

〔論 文〕

『金融経済研究』第31号，2010年10月

資本注入政策のキャピタル・クランチ促進効果*

長 田 健

要旨

金融機能安定化法と早期健全化法による資本注入政策のキャピタル・クランチに対する効果の検証を行った。邦銀のパネル財務データを用いたダイナミック・パネル分析により国際基準行と国内基準行それぞれの貸出行動と資本注入政策の関係を実証的に分析した。資本注入政策の目的の1つにキャピタル・クランチの抑制があるが、その抑制効果は限定的なものであった。むしろキャピタル・クランチ促進効果があることが明らかになり、資本注入をうけた銀行の貸出行動はより自己資本比率に制約され、貸出を減らしたことが分かった。金融機能安定化法と早期健全化法の性質の違いや、国際基準行と国内基準行に対する金融庁の監督体制の違いを比較することで、資本注入政策の枠組みや注入後の監督体制の違いが抑制・促進の違いをもたらした原因であると分析する。資本注入政策が抱える潜在的な負の影響を理解した上で、資本注入政策の執行方法、銀行監督の在り方に関する議論を深める必要がある。

1 はじめに

1990年代末、2000年代末と日本経済は2つの金融危機を経験した。これら2つの金融危機によって傷ついた邦銀はその都度膨大な公的資金による資本注入を受け、その総額は12兆円にも及ぶ。これは日本の名目GDP（2008年）の2%に値する。資本注入されたのは邦銀のみではない。今日の世界金融危機に直面した各国政府は多くの公的資金を銀行部門に注入している。¹⁾

資本注入政策には様々な目的があり、時代や国によってその目的も微妙に異なる。しかし、全ての資本注入政策に共通した目的があり、それが「キャピタル・クランチ（Capital Crunch）の抑制」である。²⁾ キャピタル・クランチとは銀行部門の自己資本減少によって引き起こされる銀行活動の縮小である。バーゼル合意（Basel I）による自己資本比率規制が銀行行動の制約となり、自己資本が減少すると銀行は自身のリスク資産（特に銀行貸出）を減少させる（Peek and Rosen-

* 本稿を作成するにあたり清水啓典先生、小川英治先生、三隅隆司先生、小西大先生（一橋大学）、安孫子勇一先生（近畿大学）、安田行宏先生（東京経済大学）、Jenny Corbett先生（オーストラリア国立大学）、そして2名の匿名レフェリーから貴重なアドバイスを頂いた。また日本金融学会2009年春季大会、一橋大学金融研究会（2009年4月）における参加者各位からも有益なコメントを頂いた。記して感謝したい。文中における誤りはすべて筆者に帰するものである。

1) 現在の世界同時金融危機に直面し、アメリカ合衆国では約7000億ドル、EU（加盟27カ国）は3100億ユーロの資本注入を行った。

gren [1995]). 多くの先行研究がこの現象の存在を明らかにしてきた。1990年代初頭に米国で生じたキャピタル・クランチの実証研究に始まり (Hall [1993], Peek and Rosengren [1995]), その後1990年代末に日本で生じたキャピタル・クランチの研究は盛んに行われた (Ito and Sasaki [1998, 2002], Woo [2003], Montgomery [2005], Watanabe [2007], Shimizu [2007]). 理論的にキャピタル・クランチは景気後退時に生じる。自己資本が棄損したとしても、銀行のマーケットを通じた増資が可能であれば自己資本比率規制の制約は緩和され、キャピタル・クランチは生じない。景気後退によって銀行自身による資金調達が困難な時に、政府は資本注入を行い、自己資本比率規制による制約を緩和しキャピタル・クランチを抑制しようとするのである。

多額の税金 (公的資金) を用いる資本注入政策は非常に大きな注目を集めてきたにもかかわらず、この政策がキャピタル・クランチを防いだのか否かを分析した実証研究は非常に少ない。この世界同時金融危機に際し各国で執行された資本注入政策の効果の分析は盛んに研究されるべきものではあるが、データが十分に整うまで暫く時間を要するだろう。現在我々に出来ることは1990年代末から2000年代初頭に日本で執行された資本注入政策の分析であり、この分析は資本注入政策を巡る議論を深める為に必要不可欠である。

この日本における資本注入政策を明示的に分析した数少ない実証研究の一つとして Montgomery and Shimizutani (2009) が挙げられる。彼らは1997年から1999年の間に執行された資本注入政策の効果の分析し、国内融資、特に中小企業融資を増加させる効果があったとしている。また Watanabe (2007) も1998年度に行われた公的資金注入によって資本注入行の貸出行動が促進されたとの見解を示している。³⁾

しかし彼らが示す結論 (公的資金注入が貸出行動を促進したという結論) は安易に信じ難い結論である。図1は全国銀行の貸出金の推移 (1990年1月から2008年1月まで) を示している。初めて資本注入政策が執行された1990年代末に減少し始め2000年代半ばまで減少の一途を辿る。資本注入政策執行後も関わらず日本経済は銀行貸出の大幅な減少に直面したのである。また図2は金融機関の貸出態度 DI を示している。1990年代末から2000年代前半にかけて銀行からの資金調達が企業、特に中小企業にとって困難であったことが分かる。

これらのデータは公的資金注入がキャピタル・クランチを抑制できなかった可能性を示唆している。先行研究の結論とこれらのデータに不一致が生じたのはなぜか。その一因として考えられるのは分析期間である。大幅な貸出減少が生じた2000年代前半の貸出行動を先行研究は分析対象としていない。⁴⁾ 本稿はこの可能性を踏まえ検証期間を2006年度まで拡張し再検証を行う。

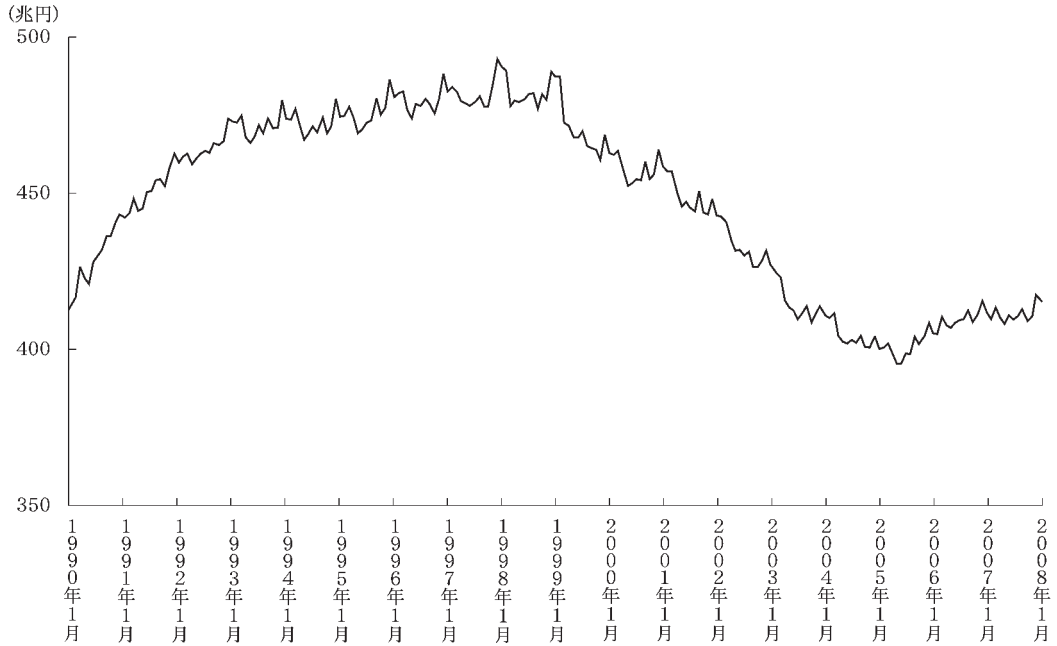
検証期間の拡張に加え、本稿では資本注入政策のキャピタル・クランチ促進 (悪化) 効果の可能性を考慮して検証した点が新しい。一概に資本注入政策といっても基準法の違い、注入の枠組みや規模の違い、それに伴う監督体制の違いなどがある。このような違いに注目すると、本来キャピタル・クランチを抑制すると考えられてきた資本注入政策にキャピタル・クランチ促進 (悪化) 効果

2) キャピタル・クランチの定義は Peek and Rosengren (1995) に従う。彼らはキャピタル・クランチについて “We are defining the term capital crunch to include only the bank shrinkage resulting from binding capital requirements.” と定義している。同時に Credit Crunch を “‘Credit Crunch’ will be used to refer to the situation where loan supply has fallen faster than loan demand, a possible but not a necessary outcome of a capital crunch.” と定義することで、キャピタル・クランチが必ずしも Credit Crunch を意味しないことを説明し、彼らの研究があくまで Capital Crunch の分析であることを強調している (いずれも p.625)。同様に、本稿もキャピタル・クランチの分析であり、Credit Crunch (時に「貸し渋り」とも訳される) とは一線を画す。

3) 以降、資本注入を受けている銀行を資本注入行と呼ぶ。

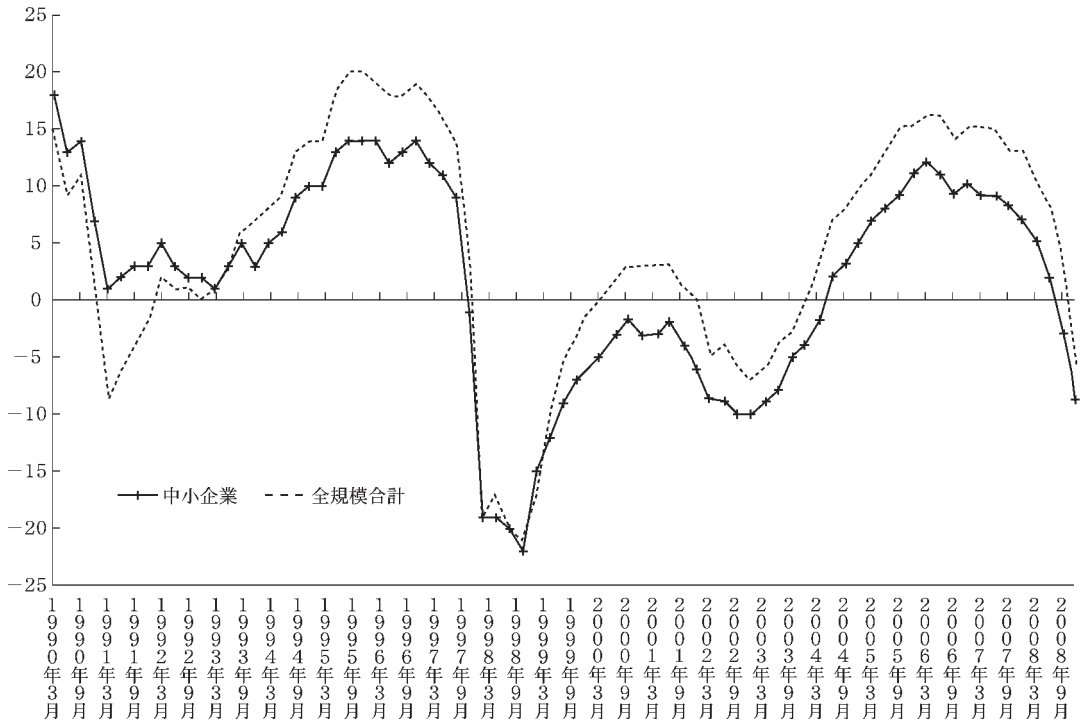
4) Montgomery and Shimizutani (2009) は1999年度までの分析、Watanabe (2007) は2000年度までの分析である。

図1 貸出金の推移 (全国銀行)



(出所) 「国内銀行の資産・負債等 (銀行勘定)」 (日本銀行) より作成.

図2 金融機関の貸出態度 DI



(出所) 「日銀短観」 (日本銀行) より作成.

がある可能性が明らかになった。この可能性を踏まえ、それを検証し得るモデルを構築し推定を行った。つまり本稿は90年代から2000年代半ばに至る銀行財務パネルデータを用いたダイナミック・パネル分析を行い、日本の資本注入政策（金融機能安定化法、早期健全化法それぞれに基づく）のキャピタル・クランチに対する効果を再検証した研究である。

本稿の検証の結果、資本注入政策には以下の効果が観察された。まず資本注入政策のキャピタル・クランチ促進（悪化）効果である。早期健全化法の下で資本注入を受けた国際基準行の貸出行動でこの効果が観察された。早期健全化法による資本注入には「経営健全化計画」に代表される銀行監督の強化が伴った。監督強化の矛先に立たされた国際基準行はより自己資本比率に制約された貸出行動を取らざるを得ず、貸出を減少させたと考えられる。しかし一方で、キャピタル・クランチ抑制効果も観察された。同じく早期健全化法の下で資本注入を受けた国内基準行の貸出行動でこの効果は観察された。国際基準行のように厳しい銀行監督に晒されなかった為、資本注入により自己資本比率規制の制約は緩和され貸出行動も促進されたと考えられる。最後に金融機能安定化法の下での資本注入政策は、資本注入行のキャピタル・クランチを抑制できなかったとの結果を得た。早期健全化法とは異なり、資本注入額が小規模であり資本注入行の経営状態を反映しない画一的な資本注入であった為であると考えられる。

これらの結果より、キャピタル・クランチの抑制と促進（悪化）の違いをもたらした原因は資本注入政策の枠組みの違いや注入後の監督体制の違いであったという結論を導き、資本注入政策の枠組みや監督体制に関する議論を深める必要性を説く。

残る本稿の構成は以下の通りである。続く第2節では、日本で執行された2つの資本注入政策（金融機能安定化法に基づく資本注入と早期健全化法に基づく資本注入）について整理し、それらの政策がキャピタル・クランチに与える効果について考察する。第3節にて実証モデルを導出し、分析方法とデータに関する説明をした上で実証結果を示し分析を行う。第4節では分析結果を基に結論を示す。

2 2つの資本注入政策⁵⁾

1990年代末から2000年代半ばまで執行された邦銀への資本注入政策の様々な違い（基準法の違い、注入の枠組みや規模の違い、それに伴う監督体制の違い）を整理し、それらの政策がキャピタル・クランチに与える効果について考察する。

日本政府は2つの異なる法律に基づき公的資金を銀行部門に注入した（表1、表2）。最初の法律が「金融機能安定化法」であり、この法律に基づき1997年度末に21の銀行に対し約1.8兆円の資本注入が行われた。21行のうち19行は全大手銀行（都市銀行、信託銀行、長期信用銀行、横浜銀行）であり、残り2行は足利銀行と北陸銀行であった。⁶⁾ 大手19行に対する資本注入政策は金融当局による半ば強制的なものであったと言われており、その為注入された金額は横並びであり、個別行の経営状態を反映したものではなかった。⁷⁾ 資本注入を受けることを拒んでいた東京三菱銀行でさえ注入を受けざるを得なかった。

5) Montgomery and Shimizutani (2009) の第3節が資本注入政策に詳しい。

6) 横浜銀行は地方銀行であるが、当時その資産規模の大きさより大手行に分類されていた。しかし、2000年代になると大手銀行（主要行）は都市銀行と大手信託銀行を指すようになり横浜銀行は除外されている。2001年の金融庁による特別検査に関する報告では「主要行13行（第一勧業、富士、東京三菱、あさひ、UFJ、三井住友、大和、三菱信託、安田信託、UFJ信託、住友信託、中央三井信託、日本興業）」と記されている。

7) 富士、日本興業、さくら、住友、東京三菱、三和、東海、あさひ、大和、住友信託、三井信託の11行はいずれも一様に1000億円の劣後債の資本注入を受けた。

表1 金融機能安定化法と早期健全化法

法律名	資本増強額合計 (10億円)	資本増強の期間	銀行数	表2内での記号
金融機能安定化法	1,815.6	1998年3月	21	○
早期健全化法	8,605.3	1999年3月～2002年3月	32	●

表2 資本注入を受けた銀行

銀行名	1997年度	1998年度	1999年度	2000年度	2001年度	現在の名前 (2009年)
第一勧業	○	●				みずほ FG
富士	○	●				
日本興業	○	●				
安田信託	○					三井住友 FG
さくら	○	●				
住友	○	●				三菱東京UFJ FG
東京三菱	○					
三菱信託	○	●				
三和	○	●				
東海	○	●				
東洋信託	○	●				りそな HD
あさひ	○	●				
大和	○	●				
近畿大阪					●	中央三井トラスト HD
住友信託	○	●				
三井信託	○	●				
中央信託	○	●				
横浜	○	●				ほくほく FG
北陸	○	●				
北海道			●			
足利	○	●				あしぎん FG
新生	○		●			もみじ HD
あおぞら	○			●		
琉球			●			
広島総合			●			
熊本ファミリー			●			西日本シティ
千葉興業				●		
八千代				●		
関西さわやか				●		九州親和 HD
東日本				●		
岐阜					●	
福岡シティ					●	九州親和 HD
和歌山					●	
九州					●	

(注) ○：金融機能安定化法，●：早期健全化法。

2つ目の法律は「早期健全化法」であり、総額8.6兆円の資本注入が1998年度から2001年度の4年間に32行に対して行われた。資本注入総額は金融機能安定化法の約5倍に及ぶ。金融機能安定化法とは異なり、強制的な注入ではなく個別行の経営状態を反映した多様性のある政策だった。この法律の下では東京三菱銀行は資本注入を受けていないことから金融機能安定化法との違いが分かる。

早期健全化法に関して特筆すべきは「経営健全化計画」の存在である。この法律の下で資本注入を受けた銀行は経営健全化計画を金融庁（2000年6月以前は金融再生委員会）に提出しなければならなかった。そして各銀行は計画書内に様々な数値目標を掲げなければならなかった。貸出（特に中小企業向け貸出）、自己資本比率、利益、リストラ（人件費、物件費、役員報酬など）、不良債権処理などの数値目標である。⁸⁾ これらのうち特に貸出の増加・自己資本比率の維持という2つの目標の存在は本研究にとって非常に興味深い。2つの目標の同時達成は非常に難しく、この難しさにこそキャピタル・クランチを促進する（悪化させる）原因が潜むからである。不況で増資が難しかったこの時期に、貸出の増加は必然的に自己資本比率の低下を意味する。高い自己資本比率を維持する為には、貸出を減らさなければならない。もし自己資本比率の目標値に対する金融庁の監督が厳しかったとしたら、資本注入の貸出行動はより自己資本比率に制約されたものとなり、銀行は貸出量を減少させることで高い自己資本比率の維持に努めたであろう。これはまさにキャピタル・クランチの促進である。

早期健全化法を金融機能安定化法と比較した上でキャピタル・クランチへの効果を考察してみる。まず早期健全化法は金融機能安定化法に比べ規模が大きく注入資本額もより個別行の経営状態を反映していた。この点から考えると早期健全化法は自己資本比率規制の制約を緩和し、よりキャピタル・クランチ抑制に効果があったのではないかと予想できる。⁹⁾ しかし一方で、早期健全化法は厳しい銀行監督を伴ったという側面もある。この点から考えると、逆に銀行貸出行動を制約しうるものでありキャピタル・クランチを促進する効果があったとも考えられる。

このように、一概に資本注入政策といっても基準法の違い、注入の枠組みや規模の違い、それに伴う監督体制の違いなどがあり、予想されるキャピタル・クランチに対する効果も一様ではない。キャピタル・クランチを抑制すると考えられてきた資本注入政策がキャピタル・クランチを促進する（悪化させる）可能性すら考えられる。では実際どのような効果が観察されたのか、次節の実証分析で明らかにしていく。

3 実証分析

3.1 基本モデル

本稿ではMontgomery (2005) と Montgomery and Shimizutani (2009) で用いられている自己資本比率と銀行貸出に関するモデルをベースに実証モデルを構築する。まず、下記のようなバランスシートの銀行を想定する。資産として貸出 (L)、負債として預金 (D) と自己資本 (K) を持つ銀行である。

資産	負債
L (貸出)	K (自己資本)
	D (預金)

8) 経営健全化計画では「目標」という表現ではなく「計画」という表現が使われている。

9) 逆に、金融機能安定化法はその規模の小ささ、画一性によりキャピタル・クランチを抑制できなかった可能性がある。

自己資本 (K), 預金金利 (r^L), 貸出金利 (r^D) が t 期に外生的に与えられ, その下で銀行は利潤 (R) を最大化するように貸出 (L) を決める.

$$\begin{aligned} R_{i,t} &= r_t^L L_{i,t} - r_t^D D_{i,t} \\ &= (r_t^L - r_t^D) L_{i,t} + r_t^D K_{i,t} \end{aligned}$$

ただし, 銀行はこの利潤に加え次に挙げるコスト・ベネフィットも考慮すると考える. まず, 自己資本比率の水準から得られるベネフィットである. 自己資本比率が高い銀行ほど銀行監督当局からの監視, 自己資本比率規制の制約が緩和され, ベネフィット (B) を得ると考える.

$$B_{i,t} = K_{i,t} h\left(\frac{K_{i,t}}{L_{i,t}}\right)$$

$h(\cdot)$ は $h'(\cdot) > 0$, $h''(\cdot) < 0$ を満たす関数である. 自己資本比率が高くなるにつれ得られるベネフィットは大きくなるが, 限界的なベネフィットの増加は徐々に小さくなる. K を与えられた銀行は L の水準をコントロールすることでこのベネフィットの水準を決める.

次に貸出減少に伴うコストを考える. ある企業に対する資金融通を減少させると, 長年かけて築いてきた取引関係を傷つけたり, その企業の破たんリスクを高めたりしてコスト (A) を被ると考える.

$$A_{i,t} = L_{i,t-1} f\left(\frac{L_{i,t} - L_{i,t-1}}{L_{i,t-1}}\right)$$

$f(\cdot)$ は $f'(\cdot) < 0$, $f''(\cdot) > 0$ を満たす関数である. 貸出が減少するにつれコストは高くなり, 限界的なコストの増加も大きくなる. $t-1$ 時点の貸出水準を与えられた銀行は t 期の L の水準をコントロールすることでこのコストの水準を決める.

以上2つのコスト (A)・ベネフィット (B) も考慮した上で, 銀行は下記の利潤 (π) を最大化するように貸出水準を決める.

$$\begin{aligned} \max_{i,t} \pi_{i,t} &= \sum b^j \left[(r_{t+j}^L - r_{t+j}^D) L_{i,t+j} + r_{t+j}^D K_{i,t+j} + K_{i,t+j} h\left(\frac{K_{i,t+j}}{L_{i,t+j}}\right) \right. \\ &\quad \left. - L_{i,t+j-1} f\left(\frac{L_{i,t+j} - L_{i,t+j-1}}{L_{i,t+j-1}}\right) \right] \end{aligned}$$

b は $0 < b < 1$ を満たす割引率である. これを L_t について解くと以下のオイラー方程式が得られる.

$$\begin{aligned} (r_t^L - r_t^D) - \left(\frac{K_{i,t}}{L_{i,t}}\right)^2 h'\left(\frac{K_{i,t}}{L_{i,t}}\right) - f'\left(\frac{L_{i,t} - L_{i,t-1}}{L_{i,t-1}}\right) &= b \left[f\left(\frac{L_{i,t+1} - L_{i,t}}{L_{i,t}}\right) \right. \\ &\quad \left. - \frac{L_{i,t+1}}{L_{i,t}} f'\left(\frac{L_{i,t+1} - L_{i,t}}{L_{i,t}}\right) \right] \end{aligned} \quad (i)$$

各項を下記のような関数とすると,

$$\Phi\left(\frac{K_{i,t}}{L_{i,t}}\right) = -\left(\frac{K_{i,t}}{L_{i,t}}\right)^2 h'\left(\frac{K_{i,t}}{L_{i,t}}\right)$$

$$\Psi(\Delta \log(L_{i,t})) = -f'\left(\frac{L_{i,t} - L_{i,t-1}}{L_{i,t-1}}\right)$$

$$\gamma(\Delta \log(L_{i,t+1})) = b \left[f\left(\frac{L_{i,t+1} - L_{i,t}}{L_{i,t}}\right) - \frac{L_{i,t+1}}{L_{i,t}} f'\left(\frac{L_{i,t+1} - L_{i,t}}{L_{i,t}}\right) \right]$$

(i)式は次式のように書き換えられる. 尚, $\Delta \log(L_{i,t})$ は t 年度における銀行 i の貸出増加率を表す.

$$\Delta \log(L_{i,t+1}) = \alpha \Delta \log(L_{i,t}) + \beta \left(\frac{K_{i,t}}{L_{i,t}}\right) + \gamma(r_t^L - r_t^D)$$

この式が Montgomery and Shimizutani (2009) の基本モデルである.¹⁰⁾ これにマクロ経済の影響

(名目 GDP 成長率) を考慮した変数を加えると, Montgomery (2005) で用いられた式(ii)が導かれる。

$$\Delta \log(L_{i,t+1}) = a_0 + \alpha_1 \Delta \log(L_{i,t}) + \beta_1 \text{Cap}_{i,t} + \gamma_1 (r_t^L - r_t^D) + \gamma_2 \Delta \log(GDP_{t+1}) + \varepsilon_{i,t+1} \quad (\text{ii})$$

$t+1$ 年度の貸出増加率を t 年度の貸出増加率, 自己資本比率 $\left(\text{Cap}_{i,t} = \frac{K_{i,t}}{L_{i,t}}\right)$, 貸出金利と預金金利の金利差 $(r_t^L - r_t^D)$, そして $t+1$ 年度の名目 GDP 成長率 $(\Delta \log(GDP_{t+1}))$ に回帰する。GDP 成長率はマクロ経済の影響, 貸出需要の影響をコントロールしている。

次に(i)式より β を求める。陰関数定理を用い,

$$\beta = \frac{\partial \Delta \log(L_{i,t+1})}{\partial \frac{K_{i,t}}{L_{i,t}}} = \frac{2 \left(\frac{K_{i,t}}{L_{i,t}}\right) h' \left(\frac{K_{i,t}}{L_{i,t}}\right) + \left(\frac{K_{i,t}}{L_{i,t}}\right)^2 h'' \left(\frac{K_{i,t}}{L_{i,t}}\right)}{-bf' \left(\frac{L_{i,t+1} - L_{i,t}}{L_{i,t}}\right) + \frac{L_{t+1}}{L_t} f'' \left(\frac{L_{i,t+1} - L_{i,t}}{L_{i,t}}\right)}$$

$f(\cdot)$ はそれぞれ $f'(\cdot) < 0$, $f''(\cdot) > 0$ を満たす関数なので分母は正になる。分子に関しては $h'(\cdot) > 0$, $h''(\cdot) < 0$ より, 第一項が正, 第二項が負である。ただし自己資本比率が低く自己資本比率規制の制約が強い時, 銀行監督当局からの監視が厳しい時, $h'(\cdot)$ は大きな値を取ると考えられるので, 分子も正の値を取り β は正となる。推定に用いられた銀行が自己資本比率の変化に感応的な貸出行動を取っていた, つまり自己資本比率規制に強く制約された貸出行動を取っていたのであれば, β の推定値は正の値を取る。一方, 銀行の貸出行動が自己資本比率規制に縛られていなかったのであれば, $h''(\cdot)$ は小さい値を取るので β は有意に正な推定結果を得ず, 時に負に有意な推定結果を得ることもありうる。

3.2 公的資金注入の影響

公的資金注入は(ii)式で表される銀行の貸出行動に以下2つの影響を与えると考えられる。まずは β の大きさ, つまり自己資本比率規制の制約(自己資本比率の水準と貸出行動の関係)に対する影響である。公的資金注入によって, 資本注入行に対する自己資本比率の制約が強まったのであれば, 自己資本比率の増減から得られる限界的ベネフィットが大きくなるので下記の関係が成り立つ。

$$h'(\cdot) < h'_{inject}(\cdot)$$

$h_{inject}(\cdot)$ は資本注入行の $h(\cdot)$ を表す。つまり公的資金注入が資本注入行の $h(\cdot)$ の形状を変化させると考える。監督の強化などによって資本注入行の $h'_{inject}(\cdot)$ は同水準の自己資本比率である非注入行の $h'(\cdot)$ より大きくなる。そしてこの時, 資本注入行の β は非注入行に比べ大きくなる。

逆に公的資金注入によって, 自己資本比率の制約が緩和したのであれば, 自己資本比率の増減から得られる限界的ベネフィットは小さくなるので

$$h'(\cdot) > h'_{inject}(\cdot)$$

となり, 資本注入行の β は小さくなる。ここでは公的資金注入によって関数の形状に影響を与える場合を想定している。例えば, キャピタル・クランチ抑制という当局の意図を銀行が理解し, 自己資本比率に縛られない貸出行動を取った場合などにこのような現象が起これると考えられる。つまり同水準の自己資本比率でも資本注入行の方が非注入行に比べ自己資本比率に縛られない貸出行動を取るような場合である。

このキャピタル・クランチ抑制効果に関しては別の考え方もできる。 $h(\cdot)$ の形状は変化しないが, 資本注入により同じ関数上を $h'(\cdot)$ の低い点へ移動する場合である。ただし, このような場合

10) 以上の導出は Montgomery and Shimizutani (2009) に基づくが, 彼らが $h(\cdot)$, $f(\cdot)$ を凹関数, 凸関数と仮定しているのに対し, 本稿では $h'(\cdot) > 0$, $h''(\cdot) < 0$ および $f'(\cdot) < 0$, $f''(\cdot) > 0$ と仮定している。

であっても、移動によって注入行の貸出行動が非注入行に比べ自己資本比率に制約されなくなるので β は小さな値を取る。

そして最後に公的資金注入が自己資本比率規制の制約に対して何の影響も与えなかったとしたら β の値は変わらない。資本注入額が不十分であった等の理由で銀行行動を変化させられなかった場合である。

この制約に対する公的資金注入の影響を捉える為に、本稿では(ii)式に交差項 ($\beta_2 Cap_{i,t} \cdot InjD_{i,t+1}$) を加え推定を行う。 $InjD_{i,t+1}$ はダミー変数であり、銀行 i が貸出の意思決定をする $t+1$ 年度において注入資本を保有している時に $InjD_{i,t+1}=1$ となり、注入資本を保有しない時は $InjD_{i,t+1}=0$ となる。¹¹⁾ 公的資金注入が自己資本比率規制の制約を緩和したのであれば係数 β_2 は負に有意な値を取り、制約を促進したのであれば正に有意な値を取る。

(ii)式に与える2つ目の影響は、公的資金注入が注入行の貸出行動に直接与える影響である。交差項の推定結果より、公的資金注入が自己資本比率の制約を緩和したのか強めたのかを捉えることは出来るが、注入によって貸出行動自体が促進されたのかどうかは捉えられない。交差項はあくまで関数の傾きに対する影響を捉えているのであって、関数の上下移動に対する影響（切片の移動に対する影響）は捉えられていない。例えば、公的資金注入によって制約が緩和され貸出行動が促進されたのであれば、(Y軸を貸出増加率、X軸を自己資本比率とする平面において) 注入行の推定式は非注入行の推定式の上方に位置するだろう。そしてこの時、注入行の切片は非注入行より大きな値を取る。逆に制約が強まり貸出行動が抑制されたのであれば、注入行の推定式は下方に位置するので注入行の切片は小さな値を取る。¹²⁾ そこで本稿の推定式ではこの影響を捉えるべく推定式に定数項ダミー ($\delta_1 InjD_{i,t+1}$) も加えた。 δ_1 の推定結果より、公的資金注入を受けた銀行が積極的な貸出行動を取るようになったのか、それとも貸出行動を控えたのかを捉える。公的資金注入によって(政策の意図した通りに) 貸出行動が促進されたのであれば δ_1 は正に有意な値をとり、抑制されたのであれば負に有意な値を取る。

以上の交差項、定数項ダミーを加えた推定式は以下の通りである。

$$\begin{aligned} \Delta \log(L_{i,t+1}) = & a_0 + a_1 \Delta \log(L_{i,t}) + \beta_1 Cap_{i,t} + \gamma_1 (r_t^l - r_t^d) + \gamma_2 \Delta \log(GDP_{t+1}) \\ & + \beta_2 Cap_{i,t} \cdot InjD_{i,t+1} + \delta_1 InjD_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \end{aligned} \quad (1)$$

この推定モデルは自己資本比率の水準と貸出行動の関係に対する公的資金注入の影響（交差項の導入）を考慮しており、この点が先行研究とは異なる。キャピタル・クランチとは貸出行動が自己資本比率に制約される状態（貸出行動が自己資本比率と正に有意な関係を持つ状態）である。公的資金注入のキャピタル・クランチに対する影響を検証する上で、この制約への影響を明示的に分析する必要があると考えた。

尚、このモデルは動学的パネルモデルである。このようなモデルを時系列方向に短いデータセットでOLS推定した場合、得られる推定値にはバイアスが生じることが知られている。本稿の分析で用いるデータセットも時系列方向に7~14年であり、このバイアスを無視しうるほど長くない。そこで本稿ではこの問題に対処しうる Arellano and Bover (1995) のGMM推定を行う (Baltagi [2001])。)

11) 返済した場合も公的資金を保有していないので $InjD_{i,t+1}=0$ となる。

12) これら2つのケース以外にも「制約は緩和された（傾きは緩やかになった）一方で、貸出は減る（切片が小さな値を取る）ケース」、「制約が強まった（傾きは急になった）一方で、貸出は増える（切片が大きな値を取る）ケース」も当然考えられる。

3.3 金融機能強化法と早期健全化法

第2節にて、金融機能強化法に基づく資本注入と早期健全化法に基づく資本注入はいくつかの点で性質が異なることを整理した。金融機能強化法は規模も小さく、画一的な資本注入額であった為、貸出行動に対する影響は限定的なものであったかもしれない。一方で早期健全化法は規模も大きく多様性のある資本注入であり、その効果は金融機能強化法に比べ大きかった可能性がある。しかし同時に、経営健全化計画に代表される監督の強化は逆に貸出行動を抑制した可能性もある。

これら2つの法律の影響の違いを分析する為に(2)式の推定も行う。

$$\begin{aligned} \Delta \log(L_{i,t+1}) = & a_0 + \alpha_1 \Delta \log(L_{i,t}) + \beta_1 Cap_{i,t} + r_1(r_t^L - r_t^D) + \gamma_2 \Delta \log(GDP_{t+1}) \\ & + \beta_3 Cap_{i,t} \cdot StabD_{i,t+1} + \delta_2 StabD_{i,t+1} + \beta_4 Cap_{i,t} \cdot EarlyD_{i,t+1} \\ & + \delta_3 EarlyD_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \end{aligned} \quad (2)$$

$StabD_{i,t+1}$, $EarlyD_{i,t+1}$ はダミー変数である。貸出の意思決定をする $t+1$ 時点において銀行 i が金融機能安定化法によって注入された資本を保有しているならば $StabD_{i,t+1}=1$ となり、それ以外の場合は $StabD_{i,t+1}=0$ となる。同様に早期健全化法による資本を保有していれば $EarlyD_{i,t+1}=1$ となる。(1)式と同様、 β_3 , δ_2 , β_4 , δ_3 の推定結果からそれぞれの法律の影響が分かる。例えば、早期健全化法によって貸出行動に対する自己資本比率の制約が緩和されたのであれば β_4 は有意に負の値を取り、また貸出行動が促進されたのであれば δ_3 は有意に正の値を取る。逆に、貸出行動が自己資本比率の制約により縛られるようになったのであれば β_4 は有意に正の値を取り、貸出行動が抑制されたのであれば δ_3 は有意に負の値を取るだろう。

3.4 データ

本稿で用いる銀行財務データ（貸出額、自己資本比率）は Nikkei Financial Quest データベースから得た。1993年度から2006年度末までの邦銀全行（都市銀行、地方銀行、第二地方銀行、信託銀行、旧長期信用銀行）の年度末財務（単体）パネルデータである。¹³⁾ 尚、合併、分割、営業権・店舗の授受に関わった銀行はそのイベント後に別銀行として扱う。

年度別名目 GDP は内閣府 HP より、貸出金利と預金金利は日本銀行時系列統計データより得た。貸出金利として年度末月の「貸出約定平均金利（新規／総合／国内銀行）」を用い、預金金利として年度末月の「定期預金の預け入れ期間別金利（新規受け入れ分）（総合）」を用いた。¹⁴⁾

自己資本比率規制は国際基準行と国内基準行で枠組み（最低所要自己資本比率、適用開始時期）が異なる。この異質性を考慮し国際基準行と国内基準行は別々に分析する。本稿では、1993年度から2006年度にかけて常に国際基準の自己資本比率規制の対象だった銀行のみを国際基準行とし、期間内に国内基準の対象に移った銀行はサンプルから除いた。¹⁵⁾ また国内基準行は t 年度に於いて海外に支店・営業所を保有しない銀行とした。¹⁶⁾ また国際基準行で自己資本比率が8%に満たない銀

13) バーゼル合意は当初行政指導の形で国内規制化した（1988年12月）が、実際銀行法に条文が新設され施行されたのは1993年4月からである（氷見野 [2005]）。故に、本稿では1993年度以降のデータを用いる。

14) 貸出金利と預金金利のデータコードはそれぞれ 'DL'DLLR2CIDBNLI' と 'DL'DLDRK_DLDR442DB' である。

15) Montgomery [2005], Montgomery and Shimizutani [2009] も同様の処理を行っている。自己資本比率規制導入直後、多くの銀行が国際基準の自己資本比率を公表していたが、1990年代末までにはその多くが国際基準の公表を止めた。ちなみに93年度時点では89行が国際基準の自己資本比率を公表していた。それは規制が出来た当初、海外業務を行っていない銀行でも希望すれば国際統一基準の適用を選択できた為である。しかし早期是正措置の導入に伴い、海外に拠点を有しない銀行には国内基準の適用を義務付けることとした。これにより97年9月末には80行あった国際基準行は98年3月末には45行まで減少した（氷見野 [2005]）。これに加え、長引く不況による海外撤退等により国内基準行になった銀行もある。

16) みずほ銀行・りそな銀行・中央三井信託銀行などの大手行（旧国際基準行）でありながらこの期間に国内基準行だった銀行は異質性を考慮し除外した。

表3 記述統計量

	平均	標準偏差	最大	最小
国際基準行（1993～2005年度）				
$\Delta \log(\text{Loan})$ (%)	0.405	4.118	13.604	-15.758
$\Delta \log(\text{SME})$ (%)	0.222	4.391	14.714	-26.665
<i>Capital ratio</i> (%)	10.808	1.330	15.030	8.360
<i>Tier1 ratio</i> (%)	7.248	1.757	11.380	4.184
国内基準行（1999～2005年度）				
$\Delta \log(\text{Loan})$ (%)	-0.208	3.790	21.939	-16.616
$\Delta \log(\text{SME})$ (%)	-0.123	4.238	32.200	-18.644
<i>Capital ratio</i> (%)	9.178	1.865	19.470	4.110
<i>Tier1 ratio</i> (%)	7.400	2.049	19.121	2.215

行、国内基準行で自己資本比率が4%に満たない銀行もサンプルから除いた。尚、国内基準行の推定に際しては推定期間を1999年度から2006年度とする。¹⁷⁾ また、多くの先行研究がTier I比率（コア自己資本比率）の貸出行動に対する影響を指摘している為、 $Cap_{i,t}$ として自己資本比率を用いた推定と、Tier I比率を用いた推定をそれぞれ行う。

銀行貸出の指標（被説明変数）として各銀行の貸出金総額に加え、中小企業向け貸出額も用いる。経営健全化計画によると金融庁は資本注入行の国内貸出・中小企業貸出の動向に注目していたことが分かる。従って、Nikkei Financial Questより「貸出金合計」と「対中小企業貸出金額」をその指標として用いる。

表3は分析に用いたデータの記述統計である。サンプル期間の差こそあれ、国際基準行と国内基準行を比較した場合、国際基準行の自己資本比率は国内基準行より1%以上も高く、この点からも両者は異質なグループであることが分かる。

3.5 分 析

国際基準行と国内基準行の推定結果はそれぞれ表4と表5の通りである。

まず、表4の国際基準行の結果について分析していく。左4列は $L_{i,t}$ として貸出金合計を用いた推定結果であり、そのうち1列目と2列目は、 $Cap_{i,t}$ として自己資本比率を用い3列目と4列目はTier I比率を用いている。また、1列目と3列目は推定式(1)を2列目と4列目は推定式(2)を用いている。右4列は $L_{i,t}$ として対中小企業貸出金額を用いたものであり、 $Cap_{i,t}$ として用いた比率、推定式の扱いも左4列と同様である。

まず推定式(1)を用いた場合の推定結果を見ていく。左中央の「(a)資本注入政策全体の効果」という中央3列の推定結果から効果を知ることが出来る。推定された交差項の係数はいずれも正に有意であり、 $InjD$ の係数は負に有意である。これらの結果は、資本注入を受けた銀行の貸出行動はより自己資本比率規制に制約され、同時に貸出を減らしたことを意味する。つまり、資本注入政策は自己資本比率規制の制約を緩和するのではなく、逆に制約を強め貸出行動を抑制したと言える（キャピタル・クランチ促進効果）。この効果は貸出金合計、対中小企業貸出両方で観察される。貸出金合計の推定結果（最左列）を例にとると、資本注入を受けた国際基準行の貸出増加率はその他の国際基準行に比べ40%も低い。

17) 本稿で用いたデータベースには国内基準行に関する1998年度以前の自己資本比率のデータが得られない為である。しかし、国内基準行の自己資本比率規制が実質的な効力を持ち始めたのは1998年度の早期は正措置導入以降であるため、実質的なデータの欠損は1998年度の1年間のみである。

表5 資本注入政策の銀行貸出行動に対する効果 (国内基準行)

推定式	(1)		(2)		Tier1比率			
	貸出金合計	Tier1比率	自己資本比率	対中小企業貸出				
Loan Ratio	自己資本比率	Tier1比率	自己資本比率	Tier1比率	Tier1比率			
被説明変数: $\Delta \log(Loan_{t+1})$								
$\Delta \log(Loan_t)$	0.075 *** (5.578)	0.117 *** (5.684)	0.084 *** (7.083)	0.127 *** (7.133)	0.110 *** (10.263)	0.078 *** (5.481)	0.094 *** (10.103)	0.076 *** (5.528)
$Loan_Deposit_interest_rate_spread$	-0.633 (-0.733)	-1.100 (-1.235)	0.533 (0.76)	-0.412 (-0.502)	4.101 *** (4.254)	2.737 *** (2.794)	3.911 *** (6.902)	3.085 *** (7.082)
$\Delta \log(GDP_{t+1})$	0.470 *** (10.822)	0.445 *** (7.544)	0.482 *** (12.122)	0.481 *** (9.65)	0.768 *** (14.705)	0.697 *** (11.574)	0.705 *** (13.215)	0.680 *** (10.501)
$Capital_ratio_t$	0.886 *** (3.857)	0.610 *** (3.038)			1.528 *** (4.92)	1.010 *** (3.368)		
$Tier1_ratio_t$			1.597 *** (6.173)	1.084 *** (4.292)			1.901 *** (16.532)	1.437 *** (15.711)
資本注入の効果 (a)資本注入政策全体の効果	1.039 *** (3.81)				2.138 *** (6.314)			
$Capital_ratio_t \cdot InjD_{t+1}$								
$Tier1_ratio_t \cdot InjD_{t+1}$			0.284 (0.984)				1.690 *** (9.497)	
$InjD_{t+1}$	-10.354 *** (-4.283)		-2.302 (-1.053)		-13.188 *** (-3.965)		-4.890 *** (-4.102)	
金融機能安定化法の効果 (b)金融機能安定化法の効果		4.622 *** (14.85)				5.529 *** (13.983)		
$Capital_ratio_t \cdot StabD_{t+1}$								
$Tier1_ratio_t \cdot StabD_{t+1}$			0.284 (0.984)	3.795 *** (14.708)				4.621 *** (14.682)
$StabD_{t+1}$		-47.130 *** (-16.218)	-2.302 (-1.053)	-25.883 *** (-9.297)			-55.801 *** (-11.449)	-34.201 *** (-7.362)
早期健全化法の効果 (c)早期健全化法の効果		-1.726 *** (-5.213)						
$Capital_ratio_t \cdot EarlyD_{t+1}$								
$Tier1_ratio_t \cdot EarlyD_{t+1}$				-1.756 *** (-5.683)				-0.908 *** (-2.812)
$EarlyD_{t+1}$		9.317 *** (3.179)		7.214 *** (2.684)				8.104 *** (4.564)
Obs.	545	545	544	544	539	539	538	538

(注1) 括弧内はt値を表す。*, **, ***はそれぞれ有意水準5%, 1%を示す。

(注2) 推定方法: Panel Generalized Method of Moments (Arellano and Bover [1995])。

(注3) $\Delta \log(Loan)$, $Loan_Deposit_interest_rate_spread$, $\Delta \log(GDP)$, $Capital_ratio$, $Tier1_ratio$ の単位は%。

(注4) サンプル期間: 1999~2006年度。

(注5) 推定式(1)を用いた場合、資本注入政策全体 (つまり金融機能安定化法と早期健全化法を区別しない) の効果を調べているのに対し、推定式(2)を用いた場合は2つの法律を区別しそれぞれの効果を分析している。

次に推定式(2)を用いた場合の推定結果を見ていく。金融機能安定化法と早期健全化法を区別しそれぞれの効果を推定したものである。「(b)金融機能安定化法の効果」「(c)早期健全化法の効果」の各行を見ると、前者は殆ど有意な結果が得られず、後者のみが有意な結果を得たことが分かる。早期健全化法の下で資本注入を受けた国際基準行はそれ以外の国際基準行に比べ、自己資本比率規制の強い制約に直面し貸出金合計を減らしたことが分かる（キャピタル・クランチ促進効果）。両法律を区別しなかった推定式(1)では見えにくくなっていた早期健全化法・金融機能安定化法のそれぞれ効果が推定式(2)によって明らかになった。尚、中小企業貸出を用いた推定ではいずれも有意な結果が得られなかった。

続いて、国内基準行の推定結果（表5参照）である。「(a)資本注入政策全体の効果」の結果は国際基準行と同じくキャピタル・クランチ促進を示唆するものであった。興味深いのは国際基準行とは大きく異なる「(b)金融機能安定化法の効果」「(c)早期健全化法の効果」の推定結果である。

まず金融機能安定化法であるが、いずれの結果もキャピタル・クランチ促進を示す結果である。4つの推定結果いずれも貸出行動が自己資本比率に制約され、貸出を減少させたことを示している。興味深いのは、中小企業向け貸出に対する推定結果である。中小企業融資の中心的な担い手である国内基準行（地方銀行）は金融機能安定化法によって資本注入を受けたにも関わらずキャピタル・クランチに陥っていた可能性を示唆している。

早期健全化法の効果では更に興味深い結果を得た。推定結果は金融機能安定化法とは逆の効果、つまり資本注入政策がキャピタル・クランチを抑制した効果を示している。全ての推定結果に於いて交差項の推定値が有意に負の値を取り、定数項ダミーの係数の推定値は有意に正の値を取っている。早期健全化法による資本注入によって自己資本比率規制の制約が緩和され貸出を増加させた可能性を示している。金融機能安定化法とは対照的に、早期健全化法はキャピタル・クランチ抑制に効果があったことを示している。

全体の結果より、資本注入政策のキャピタル・クランチに対する効果は抑制・促進の両ケースが存在したことが分かった。では、この影響の違いは何によってもたらされたのだろうか。

まず早期健全化法の効果が国内基準行と国際基準行で対照的であった点について考えてみる。この違いは金融庁の監督姿勢の違いによるものであると考えられる。当時の銀行監督は国際基準行（主要行）に厳しく国内基準行（地方銀行等）に甘かったと言われている。¹⁸⁾元金融庁長官の佐藤隆文氏も著書の中で「(2000年代に)主要行に焦点を当てた一連のエンフォースメント強化措置も導入された」（佐藤 [2007]）と記しており、監督当局も主要行に対して厳しい監督姿勢で臨んでいたことが伺われる。¹⁹⁾また、経営健全化計画提出後に金融庁から発表される「経営健全化計画フォローアップ」（各行の経営健全化計画を纏めたもの）を見ても、主要行が地銀等に比べ厳しい監視下にあったことが分かる。²⁰⁾資本注入を受けた国際基準行は、厳しい銀行監督の下、自己資本比率に制約された貸出行動を取らざるを得ず、貸出を減少させたと考えられる。一方、国内基準行は比較的甘かった監督体制の下、潤沢な資本増強によって自己資本比率規制の制約から解放され貸出を増加させたと考えられる。つまり第2節で示した抑制・促進の影響がそれぞれ国内基準行、国際基

18) 日本経済新聞（2003）ではそのような体制を「二重基準」と呼んでいる。

19) 主要行に焦点を当てたエンフォースメント強化措置は「特別検査」「再建計画検証プロジェクト」「債務者区分統一プロジェクト」など多岐にわたった（佐藤 [2007]）。

20) 平成12年6月に公表された健全化計画フォローアップ参考資料の冒頭に以下の記述がある。「(前略)主要行の中小企業向け貸出状況等については、国会等で議論がなされていることを踏まえ、昨年3月（1999年3月）に資本増強を行った主要行について、早急に報告を求め、公表することとした」。

準行に現れたといえる。国際基準行のキャピタル・クランチを促進した早期健全化法による資本注入は、国内基準行のキャピタル・クランチを抑制する方向に働いた。

次に国内基準行に対する2つの法律の影響が異なる理由について考えてみる。この違いは第2節で指摘した両法律の性質の違いに起因すると考えられる。金融機能安定化法は早期健全化法に比べ規模が小さく画一的な政策であった。両法律の下で資本注入を受けた北陸銀行を例に取ってみると、金融機能安定化法の下での注入額は200億円であったのに対して、早期健全化法の下では750億円であり4倍近くの資本注入がなされている。金融機能安定化法の下では資本注入が不十分であった為、資本注入行がキャピタル・クランチに苦しみ貸出を増やしにくかったと考えられる。一方、早期健全化法では自己資本比率規制の制約から解放（緩和）するのに十分な資本注入がなされた為、他行に比べ貸出を増やしたと考えられる。これは貸出行動に対する効果は金融機能安定化法よりも早期健全化法のほうが大きかったと示した Montgomery and Shimizutani (2009) の結果と一致する。

最後に国際基準行に対する早期健全化法のキャピタル・クランチ促進効果が「貸出金合計」だけに限定され「対中小企業貸出」に対して観察されなかった点についてである。この推定結果には以下の事実が大きく関わっていると考えられる。経営健全化計画の中で課せられた目標の1つに「貸出金の増加」があったが、銀行監督当局が注視したのは「貸出金合計」よりも「中小企業向け貸出」であった。つまりこの銀行監督政策によって、公的資金注入を受けた国際基準行の中小企業向け貸出は促進され、その結果、中小企業向け貸出に対するキャピタル・クランチ促進効果は軽減されたと考えられる。

以上の分析によると資本注入政策は必ずしもキャピタル・クランチを抑制しうるものではなく、その政策の枠組みや執行の仕方（監督体制）が非常に重要な役割をはたしたことが明らかになった。また、先行研究が指摘してこなかった金融機能安定化法の負の影響（キャピタル・クランチ促進効果）が観察されたことは興味深い結果と言える。

4 結 論

銀行に対する資本注入政策はキャピタル・クランチ対策の中核的な政策の1つとして世界中で執行されてきたが、その効果に関する実証研究は限られている。本稿は日本政府が執行した資本注入政策（金融機能安定化法と早期健全化法）に注目し、それらのキャピタル・クランチに対する効果を邦銀のパネル財務データを用いたダイナミック・パネル分析で検証した。

本稿の最大の貢献は資本注入政策のキャピタル・クランチ促進（悪化）効果を明らかにした点である。キャピタル・クランチを抑制する為に執行された公的資金注入政策が却ってキャピタル・クランチを悪化させていたのである。この効果は早期健全化法の下で資本注入を受けた国際基準行の貸出行動で観察された。早期健全化法による資本注入には「経営健全化計画」に代表される金融庁による銀行監督の強化が伴った。監督強化の矛先に立たされた国際基準行の貸出行動は自己資本比率の制約の強化に直面し、貸出を減少させたと考えられる。このキャピタル・クランチ促進効果は先行研究では指摘されてこなかった結果である。実証期間の拡張および推定方法の改善がこの新しい結果をもたらしたと考えられる。

早期健全化法は一方で、国内基準行のキャピタル・クランチは抑制したという結果を得た。国際基準行に比べ厳しい銀行監督に晒されなかった為、自己資本比率規制の制約は緩和され貸出を促進したものと考えられる。注入後の銀行監督当局の対応が対照的な効果を生んだと言える。

銀行監督当局の対応が政策の効果に与える影響は国際基準行の貸出行動でも観察された。国際基準行に対する早期健全化法の促進効果が「貸出金合計」だけに限定され「対中小企業貸出」に対し

て観察されなかった点である。当時の金融行政は「貸出金合計」よりも「中小企業向け貸出」の促進を公的資金注引入行に求めており、このような金融監督政策がキャピタル・クランチ促進効果を軽減させたのだと推測される。

また資本注入額の設定の重要性も明らかになった。金融機能安定化法に基づく資本注入は早期健全化法のそれとは異なり、資本注入額が小規模であり資本注引入行の経営状態を反映しない画一的な資本注入であった。この為、金融機能安定化法の下での資本注入政策は、資本注引入行のキャピタル・クランチを抑制できなかったとの結果を得た。²¹⁾

以上の結果は資本注入政策が必ずしもキャピタル・クランチを抑制しうるものではなく、時に促進（悪化）さえすることも明らかにした。この抑制と悪化の違いをもたらした原因は、資本注入政策の枠組みの違いや注入後の監督体制の違いであると考えられ、政策執行におけるそれらの重要性が明らかになった。資本注入政策のキャピタル・クランチ促進効果は日本経済の長期不況と関係していたかもしれない。資本注入政策が抱える潜在的な負の影響を理解した上で、資本注入政策の執行方法、銀行監督の在り方に関する議論を深める必要があると言える。

〔補論〕 頑健性のテスト

本稿の推定式(1)(2)では、マクロデータに基づく「貸出金利と預金金利の金利差 ($r_t^L - r_t^D$)」が用いられている。全銀行が共通の金利を与えられ、その上で貸出行動をするという想定がなされている。これは本稿の推定式が Montgomery and Shimizutani (2009) の理論モデルに基づき構築されたことに由来する。しかし、いくつかの先行研究では金利差の指標としてマイクロデータを用いるケースがある。これは金利差は銀行毎に異なるという想定に基づく。この補論では、本論で推定したモデルの頑健性を確かめるべく、マクロデータに基づく金利差の代わりにマイクロデータを用いた推定を行う。

本補論で用いる推定式は以下の2式である。

$$\begin{aligned} \Delta \log(L_{i,t+1}) = & a_0 + \alpha_1 \Delta \log(L_{i,t}) + \beta_1 Cap_{i,t} + \gamma_1 (r_{i,t}^L - r_{i,t}^D) + \gamma_2 \Delta \log(GDP_{t+1}) \\ & + \beta_2 Cap_{i,t} \cdot InjD_{i,t+1} + \delta_1 InjD_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \Delta \log(L_{i,t+1}) = & a_0 + \alpha_1 \Delta \log(L_{i,t}) + \beta_1 Cap_{i,t} + \gamma_1 (r_{i,t}^L - r_{i,t}^D) + \gamma_2 \Delta \log(GDP_{t+1}) \\ & + \beta_3 Cap_{i,t} \cdot StabD_{i,t+1} + \delta_2 StabD_{i,t+1} + \beta_4 Cap_{i,t} \cdot EarlyD_{i,t+1} + \delta_3 EarlyD_{i,t+1} \\ & + \varepsilon_{i,t+1} \end{aligned} \quad (2)$$

本論で用いた推定式の金利差の項は ($r_t^L - r_t^D$) であり、全銀行が同じ金利差に直面すると仮定していたが、本推定で銀行毎に異なる金利差 ($r_{i,t}^L - r_{i,t}^D$) に直面すると考える。先行研究に倣い、貸出金利は「貸出金利息（損益計算書）÷貸出金合計（貸借対照表）」を用い、預金金利は「預金利息（損益計算書）÷預金合計（貸借対照表）」を用いた。

推定結果は表4と表5の通りである。本論で示した推定結果と大きな差異は無く推定結果の頑健性が示された。

(一橋大学、オーストラリア国立大学)

投稿受付2009年10月15日、最終稿受理2010年4月3日

21) 資本注入額の重要性に関するこの結論は、推定結果の違いをもたらした原因を両法律の比較から推測し、導かれた結論に過ぎない。より明確にこの結論に至るためには、推定式に資本注入額を明示的に取り入れる必要がある。それは今後の研究の課題である。

表4 資本注入政策の銀行貸出行動に対する効果 (国際基準行)

推定式	(1)		(2)		Tier1比率			
	貸出金合計	自己資本比率	貸出金合計	自己資本比率				
Loan Ratio								
Loan								
Ratio								
係数説明変数: $\Delta \log(Loan_{t+1})$								
$\Delta \log(Loan_t)$	0.121 ** (2.046)	0.056 (0.683)	0.042 (0.559)	-0.026 (-0.221)	0.031 (0.543)	0.020 (0.202)	0.018 (0.291)	-0.080 (-0.435)
Loan-Deposit interest rate spread	2.408 * (1.666)	2.049 (0.951)	1.043 (0.440)	-0.353 (-0.122)	3.364 *** (2.807)	3.556 ** (2.546)	2.554 ** (2.345)	2.049 (1.095)
$\Delta \log(GDP_{t+1})$	0.629 *** (3.021)	0.492 * (1.706)	0.792 ** (2.451)	0.379 (1.066)	0.825 *** (2.674)	0.520 (1.290)	0.804 *** (3.402)	0.291 (0.543)
Capital ratio	-0.293 * (-1.744)	-0.168 (-0.971)			0.231 (1.617)	0.087 (0.392)		
Tier1 ratio			0.707 *** (2.832)	0.479 * (1.802)			1.008 *** (4.815)	0.700 * (1.921)
資本注入の効果								
(a)資本注入政策全体の効果								
Capital ratio: $InjD_{t+1}$	3.116 *** (3.192)				1.684 (1.086)			
Tier1 ratio: $InjD_{t+1}$			5.447 *** (11.448)				2.171 (1.569)	
$InjD_{t+1}$	-37.499 *** (-3.781)		-36.019 *** (-13.107)		-16.276 (-1.040)		-11.020 (-1.454)	
(b)金融機能安定化法の効果								
Capital ratio: $StabD_{t+1}$		-0.311 (-0.195)						-16.242 (-1.189)
Tier1 ratio: $StabD_{t+1}$								83.485 (1.197)
$StabD_{t+1}$		-2.135 (-0.112)						
(c)早期健全化法の効果								
Capital ratio: $EarlyD_{t+1}$		7.930 *** (4.389)						
Tier1 ratio: $EarlyD_{t+1}$								24.673 (1.611)
$EarlyD_{t+1}$		-85.657 *** (-3.503)						-137.303 * (-1.681)
Obs.	133	133	133	133	131	131	131	131

(注1) 括弧内はt値を表す。*, **, ***はそれぞれ有意水準10%, 5%, 1%を示す。
 (注2) 推定方法: Panel Generalized Method of Moments (Arellano and Bover [1995]).
 (注3) $\Delta \log(Loan)$, $Loan-Deposit$ interest rate spread, $\Delta \log(GDP)$, $Capital$ ratio, $Tier1$ ratioの単位は%。
 (注4) サンプル期間: 1993~2006年度。
 (注5) 推定式(1)を用いた場合、資本注入政策全体 (つまり金融機能安定化法と早期健全化法を区別しない) の効果を調べているのに対し、推定式(2)を用いた場合は2つの法律を区別しそれぞれの効果を分析している。

表5 資本注入政策の銀行貸出行動に対する効果 (国内基準行)

推定式	(1)		(2)		(1)		(2)	
	貸出金合計		Tier1比率		自己資本比率		対中小企業貸出	
Loan Ratio	自己資本比率		Tier1比率		自己資本比率		Tier1比率	
被説明変数: $\Delta \log(Loan_{t+1})$	0.150 *** (10.779)	0.184 *** (8.630)	0.145 *** (19.498)	0.177 *** (13.524)	0.131 *** (11.711)	0.090 *** (5.463)	0.112 *** (10.818)	0.087 *** (5.569)
$Loan_Deposit_interest_rate$ $spread$	7.948 *** (8.821)	7.184 *** (7.419)	6.680 *** (16.849)	6.063 *** (12.549)	5.771 *** (7.521)	2.693 ** (2.405)	4.710 *** (6.883)	3.483 *** (6.145)
$\Delta \log(GDP_{t+1})$	0.614 *** (14.318)	0.552 *** (6.377)	0.591 *** (13.980)	0.566 *** (13.960)	0.814 *** (14.523)	0.700 *** (10.014)	0.747 *** (13.985)	0.707 *** (10.420)
$Capital_ratio$	1.714 *** (10.575)	1.579 *** (8.440)			1.291 *** (6.396)	0.679 *** (3.052)		
$Tier1_ratio$			2.134 *** (33.170)	1.886 *** (15.584)			1.515 *** (14.367)	1.019 *** (11.619)
資本注入の効果 (a)資本注入政策全体の効果 $Capital_ratio \cdot InjD_{t+1}$	0.751 *** (3.725)				2.505 *** (9.272)			
$Tier1_ratio \cdot InjD_{t+1}$			0.130 (1.038)				2.068 *** (10.747)	
$InjD_{t+1}$	-6.909 *** (-3.208)		-1.357 (-0.962)		-15.883 *** (-5.994)		-7.020 *** (-5.169)	
金融機能安定化法の効果 (b)金融機能安定化法の効果 $Capital_ratio \cdot StabD_{t+1}$		4.807 *** (12.760)				5.416 *** (12.451)		
$Tier1_ratio \cdot StabD_{t+1}$				3.667 *** (11.438)				4.612 *** (12.579)
$StabD_{t+1}$		-45.470 *** (-13.000)		-20.726 *** (-4.705)		-54.997 *** (-11.221)		-35.081 *** (-7.572)
早期健全化法の効果 (c)早期健全化法の効果 $Capital_ratio \cdot EarlyD_{t+1}$		-2.404 *** (-5.786)				-0.406 (-1.010)		-0.475 (-1.254)
$Tier1_ratio \cdot EarlyD_{t+1}$				-2.039 *** (-8.616)				5.557 *** (2.721)
$EarlyD_{t+1}$		14.419 *** (4.165)		10.315 *** (5.507)		4.099 (1.101)		
Obs.	545	545	544	544	539	539	538	538

(注1) 括弧内はt値を表す。**, ***はそれぞれ有意水準5%, 1%を示す。

(注2) 推定方法: Panel Generalized Method of Moments (Arellano and Bover [1995])。

(注3) $\Delta \log(Loan)$, $Loan_Deposit_interest_rate\ spread$, $\Delta \log(GDP)$, $Capital_ratio$, $Tier1_ratio$ の単位は%。

(注4) サンプル期間: 1999~2006年度。

(注5) 推定式(1)を用いた場合、資本注入政策全体(つまり金融機能安定化法と早期健全化法を区別しない)の効果調べているのに対し、推定式(2)を用いた場合は2つの法律を区別しそれぞれの効果を分析している。

[参考文献]

- 佐藤隆文（2007）「日本における規制の進化」佐藤隆文編『バーゼルIIと銀行監督——新しい自己資本比率規制』第2章，東洋経済新報社。
- 日本経済新聞（2003）「行政『二重基準』金融相が容認」『日本経済新聞』2003年3月29日。
- 氷見野良三（2005）『検証 BIS規制と日本』第2版，金融財政事情研究会。
- Arellano, M. and O. Bover (1995) “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models,” *Journal of Econometrics*, Vol.68, No.1, pp.29-51.
- Baltagi, B. H. (2001) *Econometric Analysis of Panel Data*, 2nd ed., Chichester, UK: Wiley.
- Hall, B. J. (1993) “How Has the Basle Accord Affected Bank Portfolios?” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.7, No.4, pp.408-440.
- Ito, T. and Y. N. Sasaki (1998) “Impacts of the Basel Capital Standard on Japanese Banks’ Behavior,” *National Bureau of Economic Research Working Paper*, No.6730.
- Ito, T. and Y. N. Sasaki (2002) “Impacts of the Basel Capital Standard on Japanese Banks’ Behavior,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.16, No.3, pp.372-397.
- Montgomery, H. (2005) “The Effect of the Basel Accord on Bank Portfolios,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.19, No.1, pp.24-36.
- Montgomery, H. and S. Shimizutani (2009) “The Effectiveness of Bank Recapitalization Policies in Japan,” *Japan and the World Economy*, Vol.21, No.1, pp.1-25.
- Peek, J. and E. Rosengren (1995) “The Capital Crunch: Neither a Borrower nor a Lender Be,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.27, No.3, pp.625-638.
- Shimizu, Y. (2007) “Impacts of the BIS Regulation on the Japanese Economy,” *Journal of Asian Economics*, Vol.18, No.1, pp.42-62.
- Vera, D. and K. Onji (2008) “Change in the Banking System and Small Business Lending,” *Small Business Economics*, forthcoming.
- Watanabe, W. (2007) “Prudential Regulation and the ‘Credit Crunch’: Evidence from Japan,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.39, No.2-3, pp.639-665.
- Woo, D. (2003) “In Search of ‘Capital Crunch’: Supply Factors Behind the Credit Slowdown in Japan,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.35, No.6, Part 1, pp.1019-1038.

《SUMMARY》

NEGATIVE IMPACTS OF CAPITAL INJECTION
POLICIES ON THE CAPITAL CRUNCH:
EVIDENCE FROM JAPAN*By* TAKESHI OSADA

This paper empirically investigates the effects of capital injections into Japanese banks, which were based on the Financial Function Stabilization Law and the Early Strengthening Law, on the capital crunch. Using the financial panel data for all of the Japanese commercial banks, we estimate dynamic panel models which investigate the effects of capital injections on banks' lending behaviour. We find a negative impact of capital injections on capital crunch. Though the capital injections were expected to free banks from capital regulatory constraint, Japanese banks that had received capital injections became more sensitive about their capital adequacy ratios, and reduced their loans; the exception was the domestic banks that got capital injection based on the Early Strengthening Law. The difference between success and failure has a lot to do with the frameworks of capital injection policies, suggesting that the manner of conducting capital injection policies and banking supervision is a very crucial matter.

(Hitotsubashi University, Australian National University)