀行もある．預金以外の負債の残高の変動は非常に大きいので，本稿では，預金以

---

<sup>5</sup> 具体的には，日本長期信用銀行（新生銀行），日本債券信用銀行（あおぞら銀行），足利銀行である．



外の負債の残高の変化率を用いた推定を行わない。Stock は株価変化率であり、株価の日次変化率の年度平均と TOPIX の日次変化率の年度平均の差である。なお、金融持株会社の傘下にある銀行の場合、金融持株会社の株価変化率を用いている。

Bank Fundamental は、銀行の経営指標である。金融市場の監視能力が機能しているならば、預金残高や金利、各市場の利回り、株価変化率は、銀行の経営指標に反応する。本稿では、Bank Fundamental として、総資産収益率 (ROA) と自己資本比率 (Capital)、資本バッファ (Cap gap)、総資産残高 (Asset)、流動資産比率 (Liquidity)、経費率 (Cost)、貸出金償却比率 (Write off)、不良債権比率 (NPL)、Public (公的資金ダミー) を用いる。

ROA は業務純益を総資産残高で割ったものである。収益性の高い銀行ほど破綻確率は低くなるので、市場の監視能力が機能していれば、Deposit と Stock を被説明変数にした推定式では、ROA の係数は有意にプラスになり、それ以外の推定式では、有意にマイナスになる。Capital は自己資本比率であり、自己資本を総資産残高で割って導出している。Cap gap は資本バッファであり、Fonseca and Gonzalez (2010) に従い、実際の自己資本比率と規制により課せられた所要水準 (国際基準行の場合 8%、国内基準行の場合 4%) を差し引いた値を所要水準で割ったものである。自己資本比率が高い銀行ほど破綻確率は低くなるので、Deposit と Stock の推定式では、Capital と Cap gap の係数は有意にプラスになり、それ以外の推定式では、有意にマイナスになる。ASSET は、総資産残高 (百万円) の自然対数値である。大規模な銀行ほど非常に多くの資産に投資でき、また、預金者や投資家が、大手銀行ほど救済されやすいという too-big-to-fail 政策を強く期待していると、Deposit と Stock の推定式では、Asset の係数は有意にプラスになり、それ以外の推定式では、有意にマイナスになる。Liquidity は、流動資産 (現金預け金と国債) の対総資産比率である。流動資産比率が高い銀行ほど、流動性リスクが顕在化する可能性は低いので、Liquidity の係数は、Deposit と Stock の推定式ではプラスの符号をとり、それ以外の推定式ではマイナスの符号をとると予想される。Cost は営業経費を総資産残高で割ったものであり、効率性を示している。経費率の低い銀行ほど、破綻する可能性は低くなるので、Cost の係数は、Deposit と Stock の推定式では

マイナスの符号をとり，それ以外の推定式ではプラスになる。

Write off は貸出金償却比率（貸出金償却÷総貸出残高）であり，不良債権比率の代理変数である。NPLは不良債権比率であり，リスク管理債権を貸出残高で割ったものである。Write off と NPL の係数は，Deposit と Stock の推定式ではマイナスの符号をとり，それ以外の推定式ではプラスになる。Cap gap と NPL は，Capital や Write off よりも，健全性の指標には最適であるが，リスク管理債権は 1997 年度以降にしか利用できない。国際基準と国内基準の自己資本比率も 1998 年度以降しか利用できない。そこで，1998 年度以降のサンプルに限られるが，Cap gap と NPL を用いる推定も行う。Public は，公的資金による資本注入を受けている銀行の場合 1 をとるダミー変数である。Year は年次ダミーであり， $f$  は個別効果である。

本稿では，式(1)をパネルデータ分析により推定するが，ハウスマン検定により推定モデル（固定効果モデルか変量効果モデル）を選択する。銀行の経営指標の変化に対して市場が反応するまでのラグと，同時性バイアスを考慮して，説明変数は 1 期のラグをとる。そのため，Capital と Write off を説明変数に用いた推定式の推定期間は 1992 年度から 2014 年度である。Cap gap と NPL の推定式の期間は，1999 年度から 2014 年度である。どちらの推定式においても，2002 年度以降から信用金庫が含まれる。また，不均一分散修正標準誤差を使用する。

### 3.2.2. 市場の影響力の推定

市場の影響力を検証するときには，以下の式を推定する。

$$Bank_{it} = \sum \beta_M Market_{it-1} + \sum \beta_C Control_{it-1} + \sum \beta_t Year_t + f_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)の左辺の Bank は，銀行の経営状態を示す指標である。本稿では，不良業種貸出比率（Bad loan）と資本バッファ（Cap gap），Z スコア（Z-score）を用いる。Bad loan は，業種別総貸出額に占める不良業種向け貸出の比率である。本稿は，櫻川(2002)と細野(2010)と同様に，不動産業と建設業，金融保険

業向け貸出を不良業種貸出とする<sup>6</sup>。不良業種貸出比率が高い銀行は、追い貸し（ゾンビ貸出）を行っていることになる。追い貸しとは、銀行が経営再建の見込みが乏しい企業に貸出を継続、または拡大することである。櫻川(2002)や細野(2010)は、銀行が自己資本比率を維持するために、追い貸しにより不良債権を隠蔽した可能性を指摘している。破綻した企業が、追加的な借入から既存の借入の利子を支払えば、その企業向けの貸出は不良債権にならない。不良債権残高を過少に公表することで、自己資本比率を維持できる。追い貸しは不良債権問題の解決を遅らせた原因の一つとしてあげられている。さらに、Caballero et al. (2008)が主張しているように、追い貸しによりゾンビ企業が存続したことにより、日本経済が長期に渡って停滞した。本稿では、1990年代を対象にして、Bad loan を被説明変数にした推定を行う。

Cap gap は、市場の監視能力の推定と同様の方法で導出している。Fonseca and Gonzalez (2010)は、1992年から1995年の70ヶ国を対象とした分析において、預金金利の上昇が資本バッファを引き上げることが示している。本稿では、1998年度以降のサンプルでCap gapを用いた推定を行うことができる。

Z-score (Zスコア) は、Capital (自己資本比率) とROAの平均値をROAの標準偏差で除したものである。Zスコアは倒産確率の逆数であり、Zスコアが大きくなるほど、倒産確率は低くなる。近年の銀行業を分析した研究では、リスクの指標として使われることが多い<sup>7</sup>。Capital とROAは、市場の監視能力の推定と同様の方法で導出している。ROAの平均値と標準偏差は、当該年度と過去4年間の計5年間の値から計算している。

Market は、金融市場の動向を示す変数であり、市場の監視能力の推定と同様に、Deposit (預金残高変化率) とDep Cost (預金金利)、CD Cost (CD金利)、Call Cost (コールレート)、Deb Cost (金融債利回り)、Bond Cost (社債利回り)、CB Cost (転換社債利回り)、CP Cost (CP金利)、Stock (株価変化率) である。それぞれの算出方法は、先述の通りである。市場の影響力が機能していると、預金の流出や株価の下落、利回りの上昇に対して、銀行は経営

---

<sup>6</sup> 杉原・笛田(2002)や関根・小林・才田(2003)は、不動産業と建設業を不良業種としている。

<sup>7</sup> Zスコアを用いて日本の銀行業を分析した研究には、稲葉・服部(2006)や茶野・筒井(2014)がある。

状態を改善しようとする。Bad loan を被説明変数にした推定式では、Deposit と Stock の係数は有意にプラスになり、それ以外の Market の係数は有意にマイナスになる。なお、預金の流出や株価の下落、利回りの上昇に対して、不良債権を過少に公表するために、銀行が追い貸しを増加させる可能性もある。この影響が経営改善の効果を上回るならば、Deposit と Stock の係数は有意にマイナスになり、それ以外の Market の係数は有意にプラスになる。この場合、市場は銀行のインセンティブに影響しているが、経営改善を促していない。市場の影響力や市場規律が機能しているとはいえない。

Cap gap と Z-score を被説明変数にした推定式では、Deposit と Stock の係数は有意にマイナスになり、それ以外の Market の係数は有意にプラスになる。経営の悪化した銀行が、高い金利を提示して資金を集め、その資金をハイリスクな資産に投資する事例が多く存在している。そこで、預金の流出や株価の下落、利回りの上昇に対して、銀行がハイリスクの資産への投資を増やす場合、Z-score を被説明変数にした推定式では、金利や利回りの係数が有意にマイナスになることも考えられる。

預金市場が影響していなくても、CD 市場が影響していれば、Deposit や Dep Cost を単独で説明変数にした推定式では、Deposit や Dep Cost の係数が有意になり、預金市場の影響力が機能しているという結果が得られる恐れがある。そこで、Market のすべての変数を同時に説明変数に用いた推定も行う必要がある。しかし、すべての銀行は預金により資金を調達しているが、ある年度に CD 市場やコール市場等からの資金調達、株式市場への上場のすべてを満たしている銀行は非常に少ない。そこで、すべての Market 変数を同時に説明変数に加える場合、Deposit や Dep Cost 以外の説明変数は、その市場から資金を調達している場合に 1 をとるダミー変数(市場ダミー変数)を用いる。CD と Call, Deb, Bond, CB, CP は、それぞれ CD 市場、コール市場、金融債市場、社債市場、転換社債市場、CP 市場から資金を調達している場合 1 をとるダミー変数である。LIST は、銀行が株式市場に上場している場合 1 をとる上場ダミーである<sup>8</sup>。これらの市場の影響力が機能していれば、Bad loan を被説明変数に

---

<sup>8</sup> 金融持株会社が上場していても、傘下の銀行が上場していない場合、List はゼロをとっている。

した推定式では、市場ダミー変数の係数は有意にマイナスになり、Cap gap と Z-score の推定式では、有意にプラスになる。

Control はコントロール変数である。Bad loan を被説明変数にした推定式では、佐々木(2000)や櫻川(2002), 杉原・笛田(2002), 細野(2010)を参考にして、ROA と Capital, Asset, Cost (経費率), Write off (貸出金償却比率), Public (公的資金ダミー) を用いる。経営状態が悪化したときに、銀行が経営改善に取り組めば、追い貸しを抑制するので、ROA と Capital の係数は有意にプラスになるが、経営状態をよく見せるために追い貸しを増加させるならば、ROA と Capital は有意にマイナスになる。大規模な銀行ほど分散投資が可能になるので、不良業種貸出比率が下落するならば、Asset の係数は有意にマイナスになる。一方で、大規模な銀行が too-big-to-fail 政策に期待しているならば、追い貸しを続ける可能性があるので、Asset は有意にプラスになる。リストラに積極的な銀行ほど追い貸しを中断する可能性が高いので、Cost の係数は有意にプラスになると予想される。不良債権比率が高くなったときに、追い貸しを増加させるならば、Write off の係数は有意にプラスになる。しかし、一度に多額の不良債権を償却できる銀行であれば、追い貸しを行うインセンティブが弱くなるので、Write off は有意にマイナスになる可能性もある。公的資金を注入された銀行ほど追い貸しを中断しようとするので、Public の係数は有意にマイナスになると思われる。

Cap gap の推定式では、Fonseca and Gonzalez (2010)を参考に、ROA と Asset, Loan/Asset (貸出・総資産比率), Cost, NPL, Public を用いる。経営状態のよい銀行ほど自己資本比率が高くなり、資本バッファーも高くなるので、ROA の係数は有意にプラスになり、Cost や NPL は有意にマイナスになる。大規模銀行は多様な資産を保有できる。自己資本比率の分母のリスクアセットが増加すると、自己資本比率が下落し、資本バッファーも低くなる。さらに、too-big-to-fail 政策への期待から、資本バッファーの維持に消極的になる可能性もある。Asset の係数は有意にマイナスになる。Loan/Asset は、貸出額の対総資産残高比率である。貸出の比率が高い銀行のリスクアセットは大きくなるので、Loan/Asset の係数は有意にマイナスになる。資本注入を受けている銀行は、資本バッファーを高くしようとするので、公的資金による Public の係数は

有意にプラスになる。

Z-score の推定では、Asset, Loan/Asset, Cost, Public を用いる。大規模な銀行ほど分散投資により倒産確率が低下するなら、Asset の係数は有意にプラスになる。しかし、too-big-to-fail 政策への期待が強くなり、倒産確率が上昇するなら、Asset 係数は有意にマイナスになる。貸出比率が高い銀行は、他の資産の保有が少ないので、分散投資を行えない。Loan/Asset の係数は有意にマイナスになるとと思われる。効率的な銀行ほど高い収益率を維持できるので、Cost は有意にプラスになる。公的資金による資本注入を受けている銀行は、経営の健全化に努めるので、Public の係数は有意にプラスになる。

Year は年次ダミーであり、f は個別効果である。式(2)もパネルデータ分析により推定するので、ハウスマン検定により推定モデル（固定効果モデルか変量効果モデル）を選択する。市場の動向に対して銀行が反応するまでのラグと、同時性バイアスを考慮して、説明変数は1期のラグをとる。Bad loan を被説明変数にした推定の期間は、1992年度から99年度である。Cap gap を被説明変数にした分析では、NPL を1997年度から利用できる所以、1998年度から2014年度を推定期間に行っている。Z-score の計算には過去4年間のデータが必要になるので、1994年度から2014年度までをサンプルに行っている。Cap gap と Z-score の分析では、2002年度以降から信用金庫が含まれる。また、不均一分散修正標準誤差を使用する。

### 3.3. 記述統計

表1は本稿の実証分析で用いる変数の記述統計量である。サンプル期間のDeposit（預金残高変化率）の平均はプラスであるが、Dep Cost（預金金利）の平均値はマイナスであり、10年物国債利回りを下回っている。CD Cost（CD金利）と Deb Cost（金融債利回り）、CB Cost（転換社債利回り）、CP Cost（CP金利）の平均値もマイナスなのである。長期金利を下回っている。Call Cost（コールレート）と Bond Cost（社債利回り）の平均値はプラスである。

CD Cost や Call Cost の標準偏差は大きく、最大値が100%を超えることもある。地域金融機関（地銀・第二地銀・信金）は、都銀や長信銀、信託銀と異なり、恒常的にCD市場やコール市場から資金を調達しておらず、年度内に償

還や返済している金融機関もある。その年度の支払利息と比べて年度末の残高が非常に大きくなったり、小さくなったりしているので、本稿の計算方法（支払利息÷（当期残高と前期残高の平均値））では、CD金利やコールレートを正確に測定できない可能性がある。Stock（株価変化率）の平均値はプラスであり、TOPIXの変化率をわずかに上回っている。

Bad loan（不良業種貸出比率）の平均値は25%を超えている。Cap gap（資本バッファ）の平均値は約2であり、国内基準行の自己資本比率の平均値は12%になる。非常に高い自己資本比率を維持している信用金庫が多数存在しているので、それらの信金がCap gapの平均値を引き上げている可能性がある。Z-score（Zスコア）の平均値は非常に大きな値をとっている。ROAの標準偏差は非常に小さいので、Zスコアの分母が小さくなり、Zスコアの値が非常に大きくなっている可能性がある。

説明変数やコントロール変数の中では、Write off（貸出金償却比率）の平均値が非常に低い。それは、2000年代中盤に不良債権問題が解決してから、貸出金の償却をほとんど行わない金融機関が増えているからである。

表1 記述統計

	サンプル数	平均	標準誤差	最小値	最大値
Deposit	6495	1.7209	3.7193	-30.4747	54.8420
Dep Cost	6487	-1.0938	0.4350	-2.8141	2.1917
CD Cost	2204	-0.2483	6.1957	-4.9752	139.1653
Call Cost	2287	1.6466	4.9758	-5.1955	113.2519
Deb Cost	79	-0.5618	0.5740	-2.2083	0.6954
Bond Cost	742	1.0222	1.2742	-1.6827	10.9662
CB Cost	525	-1.5462	1.7655	-5.7241	7.9620
CP Cost	49	-1.0708	0.4377	-1.6176	-0.0326
Stock	2709	0.0079	0.1556	-3.6268	0.9965
Bad loan	1446	25.639	7.066	13.556	62.010
Cap gap	5886	1.9427	1.3309	-0.8875	16.1450
Z-score	4538	56.8232	65.4431	-7.5573	1953.0550
ROA	7085	0.4915	0.3013	-6.5033	4.8181
Capital	7132	4.9982	1.9204	-17.8008	20.9172
Asset	7132	13.4680	1.5304	10.0033	19.0867
Liquidity	7118	20.9669	10.0603	2.8522	58.8597
Cost	7132	1.6241	0.6065	0.0373	9.2124
Write off	5770	0.1590	0.3285	0.0000	8.3988
NPL	6084	7.2015	4.1045	0.3676	35.4167
Loan/Asset	7132	57.4291	12.3292	7.0133	89.3763
Public	7132	0.0558	0.2296	0	1
CD	7132	0.3824	0.4860	0	1
Call	7132	0.4187	0.4934	0	1
Deb	7132	0.0130	0.1135	0	1
CB	7132	0.0955	0.2939	0	1
Bond	7132	0.1165	0.3209	0	1
CP	7132	0.0111	0.1047	0	1
List	7132	0.3395	0.4736	0	1

Cap gapとZ-score, Asset, Public, 市場ダミー変数以外の変数の単位は%。Assetは総資産残高の自然対数値。

## 4. 推定結果

### 4.1. 市場の監視能力に関する推定結果

表 2 は、市場の監視能力の全期間の推定結果である。第 1 列と第 2 列は、それぞれ Deposit（預金残高変化率）と Dep Cost（預金金利）を被説明変数にした推定結果である。Deposit の推定式では、ROA と Capital（自己資本比率）の係数が有意にプラスである。Asset（総資産残高）と Liquidity（流動資産比率）の係数も有意であるが、事前の予想と異なる符号をとっている。Dep Cost を被説明変数にした推定式では、Capital と Liquidity の係数が有意に予想通りの符号をとっている。Cost（経費率）と Write off（貸出金償却比率）も有意であるが、予想と異なる符号をとっている。第 3 列は、CD Cost（CD 金利）を被説明変数にした推定結果であるが、Liquidity のみが有意にマイナスである。第 6 列は、Bond Cost（社債利回り）を被説明変数にした推定結果であるが、Capital と Asset, Liquidity の係数が有意に予想通りの符号をとっている。それ以外の市場については、説明変数が有意でないか、有意であっても、係数が市場の監視能力を支持する符号をとっていない。

表 3 は、Cap gap（資本バッファ）と NPL（不良債権比率）を用いた推定式の推定結果である。Deposit の推定式（第 1 列）では、Public（公的資金ダミー）以外の説明変数が有意であり、ROA と Cap gap, Cost, NPL が予想通りの符号をとっている。Dep Cost の推定式（第 2 列）においても、Cap gap と Liquidity, Cost が有意に予想通りの符号をとっている。預金市場以外では、CD 市場とコール市場、社債市場、転換社債市場、CP 市場において利回りが銀行の経営状態に有意に反応している。特に、Call Cost（コールレート）を被説明変数にした推定式（第 4 列）において、Asset と Cost, NPL, Public が有意に予想通りの符号をとっている。推定モデルが異なることを考慮しなければならないが、1999 年度以降コール市場の監視能力が機能している可能性がある。CD Cost や Bond Cost, CB Cost, CP Cost の推定式では、有意に予想通りの符号をとる説明変数が存在するが、Deposit や Dep Cost, Call Cost に比べると、有意な変数は少ない。

市場の監視能力についての分析結果は、以下の通りである。預金残高と金利は両方とも銀行の経営指標に反応しており、預金市場の監視能力が機能してい



る。日本の市場規律に関する先行研究では、預金金利が銀行の経営指標に反応することを強く支持する結果を得られていない。本稿は、より正確な手法で預金金利を導出しているため、先行研究と異なり、預金金利が経営状態に反応することを強く示す結果が得られている。

CD市場やコール市場、社債市場、CP市場の監視能力も機能している。ただし、預金市場に比べると、これらの市場の監視能力は高くない。家計や個人ではなく、機関投資家等の専門家が参加している市場の監視能力が高くないことは、予想外の結果である。

1999年度以降、コール市場の監視能力が機能している。1997年11月に三洋証券のデフォルトにより、コール市場は混乱した。本稿の考察から、三洋証券のデフォルトを経験してから、コールレートは、借り手のリスクを反映するようになった可能性を指摘できる。

1999年度以降のサンプルでは、全期間と比べると、市場の監視能力の存在を強く支持できる。1999年2月のゼロ金利政策以降、日本の金利水準は非常に低く、銀行のリスクを反映する余地が少ないと思われるが、本稿の推定からは、金利がある程度反応することが示されている。その理由としては、ディスクロージャーの徹底やペイオフ解禁などにより、市場の監視能力が機能しやすい環境が整ってきたことが考えられる。

表2 市場の監視能力の推定結果(全期間)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
	Deposit	Dep Cost	CD Cost	Call Cost	Deb Cost	Bond Cost	CB Cost	CP Cost	Stock
ROA	0.9250** [0.4112]	-0.0156 [0.0146]	0.3681 [0.6625]	0.6438 [0.6709]	-0.0129 [0.0891]	0.0549 [0.1808]	-0.162 [0.1491]	-0.381 [0.3097]	0.0105 [0.0140]
Capital	0.5671*** [0.1527]	-0.0088* [0.0048]	-0.0169 [0.0941]	0.1493 [0.3504]	-0.058 [0.0707]	-0.1451** [0.0597]	-0.0104 [0.0546]	0.0439 [0.1004]	-0.0082** [0.0036]
Asset	-8.7393*** [1.8198]	0.0689 [0.0524]	0.0022 [0.1302]	7.1504 [4.4084]	0.3721 [0.9136]	-0.2983*** [0.0952]	0.062 [0.1758]	0.0144 [0.1231]	-0.0112 [0.0074]
Liquidity	-0.1068*** [0.0222]	-0.0019*** [0.0007]	-0.0468* [0.0282]	0.0701 [0.0519]	0.0126 [0.0079]	-0.0113 [0.0089]	-0.0046 [0.0115]	-0.0023 [0.0116]	0.0004 [0.0008]
Cost	-0.2164 [0.2612]	-0.0213** [0.0093]	1.1534 [0.9518]	-0.853 [1.1312]	1.4113 [0.8256]	-0.5702* [0.3337]	0.3787 [0.5283]	-0.2569 [0.3053]	-0.0129 [0.0267]
Writeoff	0.5565 [0.4073]	0.0420** [0.0205]	0.1762 [0.1886]	0.3992 [1.0678]	-0.0621 [0.0533]	0.0762 [0.1061]	0.0343 [0.0822]	0.0946 [0.0859]	0.003 [0.0133]
Public	0.2796 [0.4255]	-0.0048 [0.0277]	0.0578 [0.1914]	-0.6828 [0.4335]	0.0942 [0.3546]	0.5009*** [0.1467]	0.7692*** [0.2032]	-0.9212*** [0.3123]	0.0317*** [0.0116]
N	5258	5256	1981	2111	79	623	500	49	2209
r2	0.104	0.878		0.1037	0.9436				
r2_a	0.0988	0.8773		0.0908	0.9083				
r2_w	0.104	0.878	0.0885	0.1037	0.9436	0.3872	0.8572	0.9274	0.1999
r2_b	0.0155	0.339	0.1115	0.0934	0.1662	0.2219	0.7509	0.591	0.0403
r2_o	0.0131	0.6713	0.0901	0.0114	0.0967	0.2885	0.8014	0.7726	0.1713
Model	FE	FE	RE	FE	FE	RE	RE	RE	RE

被説明変数は、DepositとDep Cost、CD Cost、Call Cost、Deb Cost、Bond Cost、CB Cost、Cp Cost、Stockである。推定期間は1992年度から2014年度である。2002年度以降のデータには、信用金庫が含まれる。説明変数は1期のラグをとっている。年次ダミー変数と定数項は省略している。括弧内〔 〕は標準誤差。標準誤差は不均一分散修正標準誤差である。\*\*\*、\*\*、\*は、それぞれ1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示している。

表3 市場の監視能力の推定結果(1999年度以降)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
	Deposit	Dep Cost	CD Cost	Call Cost	Deb Cost	Bond Cost	CB Cost	CP Cost	Stock
ROA	0.4355* [0.2296]	0.0027 [0.0047]	0.1577 [0.2749]	0.3289 [0.4432]	-0.0535 [0.1194]	0.1254 [0.1889]	-0.1 [0.2352]	-0.5672** [0.2580]	0.0064 [0.0221]
CAPGAP	0.7916*** [0.2899]	-0.0050* [0.0026]	-0.0634 [0.0573]	0.1724 [0.2752]	0.0832 [0.1106]	-0.0718 [0.1134]	0.1711 [0.1888]	0.1722 [0.1084]	-0.0278** [0.0108]
Asset	-4.9612*** [1.7502]	0.1220*** [0.0271]	0.3085 [0.5637]	-0.9988*** [0.2383]	-0.526 [0.5837]	-0.3860*** [0.0881]	-0.9651 [0.9138]	0.0358 [0.1403]	-0.0501 [0.0531]
Liquidity	-0.0755*** [0.0178]	-0.0009* [0.0005]	-0.0098* [0.0057]	0.0922** [0.0366]	0.0165** [0.0057]	-0.0002 [0.0102]	-0.0121 [0.0274]	-0.0055 [0.0152]	0.0004 [0.0009]
Cost	-0.3027** [0.1540]	0.0059** [0.0028]	-0.0505 [0.0764]	-2.1199** [1.0116]	0.2665 [0.5919]	-0.3493 [0.3361]	0.5049 [0.5176]	-0.3781 [0.3494]	-0.0882 [0.0625]
NPL	-0.0935** [0.0389]	-0.0003 [0.0005]	-0.0126 [0.0102]	-0.1316*** [0.0494]	-0.004 [0.0097]	-0.0356 [0.0293]	-0.0583* [0.0318]	-0.0097 [0.0195]	-0.0031 [0.0023]
Public	0.6487 [0.4128]	0.0397* [0.0207]	-0.0143 [0.0429]	-1.8330*** [0.4631]	0.4983 [0.2931]	0.5205*** [0.1344]	0.2573 [0.1697]	-1.0179*** [0.2050]	0.0348** [0.0147]
N	5230	5227	1317	1184	50	735	137	43	1522
r2	0.0919	0.9781	0.2251		0.9135		0.7445		0.3863
r2_a	0.088	0.9781	0.212		0.843		0.6952		0.3773
r2_w	0.0919	0.9781	0.2251	0.0991	0.9135	0.2428	0.7445	0.9794	0.3863
r2_b	0.0129	0.3756	0.0104	0.1761	0.1879	0.2233	0.0506	0.5327	0.0109
r2_o	0.0003	0.7443	0.0425	0.1231	0.2471	0.2298	0.0117	0.7475	0.2393
Model	FE	FE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE

被説明変数は、DepositとDep Cost, CD Cost, Call Cost, Deb Cost, Bond Cost, CB Cost, Cp Cost, Stockである。推定期間は1999年度から2014年度である。2002年度以降のデータには、信用金庫が含まれる。説明変数は1期のラグをとっている。年次ダミー変数と定数項は省略している。括弧内([ ])は標準誤差。標準誤差は不均一分散修正標準誤差である。\*\*\*, \*\*, \*は、それぞれ1%水準, 5%水準, 10%水準で有意であることを示している。

## 4.2. 市場の影響力に関する推定結果

表4は、Bad loan（不良業種貸出比率）を被説明変数にして、1999年度以前を対象にした推定の結果である。第2列のDep Cost（預金金利）と第7列のStock（株価変化率）が有意に予想通りの符号をとっている。預金金利の上昇や株価の下落に対して、銀行は追い貸しを中断しようとしている。第1列のDeposit（預金残高変化率）も有意であるが、予想と異なりマイナスの符号をとっている。その他の市場については、利回りの係数は有意でない。

表5は、Bad loanを被説明変数にし、預金市場以外の市場のダミー変数を追加した推定の結果である。固定効果モデルと変量効果モデルの両方の推定結果を示しているが、表4と同様の結果が得られている。他の市場の影響力を考慮しても、預金市場の影響力が機能しており、預金市場は金利の変化を通じて銀行の経営に影響している。

市場ダミー変数については、Deb（金融債ダミー）とList（上場ダミー）が推定モデルによっては有意になるが、係数の符号は予想と異なりプラスである。金融債を発行している長信銀の2行が破綻したことから、Debの係数が有意にプラスになったと考えられる。株価の下落に直面した銀行は追い貸しを抑制したが、それに関わらず、上場銀行の不良業種向け貸出比率は、非上場の銀行

よりも高い水準にあったとことを指摘できる。表4と表5では、ほとんどのコントロール変数の係数が有意でない<sup>9</sup>。

表4 市場の影響力の推定結果(不良業種貸出比率・1999年度以前)

	1	2	3	4	5	6	7
Deposit	-0.0283* [0.0156]						
Dep Cost		-0.6124* [0.3140]					
CD Cost			0.0035 [0.0057]				
Call Cost				0.0309 [0.0225]			
Deb Cost					-1.7833 [2.6662]		
CB Cost						0.0315 [0.1429]	
Stock							0.4975** [0.2370]
ROA	-0.0458 [0.3698]	-0.2418 [0.4783]	-0.782 [0.5952]	-0.4007 [0.5113]	2.233 [6.5534]	-0.2557 [0.5807]	-0.1378 [0.3825]
Capital	0.6856 [0.4346]	-0.1139 [0.2126]	-0.2036 [0.2420]	-0.1464 [0.1983]	-2.7185* [1.2450]	0.2548 [0.2246]	-0.1614 [0.1694]
Asset	-0.103 [0.1513]	-0.8158 [2.8495]	-2.1459 [3.4082]	-1.3763 [2.9621]	-11.1106 [11.9635]	0.4022 [0.6885]	0.6107 [0.4629]
Cost	-0.3102 [1.4315]	-0.0813 [1.8252]	-1.259 [2.4484]	-0.7009 [1.9353]	-16.8915 [29.1572]	-4.7340** [1.9382]	-0.1873 [1.4860]
Writeoff	-0.3265 [0.3044]	-0.2893 [0.3215]	-0.1812 [0.2512]	-0.3479 [0.3018]	-0.9208* [0.3488]	0.0866 [0.2067]	-0.1978 [0.3085]
Public	-0.5252 [0.4938]	-0.5732 [0.7413]	-0.6836 [0.8223]	-0.6496 [0.7729]	6.5129 [3.9634]	0.3008 [0.6399]	-0.2669 [0.4933]
N	1068	1068	800	992	26	360	994
r2		0.0608	0.0554	0.0533	0.841		
r2_a		0.0483	0.0385	0.0397	0.6688		
r2_w	0.0507	0.0608	0.0554	0.0533	0.841	0.0971	0.0533
r2_b	0.0314	0.073	0.0427	0.0297	0.7955	0.1192	0.0328
r2_o	0.0498	0.0903	0.0574	0.0553	0.815	0.1796	0.0697
Model	RE	FE	FE	FE	FE	RE	RE

被説明変数はBadloan(不良業種貸出比率)である。推定期間は1992年度から99年度である。説明変数は1期のラグをとっている。年次ダミー変数と定数項は省略している。括弧内([ ])は標準誤差。標準誤差は不均一分散修正標準誤差である。\*\*\*, \*\*, \*は、それぞれ1%水準, 5%水準, 10%水準で有意であることを示している。

<sup>9</sup> 収益率や健全性、効率性等が銀行の追い貸しに与える影響は一意に決まらないので、プラスとマイナスの影響が打ち消し合い、係数が有意でない可能性がある。

表5 市場の影響力の推定結果(不良業種貸出比率・1999年度以前・ダミー変数)

	1	2	3	4
Deposit	-0.0186 [0.0128]	-0.0265* [0.0155]		
Dep Cost			-0.5944* [0.3140]	-0.3734 [0.2551]
CD	-0.2925 [0.2311]	-0.2793 [0.1949]	-0.2899 [0.2293]	-0.2822 [0.1945]
CALL	-0.3563 [0.4122]	-0.349 [0.3474]	-0.3153 [0.3983]	-0.3122 [0.3498]
Deb		11.2581*** [4.2951]		11.9564*** [4.5098]
CB	0.2004 [0.3734]	0.0879 [0.2629]	0.1967 [0.3674]	0.0915 [0.2624]
List	1.4379*** [0.2268]	0.1014 [0.6361]	1.2947*** [0.2498]	0.0752 [0.6295]
ROA	-0.2008 [0.4868]	-0.0687 [0.3681]	-0.2459 [0.4847]	-0.1858 [0.3475]
Capital	-0.0488 [0.2003]	-0.0882 [0.1479]	-0.1075 [0.2151]	-0.117 [0.1498]
Asset	-0.99 [2.9407]	0.2963 [0.4595]	-0.9772 [2.8872]	0.4592 [0.4584]
Cost	-0.3973 [1.8465]	0.0039 [1.4284]	-0.0745 [1.8331]	0.4445 [1.4094]
Writeoff	-0.5151* [0.3036]	-0.3512 [0.3007]	-0.3094 [0.3294]	-0.2008 [0.3328]
Public	-0.7348 [0.7648]	-0.5933 [0.5119]	-0.5829 [0.7497]	-0.4932 [0.5003]
N	1068	1068	1068	1068
r2	0.0596		0.066	
r2_a	0.0434		0.05	
r2_w	0.0596	0.0555	0.066	0.0615
r2_b	0.043	0.0842	0.09	0.0596
r2_o	0.0588	0.1049	0.1129	0.0768
Model	FE	RE	FE	RE

被説明変数はBadloan(不良業種貸出比率)である。推定期間は1992年度から99年度である。説明変数は1期のラグをとっている。年次ダミー変数と定数項は省略している。括弧内([ ])は標準誤差。標準誤差は不均一分散修正標準誤差である。\*\*\*, \*\*, \*は、それぞれ1%水準, 5%水準, 10%水準で有意であることを示している。

表6と表7は、Cap gap(資本バッファ)を被説明変数にした推定式の結果である。1998年度以降のサンプルが対象になっている。Marketの変数では、Dep Costのみが有意であるが、係数の符号は予想に反してマイナスである。表7は、市場ダミー変数を追加した推定の結果である。変量効果モデルによる推定では、DepositとDep Costの係数が有意であるが、符号は事前の予想と異なる。

っている。1999年度以降は預金市場の監視能力は有効に機能しているが、預金市場の影響力は、資本バッファを増加させるほど強く機能していない。景気が回復すると、預金残高は増加し、資本バッファも増加する。預金残高と資本バッファの間には正の関係で生じやすいので、預金の流出が資本バッファを引き下げるといふ推定結果が得られている可能性がある<sup>10</sup>。なお、預金金利は国債利回りとの差であるので、景気や金融政策の影響を受けにくいので、預金残高の推定結果よりも正確である。

表6 市場の影響力の推定結果(資本バッファ・1998年度以降)

	1	2	3	4	5	6	7	8
Deposit	0.0068 [0.0048]							
Dep Cost		-0.3190* [0.1875]						
CD Cost			-0.0069 [0.0275]					
Call Cost				0.0008 [0.0014]				
Deb Cost					0.1886 [0.3420]			
Bond Cost						-0.0263 [0.0166]		
CB Cost							-0.0474 [0.0504]	
Stock								-0.0556 [0.0753]
ROA	0.07 [0.0639]	0.0661 [0.0668]	-0.0616 [0.0675]	-0.0256 [0.0556]	-0.3846 [0.2132]	-0.1007 [0.0676]	-0.0974 [0.1002]	0.0183 [0.0570]
Asset	0.3594 [0.3289]	0.4717 [0.3539]	-0.4743 [0.3266]	-0.3814 [0.3138]	-0.3617 [0.9486]	-0.5269 [0.5498]	-0.3457*** [0.0892]	-0.419 [0.2952]
Loan/Asset	-0.0279*** [0.0056]	-0.0285*** [0.0057]	-0.0140** [0.0069]	-0.0131** [0.0055]	-0.0312*** [0.0052]	-0.0137** [0.0060]	-0.0093 [0.0073]	-0.0121*** [0.0044]
Cost	-0.1567*** [0.0493]	-0.1606*** [0.0514]	-0.1878** [0.0801]	-0.0624 [0.0571]	4.4429** [1.5625]	-0.1632 [0.4831]	-0.6377* [0.3751]	0.0094 [0.1632]
NPL	-0.0019 [0.0073]	-0.0029 [0.0074]	-0.0317*** [0.0109]	-0.0263** [0.0122]	-0.0196 [0.0530]	-0.0025 [0.0154]	-0.0092 [0.0142]	-0.0262*** [0.0100]
Public	0.4422** [0.1876]	0.4575** [0.1920]	0.0715 [0.1323]	0.0701 [0.1410]	-0.4689* [0.2416]	0.1094 [0.0803]	-0.0854 [0.1001]	0.0954 [0.0807]
N	4929	4922	1295	1249	46	634	163	1637
r2	0.2706	0.2707	0.3715	0.3692	0.9001	0.2576		0.3883
r2_a	0.2672	0.2673	0.3601	0.3574	0.8046	0.2321		0.3796
r2_w	0.2706	0.2707	0.3715	0.3692	0.9001	0.2576	0.4265	0.3883
r2_b	0.0002	0.0024	0.2619	0.2259	0.3399	0.1341	0.4277	0.1897
r2_o	0.0175	0.0034	0.3148	0.2008	0.5691	0.0498	0.4423	0.1174
Model	FE	FE	FE	FE	FE	FE	RE	FE

被説明変数はCapgap(資本バッファ)である。推定期間は1998年度から2014年度であり、2002年度以降に信用金庫が含まれる。説明変数は1期のラグをとっている。年次ダミー変数と定数項は省略している。括弧内([ ])は標準誤差。標準誤差は不均一分散修正標準誤差である。\*\*\*, \*\*, \*は、それぞれ1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示している。

<sup>10</sup> より正確な推定を行うためには、操作変数法や動学的パネルデータ分析を用いる必要がある。これらの推定方法による分析は、今後の課題としたい。

表7 市場の影響力の推定結果(資本バッファー・1998年度以降・ダミー変数)

	1	2	3	4
Deposit	0.007 [0.0049]	0.0099** [0.0046]		
Dep Cost			-0.3561* [0.2026]	-0.3682*** [0.0954]
CD	0.02 [0.0410]	0.0298 [0.0246]	0.0177 [0.0406]	0.0252 [0.0245]
CALL	0.0584* [0.0319]	0.0576*** [0.0219]	0.0533* [0.0317]	0.0494** [0.0216]
Deb	0.0446 [0.1153]	0.0964 [0.2874]	0.4518*** [0.1632]	0.3847 [0.2903]
Bond	0.0179 [0.0420]	-0.0053 [0.0234]	0.022 [0.0419]	0.0001 [0.0229]
CB	0.0205 [0.0522]	-0.0015 [0.0331]	0.0263 [0.0521]	0.0055 [0.0329]
CP	0.0288 [0.1501]	-0.0284 [0.0975]	-0.0545 [0.1548]	-0.0981 [0.0973]
List		-0.0923 [0.0789]		-0.0936 [0.0785]
ROA	0.0723 [0.0636]	0.0868* [0.0459]	0.0674 [0.0671]	0.0815* [0.0475]
Asset	0.3534 [0.3270]	-0.1874*** [0.0324]	0.4764 [0.3546]	-0.1655*** [0.0335]
Loan/Asset	-0.0280*** [0.0056]	-0.0360*** [0.0033]	-0.0286*** [0.0057]	-0.0375*** [0.0035]
Cost	-0.1562*** [0.0491]	-0.1579*** [0.0356]	-0.1598*** [0.0512]	-0.1627*** [0.0365]
NPL	-0.002 [0.0073]	-0.0057 [0.0049]	-0.003 [0.0074]	-0.0068 [0.0048]
Public	0.4479** [0.1913]	0.4178*** [0.1000]	0.4635** [0.1962]	0.4390*** [0.1049]
N	4929	4929	4922	4922
r2	0.2714		0.2715	
r2_a	0.2671		0.2672	
r2_w	0.2714	0.2664	0.2715	0.2648
r2_b	0	0.3584	0.0036	0.3662
r2_o	0.0142	0.3303	0.0019	0.3352
Model	FE	RE	FE	RE

被説明変数はCapgap(資本バッファー)である。推定期間は1998年度から2014年度であり、2002年度以降に信用金庫が含まれる。説明変数は1期のラグをとっている。年次ダミー変数と定数項は省略している。括弧内([ ])は標準誤差。標準誤差は不均一分散修正標準誤差である。\*\*\*, \*\*, \*は、それぞれ1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示している。

市場ダミー変数では、Call(コール市場ダミー)がすべての推定式で有意にプラスである。表3で示されているように、1999年度以降、コール市場の監視能力は機能している。1990年代末以降、コール市場の監視能力と影響力が機能

しており、コール市場の市場規律が機能していることが明らかである。

表 6 と表 7 の推定結果では、表 4 と表 5 と異なり、コントロール変数が有意になることが多い。多くの推定式で、Loan/Asset（貸出・総資産比率）や Cost（経費率）が有意にマイナスである。貸出が少なく、効率的な銀行ほど、資本バッファーが増加する。預金市場を取り上げたサンプルでは、Public（公的資金ダミー）が有意にプラスである。公的資金による資本注入が行われると、自己資本比率が高くなり、資本バッファーも増加する。

表 8 と表 9 は、Z-score（Z スコア）を被説明変数にした推定式の結果であり、全期間のサンプルを対象にしている。表 8 は、Market を単独で説明変数に用いた推定式の結果である。Dep Cost と Stock の係数が有意であるが、事前の予想とは逆の符号である。市場ダミー変数を用いた推定式の結果は、表 9 で示されているが、変量効果モデルによる推定式における Deposit と Dep Cost は有意であるが、銀行の Z スコアを引き上げる（破綻確率を引き下げる）効果はない。Cap gap と同様に、景気が回復すると、預金残高は増加し、破綻確率は下落（Z スコアは上昇）するので、預金残高と Z スコアの間には正の関係で生じやすい。表 8 と表 9 の Deposit の推定結果も、この関係の影響を受けている可能性が高い。市場ダミー変数については、Deb や Bond（社債ダミー）、List が有意であるが、マイナスの符号をとっている。これらの市場から資金を調達している銀行ほど、Z スコアが低いので、市場の影響力は機能していない。

表 8 と表 9 のコントロール変数については、Asset（総資産残高）と Loan/Asset, Cost が有意になることが多い。Asset の係数はプラスであり、Loan/Asset はマイナスである。Cost もマイナスの係数をとることが多い。規模が大きく、分散投資をしており、効率的な銀行ほど、破綻確率が低いことになる。

市場の影響力についての分析結果は、以下のようにまとめられる。1990 年代には、預金市場は追い貸し（不良業種貸出）を抑制していた。1994 年までは預金金利の一部は規制されており、2005 年 3 月まで預金の一部は全額保護されていたので、1990 年代に預金市場の影響力が機能しているという結果は予想外である。1990 年代にペイオフを解禁していれば、追い貸しが抑制され、不良債権問題の解決が早まった可能性がある。

1998 年度以降、コール市場においては、貸し手が、借り手のリスクを以前よ

りも考慮するようになったことで、借り手も健全な経営を行うインセンティブを強くしたことを指摘できる。しかし、それ以外の市場については、市場の監視能力が機能するようになったが、影響力は機能していない。コール市場についても、Zスコア（破綻確率）にまで影響していないので、コール市場の市場規律が非常に強いとは主張できない。

株式や劣後債による自己資本の増加は容易でないので、銀行は利回りの上昇に直面しても、早急に自己資本比率やZスコアを引き上げることができない。Fonseca and Gonzalez (2010)は、自己資本の調整費用を考慮した推定式を用いて、動学的パネルデータ分析により推定している。動学的パネルデータ分析を用いて検証すると、日本の預金者や投資家が、資本バッファやZスコアを引き上げるように影響していることが示される可能性もある<sup>11</sup>。

表8 市場の影響力の推定結果(Zスコア・全期間)

	1	2	3	4	5	6	7	8
Deposit	0.0218 [0.1953]							
Dep Cost		-15.9871** [6.2384]						
CD Cost			-0.0008 [0.2464]					
Call Cost				0.0268 [0.2484]				
Deb Cost					6.2702 [18.2799]			
Bond Cost						-2.2399 [3.9280]		
CB Cost							-2.726 [2.4414]	
Stock								16.0379* [8.5976]
Asset	57.0939** [22.9638]	59.2184*** [22.5508]	-0.7308 [1.7889]	90.9147** [44.5925]	13.761 [8.8280]	-178.8331 [110.6337]	191.5705** [84.7087]	0.6319 [2.0547]
Loan/Asset	-0.5102 [0.4396]	-0.5103 [0.4393]	-0.9339*** [0.2082]	-1.1532 [1.0245]	-0.8913 [0.9942]	-4.0281* [2.2823]	-1.8844 [2.1729]	-0.6774*** [0.2522]
Cost	-7.5738*** [2.2955]	-7.6130*** [2.3098]	-8.7291 [6.2197]	6.4525** [2.9434]	19.8076 [41.5829]	-111.3797 [70.0812]	113.1152** [49.8731]	-6.3352 [7.3597]
Public	-8.1607** [3.7763]	-7.3569* [3.7950]	-17.8989*** [3.4659]	-2.4618 [5.8995]	21.7041 [19.4081]	-18.8871*** [7.1019]	19.5654 [13.4335]	-16.1446*** [2.6971]
N	4538	4532	1547	1638	44	545	334	1799
r2	0.0632	0.0643		0.1609		0.1747	0.3696	
r2_a	0.058	0.0591		0.1479		0.1448	0.3185	
r2_w	0.0632	0.0643	0.1306	0.1609	0.9096	0.1747	0.3696	0.1431
r2_b	0.0001	0.0003	0.2816	0.0324	0.9813	0.033	0.0156	0.2462
r2_o	0.0051	0.0056	0.1742	0.0567	0.9264	0.0197	0.0017	0.1683
Model	FE	FE	RE	FE	RE	FE	FE	RE

被説明変数はZ-score(Zスコア)である。推定期間は1994年度から2014年度であり、2002年度以降に信用金庫が含まれる。説明変数は1期のラグをとっている。年次ダミー変数と定数項は省略している。括弧内([ ])は標準誤差。標準誤差は不均一分散修正標準誤差である。\*\*\*, \*\*, \*は、それぞれ1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示している。

<sup>11</sup> これについても、今後の課題としたい。



表9 市場の影響力の推定結果(Zスコア・全期間・ダミー変数)

	1	2	3	4
Deposit	0.066 [0.1913]	0.4739** [0.1958]		
Dep Cost			-14.9222** [6.1545]	-18.7948*** [2.7343]
CD	0.3344 [2.4125]	-2.4404 [2.9781]	-0.1747 [2.3448]	-3.1273 [3.0312]
CALL	-1.2366 [5.1055]	2.0129 [4.8469]	-1.1327 [5.0942]	1.2663 [4.8178]
Deb	-1.1871 [6.8254]	-33.0946*** [8.3514]	13.999 [10.9998]	-17.8375** [8.3708]
Bond	-2.1749 [5.4967]	-10.8921*** [3.2311]	-2.094 [5.5016]	-10.8204*** [3.2512]
CB	-3.9793 [5.7118]	-4.2572 [2.9020]	-3.9861 [5.6504]	-3.414 [2.8851]
CP	25.4935* [13.7988]	15.1621* [8.2804]	22.5408 [13.7413]	12.7616 [8.3493]
List	-24.4051*** [2.5293]	-4.1985 [4.6062]	-25.3772*** [2.5888]	-4.0682 [4.5778]
Asset	54.9657** [23.4865]	3.9326** [1.7371]	57.4650** [22.9949]	5.0027*** [1.8152]
Loan/Asset	-0.4668 [0.4243]	-0.6316*** [0.1167]	-0.4715 [0.4234]	-0.6910*** [0.1179]
Cost	-7.6958*** [2.2491]	-14.3496*** [1.8031]	-7.7415*** [2.2617]	-14.7893*** [1.8427]
Public	-8.6499** [3.5865]	-13.6785*** [2.3540]	-7.7698** [3.6275]	-12.1500*** [2.3795]
N	4538	4538	4532	4532
r2	0.0625		0.0635	
r2_a	0.0559		0.0569	
r2_w	0.0625	0.0578	0.0635	0.0587
r2_b	0.0013	0.207	0.0018	0.2151
r2_o	0.0085	0.1207	0.0089	0.1242
Model	FE	RE	FE	RE

被説明変数はZ-score(Zスコア)である。推定期間は1994年度から2014年度であり、2002年度以降に信用金庫が含まれる。説明変数は1期のラグをとっている。年次ダミー変数と定数項は省略している。括弧内([ ])は標準誤差。標準誤差は不均一分散修正標準誤差である。\*\*\*, \*\*, \*は、それぞれ1%水準, 5%水準, 10%水準で有意であることを示している。

## 5. 結論

本稿では、預金市場とCD市場、株式市場のみならず、コール市場や金融債市場、社債市場、転換社債市場、CP市場も取り上げ、日本の銀行業に対する市場規律を検証した。市場規律が機能するためには、市場の監視能力と影響力が両方とも機能しなければならない。本稿は、実証分析により、これらの市場

の監視能力と影響力の両方が機能しているかどうかを検証した。

市場の監視能力に関する推定では、多くの金融市場において監視能力が機能しており、1990年代末以降になると、それらが強くなるという結果が得られた。特に、預金市場と社債市場、1999年度以降のコール市場は機能している。監視能力が最も働いていた市場は預金市場である。機関投資家等の専門家が参加している市場ではなく、個人が参加している預金市場の監視能力が最も強いという結果は予想外である。さらに、預金金利の導出方法を修正することで、先行研究と異なり、預金金利が経営状態に反応することが示された。

しかし、市場の影響力に関する推定では、日本の金融市場の影響力の存在を強く支持する結果を得られなかった。ただし、1990年代には、預金市場と株式市場は追い貸し（不良業種貸出）を抑制しており、1998年度以降、コール市場の影響力が機能するようになった。機関投資家等の専門家が参加している市場には、銀行への規律付けが期待されるが、市場規律が働いていることを示す結果を得られなかった。

本稿の考察から、以下のようなインプリケーションを導出できる。日本では、市場の監視能力は機能しており、金融市場は銀行のリスクを反映している。資金の流出や市場価格の下落、利回りの上昇は、資金調達コストを増加させるが、銀行には、資金調達コストを引き下げするために、リスクを引き下げのようなインセンティブを与えていない。市場規律が BIS 規制や金融監督等の公的規制を補完することを期待できない。

しかし、監視能力が機能していることは、監督当局が、市場価格や利回りの変化の情報を利用できることを意味する。銀行が新しい金融商品に投資したり、業務分野を拡大したりしたときに、金融市場が、銀行のリスクが高くなったと認識したならば、資金が流出し、市場価格が下落する。市場価格の下落を観察した監督当局が、銀行の資産内容を詳細に調査するならば、将来の破綻や金融危機につながる問題を早期に発見でき、適切な対策をとることができる。市場の監視能力が機能していれば、金融市場は公的規制を補完することができる。

## 参考文献

- 稲葉圭一郎・服部正純(2006)「銀行手数料ビジネスの動向と経営安定性」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.06-J-22
- 大塚茂晃(2012)「銀行と市場規律」, 生活経済学会『生活経済学研究』第 36 卷, pp. 1-18
- 小林礼美(2012)「日本の債券市場における邦銀の劣後債発行の有効性」, 名古屋学院大学『名古屋学院大学論集 社会科学篇』第 48 卷第 3 号, pp49-68
- 小林礼美(2014)「邦銀譲渡性預金者による市場規律の可能性」, 名古屋学院大学『名古屋学院大学論集 社会科学篇』第 50 卷第 4 号, pp67-86
- 櫻川昌哉(2002)『金融危機の経済分析』, 東京大学出版会
- 佐々木百合(2000)「自己資本比率規制と不良債権の銀行貸出への影響」, 宇沢弘文・花崎正晴『金融システムの経済学』所収(第 4 章) 東京大学出版会
- 杉原茂・笛田郁子(2002)「不良債権と追い貸し」, 日本経済研究センター『日本経済研究』第 44 号, pp.63-87
- 関根敏隆・小林慶一郎・才田友美(2003)「いわゆる「追い貸し」について」, 日本銀行金融研究所『金融研究』第 22 卷第 1 号, pp.129-156
- 茶野努・筒井義郎(2014)「信用金庫の理事会規模・構成はリスクテイクと効率性に影響するか?」, 大阪大学大学院国際公共政策研究科 Discussion Papers in Economics and Business No.14-20
- 永田邦和(2010)「預金市場の市場規律と不良債権問題」, 生活経済学会『生活経済学研究』第 32 卷, pp.1-13
- 永田邦和(2011a)「預金市場の市場規律と銀行経営」, 鹿児島大学経済学会『経済学論集』, 第 76 号, pp.57-70
- 永田邦和(2011b)「信用金庫の競争環境と市場規律」, 鹿児島大学法文学部紀要『経済学論集』, 第 77 号, pp.41-55
- 永田邦和(2014)「金融機関の店舗と預金市場の市場規律」, 鹿児島大学法文学部紀要『経済学論集』, 第 83 号, pp.105-123
- 原田喜美枝(2002)「金融システム不安に対する預金者の反応」, 大東文化大学経済研究所 Working Paper, No.24
- 細野薫(2003)「銀行に対する市場規律と政府の救済策 - 90 年代日本の実証分

- 析」, 林敏彦・松浦克己・米澤康博(編著)『日本の金融問題』(日本評論社) 所収
- 細野薫(2010)『金融危機のミクロ経済分析』, 東京大学出版会
- 前多康男(2009)「わが国の金融市場における市場規律の活用の可能性について」, 日本銀行金融研究所『金融研究』第28巻第1号, pp.23-46
- 矢島格(2010)「日本における預金者規律の有効性について - 92年3月期~08年3月期を対象にした分析 - 」, 中央大学『大学院研究年報 総合政策研究科篇』第13号, pp.55-72
- Bermer, M. and R.H., Pettway(2002) “Information and the Market Perceptions of Japanese Bank Risk,” *Pacific Basin Financial Journal*, Vol.10, pp.119-139
- Bliss, R.R. and M.J. Flannery (2002) “Market Discipline in the Governance of U.S. Bank Holding Companies: Monitoring vs. Influencing,” *European Finance Review*, Vol.6, pp.361-395
- Caballero, R.J., T. Hoshi and A.K., Kashyap(2008) “Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan,” *American Economic Review*, Vol.98, No.5, pp.1943-1977
- Cubillas, E., Fonseca, A.R., and F. Gonzalez (2012) “Banking Crises and Market Discipline: International Evidence,” *Journal of Banking and Finance*, Vol.36, pp.2285-2298
- Demirguc-Kunt, A. and H. Huizinga (2004) “Market Discipline and Deposit Insurance,” *Journal of Monetary Economics*, Vol.51, pp.375-399
- Flannery, M. J. (1998) “Using Market Information in Prudential Bank Supervision: A Review of the US Empirical Evidence,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.30, pp.273-305
- Fonseca, A.R. and F. Gonzalez (2010) “How Bank Capital Vary Across Countries: The Influence of Cost of Deposits, Market Power and Bank Regulation,” *Journal of Banking and Finance*, Vol.34, pp.892-902
- Fueda, I. and M. Konishi (2007) “Depositors' Response to Deposit Insurance Reforms: Evidence from Japan, 1990-2005,” *Journal of Financial*

- Service Research*, Vol.31, pp.101-122
- Goldberg, L.G. and S.C. Hudgins (1996) "Response of Uninsured Depositors to Impending S&L Failures: Evidence of Depositor Discipline," *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol.36, pp.311-325
- Goldberg, L.G. and S.C. Hudgins (2002) "Depositor Discipline and Changing Strategies for Regulating Thrift Institutions," *Journal of Financial Economics*, Vol.63, pp.263-274
- Gropp, R. and J. Vesala (2004) "Deposit Insurance, Moral Hazard and Market Monitoring," *Review of Finance*, Vol.8, pp.571-602
- Hadad, M.D., Agusman, A., Monroe, G.S., Gasbarro, D., and J.K. Zumwalt (2011) "Market Discipline, Financial Crisis and Regulatory Changes: Evidence from Indonesian Banks," *Journal of Banking and Finance*, Vol.35, pp.1552-1562
- Hori, M., Ito, Y. and K. Murata (2005) "Do Depositors Respond to Bank Risks as Expected? Evidence from Japanese Financial Institutions in the Banking Crisis," *ESRI Discussion Paper Series*, No.151
- Hosono, K. (2007) "Market Discipline on Bank Management," *Gakushuin Economic Papers*, Vol.44, pp.71-92
- Imai, M. (2006) "Market Discipline and Deposit Insurance Reform in Japan," *Journal of Banking and Finance*, Vol.30, pp.3433-3452
- Maechler, A.M. and K.M. McDill (2006) "Dynamic Depositor Discipline in US Banks," *Journal of Banking and Finance*, Vol.30, pp.1871-1898
- Martinez Peria, M.S. and S.L. Schmukler (2001) "Do Depositors Punish Banks for Bad Behavior? Market Discipline, Deposit Insurance, and Banking Crises," *The Journal of Finance*, Vol.56, pp.1029-1051
- Mondschean, T.S. and T.P. Opiela (1999) "Bank Time Deposit Rates and Market Discipline in Poland: The Impact of State Ownership and Deposit Insurance Reform," *Journal of Financial Services Research*, Vol.15, pp.179-196
- Murata, K. and M. Hori (2006) "Do Small Depositors Exit from Bad Banks?"

- Evidence from Small Financial Institutions in Japan,” *The Japanese Economic Review*, Vol.52, pp.260-278
- Nier, E. and U. Baumann (2006) “Market Discipline, Disclosure and Moral Hazard in Banking, ” *Journal of Financial Intermediation*, Vol.15, pp.332-361
- Park, S. (1995) “Market Discipline by Depositors: Evidence from Reduced-Form Equations,” *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol.35, pp.497-514
- Park, S. and S. Peristiani (1998) “Market Discipline by Thrift Depositors,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.30, pp.347-364
- Shimizu, K. (2009) “Is the Information Produced in the Stock Market Useful for Depositors?” *Finance Research Letters*, Vol.6, pp34-39
- Tsuru, K. (2003) “Depositors’ Selection of Banks and the Deposit Insurance System in Japan: Empirical Evidence and Its Policy Implications,” *RIETI Discussion Paper Series*, 03-E-024
- Uchida, H. and M. Satake (2009) “Market Discipline and Bank Efficiency,” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 19, pp. 792-802
- Yamori,N.(1999) “Stock Market Reaction to the Bank Liquidation in Japan: A Case for the Informational Effect Hypothesis,” *Journal of Financial Services Research*, Vol.15, pp.57-68