

# 公的資本注入の貸し渋り抑制効果

ヘザー モンゴメリ\*

## I. はじめに

2007年から2008年にかけての世界金融危機（いわゆる「リーマンショック」）に際して多くの国々が金融危機対策として新しい政策、すなわち「非伝統的な政策手段」に踏み込んだ。その内の一つが金融機関への公的資金注入であった。欧米では政府が公的資金を注入し金融機関の株式を取得しようとすることに多くの議論を呼び、経済学者の中には日本の経験に学ぼうと唱えるものも出現した。なぜなら、日本経済は世界金融危機のちょうど10年前の1990年代末に金融危機をすでに経験し、その対策として、日本の政府は10兆円に上る公的資金の資本注入を行っていたからである。

それにしても、公的資金の資本注入は実際に成果があるのだろうか。資本注入政策には様々な目的があるが（Montgomery & Shimizutani, 2009）、もっとも重要な目的はいわゆる「貸し渋り」の抑制である。公的資金の資本注入が貸し渋りを抑制できるかどうかについて、先行実証研究を見ても、明らかな答えがでない。

「貸し渋り」を公的資金で抑制できるかどうかはいまだに議論が続くが、多くの先行研究は「キャピタル・クランチ」の現象の存在を明らかにしてきた（Ito & Sasaki, 2002; Montgomery, 2005; Shimizu, 2007; Peek & Rosengren, 1995; Woo, 2003; Watanabe, 2007）。「キャピタル・クランチ」というのは銀行の自己資本減少によって起こる銀行活動の縮小を意味する（Peek & Rosengren, 1995）。先行研究によると日本ではバーゼル合意により自己資本比率規制が厳しくなったため、銀行はリスク資産、特に貸出を縮小させた（Ito & Sasaki, 2002; Montgomery, 2005）とされている。

自己資本比率が減少するとともに貸出も減少するならば、当然ながら自己資本比率を増やす資本注入は貸出を増加させるだろう。しかし、資本注入の効果はまだ明らかになっていない。リーマンショック後の欧米がとった資本注入政策に関する実証研

\* 国際基督教大学教養学部経済経営学デパートメント上級准教授

究は徐々に増えている [例：Li, 2013 ; Montgomery & Takahashi, 2014] が、日本の資本注入政策の効果を明示的に研究した実証研究はまだ数少ない [例：Montgomery & Shimizutani, 2009 ; Osada, 2011 ; Giannetti & Simonov, 2013]。たとえば渡辺（2010）の実証研究サーベイによると、「個別行の資本不足に見合った十分な金額の公的資本注入は銀行の貸し渋りを緩和する一方、資産査定を伴わず、規模の小さい公的資本注入は銀行貸出には効果がないことなどが明らかになっている。」（渡辺、2010、pp. 134）とある。

本稿の研究目的は、公的資金の資本注入は金融機関の貸出増加を促進したかどうかを実証的に解明していくことである。本稿では、横断的重回帰分析から始め、パネル・データ重回帰分析に進み、分析方法、特に時間固定効果と個体固定効果で、結果がどう変わるかを分析する。

本稿の検証の結果を大まかにいうと、日本における公的資金の資本注入は貸し渋りを抑制した、と結論できる。日本の全国銀行のデータを細かく計量分析すると資本注入は銀行の貸出を増加させたという結果が得られる。この結果は、横断的分析でも、パネル・データの分析でも、時間固定効果、個体固定効果のいずれを入れて推定しても頑強な結果がでる。しかしながら、資本注入を年ごとに分けて個別に分析すると、資本注入政策の枠組み、つまり法律により政策効果の違いがでることがわかる。ほとんどの効果は「早期健全化法」の下で 1998 年度末に行った資本注入の成果である。言い換えると、「金融機能安定化法」の下で 1997 年度末に行った資本注入はそれほど貸し渋りを抑制できなかったということだ。そして、銀行に適用された規制・監督体制によって分けて分析すると、政策効果は政策枠組みだけではなく、銀行に対して行われた規制・監督体制の違いでも結果の変化が観察される。資本注入政策は国内基準行の貸出の促進にはあまり効果がみられないが、比較的厳密に監督された国際基準行において貸出の増加が顕著に現れている。

本稿の構成は以下の通りである。次の第 II 節では、自己資本比率の規制監督と 1990 年代後半の公的資金の資本注入政策を説明する。第 III 節にて実証分析に用いる分析手法、続く第 IV 節にてデータに関する説明がなされる。第 V 節では実証分析の結果が示される。最後の第 VI 節では結論を表す。

## Ⅱ. 邦銀の自己資本比率規制と1990年代後半の公的資本注入

### 1. 邦銀の自己資本比率規制

1980年以降国際金融市場は飛躍的に拡大したが、システミック・リスクが懸念されるようになった。そのため国際間の金融システムの安定、銀行間競争の不平等を是正することを目的として国際決済銀行（BIS）によるバーゼル銀行監督委員会（BCBS）が発足した。1988年にバーゼル合意が成立し、バーゼル銀行監督委員会（BCBS）が世界各国の銀行の監督をより強化することを目指した。

バーゼル合意とは、国際的に活動する銀行の自己資本比率（現在のバーゼル III には流動性比率も含む）に関する国際統一合意のことで、バーゼル銀行監督委員会（BCBS）が示した基準である。

バーゼル合意の下で、国際的に活動している銀行は BIS 規制を順守しなければならない。具体的には、リスクウェイトを用いてリスク加重資産を算出された総リスク資産（いわゆるリスク・アセット総額）に対して、Tier I と Tier II の合計である規制資本（いわゆる自己資本）の最低割合を保有しなければならなくなった。

日本では1992年度末からバーゼル合意による BIS 規制が本格的に適用された。しかし、同時期にバブル景気が崩壊し、日本の規制対象銀行に必要な自己資本を確保できるだろうかという懸念が生じた。しかし、予想に反して、すべての規制対象銀行は転換社債を発行するなどの対策を講じて、BIS 規制が完全に適用されるまでには規制を達成することができた。その後、バブル景気の崩壊によって景気の低迷が深刻化してくると、銀行の不良債権は増大し、自己資本の減少によって決算期ごとに銀行は自己資本比率が最低率を割り込む可能性を意識せざるをえなくなった。

そのような背景で、国際的に活動している銀行<sup>(1)</sup>に対する政策と国際的に活動していない銀行に対する政策とに大きな違いが生まれた。バーゼル合意に加盟している国際基準行は、バーゼル合意で決められた自己資本比率の最低基準（いわゆる BIS 規制）の8%以上を保有していなければならなかった。これに対して日本の国内基準行は、大蔵省が決めた自己資本比率の最低基準（いわゆる MOF 規制）の4%のみを保有していれば良かった。

---

(1) 日本では「国際的に活動している銀行」とそうでない銀行は、国際業務を許可されたかどうか、つまり海外支店を持つか持たないかで区別される。本稿では今後「国際基準行」「国内基準行」と呼ぶ。

## 2. 1990年代後半の公的資本注入

80年代後半のバブル期には、多くの銀行が積極的に融資を行った。そのためバブル崩壊後、銀行が多額の不良債権を抱えることになった。決算ごとに多額の債権償却を迫られるようになり、債権の償却により自己資本を失っていた。1990年代後半には日本経済は本格的な金融危機に見舞われた。

1997年11月17日、戦後初めて都市銀行の倒産が発生した。北海道拓殖銀行（拓銀）が多額の不良債権を抱えて、破綻したのである。その一週間後に、野村・大和・日興と共にいわゆる「四大証券会社」の一角を占めていた山一証券が廃業に迫られた。さらには1998年、大手金融機関の日本長期信用銀行（長銀）、日本債券信用銀行（日債銀）の2行が経営破綻するに至った。

この金融危機の対策として、1998年2月政府は金融機能安定化法を制定し、自己資本の引き上げ策として銀行に公的資金を直接注入することを決定した。

金融機能安定化法に基づき、1997年度末（1998年3月）には合計1.8兆円の公的資金が21行の銀行に注入された（詳細は表1参照）。当初、銀行が投資家の反応を危惧したため、銀行側から積極的に公的資金を求めることは少なかった。政府はその背景を踏まえ、2つの行動を取った。第一に、資本注入を必要としない東京三菱銀行も含め個別行の経営状態や資本不足の程度に関係なく、すべての大手銀行<sup>(2)</sup>にほぼ同じ1,000億円の金額を強制的に注入することとした。地方銀行<sup>(3)</sup>へも3行のみであるが、200億円から300億円の小規模な資本注入を行った。第二に、投入した公的資金のほとんどはTier IIに相当する劣後債、又は劣後ローンとしたことであった。急速に減じたTier Iに相当する優先株式は1.8兆円の内、3,300億円に満たなかった。このような小規模な公的資金で貸し渋りの防止は不可能だろうという非難は少なかった。

---

(2) 北海道拓殖銀行の1997年11月の倒産と、LTCB（現新生銀行）、Nippon Credit Bank（現あおぞら銀行）の国有化の後、大手銀行は16の都市銀行、信託銀行と長期信用銀行と定義された。

(3) 横浜銀行、足利銀行と北陸銀行。

表 1 金融機能安定化法に基づき資本注入額

銀行名	資本			
	注入額 (億円)	資産合計額に対す るパーセンテージ	内Tier I 資本 (億円)	内Tier II 資本 (億円)
1997年（金融機能安定化法）				
第一勧業	990	0.18%	990	0
富士	1,000	0.20%	0	1,000
日本興業	1,000	0.22%	0	1,000
安田信託	1,500	1.83%	0	1,500
さくら	1,000	0.19%	0	1,000
住友	1,000	0.17%	0	1,000
東京三菱	1,000	0.12%	0	1,000
三菱信託	500	0.28%	0	500
あさひ	1,000	0.34%	0	1,000
大和	1,000	0.60%	0	1,000
住友信託	1,000	0.64%	0	1,000
三井信託	1,000	0.83%	0	1,000
中央信託	600	1.62%	320	280
横浜	200	0.18%	0	200
北陸	200	0.30%	0	200
足利	300	0.51%	0	300
三和	1,000	0.19%	0	1,000
東海	1,000	0.31%	0	1,000
東洋信託	500	0.61%	0	500
日本長期信用銀行	1,770	0.13%	1300	470
日本債券信用銀行	600	0.07%	600	0

懸念された通り、資金が注入されたにもかかわらず、多くの銀行が自己資本比率の BIS 規制の 8% に満たないおそれがあった。そのため、早期健全化法に基づき、1998 年度末と 1999 年度末（1999 年 3 月と 2000 年 3 月）に 1997 年度の約 4 倍にあたる 7.5 兆円の公的資金が再び銀行に注入されることになった。この資本注入を行うのに際して、政府は前回の反省から資本注入を受ける銀行に対して「経営健全化計画」を金融庁に提出するように要請した。各行が提出したこの「経営健全化計画」と経営状態を参

考にして資本注入の金額が決められたため、前回（1997年度）の資本注入に比べると30億円（熊本ファミリー銀行）から1,000億円（旧富士銀行）までの幅がある公的資金が注入されることになった（詳細は表2参照）。二回目の公的資金注入で評価される点は、一回目の公的資金注入に比べ、二回目の公的資金合計が大幅に上回ったことである。そして、合計の7.5兆円のうち6.2兆円はTier Iに相当する優先株式であったことだ。

表2 早期健全化法の下で資本注入額

銀行名	資本注入額 (億円)	銀行の資産合計額に 対するパーセンテージ		
		内Tier I 資本 (億円)	内Tier II 資本 (億円)	
1998年（早期健全化法）				
第一勧業	9,000	1.71%	7,000	2,000
富士	10,000	2.16%	8,000	2,000
日本興業	6,000	1.43%	3,500	2,500
さくら	8,000	1.69%	8,000	0
住友	5,010	0.97%	5,010	0
三菱信託	3,000	1.77%	2,000	1,000
あさひ	5,000	1.75%	4,000	1,000
大和	4,080	2.63%	4,080	0
住友信託	2,000	1.37%	1,000	1,000
三井信託	4,003	4.24%	2,503	1,500
中央信託	1,500	2.88%	1,500	0
横浜	2,000	1.80%	1,000	1,000
三和	7,000	1.47%	6,000	1,000
東海	6,000	1.98%	6,000	0
東洋信託	2,000	2.53%	2,000	0
1999年（早期健全化法）				
北陸	750	1.25%	750	0
足利	1,005	1.91%	1,050	0
琉球	400	2.85%	400	0
広島総合	400	1.93%	200	0
熊本ファミリー	300	2.22%	300	0

このように公的資金注入政策は注入された金額の規模、注入の枠組み等の違いがあり、それによって貸し渋り対策としての効果も異なると考えられる。次の節でこの相違点を検証する。

### Ⅲ. 分析方法

本節では、公的資金注入政策の貸し渋りへの効果を実証的に分析するために、各行への公的資本注入と期間ごとの貸出成長率の関係の計量分析を行う。

計量分析に推定する基本方程式は下の1式である。

$$\Delta \log L_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \log L_{i,t} + \beta_2 \text{Cap}_{i,t} + \beta_3 \text{Inj}_{i,t} + \beta_4 (r_{i,t}^L - r_{i,t}^D) + \varepsilon_{i,t+1} \quad (1)$$

つまり、銀行*i*の*t+1*年度の貸出増加率（ $\Delta \log L_{i,t+1}$ ）という従属変数を、独立変数の銀行*i*の*t*年度の貸出増加率（ $\Delta \log L_{i,t}$ ）・自己資本比率（ $\text{Cap}_{i,t}$ ）・公的資金の各行合計資産に対しての資本注入額（ $\text{Inj}_{i,t}$ ）・貸出金利と預金金利の金利差（ $r_{i,t}^L - r_{i,t}^D$ ）に回帰する。分析手段の始めとして、横断的重回帰を公的資本注入が行われた1997～1999年の年ごとに行う。

次に、データ数を増やし、各行の過去の貸出増加の傾向を考慮しながらパネル・データ分析に進む。シンプルなパネル・データ分析から始め、マクロ経済からの影響を考慮して上の1式に*t+1*年度の名目GDP成長率（ $\Delta \log \text{GDP}_{i,t+1}$ ）を追加すると以下の2式になる。

$$\Delta \log L_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \log L_{i,t} + \beta_2 \text{Cap}_{i,t} + \beta_3 \text{Inj}_{i,t} + \beta_4 (r_{i,t}^L - r_{i,t}^D) + \beta_5 \Delta \log \text{GDP}_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (2)$$

最後に、固定効果を入れて、推定していく。まずは、マクロ経済からの影響を十分にコントロールして、名目GDP成長率の代わりに時間固定効果を用いて推定する（3式）。

$$\Delta \log L_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \log L_{i,t} + \beta_2 \text{Cap}_{i,t} + \beta_3 \text{Inj}_{i,t} + \beta_4 (r_{i,t}^L - r_{i,t}^D) + \beta_{5,t} T_{t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (3)$$

そして、個別銀行間の差を考慮して、時間固定効果に加えて、個体固定効果を入れて推定する。個体固定効果を選ぶためには母数モデルと変量モデルを推定して、ハウスマン・テストで適切なモデルを選ぶ（4式）。

$$\Delta \log L_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \log L_{i,t} + \beta_2 \text{Cap}_{i,t} + \beta_3 \text{Inj}_{i,t} + \beta_4 (r_{i,t}^L - r_{i,t}^D) + \beta_{5,t} T_{t+1} + \beta_{6,i} I_i + \varepsilon_{i,t+1} \quad (4)$$

横断的重回帰の場合には、データのサンプルは横断面データ、つまりすべての個別銀行のデータを公的資金注入が行った年ごとのデータである。パネル・データ分析ではデータ数を増やし個別銀行のデータのすべての項目の時系列データをまとめて分析する。パネル・データ分析では、まず、すべての銀行の個別データを同時に推定する。その後、前述したように1997、1998、1999年度の公的資金の資本注入の影響がそれぞれ異なる可能性があるので、資本注入を $lnj_i^{1997}$ 、 $lnj_i^{1998}$ と $lnj_i^{1999}$ 、つまり年ごとに分けて、パネル・データ分析を使いつつ三回行った資本注入の効果を個別に推定していく。最後に、自己資本比率規制は国際基準行と国内基準行の間で異なるので、国際基準行と国内基準行は分けて別々に分析する。

基本的には、各行の「自己資本比率が高くなれば貸出が増加する」とすれば、 $\beta_2$ の推定値は有意に正の値を取るはずである。そして、公的資金の資本注入が貸出を増加させる効果があるとすれば、 $\beta_3$ も有意に正のはずである。資本注入を年ごとに分けて推定する場合、公的資金の資本注入が1997、1998、1999年度を通して貸出を増加させる可能性がある。しかし、ここで先に想定したように金融機能安定化法の下で行った資本注入（1997年）と、早期健全化法の下で行った資本注入（1998年、1999年）の二つの法律による資本注入の貸出への影響に違いがあるとすれば、 $\beta_3$ は年度によって値に違いがでるであろう。

#### IV. データ概要

本節に用いた財務データは全国銀行協会および預金保険機構から得たもので、貸借対照表と損益計算書を含む1990年度から2000年度末までの邦銀全行（109行の都市銀行、地方銀行、第二地方銀行、信託銀行、旧長期信用銀行）の年末単体財務データである。ただし、期間中に倒産した銀行、国有化された銀行、新たに設立された銀行を分析から除外する。合併した銀行は全期間に一つの銀行として扱う。

貸出金利と預金金利は個別銀行のデータでは公表されていないので、年末単体財務データを参考にして筆者が算出した。貸出金利は貸出金利息を貸出金残高で割って算出する。同じように預金金利は預金利息を預金残高で割って算出する。

表3は分析に用いるデータの基準統計である。表4と表5では国際基準行（表4）と国内基準行（表5）を分けてデータの基準統計を示す。



表 3 記述統計量

変数	数	平均	標準偏差	最少	最大
$\Delta \log L_{i,t}^{\text{Total}}$ 貸出合計の成長率	1,087	1.61%	0.06	-26.82%	77.87%
$r_{i,t}^L - r_{i,t}^D$ 貸出金利と 預金金利の金利差	1,197	2.01%	0.65	-2.00%	3.40%
$\text{Cap}_{i,t}$ 自己資本比率	1,088	8.37%	2.27	0.40%	15.40%
$\text{In}j_{i,t}$ 公的資金注入額 ÷ 資産合計	1,088	0.47%	0.30	0.00%	4.24%
$\Delta \log \text{GDP}_{i,t+1}$ 名目 GDP 成長率	1,087	1.32%	0.02	-1.58%	4.83%

サンプル期間の 1990 年から 2000 年の間、邦銀の貸出合計額の成長率の平均は 1.61% であるが、- 26.82% から 77.87% と幅が広い。それぞれの平均を見ていくと貸出金利と預金金利の金利差は 2.01% で、欧米銀行の基準より低い。自己資本比率は BIS 規制の 8% を超える 8.37% であるが、非常に低い 0.40% から健全な 15.40% まで範囲が広い。公的資金注入額も、個別銀行の資産合計の 0% (資金注入を全く受けていない銀行) から 4.24% (三井信託銀行が 1998 年度に受けた資金注入) と幅があり、平均は 50 ベースポイント未満である。サンプル期間最初の 1990 年には名目 GDP 成長率がサンプルの最大の 4.83% だったが、その後マクロ経済環境が弱くなった「失われた 10 年」には名目 GDP 成長率は平均して 1% 程度に低迷した。

表 4 国際基準行の記述統計量

変数	数	平均	標準偏差	最少	最大
$\Delta \log L_{i,t}^{Total}$ 貸出合計の成長率	188	0.3%	0.09	-26.8%	65.6%
$r_{i,t}^L - r_{i,t}^D$ 貸出金利と預金金利の金利差	206	0.91%	0.72	-2.00%	2.20%
$Cap_{i,t}$ 自己資本比率	188	10.01%	1.46	7.10%	15.40%
公的資金注入額 ÷ 資産合計					
$Inj_i^{1997}$ 1997年度の公的資金注入	189	0.05%	0.21	0%	1.83%
$Inj_i^{1998}$ 1998年度の公的資金注入	189	0.15%	0.58	0%	4.24%
$Inj_i^{1999}$ 1999年度の公的資金注入	189	0%	0	0%	0%

全銀行の平均増加率 1.6% に比べると、日本の国際基準行の貸出合計額の増加率の平均は 0.3% 程度と低い。貸出金利と預金金利の金利差も、邦銀の全体に比べても、非常に低い 0.91% である。国際基準行の場合、貸出し以外の営業からの利潤が多いと考えられる。国際基準行の自己資本比率は平均 10.01% で頑健性が高いが、それに比べると総合資産に対する公的資金の資本注入額の平均は 1997、1998 年度にはそれぞれ 0.05%、0.15% と低かった。1999 年度の資本注入は国内基準行に集中し、国際基準行は受けていないため 0% となる。

表 5 国内基準行の記述統計量

変数	数	平均	標準偏差	最少	最大
$\Delta \log L_{i,t}^{Total}$ 貸出合計の成長率	1,095	1.85%	0.05	-10.9%	77.9%
$r_{i,t}^L - r_{i,t}^D$ 貸出金利と預金金利の金利差	1,099	2.22%	0.36	1.20%	3.40%
$Cap_{i,t}$ 自己資本比率	1,099	8.21%	2.27	0.40%	14.00%
公的資金注入額割る資産合計					
$Inj_i^{1997}$ 1997年度の公的資金注入	1,099	0.001%	0.25	0%	0.51%
$Inj_i^{1998}$ 1998年度の公的資金注入	1,099	0.002%	0.15	0%	1.80%
$Inj_i^{1999}$ 1999年度の公的資金注入	1,197	0.012%	0.65	0%	2.85%

国内基準行の貸出合計額の平均増加率、貸出から得る利益つまり貸出金利、預金金利の金利差、これらの平均は共に2%程度で、国際基準行より高いが欧米銀行と比較してみると低い。表にある通り銀行の平均自己資本比率は国内基準行なりに安定した8.21%だった。それに比べると総合資産に対しての資本注入額の平均は1997、1998、1999年度には非常に低く0.001%～0.012%に留まった。

## V. 分析結果と考察

### 1. 横断的分析

公的資本注入と貸出成長率の関係を明確にするため、始めに横断的分析、つまり資本注入が行われた1997年、1998年、1999年の年ごとのデータを別々に推定する。表6に示してある結果は全行の1997年度、1998年度、1999年度それぞれのデータを用いて横断的重回帰分析した結果である。1列目は1997年度、2列目は1998年度、3列目は1999年度のデータの分析結果を表す。従属変数は個別銀行の貸出成長率で、第4項の公的資金注入に推定される係数は各年の公的資金注入の貸出成長率への影響を表す。

表6 全国銀行

	(1)	(2)	(3)
従属変数: $\Delta \log L_{i,t+1}$			
推定方法	横断面		
独立変数	1997年	1998年	1999年
$\Delta \log L_{i,t}^{\text{Total}}$	1.135***	0.158***	0.107
貸出合計の成長率	[0.217]	[0.040]	[0.077]
$r_{i,t}^L - r_{i,t}^D$	-0.013	0.027**	-0.004
貸出金利と預金金利の金利差	[0.021]	[0.014]	[0.007]
$\text{Cap}_{i,t}$	-0.009*	0.005***	-0.000
自己資本比率	[0.005]	[0.002]	[0.002]
$\text{Inj}_{i,t}$	<b>0.125***</b>	<b>0.028***</b>	<b>-0.000</b>
公的資金注入	<b>[0.044]</b>	<b>[0.006]</b>	<b>[0.006]</b>
定数	0.083	-0.130***	0.016
	[0.073]	[0.036]	[0.027]
データ数	109	109	109
銀行数	109	109	109
R2	0.21	0.29	0.02

注意：係数下段の[ ]内は頑健な標準誤差を表す。

\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%有意水準で有意を示している。

表6からは1997年度と1998年度の資本注入は貸出成長率を増加させたという推定結果が得られる。1列目でも2列目でも「公的資金注入」の係数は正值で、1%レベルで非常に統計的に優位である。

横断的分析の結果を参考にして、次に各行の過去の貸出成長率の傾向を考慮するためにパネル・データ分析に進む。

## 2. フル・サンプル

表7はパネル・データ分析の結果を表す。表6と同じく従属変数は個別銀行の貸出成長率である。しかし、各行の過去の貸出成長率の傾向を考慮して年ごとのデータを別々に分析はしない。フル・サンプルの109銀行の個別データを1990年から2000年までのパネル・データとして分析して行く。

表7 全国銀行

	(1)	(2)	(3)	(4)
従属変数: $\Delta \log L_{i,t+1}$				
推定方法	パネル・データ			
独立変数		時間固定効果	時間固定と 個体固定効果 (母数モデル)	時間固定と 個体固定効果 (変量モデル)
$\Delta \log L_{i,t}^{\text{Total}}$ 貸出合計の成長率	0.014*** [0.005]	0.020*** [0.005]	0.028** [0.011]	0.020** [0.010]
$r_{i,t}^L - r_{i,t}^D$ 貸出金利と預金金利の金利差	-0.005 [0.006]	0.008*** [0.003]	-0.032* [0.017]	0.008** [0.004]
$\text{Cap}_{i,t}$ 自己資本比率	-0.000 [0.001]	0.001 [0.001]	0.002 [0.002]	0.001 [0.001]
$\text{Inj}_{i,t}$ 公的資金注入	<b>0.014***</b> <b>[0.005]</b>	<b>0.020***</b> <b>[0.005]</b>	<b>0.028**</b> <b>[0.011]</b>	<b>0.020**</b> <b>[0.010]</b>
$\Delta \log \text{GDP}_{i,t+1}$ 名目 GDP 成長率	0.857*** [0.110]			
定数	-0.008 [0.011]	-0.019 [0.013]	0.046 [0.050]	-0.019 [0.016]
データ数	978	978	978	978
銀行数	109	109	109	109
R <sup>2</sup>			0.21	

注意：係数下段の[ ]内は頑健な標準誤差を表す。

\*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%有意水準で有意を示している。

表7の1列目はシンプルなパネル・データ分析で、マクロ経済からの影響を考慮して名目 GDP 成長率を独立変数として含めてある。名目 GDP の係数が正で統計的に有意ということは、景気が良い場合銀行の貸出成長率が高いということを意味する。

そこで、表7の2列目は名目 GDP 成長率以外のマクロ経済からの影響を十分にコントロールするために、名目 GDP 成長率の代わりに時間固定効果を入れて推定した結果を表す。最後に、表7の3～4列目は個別銀行間の差を考慮して推定式に時間固定効果に加え、個体固定効果を入れる。3列目には母数モデルを使った結果を、4列目には変量モデルを使った結果を示す。どの列を見ても、表6の横断的分析と同じく

公的資金注入の係数は正值で統計的に優位である。

パネル・データの分析を用い各行の過去の貸出成長率の傾向を考慮しても、時間固定効果を入れてマクロ経済からの影響をコントロールしても、個体固定効果を入れて個別銀行間の差をコントロールしても、頑健性が保持される。金融危機の後、公的資金資本注入を受けた銀行の貸出成長率は、公的資金資本注入を受けていない銀行より高くなっている。その公的資金資本注入を受けた銀行とを受けていない銀行の違いは統計的に有意で大きい。数値上で公的資本注入が1単位（資産の1%）上昇すると、貸出成長率が2.0%～2.8%間上昇する関係にあることが分かる。表3に表れたように邦銀の貸出合計額の平均成長率は1.61%で、資本注入の貸出増加への影響が大きい。つまり、統計的に優位なだけでなく、経済的にも優位であることが確認された。

### 3. 資本注入を年ごとに分けた分析

表7のパネル・データ分析の結果は、各行の過去の貸出成長率の傾向を考慮しても公的資金資本注入が銀行貸出成長率へ効果があったという結論を示唆しているが、それぞれの公的資金注入を一括して分析していることで、資本注入政策の枠組みによる政策効果がどのように異なるかは分からない。1997、1998、1999年度の公的資金の資本注入の影響の相違点を知るため、次にパネル・データを使いながら、資本注入を年ごとに分けて分析する。公的資金の資本注入を年ごとに分けて分析した推定結果を表8に表す。

表 8 全国銀行

	(1)	(2)	(3)	(4)
従属変数: $\Delta \log L_{i,t+1}$				
推定方法	パネル・データ			
独立変数		時間固定効果	時間固定と 個体固定効果 (母数モデル)	時間固定と 個体固定効果 (変量モデル)
$\Delta \log L_{i,t}^{\text{Total}}$ 貸出合計の成長率	0.216*** [0.029]	0.192*** [0.030]	0.039 [0.048]	0.192*** [0.056]
$r_{i,t}^L - r_{i,t}^D$ 貸出金利と預金金利の金利差	0.005* [0.003]	0.008*** [0.003]	-0.035** [0.016]	0.008** [0.004]
$\text{Cap}_{i,t}$ 自己資本比率	-0.000 [0.001]	0.001 [0.001]	0.001 [0.002]	0.001 [0.001]
$\text{Inj}_i^{1997}$ 1997年度の公的資金注入	<b>0.030*</b> [0.018]	<b>0.021</b> [0.018]	<b>0.043</b> [0.059]	<b>0.021</b> [0.066]
$\text{Inj}_i^{1998}$ 1998年度の公的資金注入	<b>0.019***</b> [0.006]	<b>0.029***</b> [0.006]	<b>0.040***</b> [0.010]	<b>0.029***</b> [0.008]
$\text{Inj}_i^{1999}$ 1999年度の公的資金注入	<b>-0.003</b> [0.010]	<b>-0.001</b> [0.010]	<b>-0.000</b> [0.012]	<b>-0.001</b> [0.005]
$\Delta \log \text{GDP}_{i,t+1}$ 名目GDP成長率	0.883*** [0.111]			
Constant 定数	-0.008 [0.011]	-0.015 [0.013]	0.067 [0.048]	-0.015 [0.016]
データ数	978	978	978	978
銀行数	109	109	109	109
R <sup>2</sup>			0.22	

注意：係数下段の[ ]内は頑健な標準誤差を表す。

\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%有意水準で有意を示している。

表 8 は、先の表 6 と表 7 と同じく従属変数は個別銀行の貸出成長率である。表 6 と異なり、ここでは表 7 と同様に 109 銀行の 1990 年から 2000 年までの個別データを収集して、推定方法としてパネル・データを用いた分析を採用する。1 列目はシンプルなパネル・データ分析で、2 列目は時間固定効果を入れ、3～4 列目は時間固定効果に加え個体固定効果を入れて母数モデル（3 列目）、また変量モデル（4 列目）が推定

される。

ここで先の分析と異なるのは公的資金注入のパラメータである。表8の場合、公的資金注入は一括して一つのパラメータでは推定せず、公的資金注入を年ごとに分け、個別に各年のパラメータを推定していく。金融機能安定化法の下で1997年度末に行った資本注入の貸出成長率への影響は、第4項の $Inj_i^{1997}$ （1997年度の公的資金注入）のパラメータに表れる。第5～6項、つまり $Inj_i^{1998}$ （1998年度の公的資金注入）、 $Inj_i^{1999}$ （1999年度の公的資金注入）のパラメータでは、早期健全化法の下で1998年度末と1999年度末に行った資本注入の貸出成長率への影響を知ることができる。

どの推定手法を採用しても、すべての列で第4項の $Inj_i^{1997}$ （1997年度の公的資金注入）への推定された係数が5%レベルで、統計的に有意ではない。金融機能安定化法の下で1997年度末に行った資本注入は銀行の貸出成長率にはそれほど影響を与えなかったことを示唆する。逆に、どの推定手法を採用しても、すべての列で第5項の $Inj_i^{1998}$ （1998年度の公的資金注入）への推定される係数は正で優位水準が1%レベルまで上がり、極めて統計的に有意な値になった。1998年度に注入された公的資金は、ある銀行の資産合計が1%高くなると、銀行の貸出成長率は1.9%（シンプルなパネル・データの推定）から4.0%（時間固定効果と個体固定効果の両方を入れて母数モデルでの推定）高くなる。表8では $Inj_i^{1999}$ （1999年度の公的資金注入）への推定された係数は統計的に有意ではない。1999年度の公的資金注入は1998年度の公的資金注入と同様に早期健全化法の下で行われたため、貸出成長率への影響が異なるのは奇異に感じられるが、前述したように1999年度の公的資金注入は少数の地方銀行、第二地方銀行しか受けられなかった。したがって、同じ早期健全化法の下で行った1998年度の公的資金注入と1999年度の公的資金注入の効果が異なる原因は、受けた銀行の規則・監督体制の違いにある可能性が高い。この点を次の節で、国際基準行と国内基準行に分けて分析し、より詳細に検証していく。

#### 4. 国際基準行対国内基準行

国際基準行と国内基準行を分けて行った重回帰分析の結果はそれぞれ表9と表10の通りである。表9にも表10にも従属変数として貸出金合計の成長率を用いている。サンプルを国際基準行と国内基準行に分けて分析するとデータ数が少なくなることから、年ごとの横断的重回帰を省き、データ数が多く、個別銀行の過去の貸出傾向を考慮できるパネル・データ分析に直ちに進む。



まず、表 9 の国際基準行の分析結果を見てみよう。

表 9 国際基準行

	(1)	(2)	(3)	(4)
従属変数: $\Delta \log L_{i,t+1}$				
推定方法	パネル・データ			
独立変数		時間固定効果	時間固定と 個体固定効果 (母数モデル)	時間固定と 個体固定効果 (変量モデル)
$\Delta \log L_{i,t}^{\text{Total}}$ 貸出合計の成長率	0.182*** [0.065]	0.197*** [0.063]	0.137 [0.089]	0.197** [0.097]
$r_{i,t}^L - r_{i,t}^D$ 貸出金利と預金金利の金利差	-0.003 [0.008]	-0.004 [0.009]	-0.025 [0.015]	-0.004 [0.006]
$\text{Cap}_{i,t}$ 自己資本比率	0.006 [0.005]	0.003 [0.007]	0.006 [0.008]	0.003 [0.004]
<b><math>\text{Inj}_i^{1997}</math></b> 1997年度の公的資金注入	<b>0.068**</b> [0.028]	<b>0.110***</b> [0.033]	<b>0.130</b> [0.078]	<b>0.110</b> [0.077]
<b><math>\text{Inj}_i^{1998}</math></b> 1998年度の公的資金注入	<b>0.030***</b> [0.011]	<b>0.044***</b> [0.016]	<b>0.052</b> [0.033]	<b>0.044**</b> [0.020]
$\Delta \log \text{GDP}_{i,t+1}$ 名目GDP成長率	2.299*** [0.465]			
Constant 定数	-0.088* [0.053]	-0.028 [0.083]	-0.133** [0.050]	-0.028 [0.048]
データ数	151	151	151	151
銀行数	17	17	17	17
R2			0.42	

注意：係数下段の[ ]内は頑健な標準誤差を表す。

\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%有意水準で有意を示している。

表 9 の左の第 4 項  $\text{Inj}_i^{1997}$  と第 5 項  $\text{Inj}_i^{1998}$  の推定結果から、1997 年度の金融機能安定化法に基づく資本注入と 1998 年度の早期健全化法に基づく資本注入の効果をそれぞれ知ることができる。

1 列目はシンプルなパネル・データの推定結果を表す  $\text{Inj}_i^{1997}$  と  $\text{Inj}_i^{1998}$  に推定された

係数を見ると、国際基準行の場合には 1997 年度も 1998 年度も両方の資本注入の効果が正で統計的に有意である。しかし、2 列目で名目 GDP 成長率の代わりに時間固定効果を入れて推定すると、1998 年度の係数はまだ正で統計的に有意であるが、1997 年度の係数の統計的有意が認められない。次に 3 列目と 4 列目では個別銀行の差もコントロールするために時間固定効果に加え、個体固定効果も入れて推定していく。母数モデル（3 列目）で推定しても変量モデル（4 列目）で推定しても 1998 年度の資本注入は、フル・サンプルによる分析結果に頑健性が認められた。

ハウスマン・テスト<sup>(4)</sup>より得た適切な変量モデルの結果（4 列目）を見ると、資本注入に推定された係数は年によって明らかに違う。1997 年度の公的資金注入の係数は正であるが統計的に有意ではない。しかし、1998 年度の公的資金注入の係数は正で 5% レベルで統計的に有意である。つまり、金融機能安定化法の下での資本注入（1997 年度）からは効果が得られず、早期健全化法の下での資本注入（1998 年度）からのみが効果を得たことが分かる。係数の値を見ると、早期健全化法に基づき 1998 年度の資本注入を受けた国際基準行の場合、資本注入金額が各行の合計資産が 1% 増加する度に、貸出増加率は 4.4% も上昇している。

続いて、国内基準行の推定結果（表 10 参照）について述べる。前述の国際基準行の分析と同様に、年ごとの横断的重回帰を省き、データ数が増え個別銀行の過去の貸出傾向を考慮できるパネル・データ分析に直ちに進む。

---

(4) 国際基準行  $\chi^2(12) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B) = 18.36$ ;  $\text{Prob} > \chi^2 = 0.1053$

表 10 国内基準行

	(1)	(2)	(3)	(4)
従属変数: $\Delta \log L_{i,t+1}$				
推定方法	パネル・データ			
独立変数		時間固定効果	時間固定と 個体固定効果 (母数モデル)	時間固定と 個体固定効果 (変量モデル)
$\Delta \log L_{i,t}^{\text{Total}}$ 貸出合計の成長率	0.221*** [0.033]	0.186*** [0.035]	-0.032* [0.017]	0.186*** [0.057]
$r_{i,t}^L - r_{i,t}^D$ 貸出金利と預金金利の金利差	-0.005 [0.006]	0.001 [0.006]	-0.045 [0.037]	0.001 [0.014]
$\text{Cap}_{i,t}$ 自己資本比率	-0.001 [0.001]	0.000 [0.001]	-0.001 [0.003]	0.000 [0.001]
$\text{Inj}_i^{1997}$ 1997年度の公的資金注入	<b>0.013</b> [0.075]	<b>-0.018</b> [0.072]	<b>0.055**</b> [0.027]	<b>-0.018</b> [0.041]
$\text{Inj}_i^{1998}$ 1998年度の公的資金注入	<b>-0.016</b> [0.025]	<b>-0.002</b> [0.024]	<b>0.022***</b> [0.005]	<b>-0.002</b> [0.002]
$\text{Inj}_i^{1999}$ 1999年度の公的資金注入	<b>-0.003</b> [0.009]	<b>-0.001</b> [0.009]	<b>0.003</b> [0.012]	<b>-0.001</b> [0.005]
$\Delta \log \text{GDP}_{i,t+1}$ 名目GDP成長率	0.727*** [0.107]			
Constant 定数	0.024 [0.017]	0.002 [0.019]	0.110 [0.102]	0.002 [0.043]
データ数	827	827	827	827
銀行数	92	92	92	92
R2			0.24	

注意：係数下段の[]内は頑健な標準誤差を表す。

\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%有意水準で有意を示している。

国内基準行の場合、シンプルなパネル・データの分析でも（1列目）、時間固定効果を入れても（2列目）双方の列の数値を見れば資金注入の効果が有意ではないことが分かる。時間固定効果に加え、個体固定効果を入れてみると、母数モデル（3列目）と変量モデル（4列目）により結果が異なる。国内基準行の場合、ハウスマン・テ

ストによると適切なモデルは変量モデル（4列目）となる<sup>(5)</sup>。変量モデルの場合、 $\ln j_i^{1997}$ 、 $\ln j_i^{1998}$ 、 $\ln j_i^{1999}$ 、すべての年の公的資金注入で推定された係数は統計的に有意ではない。国内基準行の場合、公的資金注入を受けても貸出成長率は変わらないということが示された。

## VI. 結論と今後の課題

本稿の目的は、日本の金融危機後の公的資金の資本注入が金融機関の貸出増加を促進しうるか否かを実証的に明確にすることであった。横断的重回帰分析から始め、パネル・データ重回帰分析に進み、分析方法では特に時間固定効果と個体固定効果で結果がどう変わるかを分析していった。さらに、資本注入を年ごとに分けて個別の分析を行い、次に自己資本比率規制が異なる国際基準行と国内基準行とを分けて別々の分析を試みた。

これらの分析結果から、資本注入を受けた銀行が貸出を増やしたことから「貸し渋り」の対策として資本注入は効果があったと言える。しかし、資本注入が行われた年度、及び資本注入を受ける銀行の自己資本比率の規制によって、その効果が異なることが明らかになった。それは、金融機能安定化法に基づく1997年度の資本注入にくらべ、早期健全化法に基づく1998、1999年度の資本注入の効果がより有意な数値として現れたことで証明された。また、早期健全化法に基づく1998年度の資本注入の効果を、国内基準行と国際基準行とで比較すると、国際基準行における貸出への影響がより大であった。

最後に、本研究を進める過程で出てきた将来に向けての課題を挙げておきたい。時間固定効果と個体固定効果の両方を用いてパネル・データ分析を試みたが、内生性のコントロールという手法自体の限界が超えられない。それに加え、ここで用いた計量モデルでは従属変数の貸出成長率のラグは独立変数になってしまう。このような動学的パネルモデルをOLSで推定する場合、推定値に動学的パネル・バイアスが生じる可能性がある。今後、頑健性のチェックとして脱落変数バイアスの問題を解消するためには操作変数法(IV)を用いること、それと合わせて動学的パネル・バイアスの問題を除くためにはGMM推定を行うこと、これらの新たな検証方法を課題として研究を進めたい。

---

(5) 国内基準行  $\chi^2(14) = (b-B)[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) = 198.44; \text{Prob} > \chi^2 = 0.00$

\*本研究は公益財団法人全国銀行学術研究振興財団の助成による研究成果の一部である。

## 参考文献

- 長田健「資本注入政策のキャピタル・クランチ促進効果」『金融経済研究』（日本金融経済研究会）31巻、2010年、49－68頁。
- 渡辺和孝「日本の金融規制と銀行行動」『ファイナンシャル・レビュー』（財務省財務総合研究所）101巻、2010年、119－140頁。
- Giannetti, M. & Simonov, A. (2013). On the Real Effects of Bank Bailouts: Micro Evidence from Japan. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 5(1), 135–167.
- Li, L. (2013). TARP funds distribution and bank loan supply. *Journal of Banking & Finance*, 37(12), 4777–4792.
- Montgomery, H. (2001). *The Effect of the Basel Accord on Bank Lending in Japan* (CEI Working Paper Series No. 2001-22). Hitotsubashi University.
- Montgomery, H. (2005). The effect of the Basel Accord on bank portfolios in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies*, 19(1), 24–36.
- Montgomery, H. & Shimizutani, S. (2009). The effectiveness of bank recapitalization policies in Japan, 21(1), 1–25.
- Montgomery, H., & Takahashi, Y. (2014). The economic consequences of the TARP: The effectiveness of bank recapitalization policies in the U.S. *Japan and the World Economy*, 32, 49–64.
- Osada, T. (2011). *Negative Impacts of Capital Injection Policies on the Capital Crunch: Evidence from Japan* (Asia Pacific Economic Paper No. 391). Australia-Japan Research Centre, Crawford School of Public Policy, The Australian National University.
- Peek, J., & Rosengren, E. (1995). The Capital Crunch: Neither a Borrower nor a Lender Be. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(3), 625–638.
- Shimizu, Y. (2007). Impacts of the BIS regulation on the Japanese economy. *Journal of Asian Economics*, 18(1), 42–62.
- Watanabe, W. (2007). Prudential Regulation and the “Credit Crunch”: Evidence from Japan. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(2-3), 639–665.
- Woo, D. (2003). In Search of “Capital Crunch”: Supply Factors behind the Credit Slowdown in Japan. *Journal of Money, Credit and Banking*, 35(6), 1019–1038.

## **Avoiding a Credit Crunch: The Role of Capital Injections in Japan**

<Summary>

Heather Montgomery

Following the global financial crisis of 2007-2008, policymakers around the world were forced to experiment with new financial policies that were as yet untested. Some of the most vigorous policy debates in free-market economies in the United States and Europe centered upon whether and how to recapitalize their damaged banks. Many policymakers looked to the experience of Japan, which had faced its own domestic banking crisis nearly ten years earlier and grappled with similar policy questions. This study examines the impact of Japan's decision to inject nearly 100 billion dollars of public funds into the banking system in Japan in 1997, 1998 and 1999.

This study empirically analyzes the effect of the capital injections on bank lending. However, the main objective of this paper is to illustrate how different empirical techniques can be used to isolate various relationships in the data. Therefore, the empirical analysis proceeds methodically, beginning with cross-sectional analysis of a sample of 109 banks in each of the three years in which a capital injection was carried out. The analysis then proceeds to ordinary least squares analysis of pooled data for all 109 banks over the 10 year period of 1990 to 2000. Then panel data techniques are applied and the effect of including time fixed effects to control for unobserved factors that might influence the lending behavior of all banks in a given year, and individual fixed effects to control for unobserved factors that might influence the lending behavior of a given individual bank throughout the sample, are explored.

In addition to exploring the effects of different empirical techniques, this

paper investigates the research question of how capital injections influence bank lending on various subsamples of the data. In particular, the pooled OLS and panel data analysis is carried out on the entire sample of banks, as explained above, and two subsamples: domestic banks, which in Japan are subject to a 4% MOF ratio capital requirement instituted by the Ministry of Finance, and international banks, which are subject to the global standard of an 8% BIS ratio capital requirement.

Finally, this study considers the effect of the legal framework under which the capital injections were carried out. In the analysis of the full sample of pooled data, the potential impact of the first round of capital injections in 1997, which were carried out under the financial function stabilization law, and the potential impact of the second and third round of capital injections in 1998 and 1999, which were carried out under the early strengthening law, are disaggregated. Aside from the research findings, this approach illustrates the use of step dummy variables in econometrics.

The results of the empirical analysis show that on the whole, the capital injections in Japan seem to have encouraged banks to increase lending, preventing – or at least ameliorating - a so-called “credit crunch”. However, the effect of the capital injection is different in significant ways depending upon the legal framework under which the recapitalization was implemented and the kind of banking regulation which the bank receiving the capital was subject to. In particular, the capital injections carried out under the financial function stabilization law were, for the most part, *not* effective at stimulating bank lending. But a second round of capital injections carried out under the early strengthening law over the following two years *did* effectively stimulate bank lending, preventing a credit crunch. In addition, the effects of the bank recapitalization program are shown to have been especially large for internationally active banks subject to the Basel Accord’s capital adequacy regulations.

