

自己資本比率と銀行の増資行動

阿 萬 弘 行
宮 崎 浩 伸

要 旨

近年、銀行の健全性とその影響を巡る議論が盛んである。1990年初頭以来の長期にわたる不況と金融システムの脆弱性の顕在化の中で、銀行がその財務的健全性を確保・促進するためにはどのように規律付けるべきかという政策的議論が盛んに行われ、また他方で、銀行行動に関する実証分析も盛んに行われてきた。

銀行規制の大きな契機として、1998年に早期是正措置が導入され、それ以降、多くの銀行が増資による資本増強を実施している。早期是正措置は、いわゆるBIS基準に基づく自己資本比率に応じて、金融当局の銀行経営への明示的介入・ペナルティ措置を定めたルールである。本稿では、早期是正措置による自己資本比率規制の環境下において、実際に、自己資本比率水準が、銀行の増資決定インセンティブに影響を及ぼすメカニズムを実証的に明らかにする。多くの先行研究は、自己資本比率水準が銀行貸出に影響を与えるか否かという「キャピタルクラッチ仮説」について分析してきたが、自己資本比率向上のための代替的手段である銀行増資に及ぼす影響を分析した研究は極めて少ない。さらに、銀行資産の健全性を図る重要な指標として注目されてきた不良債権比率と増資決定の関係についても分析した。分析の結果、自己資本比率の低い銀行は、相対的に増資決定確率が高いことが示された。また、不良債権比率の高い銀行は、相対的に増資決定確率が低いことが示された。これらの結果から、自己資本比率は、銀行の資産面である貸出のみならず、資金調達面である増資行動にも有意な影響を及ぼしていることが示唆される。

(謝辞)

本研究は簡易保険文化財団による平成15年度研究助成を受けている。また、西日本理論経済学会、日本金融学会、金融システム研究会、MEW研究会では、参加者の方々から多くの有益なコメントを頂いたことに感謝したい。ただし、ありうる誤りはすべて筆者の責任である。

目 次

I. はじめに	2. 増資決定に関する二項選択モデルの推定結果
1. 研究の目的	3. 増資額決定に関するトービットモデルの推定結果
2. 実証仮説について	
II. 実証分析	III. 結論
1. データ	

I. はじめに

1. 研究の目的

1990年代以降、日本の銀行システムは、多数の銀行の経営不安や経営破綻を経験し、さらに、それが金融システム全体に波及するリスクが顕在化する中で、銀行への自己資本比率規制を課すことの是非やその政策効果について議論が活発に行われ、実際にも規制の導入が図られてきた。学術的にも、キャピタルクランチの観点から、主に自己資本比率規制が銀行の資産面である貸出行動に及ぼす影響を分析する多数の理論的・実証分析がなされてきた。しかしながら、資金調達面から、自己資本比率が銀行の

増資行動へ与える効果を分析した計量経済学的研究は極めて少ない。1998年の自己資本比率基準に基づく早期是正措置導入以降、これを契機として、多くの日本の銀行は増資による資本増強を実施してきた現状を考えれば、銀行増資のインセンティブの解明は重要な分析テーマであろう。そこで我々は、近年の銀行の増資行動のメカニズムを明らかにするために、自己資本比率水準が増資決定インセンティブに影響を与えるか否かを実証的に分析した。

本稿の第一の特徴は、多くの先行研究が自己資本比率と貸出の関係を分析していたのに対して、我々の研究では、自己資本比率と増資行動の關係に着目した点が新しい¹⁾。自己資本比率水準を高めるための手段の一つはリスク資産である貸出を抑制することである。したがって、

図表 1 自己資本比率の算式

自己資本比率 =	$\frac{\text{基本的項目 (Tier.I)} + \text{補完的項目 (Tier.II)} - \text{控除項目}}{\text{リスクアセット}}$
基本的項目	資本金, 法定準備金, 剰余金等
補完的項目	<ul style="list-style-type: none"> • その他有価証券の差益の45% 国内基準が採用される場合、有価証券の差益は自己資本・リスクアセットに算入されない。 • 不動産の再評価額の45% • 一般貸倒引当金 リスクアセットの1.25%が上限。一般貸倒引当金とは正常債権・要注意債権に対する引当金 • 負債性資本調達手段 永久劣後債, 期限付き劣後ローン
控除項目	銀行間における意図的な資本調達手段の保有に相当する額
リスクウェイト	国債, 地方債, 現金0% 政府関係機関債10% 金融機関向け債権20% 抵当権付き住宅ローン50% 通常のローン100%

自己資本比率規制をクリアしようとする銀行には、貸出を抑制する「キャピタルランチ」の可能性がある。このため、多くの実証研究が、「キャピタルランチ」が存在するかどうかを実証的に分析している。主なものに Horiuchi and Shimizu [1998], 堀江 [2001], 佐々木 [2000] などがある。

自己資本比率を向上させるための主たる手段は、リスク資産の圧縮だけではない。銀行は増資により自己資本項目の増加を行うことで自己資本比率を上昇させることができる²⁾。BIS 規制での自己資本比率算定方式では、普通株増資による資本の増加はすべて基本的項目に追加される。調達した資本をすべてリスクウェイトの高い資産に投じたとしても、自己資本比率は増加する。たとえ自己資本比率が低下した銀行であっても、増資という手段を用いるならば、自己資本比率の低下は貸出減少に結びつかないか、または、貸出減少の程度を抑制するという効果を持つ。自己資本比率が銀行行動に与える影響を分析するためには、キャピタルランチ仮説の想定する銀行貸出の側面だけでなく、代替的手段としての増資が実際に利用可能であるかどうか、明らかにする必要がある。

第二の特徴は、早期是正措置が導入された規

制環境下の銀行増資を分析対象としている点である。早期是正措置は、自己資本比率に基づいた金融監督当局によるさまざまな経営介入措置をはじめて明文化したという点で銀行規制の重要な契機である。自己資本比率規制政策の第一の契機は、1988年の主要国間のバーゼル合意に基づく通称 BIS 規制である。BIS 規制によって、海外に営業拠点を持つ銀行は、最低8%の自己資本比率を1993年までに達成することが求められた。BIS 規制で用いられる自己資本比率は、リスクアセットレシオ方式で算出される。分子が自己資本、分母がリスクで加重平均した資産である。図表 1 に、この BIS 規制での自己資本比率の算式を記載している³⁾。Ito and Sasaki [2002] は、期間を1990年から1993年として、国際業務を展開する日本の主要銀行を対象に、BIS 規制が銀行による劣後債発行に与えた効果を分析している。劣後債発行額は、自己資本比率の自己資本のうち補完的項目として算入できる。彼らの論文では、BIS 規制の開始によって、1990年から1993年の期間、株価下落によって自己資本比率が大幅に低下した銀行ほど劣後債の発行を増加させたことを実証している。

BIS 規制導入と並んで重要な自己資本比率規

図表 2 早期是正措置の内容

国際基準	国内基準	措 置
8%以上	4%以上	非対象
4%~8%	2%~4%	資本増強を含む経営改善計画の提出
2%~4%	1%~2%	資本増強計画、役員賞与の禁止・抑制、総資産の圧縮、高金利預金の受け入れ禁止・抑制、業務縮小、営業所廃止
0%~2%	0%~1%	自己資本の充実、大幅な業務の縮小、合併または銀行業の廃止
0%未満	0%未満	業務の一部または全部の停止

(注) 金融庁資料より作成

<http://www.fsa.go.jp/news/newsj/kinyu/f-20010702-3c/423-427.pdf>

制政策は、1998年に導入された「早期是正措置」である。図表2に示しているように、銀行の健全性を計る指標としてのBIS規制での自己資本比率が重視され、この水準に応じて、金融当局による措置が定められた。1998年の早期是正措置の枠組みでは、1993年導入のBIS規制とは大きく異なり、過小資本銀行に対する金融当局による経営介入措置が明確に定められ、かつ、国内のみに営業拠点をもつ銀行も、ギアリングレシオ方式からリスクアセットレシオ方式による自己資本比率規制の対象となった。銀行は、国際基準では8%、国内基準では4%の最低自己資本比率が求められた。その後実際に多数の金融機関が早期是正措置を受けている。これまでの早期是正措置の発動実績（平成15年6月末現在）は、銀行11件、信用金庫19件、労働金庫0件、信用組合58件、系統金融機関3件である⁴⁾。

このように1998年の自己資本比率に基づく早期是正措置は、銀行に対する一種の明示的ペナルティとして機能するため、1993年のBIS規制導入時以上に、銀行の増資行動に大きなインパクトを与えてきた可能性は高い。その意味で、この時期の銀行増資インセンティブを分析することの意義は大きい。

2. 実証仮説について

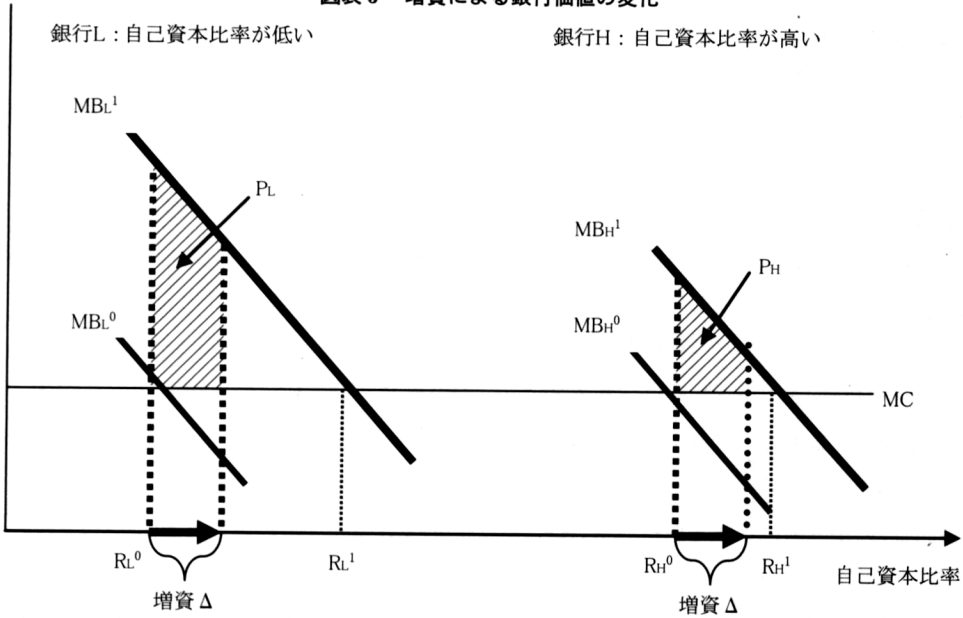
具体的な分析作業では、早期是正措置導入以降の銀行増資行動に関して、自己資本比率水準が銀行の増資決定インセンティブに影響を与えるという仮説を検証する。早期是正措置導入後の規制環境下で観察される銀行の増資行動が、自己資本比率水準の高低によって影響を受けているかどうかを分析する。

まず簡単なモデルによって自己資本比率と増

資行動の関係を記述してみる。当初、自己資本比率規制が存在しない状況を想定する。周知のように、MM定理 (Modigliani and Miller [1958]) は、完全な資本市場という仮定のもとで、資本構成は企業価値に無関係であることを述べている。しかし、実際には、最適な自己資本比率 (最適資本構成) に影響を及ぼす諸々の要因が存在する。代表的な要因の一つが、財務困難コストである。Berger et al [1995] は、銀行業における最適資本構成の観点から、財務困難コストを説明している⁵⁾。自己資本の減少によって財務困難状況に陥った場合、取引業者との信用取引の中止や新たな投資のための資金調達に支障をきたす等のコストが生じるが、特に銀行にとって、財務困難という事態は、それが一時的なものであってもその信用を毀損し、最悪の場合、預金流出による流動性の低下を促進し、最終的には銀行破綻を招きかねない。銀行はそれぞれ異なる限界便益の大きさ (および限界費用等) を考慮して、最適な自己資本比率を決定する。自己資本比率規制が存在しない状態で、自己資本比率の低い銀行と自己資本比率の高い銀行が存在することになる。このことを簡単なグラフで示すと、図表3のようになる。規制が存在しない初期時点において、自己資本比率の異なる銀行Hと銀行Lはそれぞれの限界便益 MB_H^0 、 MB_L^0 と限界費用 MC を考慮して、最適自己資本比率 R_H^0 、 R_L^0 を決定する。

次に、規制が課された場合、最適な自己資本比率はどうなるだろうか。早期是正措置を伴う自己資本比率規制は、自己資本比率が8% (または4%) を下回ったときに、銀行に対して明確な経営介入措置を発動する。業務改善計画の一環として、業務の縮小、支店の統廃合、貸出の縮小を余儀なくされる事態が予想される。こ

図表3 増資による銀行価値の変化



H：自己資本比率が高い銀行，L：自己資本比率が低い銀行
 MB_L^0, MB_H^0 ：規制がない初期時点での各銀行の限界便益
 MB_L^1, MB_H^1 ：規制が課せられたときの各銀行の限界便益
 MC：限界費用は各銀行について同一であり，規制によって変化しないと仮定する。
 R_L^0, R_H^0 ：規制がない初期時点での各銀行の最適自己資本比率
 R_L^1, R_H^1 ：規制が課せられたときの各銀行の最適自己資本比率
 Δ ：1単位の追加的増資

うした事態は、一種の追加的なペナルティコストを生じさせるリスクがある。実際に、われわれの調べでは、早期に正措置を受けた銀行のうち、5行がその後、経営再建できずに最終的に破綻認定され、単独または複数の銀行に営業譲渡される処理を受けた。このような銀行破綻に際して、銀行貸出の特性から予想されるコストとして、Diamond [2001a], Diamond [2001b] 等で展開されているリレーションシップ融資 (relationship lending) の削減に関する議論が妥当する可能性がある⁶⁾。リレーションシップ融資の定義は、特定の貸し手と特定の借り手の長期的取引関係によって蓄積された信用リスクに係る情報に基づいた貸出であり、現時点では収益性は小さいが、将来時点では

十分な収益が期待できる貸出である。定義により、ある銀行から別の銀行へと貸し手が変わると蓄積された信用情報は失われ、将来の収益は得られない。貸出の縮小の中で、リレーションシップ融資は回収される危険性がある。これは、銀行が負担する一種のペナルティコストとみなすことができる。

つまり、規制が存在しない場合と比較して、追加的に経営介入措置に伴うペナルティコストが付加され、そして、厚い自己資本による「ペナルティコストの回避」という意味での限界便益は増加すると考えられる ($MB_L^1 > MB_L^0$, $MB_H^1 > MB_H^0$)。自己資本の限界便益が増加すれば銀行にとっての最適な自己資本比率は上昇する ($R_L^1 > R_L^0$, $R_H^1 > R_H^0$)。これによって、

銀行は追加的増資のインセンティブを与えられる。ここでは、増資 (Δ) は、規制下の新たな最適自己資本比率への調整過程とみなすことができる。

自己資本比率の低い銀行と高い銀行を比較すると、最低自己資本比率が8% (または4%) と一律に定められているために、自己資本比率の低い銀行のほうが過小資本状態に陥る確率は高い。したがって、自己資本比率の低い銀行にとって、自己資本増加によって回避できる期待ペナルティコストは大きくなり、増資の限界便益の増加も相対的に大きくなると予想される。このことは、図表3では、限界便益の増分が、銀行Lにとってより大きいことによって表現される ($MBL^1 - MBL^0 > MBH^1 - MBH^0$)。増資の限界便益の高い銀行は、増資決定のインセンティブも高いと考えられるので、自己資本比率と増資決定の間には、負の相関関係が予想される。

II. 実証分析

1. データ

分析に利用する銀行増資は1998年1月から2002年12月までに実施されたものとする。ただし、増資イベントに対応する財務データは、直前直近期のものを利用するので、1997年3月期から2002年3月期までである。対象とする銀行は、都市銀行、長期信用銀行、信託銀行、地方銀行および第二地方銀行の計120行である。増資決定に関する資料は、東京証券取引所TDnetデータベース、「商事法務 (増資白書)」より検索した。財務データは、東洋経済新報社発行の財務カルテから得た。収集した増資イベ

ントは、普通株増資64件、優先株増資8件、第三者割当増資1件の計73件である。普通株の発行は、自己資本比率のTier.Iに算入される。優先株は、非累積配当型の場合Tier.Iに算入され、累積配当型の場合はTier.IIに算入される。サンプル期間では、銀行による公募増資は実施されていない。ほぼすべての増資は第三者割当増資である⁷⁾。

本稿では、自己資本比率として、BIS基準の算定方式に従ったリスク加重自己資本比率を用いる。また、早期是正措置の枠組みでは、国内基準と国際基準の二つのスタンダードを適用しているため、これに応じて本稿の分析でも、国内・国際それぞれのスタンダードを調整した自己資本比率も合わせて用いることとする⁸⁾。

調整前自己資本比率(%)

国内基準、国際基準に関わらず自己資本比率の数値(%)。

調整後自己資本比率(%)

国内基準採用銀行の場合 自己資本比率(%) - 4(%)

国際基準採用銀行の場合 自己資本比率(%) - 8(%)

(1) 不良債権比率(%)

不良債権比率としてリスク管理債権/貸出金を用いる。自己資本比率と並んで、銀行の健全性を測る重要な指標として不良債権額がある。銀行の主要業務は貸出であるから、銀行資産の品質を測るための有用な指標として不良債権比率が用いられてきた。政策的観点からも、従来の政府による施策も、銀行部門の不良債権残高を削減することを目的とするものが多数あり、

近年の中心的政策課題として重要性が認識されてきた。たとえば、主要銀行への不良債権削減目標の設定、整理回収機構の設立・拡充、金融庁による特別検査の実施等を通じて、不良債権の削減を政府は積極的に進めてきた。

自己資本比率との関係から、不良債権は、定義により貸倒れ損失発生の高い債権であり、潜在的な自己資本比率の低下要因となる。そのため、不良債権残高を多く抱えている銀行は、将来の自己資本比率低下を懸念して、積極的に増資を行うインセンティブがあると考えられる。この点から、不良債権比率の推定係数は正値が予想される。いくつかの研究は、不良債権残高と銀行行動の関係を分析している。佐々木 [2000] では、都市銀行・長信銀において、不良債権額が貸出を統計的に有意に抑制する効果を明らかにしている。堀江 [2001] では、リスク管理債権比率と金融機関の貸出行動の関係を調べ、ほぼすべての銀行業態について、不良債権と貸出額との負の相関関係を見出している。

(2) 当期利益比率(%)

銀行の利益指標として、当期利益/総資産を用いる。推定係数は正値と負値の両方の可能性がある。負の相関関係への潜在的説明として、収益性の低い銀行は、将来の利益確保によって自己資本比率を高めることができないことがある。よって、自己資本を増加させる手段としては、増資が主要な手段となる。この場合、当期利益比率の推定係数は負値が予想される。正の相関関係に対する潜在的説明として、収益性の低い銀行は、破綻によって失う銀行価値が小さいために、増資インセンティブが低くなることあげられる。

(3) 総資産

銀行の規模が増資行動へ及ぼす効果をコントロールするために総資産額の対数値を分析に含める。規模の大きな銀行は、知名度も高く、また、取引先も多いと考えられるため、規模の小さな銀行と比較して、容易に増資を実施することが可能であると予想される。

業態ダミー 大手銀行(都市銀行・長期信用銀行・信託銀行) = 1
地方銀行および第二地方銀行 = 0

回帰分析に先立って、まず、増資を決定した銀行と増資を決定していない銀行の財務特性の比較を行う。図表4には、増資未決定サンプルと増資決定サンプルの平均値およびその差異を掲載している。増資未決定サンプルの調整前自己資本比率の平均値は9.1%であるのに対して、増資決定したサンプルの調整前自己資本比率の平均値は7.0%であり、この差は等分散の仮定のもとでのt検定によると1%水準で統計的に有意である。調整後自己資本比率でも同様の結果である。単純な比較から、自己資本比率水準の低い銀行ほど、増資を実施する傾向が読み取れる。

不良債権比率については、増資を決定した銀行は、7.3%、増資を決定していない銀行は5.7%であり、この差異は統計的に有意である。増資決定を行った銀行の不良債権比率は、増資未決定の銀行に対して相対的に高いことが分かる。

当期利益率の平均値については、増資未決定サンプルが-0.21、増資決定サンプルが-0.53であり、両者共に利益の平均値は赤字であるが、増資決定サンプルのほうが相対的に損失の

度合いは大きい。銀行規模については、増資未決定サンプルのほうが相対的に大きな資産規模を保有していることが分かる。

図表 4 基本統計量の比較

	サンプル数	平均値	標準偏差
調整前自己資本比率			
全サンプル	679	8.884	2.314
増資未決定	606	9.105	2.204
増資決定	73	7.049	2.410
差	2.055	標準誤差 0.275	t 値 7.451***
調整後自己資本比率			
全サンプル	679	3.500	2.170
増資未決定	606	3.640	2.165
増資決定	73	2.337	1.843
差	1.302	標準誤差 0.264	t 値 4.927***
不良債権比率			
全サンプル	679	5.879	4.174
増資未決定	606	5.704	4.196
増資決定	73	7.332	3.710
差	-1.627	標準誤差 0.513	t 値 -3.168***
当期利益率			
全サンプル	679	-0.253	1.091
増資未決定	606	-0.219	1.119
増資決定	73	-0.537	0.777
差	0.318	標準誤差 0.134	t 値 2.362**
総資産			
全サンプル	679	14.865	1.156
増資未決定	606	14.896	1.145
増資決定	73	14.610	1.220
差	0.285	標準誤差 0.142	t 値 1.999**

- (注) 1) 増資決定サンプル：普通株または優先株を発行した銀行
 2) 差は、増資未決定銀行と増資決定銀行との差異。t 値は、等分散の仮定のもとでの統計量。
 3) *** 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。

2. 増資決定に関する二項選択モデルの推定結果

次に、本稿での主たる分析として、増資決定インセンティブの効果を二項選択モデルによって推定する。増資決定サンプルでは1、増資未決定サンプルでは0をとる二値変数が推定に用いられる。

$$Y_{it}^* = \alpha + \beta [\text{自己資本比率}]_{it} + \gamma [\text{その他の説明変数}]_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\text{増資決定サンプル } Y_{it} = 1 \quad \text{if } Y_{it}^* > 0$$

$$\text{増資未決定サンプル } Y_{it} = 0 \quad \text{if } Y_{it}^* \leq 0$$

上記のロジットモデルを推定することによって、自己資本比率の水準が増資の実施確率に与える効果を計量的に分析する。Y_{it}* は潜在変数である。

図表5の上段には、全銀行を対象としたロジットモデル推定式の結果を掲載している。自己資本比率として調整前自己資本比率を用いた場合、その推定係数は、-0.42であり、負値を示し、かつ、統計的に有意である。調整後自己資本比率を用いた場合の推定においても同様に、推定係数は負値を示している。したがって、自己資本比率の増加は、銀行の増資インセンティブを低める効果をもつと考えられる。自己資本比率の増加が、増資決定確率の上昇に与える数量的影響を、各説明変数の平均値を基準として試算したのが、限界効果の数値である。調整前自己資本比率の1%ポイントの増加は、増資決定確率をおよそ3.1%ポイント低下させる。調整後自己資本比率のケースでは、増資決定確率は2.4%ポイント低下することが分かる。以上の結果は、われわれの実証仮説を概ね支持

図表5 増資決定に関するロジットモデルの推定結果

全銀行						
	調整前自己資本比率			調整後自己資本比率		
	推定係数	限界効果	Z 値	推定係数	限界効果	Z 値
自己資本比率	-0.424	-0.031	-6.02***	-0.292	-0.024	-4.61***
不良債権比率	0.061	0.004	1.77*	0.073	0.006	2.20**
当期利益率	0.187	0.014	1.07	0.063	0.005	0.59
総資産	-0.038	-0.003	-0.21	-0.415	-0.033	-2.53**
業態ダミー	1.208	0.126	2.06**	0.894	0.093	1.59
定数項	1.388		0.55	4.311		1.79*
サンプル数	679			679		
LR 統計量	61.070***			40.520***		
対数尤度	-201.192			-211.467		
地方銀行						
	調整前自己資本比率			調整後自己資本比率		
	推定係数	限界効果	Z 値	推定係数	限界効果	Z 値
自己資本比率	-0.495	-0.028	-5.68***	-0.311	-0.021	-3.78***
不良債権比率	0.173	0.010	3.79***	0.184	0.012	4.02***
当期利益率	0.418	0.024	1.67*	0.095	0.006	0.42
総資産	-0.177	-0.010	-0.7	-0.683	-0.046	-3.37***
定数項	3.223		1.01	7.501		2.61***
サンプル数	576			576		
LR 統計量	75.100***			55.300***		
対数尤度	-154.916			-164.819		
大手銀行						
	調整前自己資本比率			調整後自己資本比率		
	推定係数	限界効果	Z 値	推定係数	限界効果	Z 値
自己資本比率	-0.140	-0.013	-0.80	-0.189	-0.018	-1.30
不良債権比率	-0.194	-0.019	-1.87*	-0.183	-0.017	-1.77*
当期利益率	-0.052	-0.005	-0.26	-0.054	-0.005	-0.30
総資産	-0.988	-0.094	-1.95*	-1.067	-0.099	-2.06**
定数項	17.788		1.88*	18.131		1.93*
サンプル数	103			103		
LR 統計量	5.320			6.400		
対数尤度	-36.392			-35.852		

(注) 1) 左側の推定結果は、自己資本比率として「調整前自己資本比率」を使用。右側の推定結果は、自己資本比率として「調整後自己資本比率」を使用。

2) ***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。

3) LR 統計量：帰無仮説はすべての推定係数がゼロであること。

4) 限界効果は、各説明変数の平均値を基準として算出している。ただし、業態ダミー変数については、0 から 1 への変化を基準としている。

するものである。つまり、相対的に自己資本比率の低い銀行にとっては、増資による破綻回避の限界便益が高いために、増資インセンティブが高いことを示唆している。

不良債権比率の推定係数については、調整前自己資本比率および調整後自己資本比率を用いた推定式において、共に正值で統計的に有意である。限界効果については、不良債権比率の1%ポイント増加に対して、二つの推定式において、増資決定確率はそれぞれ0.4%ポイント、0.6%ポイントの増加が計測される。銀行貸出のクオリティの劣化は、潜在的な自己資本比率の低下要因となり、不良債権比率の高い銀行は、健全性低下を補うために積極的に増資を行うことが示唆される。

サンプルを地方銀行（地方銀行・第二地方銀行）と大手銀行（都市銀行・長期信用銀行・信託銀行）に分けた場合の推定結果は、それぞれ図表5の中段・下段に掲載している。地方銀行については、全銀行を対象とした推定結果と同様に、自己資本比率の低下は増資決定確率を上昇させる傾向が読み取れる。不良債権比率も同様に、増資決定確率と正の相関関係がある。他方、大手銀行については、不良債権比率は統計的に有意に増資決定確率を低下させる結果となっており、全銀行および地方銀行サンプルのケースとは異なっている。このことは、大手銀行の不良債権の増加は、増資インセンティブの上昇よりも、増資実施の実行可能性を低下させることを示唆している。つまり、不良債権増加に由来する大手銀行の強い増資インセンティブに反して、投資家の側からは、その銀行の貸出資産の劣化傾向を懸念し、増資を引き受けることを強く忌避しているために、増資が実施されないという解釈が考えられる。

3. 増資額決定に関するトービットモデルの推定結果

前節では、増資を決定するか否かという二つの選択肢の間の決定を分析したが、次に、増資の額を定量化することで、説明変数と増資額の間の相関関係を分析する。増資額は、増資未決定の場合にはゼロ、増資決定の場合にはその増資額を資産額で割った数値を用いる。

$$Y_{it}^* = \alpha + \beta [\text{自己資本比率}]_{it} + \gamma [\text{その他の説明変数}]_{it} + \varepsilon_{it}$$

増資決定サンプル

$$Y_{it} = \text{増資額} / \text{総資産額} \quad \text{if } Y_{it}^* > 0$$

増資未決定サンプル

$$Y_{it} = 0 \quad \text{if } Y_{it}^* \leq 0$$

上記のようなモデルを想定する。 Y_{it}^* は、増資額決定に関する潜在変数である。潜在変数が非正の値をとるときには、増資額はゼロとしてカウントされる。このように従属変数が特定の値を閾値として検閲 (censor) されていると想定されるときには、タイプIの標準的のトービットモデルが適用可能である⁹⁾。推定結果は、図表6に掲載している。調整前自己資本比率および調整後自己資本比率の推定係数は、全銀行・地方銀行において、負値で統計的に有意である。ただし、大手銀行では、その推定係数は統計的に有意ではない。したがって、自己資本比率の低い銀行は、より大きな規模で増資を行う傾向が読み取れる。不良債権比率の推定係数は、正值であり、かつ、統計的に有意な結果となっている。よって、不良債権比率の高い銀行は、より規模の大きな増資を行う傾向が読み取れる。これらの推定結果は、ロジットモデル

図表6 増資額に関するトービットモデルの推定結果

全銀行						
	調整前自己資本比率			調整後自己資本比率		
	推定係数	限界効果	Z 値	推定係数	限界効果	Z 値
自己資本比率	-0.430	-0.034	-5.49***	-0.307	-0.027	-4.36***
不良債権比率	0.067	0.005	1.93*	0.086	0.008	2.42**
当期利益率	0.178	0.014	1.08	0.049	0.004	0.41
総資産	-0.167	-0.013	-0.92	-0.523	-0.046	-2.98***
業態ダミー	1.463	0.192	2.49**	1.028	0.127	1.78*
定数項	3.001		1.19	5.494		2.17**
サンプル数	679			679		
LR 統計量	67.590***			45.920***		
対数尤度	-275.109			-285.942		
地方銀行						
	調整前自己資本比率			調整後自己資本比率		
	推定係数	限界効果	Z 値	推定係数	限界効果	Z 値
自己資本比率	-0.506	-0.033	-4.88***	-0.307	-0.023	-3.32***
不良債権比率	0.165	0.011	3.29***	0.192	0.015	3.62***
当期利益率	0.392	0.025	1.56	0.015	0.001	0.06
総資産	-0.253	-0.016	-1.03	-0.802	-0.061	-3.52***
定数項	4.165		1.29	8.708		2.78***
サンプル数	576			576		
LR 統計量	77.770***			58.200***		
対数尤度	-221.676			-231.462		
大手銀行						
	調整前自己資本比率			調整後自己資本比率		
	推定係数	限界効果	Z 値	推定係数	限界効果	Z 値
自己資本比率	-0.035	-0.004	-0.31	-0.090	-0.010	-0.91
不良債権比率	-0.094	-0.011	-1.47	-0.092	-0.010	-1.43
当期利益率	-0.011	-0.001	-0.09	-0.013	-0.001	-0.11
総資産	-0.629	-0.071	-1.80*	-0.691	-0.078	-1.88*
定数項	10.339		1.60	11.266		1.72*
サンプル数	103			103		
LR 統計量	4.170			4.970		
対数尤度	-43.983			-43.582		

(注) 1) 左側の推定結果は、自己資本比率として「調整前自己資本比率」を使用。右側の推定結果は、自己資本比率として「調整後自己資本比率」を使用。

2) *** 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。

3) LR 統計量：帰無仮説はすべての推定係数がゼロであること。

4) 限界効果は、各説明変数の平均値を基準として算出している。ただし、業態ダミー変数については、0 から1への変化を基準としている。

に基づいた増資決定・未決定のモデルの推定結果と類似しており、増資額決定という点から見ても、同様に自己資本比率は増資インセンティブにネガティブな効果を、不良債権比率はポジティブな効果を及ぼすことが示唆される。

Ⅲ. 結論

本稿では、早期是正措置導入以降の時期の銀行を対象として、自己資本比率の水準と銀行の増資行動メカニズムの関係を二つの側面から計量的に分析した。

第一に、二項選択モデルを用いて、自己資本比率が増資実施の確率に与える効果を分析した。その結果、特に全銀行および地方銀行をサンプルとした推定結果において、自己資本比率水準の低い銀行は、増資を実施するインセンティブが高いことが示された。いくつかの先行研究で示されている自己資本比率が銀行の貸出行動に与える影響のみならず、自己資本比率は増資行動にも影響を及ぼしていることを明らかにした。さらに、不良債権比率は増資決定確率を高めることが示唆された。

第二に、トービットモデルの推計結果から、増資決定・未決定という選択のみならず、増資額の規模という観点から見ても、自己資本比率および不良債権比率は増資行動に有意な影響を及ぼしていることが示唆された。

これらの実証結果から示唆される自己資本比率規制が増資に与える影響のメカニズムは次のとおりである。早期是正措置による自己資本比率規制は、銀行の自己資本比率が、一定の基準以下に陥ったときの措置（ペナルティ）を明確化する。ペナルティは、銀行破綻や銀行経営の規模縮小、リレーションシップ融資の減少など

をもたらすという意味でのコストを発生させる。増資によるこうした事態の回避は、銀行にとっての便益になると考えられる。一律の水準で最低所要自己資本比率が定められているために、自己資本比率の低い銀行にとって増資の便益が相対的に大きく、したがって、増資インセンティブも高いと考えられる。

我々の増資に関する分析結果とキャピタルクラッチ仮説との関係についての含意を最後に述べる。キャピタルクラッチ仮説は、自己資本比率の低い銀行は貸出を減少させることを主張している。しかし、自己資本比率の分子を構成する自己資本を増資によって増やすことが可能であり、実際に銀行がそうした行動をとるならば、貸出減少の程度を抑制できることになる。貸出減少と増資という二つの手段が存在するときに、増資を自己資本増強のために用いる理由の一つは、おそらく、銀行と取引先との融資関係の継続が、リレーションシップバンキングの維持という意味での便益を生むからではないかと考えられる。貸出減少のコストとは、現時点で収益性の低い貸出であっても、長期的に収益の回収が見込まれる貸出を消失させることである。他方、増資の便益は、貸出を維持しつつ、自己資本比率の向上を達成できる点である。貸出減少のコストと比較して増資の便益が大きければ、必ずしも自己資本比率の低下はキャピタルクラッチには直結せずに、増資決定が選択されることになる。

注

- 1) 金融機関ではなく、日本の事業会社（非金融機関法人）を対象とした増資行動に関する最新の研究として松浦 [2001] がある。
- 2) 自己資本比率基準を満たすために銀行がとり得る手段には、リスク資産の圧縮、増資だけでなく、ハードルの高い国際基準（最低8%）から、ハードルの低い国内基準（最低4%）への変更が可能である。佐藤 [2003] の

調査 (p.299・第6-6表) では、1992年度には国際基準採用銀行は90行であったものが、1999年度には27行に減少している。この間、国内基準採用銀行は61行から110行に増加している。我々のサンプルでは、19銀行が国際基準から国内基準への変更を実施している。

3) 1988年には銀行局長通達改正、1993年には銀行法改正が実施される形で BIS 規制が適用された。この時点では、国内のみで活動する銀行に対しては、従来からあるギアリングレシオに基づく自己資本比率規制が適用された。ギアリングレシオとは、BIS 規制のリスクアセットレシオと異なり、分子を貸借対照表上の自己資本、分母を総資産とした比較的単純な自己資本比率である。最低必要自己資本比率は4%であった。佐藤 [2003] 第4節を参照。

4) 出所：金融庁資料

<http://www.fsa.go.jp/news/newsj/15/sonota/f-20030918-1b/098-100.pdf>

5) 彼らの説明では、経済的困難状況 (economic distress) と財務困難状況 (financial distress) を区別している。負債のある銀行と負債の無い銀行を比較した場合、利益の減少によって両者ともに経済的困難状況に陥るが、負債のある銀行は、預金払い戻し等の負債返済が困難になるため、追加的に財務困難コストを負担しなければならない。

6) 近年、政府の地域金融政策としても、リレーシオンシップバンキングの強化が重要視されている。金融審議会報告書「リレーシオンシップバンキングの機能強化に向けて」2002年3月27日参照。

7) 千葉興業銀行、熊本ファミリー銀行、北海道銀行の3サンプルは、同一決算期に二回の増資を実施しているため、その決算期の増資のうち一つは二項選択モデルの推定に当たっては除外する。また、札幌北洋ホールディングスは、財務データが欠損しているため、除外する。徳島銀行による1999年12月の株主割当増資はサンプルに含まれる。

8) 調整前自己資本比率が負債である銀行は、東京相和銀行 (1999年3月期) のみである。以下の分析において、このサンプルを外れ値とみなし、除外しても推定結果の概要は変わらなかった。

9) 詳しくは、Greene [1997] Chapter.19および牧・宮内・浪花・縄田 [1997] 第四章を参照。

参考文献

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」『金融システムの経済学』4章, 129-148頁。

佐藤文隆 [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。

堀江康熙 [2001], 『銀行貸出の経済分析』東京大

学出版会。

牧厚志・宮内環・浪花貞夫・縄田和満 [1997], 『応用計量経済学 II』多賀出版。

松浦克己 [2001], 「1990年代における上場企業の増資行動」『金融危機と経済主体』(松浦・竹澤・戸井著), 日本評論社, 51-69頁。

Berger, Allen N., Herring, Richard J., Szego, Giorgio P., [1995], “The role of capital in financial institutions”, *Journal of Banking and Finance*, Vol.19, pp.393-430.

Diamond, Douglas W., [2001a], “Should Japanese Banks be capitalized?”, *Monetary and Economic Studies*, Vol.19, pp.1-20, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan.

——— [2001b], “Should Banks be recapitalized?”, *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, Vol.87, No.4, pp.71-96.

Greene, William H., [1997], “Econometric Analysis 3rd edition”, Prentice Hall.

Horiuchi, Akiyoshi, and Shimizu, Katsutoshi, [1998], “The deterioration of bank balance sheets in Japan: Risk-taking and recapitalization”, *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 6, pp.1-26.

Ito, Takatoshi and Sasaki, Yuri, [2002], “Impact of the Basle Capital Standard on Japanese Banks Behavior”, *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.16, pp. 372-397.

Modigliani, Franco, and Miller, Merton H., [1958], “The cost of capital, corporation finance, and the theory of investment”, *American Economic Review*, Vol.48, pp.261-297.

Myers, Stewart C., and Majluf, Nicolas S., [1984], “Corporate financing and investment when firms have information that investors do not have”, *Journal of Financial*

証券経済研究 第55号 (2006.9)

Economics, Vol.13, pp.157-187.

(阿萬弘行 長崎大学経済学部助教授
宮崎浩伸 秋田経済法科大学経済学部講師)