

# 公的資金注入の邦銀に対する介入効果： どのように機能し，どのように機能しなかったのか？\*

中島 清貴\*\*  
甲南大学経済学部

相馬 利行\*\*\*  
近畿大学経済学部

## 要旨

本稿は，1998年3月に実施された金融機能安定化法に基づく邦銀21行に対する資本増強（第1回公的資金注入）と1999年3月に実施された早期健全化法に基づく邦銀15行に対する資本増強（第2回公的資金注入）の介入効果（treatment effect on treated）を推定し，日本の公的資金注入がどのような意味で機能し，どのような意味で機能しなかったのかを分析している．本稿の分析を通じて，日本の2度の公的資金注入は，邦銀の財務リスクを低下させたという意味において大いに機能した可能性があるが，政策プログラムとしての公的資金注入だけでは，貸出や銀行の収益性を改善させるにはいたらなかった可能性が指摘される．

キーワード：公的資金注入，介入効果

JEL #: G01 G21 G28.

---

\* 本研究は，日本学術振興財団科学研究費補助金（若手研究B）および村田学術振興財団研究助成金に基づいて遂行されました．これらの研究助成に対し感謝いたします．また，小倉義明氏，清水克俊氏，畠田敬氏，藤原賢哉氏，渡部和孝氏からは有益なコメントを頂きました．特に，渡部和孝氏には初稿を丁寧に読んで下さり，頂いた詳細なコメントは本稿の改訂に大きく役立ちました．ここに併せて感謝申し上げます．

\*\* Email : kiyotaka@center.konan-u.ac.jp

\*\*\* Email : souma@kindai.ac.jp

## 1. はじめに

公的資金注入は、自己資本の拡充を契機として、資金注入行に対して不良債権の償却を促し、銀行の財務リスクを低下させるなかで、銀行貸出や収益性の改善を促すことを目的とした政策プログラムである。本稿は、因果推論の観点から、公的資金注入の介入効果 (treatment effect on treated) を推定することで、政策プログラムとしての公的資金注入がどのような意味において機能し、どのような意味において機能しなかったのかを、日本の1998年と1999年の2回の公的資金注入の経験から丁寧に検証することを試みている<sup>1</sup>。

理論的には、情報の非対称性が存在する時、銀行の財務リスクが高まることで、銀行の貸出行動が悪化することが予想される。特に、不良債権の増加に伴って生じる自己資本の低下により銀行が貸出を抑制する現象は「キャピタルクラッチ (capital crunch)」と呼ばれ、1990年代の日米両国にキャピタルクラッチが存在したことを指摘する研究もある<sup>2</sup>。日本の公的資金注入による政策効果という観点からは、これまで主に、政策プログラムとしての公的資金注入がキャピタルクラッチを緩和させたのか、という観点から邦銀の貸出行動に焦点をあてた分析がおこなわれてきた。Watanabe (2007) は1998年の公的資金注入が銀行貸出を改善させたことを報告しており、Allen et al. (2009) と Giannetti and Simonov (2009) は1998年の公的資金注入は銀行貸出を改善させる効果があったが、1999年の公的資金注入は銀行貸出を改善させる効果があったことを報告している。他方、Osada (2010) は日本における公的資金注入の経験は銀行貸出を促すことがなかったことを実証し、自己資本比率の安定化を資金注入行に対して誘因する公的資金注入の政策的枠組みが邦銀のキャピタルクラッチを促進させたことを報告している。

本稿は、公的資金注入が、まずは、銀行システムの安定化を基点とし、その上で、銀行の貸出行動や収益性についても改善を促す包括的な政策プログラムであることを考慮した上で、次の3つの問題に対処していく：

問題 1. 公的資金注入は、資本注入行の信用リスクや不良債権比率を低下させるという意味において、注入行の財務リスクの低下にどの程度まで寄与したのか、

---

<sup>1</sup> “Treatment Effect” の邦訳としては、通常、「処置効果」「介入効果」「因果効果」という言葉が当てられる。本稿では以降、「介入効果」もしくは「因果効果」という言葉を用いていく。

<sup>2</sup> 米国の文脈でキャピタルクラッチを実証した研究としては、Bernanke and Lown (1991), Peek and Rosengren (1995) を、日本の文脈でキャピタルクラッチを実証した研究としては、Woo (2003), Watanabe (2007) を参照されたい。

問題 2. もし、寄与したのであれば、銀行の収益性や貸出行動を改善させるような効果はあったのか、

問題 3. そもそも、公的資金注入後の日本において、邦銀の財務リスクの低下が銀行貸出を促すような素地があったのか。もし、そうした素地がなければ、公的資金注入後の銀行貸出はどのような要因によって特徴付けられるのか。

本稿は、パネル分析の枠組みにおいて、日本の公的資金注入の因果効果を推定するなかで、上記の問題に対処していくが、既存研究との間には、公的資金注入の政策効果を捉えるための分析上の視座において相違がある。日本の公的資金注入の既存研究（例えば、Allen et al. (2009), Giannetti and Simonov (2009)）では、資金注入時の政策目標変数の反応を測定していることが多い。政策プログラムとしての公的資金注入の性格を考えると、注入時点の政策目標変数の反応より、経時的な効果を分析する方が重要であろう。本稿では、経時的な観点から公的資金注入の因果効果を測定していく。

本研究のもう 1 つの問題意識は、日本の第 1 回目の公的資金注入は全くの失敗に終わったのか、という疑問に起因する。Hoshi and Kashyap (2010) は、日米の公的資金注入の類似性を議論する中で、1998 年に施行された「金融機能安定化法」に基づく 1 回目の公的資金注入が失敗に終わったとの認識を示しており、1999 年に施行された「早期健全化法」に基づく 2 回目の公的資金注入は一定の効果があったとの認識を示している<sup>3</sup>。Hoshi and Kashyap (2010) は、そうした認識の根拠として、自己資本の不足額が十分に精査されることなく実施された 1998 年の資金注入後にはジャパンプレミアムが十分に下がらず、不足額が十分に精査された上で実施された 1999 年の資金注入後には永続的ではないもののそれが一時的に消えていること、1998 年の資金注入では銀行貸出が改善されなかったが、1999 年の資金注入では改善されたことを Allen et al. (2009) が実証していること、の 2 点に求めている。

Hoshi and Kashyap (2010) の上記の認識は本当に正しいのだろうか。図 1 と図 2 には、日本の銀行群を、公的資金注入を受けた経験がある銀行群 (treated) と受けた経験のない銀行群 (control) に分けた場合の株価に基づく倒産確率の経路と銀行貸出の動向が図

<sup>3</sup> Hoshi and Kashyap (2010) は、日本で 1998 年、1999 年に施行された金融機能安定化法と早期健全化法に基づく各公的資金注入と米国で 2008 年、2009 年に施行された「不良資産救済プログラム (Troubled Assets Relief Program: TARP)」と「政府資本評価プログラム (Supervisory Capital Assessment Program: SCAP)」に基づく各公的資金注入にそれぞれの類似性をみている。

示されている<sup>4</sup>。図1から、1998年3月の第1回目の資金注入を契機として、注入を受けた銀行群の倒産確率が一時的ではあるが劇的に下がっている状況が見て取れよう。このように、邦銀の倒産確率の経路を概観した限りにおいては、日本の第1回目の公的資金注入は注入行の倒産確率を下げたという意味において、一定の効果があったのではないかとする判断も成り立ちうる。

他方、図2からは、注入を受けなかった銀行群だけでなく、注入を受けた銀行群の銀行貸出が、1998年の第1回公的資金注入実施後、一貫して減少傾向にあることが示されている。公的資金注入後の邦銀全般にみられる貸出の減少傾向を概観する限りでは、1998年の第1回公的資金注入のみならず、1999年の第2回公的資金注入にさえ一定の評価を与えることは困難であろう。本稿では、第1回目と第2回目の公的資金注入の因果効果を推定する中で、資本注入行に対する財務リスクの改善という観点のみならず、貸出や収益性の改善という観点からも厳密にその効果を再評価することを試みる。

本論の構成は以下の通りである。第2節では、公的資金注入の邦銀に対する介入効果の推定方法と本稿で利用したデータセットについて議論する。第3節では、推定結果を報告し、第4節では、公的資金注入後の銀行貸出について詳細な分析をおこなう。第5節で本稿の推定結果を踏まえた結論を述べる。補論1では、本論文の計量モデルで識別される介入効果を図解し、データを眺めるだけで政策評価を行うことの危険性を示す。補論2では、固定効果モデルにおける介入効果の統計的推測に関して議論する。補論3では、公的資金注入の株価に基づく倒産確率に対する不均一な介入効果(heterogeneous treatment effect)を分析し、資金注入額の多寡が邦銀の信用リスクにどのような影響を与えたのかを議論する。

## 2. 公的資金注入における介入効果の推定

1997年11月、4つの金融機関(山一証券、三洋証券、北海道拓殖銀行、徳陽シティ銀行)が破綻するという日本の戦後最大の金融危機に見舞われた後、これまで世論の反対を恐れていた政府が公的資金を用いて銀行システム安定化の問題に対処することを決断した。まず、1998年2月に「金融機能安定化法」が成立する。金融機能安定化法の下で資本注入に関しては、3月に21行が承認され、総額1兆8156億円(うち、劣後債が1

---

<sup>4</sup> 株価に基づく倒産確率の計算手法や銀行貸出の定義については、第2-2節を参照されたい。

兆 800 億円，劣後ローンが 4146 億円，優先株が 3210 億円）の振り込みがなされた（表 1 を参照のこと）．さらに，約半年後の 1998 年 10 月には，金融機能安定化法が廃止され，「早期健全化法」が成立し，公的資金によって可能とされる銀行への注入限度額がそれまでの 13 兆円から 25 兆円にまで拡充される．早期健全化法の下での資金注入に関しては，1999 年 3 月に，15 行に対して正式に承認され，30 日に総額 7 兆 4592 億 5 千万円（うち，劣後債と劣後ローンで 1 兆 3 千億円，優先株で 6 兆 1593 億円）の振り込みがなされた<sup>5</sup>．

金融機能安定化法，早期健全化法では，注入行に対し，それぞれ「健全性確保計画」，「経営健全化計画」の提出を義務付けることで，自己資本の拡充を通じた信用リスクの軽減化の達成状況 不良債権の償却状況 収益性の改善状況 中小企業向貸出を含む国内企業向けの信用供与実現状況 人件費，役員数，支店数の調整を通じた経費削減達成状況，という観点から銀行監督当局による監査が行われる<sup>6</sup>．

本節では，1998 年 3 月，1999 年 3 月の 2 回に渡る公的資金注入の邦銀に対する介入効果（treatment effect on treated）を推定するための方法を議論する．そして，上記の審査項目を前提に，公的資金注入の政策目標に関連しうる金融諸変数を定義していく中で，具体的な計量モデルを提示する．

## 2-1. 計量モデル

$t^*$  を公的資金注入があった時点とする．銀行  $i$  が，すでに時点  $t$  ( $t \geq t^*$ ) において政策プログラムとしての公的資金注入の処置を受けた状態にあり，処置群（treated group）に属している場合には  $D_{it} = 1$  の値をとり，時点  $t$  ( $t \geq t^*$ ) において公的資金注入の処置を受けておらず，対照群（control group）に属している場合には  $D_{it} = 0$  の値をとるようなインディケータ変数を考える．なお，このインディケータ変数は， $t^* - 1$  時点では，全ての銀行  $i$  に対し  $D_{it^*-1} = 0$  の値をとるものとしよう．

<sup>5</sup> 早期健全化法に基づく資本注入は，これ以降も 2002 年 3 月まで断続的に続いた．1999 年 3 月の第 2 回目の資本注入は，大手行を中心としたものであったが，1999 年 4 月以降の資本注入は，6 月 10 日に政府によって公表された「地域金融機関の資本増強についての基本的考え方」を受け，主に，地域金融機関の申請に応じて注入されたものである．したがって，1999 年 3 月時点の資金注入と 4 月以降の漸次的な資金注入は早期健全化法に基づいた資金注入とはいえず，性格の異なる個別のサブプログラムに基づいたものであると考える方が適切であり，本稿では，まとまった政策プログラムに基づく資本注入として分析していない．さらに，2003 年 6 月には預金保険法に基づき，りそな銀行 1 行のみに対して公的資金が注入されているが，これも第 2 回目の公的資金注入とは別の政策プログラムであることに加え，注入対象が 1 行という事から，分析の対象外としている．

<sup>6</sup> 金融機能安定化法，早期健全化法によると，健全確保計画と経営健全化計画の提出先は，それぞれ，金融危機管理審査委員会と金融再生委員会となっており，それぞれの委員会が資本注入手の監査にあたることになっている．

このインディケーター変数の設定を前提に，公的資金注入を受けた銀行群に対する平均介入効果（average treatment effect on treated）を識別するべく，次のような2つの計量モデルを導入する<sup>7</sup>：

$$\text{モデル I: } y_{it} = \alpha y_{it-1} + \beta' X_{it} + \gamma_t t + \delta D_{it} + v_i + \varepsilon_{it},$$

$$\text{モデル II: } y_{it} = \alpha y_{it-1} + \beta' X_{it} + \gamma_t t + \delta_t (t \cdot D_{it}) + v_i + \varepsilon_{it},$$

上記のモデルにおいて， $y_{it}$  は介入効果の分析対象となる銀行  $i$  の結果変数を表し， $X_{it}$  は  $y_{it-1}$  以外の可変的な共変数（time-varying covariate）を表している． $t$  は  $t^* - 1$  時点を基準時点としたときの時間ダミー変数を表し， $\gamma_t$  は結果変数  $y_{it}$  に対し全ての銀行に共通の時間効果を表している．また， $v_i$  は銀行  $i$  の固定効果（fixed effect）を表しており， $\varepsilon_{it}$  は確率的な攪乱項を表す．

上記のモデルにおける固定効果  $v_i$  は，銀行  $i$  の経営判断を規定しうる直接的に観察不能な交絡変数（unobservable confounded variable）としての役割を有している．上記のモデルでは，固定効果  $v_i$  によって，銀行  $i$  に固有の経営能力が代替されており，パネル分析における通常の固定効果モデルと同様に， $v_i$  は処置ダミー変数  $D_{it}$  だけでなく共変数である  $y_{it-1}$  や  $X_{it}$  とも相関することが想定されている<sup>8</sup>．

ここで，ある銀行  $i$  にとって，公的資金注入を受けた状態（ $D_{it} = 1$ ）の結果変数を  $y_{1it}$ ，受けていない状態（ $D_{it} = 0$ ）の結果変数を  $y_{0it}$  としよう．このとき，公的資金注入を受けた銀行群に対する平均介入効果は次式のように定義出来る：

<sup>7</sup> 介入効果の分析が盛んな労働経済学や医療経済学の分野では，本稿のようにパネル分析を通じて介入効果を識別するよりも，最近では，経済主体の政策プログラムへの参入様式を離散選択モデルで特定化し，推定された傾向スコア（propensity score）を利用することで介入効果を識別していく手法がしばしば利用されている（例えば，労働経済学の分野では Heckman, Ichimura and Todd (1997) を参照されたい）．こうした傾向スコアに基づく推定手法では，クロスセクション方向について非常に多くの標本数（処置群と対象群の数）を必要とする一方，時間軸方向の標本数は最低でも1期間が存在するだけで介入効果を推定することが出来る．他方，本稿のような国内銀行部門の分析では，国内銀行の数が限られているため傾向スコアに基づく介入効果の推定手法を利用することが出来ない．本稿では，こうした利用可能なデータセットの環境を考慮した上で，パネル分析に基づく介入効果の実測を試みている．なお，労働経済学の分野で，本稿のようにパネル分析を通じて介入効果を実測している研究に，Ashenfelter and Card (1985) や Jacobson, Lalonde and Sullivan (1993) がある．

<sup>8</sup> 政策プログラムの介入効果を識別するには，こうした観察不能な交絡変数をどのように取り扱うか，という点が決定的に重要な課題となる．パネル分析の枠組みでは，こうした交絡変数の処置として各経済主体別の固定効果を想定し，政策プログラムの介入効果を識別していくことが提唱されている．詳細については，Wooldridge (2010, Chapter 10) や Angrist and Pischke (2009, Chapter 5) を参照されたい．Wooldridge (2009) は完備パネルのデータセットだけでなく，パネルデータの欠落が内生的に生じるような不完備パネルのデータセットにおいてさえも，固定効果モデルが利用出来ることを示している．

$$\begin{aligned} TET &= E(y_{it} - y_{0it} | D_{it} = 1) \\ &= E(y_{it} | D_{it} = 1) - E(y_{0it} | D_{it} = 1). \end{aligned}$$

この平均介入効果を実測するには  $E(y_{0it} | D_{it} = 1)$  , つまり「 $t$  時点に公的資金注入を受けた状態にある銀行  $i$  が、注入を受けなかった場合の  $t$  時点の結果変数  $y_{0it}$ 」に関する期待値を推定しなければならない。しかし、「公的資金注入を受けた状態にある銀行が、仮に注入を受けなかった場合の結果変数  $y_{0it}$ 」は実際には観測することが出来ない反実仮想 (counterfact) であるため、その反実仮想の平均値  $E(y_{0it} | D_{it} = 1)$  を観測データから直接推定することは出来ない<sup>9</sup>。

そこで、上記のモデル I, II において、次のような条件式を導入する：

$$E(y_{0it} | D_{it}, y_{it-1}, \mathbf{X}_{it}, t, v_i) = E(y_{0it} | y_{it-1}, \mathbf{X}_{it}, t, v_i) \quad (1)$$

この条件式は、「変数  $y_{it-1}, \mathbf{X}_{it}, t, v_i$  が条件付けられている限り、政策プログラムとしての公的資金注入が時点  $t$  ( $t \geq t^*$ ) において各銀行に無作為に割り当てられた状態にある」ことを含意している。この条件式を課すことで、 $t = k$  ( $k \geq t^*$ ) 時点の平均介入効果は、 $t^* - 1$  時点を時間ダミー変数の基準時点としたとき、モデル II における処置ダミー変数の係数パラメータ  $\delta_t$  の推定量として次式のように表せる：

$$\begin{aligned} \delta_k &= E(y_{1i,t^*+k} - y_{0i,t^*+k} | y_{i,t^*+k-1}, \mathbf{X}_{i,t^*+k}, t^*+k, v_i) \\ &= E(y_{1i,t^*+k} - y_{0i,t^*+k} | D_{it} = 1, y_{i,t^*+k-1}, \mathbf{X}_{i,t^*+k}, t^*+k, v_i) \quad (2) \\ &= \left\{ E(y_{1i,t^*+k} | D_{i,t^*+k} = 1, y_{i,t^*+k-1}, \mathbf{X}_{i,t^*+k}, t^*+k, v_i) - E(y_{1i,t^*-1} | D_{i,t^*+k} = 1, y_{i,t^*-2}, \mathbf{X}_{i,t^*-1}, t^*-1, v_i) \right\} \\ &\quad - \left\{ E(y_{0i,t^*+k} | D_{i,t^*+k} = 1, y_{i,t^*+k-1}, \mathbf{X}_{i,t^*+k}, t^*+k, v_i) - E(y_{0i,t^*-1} | D_{i,t^*+k} = 1, y_{i,t^*-2}, \mathbf{X}_{i,t^*-1}, t^*-1, v_i) \right\}, \end{aligned}$$

2 つ目の等号では、条件式(1)が利用されている。また、3 つ目の等号から  $\delta_t$  は、公的資金注入を受け入れた銀行群について、 $t^* - 1$  時点を基準時点としたときの結果変数の変化分 (第 1 項) と、仮に公的資金注入を受け入れなかった場合の結果変数の変化分 (第 2 項) の差を捉えていることが理解できる。したがって、介入効果  $\delta_t$  を分析することとは、公的資金注入を受ける以前の状態を基準とした場合に、公的資金注入を受けた銀行のその

<sup>9</sup> 公的資金注入が、全銀行群に対して、無作為に割り当てられた性質の政策プログラムであれば、 $E(y_{0it} | D_{it} = 1) = E(y_{0it} | D_{it} = 0)$  が成立するが、公的資金注入の特性を考えるとその想定は妥当ではない。

後の結果変数の経路と、資金注入を受けた銀行が仮に受けなかった場合の潜在的な結果変数の経路の差異を分析することであり、この差異こそが公的資金注入の結果変数に対する因果推論に基づいた効果となってくる。なお、この観点からの介入効果についての詳細な議論は、補論 1 にて図を用いて展開されている。

一方、モデル I において識別される平均介入効果は、処置ダミー変数の係数パラメータ  $\delta$  の推定量として、

$$\delta = E(\delta_k) = E(y_{it} - y_{0it} | D_{it} = 1, y_{it-1}, \mathbf{X}_{it}, t, v_i),$$

と表せる。本稿では、モデル I とモデル II の係数パラメータ  $\delta$  と  $\delta_i$  を推定することで、公的資金注入を受けた銀行群に対する介入効果を実測していく。

モデル I, II の実際の推定方法に関しては、両モデルともに  $y_{it-1}$  が説明変数として含まれるダイナミックパネルの構造を有していることから、本稿では、 $y_{it-2}$  を  $y_{it-1}$  に対する操作変数とする二段階の級内推定法 (within group estimation method) を利用する<sup>10</sup>。

なお、固定効果モデルの推定量が一致性を有するには、共変数と誤差項とが通時的に独立していることを保証する強外生性 (Strong Exogeneity) の仮定が成立していることが必要である。しかし、ダイナミックパネルモデルの構造を考慮した場合、強外生性の仮定を課すことは必ずしも妥当ではない。そこで、本稿では、 $y_{it-1}$  を説明変数として含めないモデルも通常の級内推定法を用いて推定することで、推定結果の頑健性を確認していく。

上述のように、本稿では、固定効果モデルの利用を通じて、日本の公的資金注入の因果効果を推定していくが、Conley and Taber (2010) は、処置群に属す経済主体の数が有限で、対照群に属す経済主体の数が処置群のそれと比較して十分に大きい場合、固定効果モデルから推定された介入効果の統計的推測に際し、標準的な大標本理論を利用することが出来ないことを議論している。そこで、本稿の以下の分析では、Conley and Taber (2010) にならい、介入効果  $\delta$  の統計的推測に際し、対照群に属す銀行  $j$  の残差項  $\varepsilon_{jt}$  より算出される介入効果の経験分布 (empirical distribution) に基づいた統計的推測を行う。経験分布の算出手続きの詳細については補論 2 を参照されたい。

<sup>10</sup> 通常、非説明変数の 1 期ラグを説明変数に伴うダイナミックパネルモデルでは、操作変数として非説明変数の 2 期ラグか 2 期ラグと 3 期ラグの差分を利用することが多い (より詳細な議論は Arellano and Bond (1991) や Blundell and Bond (1998) を参照されたい)。著者は、 $y_{it-2} - y_{it-3}$  を操作変数とした場合の二段階級内推定量も試行しているが、推定結果の定性的な傾向が変わることはなかった。



推定期間に関しては、第1回の公的資金注入について、注入時点が $t^*=1998$ 年3月となり、 $t=1997$ 年6月期決算から $t=1999$ 年6月期決算までを推定期間とする。一方、第2回の公的資金注入については、注入時点が $t^*=1999$ 年3月となり、 $t=1999$ 年6月期決算から $t=2002$ 年3月期決算までを推定期間として採用した。第2回の資金注入について、 $t=2002$ 年3月期決算までを推定期間としている理由は、それ以後の資本注同行の合併により、処置群の構成が大きく変わってしまうことを考慮してのものである。

## 2 - 2 . データセットとベンチマークモデル

本小節では、公的資金注入の介入効果を分析するための結果変数 $y_{it}$ と共変数 $X_{it}$ を定義する。1998年と1999年に実施された公的資金注入はそれぞれ、金融機能安定化法、早期健全化法に基づいており、個々の法案は、自己資本の拡充を通じた信用リスクの軽減化の達成状況 不良債権の償却状況 収益性の改善状況 国内企業向けの信用供与実現状況 人件費、役員数、支店数の調整を通じた経費削減達成状況、という観点からその政策目標を規定している。本稿では、からの政策目標に焦点を当てることで、結果変数 $y_{it}$ として、以下7つの金融変数を分析対象とする：

政策目標 との関連：銀行 $i$ の信用リスクに関わる指標

- (1) 株価に基づく倒産確率 ( $PD_{it}$ ),
- (2) Tier I 比率 ( $TIER_{it}$ ),
- (3) 自己資本比率 ( $RATIO_{it}$ ),

政策目標 との関連：銀行 $i$ の不良債権に関わる指標

- (4) 不良債権比率 ( $BPL_{it}$ ),

政策目標 との関連：銀行 $i$ の収益性に関わる指標

- (5) 総資産収益率 ( $ROA_{it}$ ),

政策目標 との関連：銀行 $i$ の貸出状況に関わる指標

- (6) 貸出比率 ( $LOAN_{it}$ ),
- (7) 中小企業向貸出比率 ( $SMLOAN_{it}$ ).

政策目標 の銀行の信用リスクに関わる指標のうち、株価に基づく倒産確率 ( $PD_{it}$ )、Tier I 比率 ( $TIER_{it}$ )、自己資本比率 ( $RATIO_{it}$ ) の 3 変数は銀行本体の財務リスクを測定する代替的な尺度である。本稿では、銀行の信用リスクの尺度として株価に基づく倒産確率 ( $PD_{it}$ ) を利用し、さらに、不良債権比率 ( $BPL_{it}$ )、総資産収益率 ( $ROA_{it}$ )、貸出比率 ( $LOAN_{it}$ )、中小企業向貸出比率 ( $SMLOAN_{it}$ ) の 5 変数からなる計量モデルをベンチマークモデルとして位置付ける。そして、株価に基づく倒産確率に代わって、Tier I 比率 ( $TIER_{it}$ )、もしくは自己資本比率を用いた場合の計量モデルを併せて利用することで分析結果の頑健性を確認する。

まず、各銀行の株価に基づく倒産確率 ( $PD_{it}$ ) に関しては、Merton (1974) の構造型オプション価格モデルより導出される倒産確率を援用する。以下では簡単化のため、 $V_A$  は銀行の企業価値 (時価) を表し、 $\sigma_A$  は企業価値のボラティリティを、 $D$  は満期が  $T$  時点後に到来する負債の簿価を表し、 $r$  は安全資産利率を表すものとする。Merton (1974) のアイデアに従えば、企業の自己資本 (時価)  $V_E$  は、満期が  $T$  時点後に到来する負債価値  $D$  を行使価格、企業価値  $V_A$  を原資産とするヨーロピアンタイプのコール・オプションのペイオフとなる。Black and Scholes (1973) のヨーロピアンタイプのコール・オプションのペイオフについての定式化を利用すれば、自己資本  $V_E$  とそのボラティリティ  $\sigma_E$  は以下の関係式に従う：

$$\begin{aligned} V_E &= V_A N(d_1) - D e^{-rT} N(d_2) \\ \sigma_E &= \frac{V_A}{V_E} N(d_1) \sigma_A \end{aligned} \quad (3)$$

ただし、

$$d_1 = \frac{\ln V_A / D + (r + \sigma_A^2) / 2T}{\sigma_A \sqrt{T}} \quad \text{と} \quad d_2 = d_1 - \sigma_A \sqrt{T}$$

であり、 $N$  は累積正規分布関数である。

このとき、銀行が負債超過によって倒産するリスク中立確率は  $N(-d_2)$  として定義される。この倒産確率を求めるには(3) 式から構成される 2 本の非線形の連立方程式から、観察可能な 5 つの変数である自己資本 (時価)  $V_E$ 、自己資本のボラティリティ  $\sigma_E$ 、負債 (簿価)  $D$ 、安全資産利率  $r$ 、負債の満期  $T$  についての各時点のデータを利用することによって、観察不可能な 2 つの変数である企業価値  $V_A$ 、企業価値のボラティリティ  $\sigma_A$  を求める必要がある。この非線形連立方程式の数値計算のため、本稿では、縮小勾配法 (reduced

gradient method) を用いており、 $V_E$  については、Nomura Research Institute (以後、NRI) が提供する銀行別の株価日次データと発行株式数から計算している<sup>11</sup>。

一方、 $\sigma_E$  については次式のように、 $V_E$  の変化率から過去 20 日間の取引日についての標準偏差を計算し、それを年率化したものを用いている：

$$\sigma_{E_t} = \sqrt{\frac{1}{20-1} \times \sum_{i=t}^{t-19} (ret_i - \overline{ret_t})^2} \times \sqrt{240},$$

ここで、 $ret_t$  は、 $ret_t = \log(V_{E_t}) - \log(V_{E_{t-1}})$  として定義される日次の自己資本変化率を表し、 $\overline{ret_t}$  は自己資本変化率について過去20日間の平均値を表している。

負債  $D$  はNRIが提供する銀行部門実績財務データセットより負債（単独）データを利用しており、半期もしくは四半期データを線形補完することで、日次データに変換したものを利用している。なお、 $T$  については、倒産確率を計算する際の満期構成として通常仮定される1年を設定している<sup>12</sup>。さらに、 $r$  に関しては、八木ユーロの1年物金利スワップレート（円建て）のオファーとビッドの平均レートを計算し、それを1年物の安全資産利子率として用いている。以上のデータセットから計算された日次の銀行倒産確率  $N(-d_2)$  については、それを平均化することで月次データへの変換を行っている。

不良債権比率 ( $BPL_{it}$ ) についてはNRIの銀行部門実績財務データセットより取得した不良債権額を貸出額（簿価）で基準化することによって定義した<sup>13</sup>。

総資産収益率 ( $ROA_{it}$ ) についてはNRIの銀行部門実績財務データセットより取得した当期純利益を決算月数で割ることで1ヶ月当たりの当期純利益を算出し、資産（簿価）で基準化したあと、100を掛け合わせるによって定義している。

また、貸出比率 ( $LOAN_{it}$ ) と中小企業向貸出比率 ( $SMLOAN_{it}$ ) について、本稿では、それぞれ、NRIの銀行部門実績財務データセットより取得した貸出額と中小企業向け貸出

<sup>11</sup> 発行済み株式数については、NRIの国内資本異動のデータセットよりTOPIX型（日本株総合パフォーマンス指数型）株式数を用いている。

<sup>12</sup> 本稿と同様にして倒産確率を計算しているVassalou and Xian (2004)においても同様の満期設定がなされている。なお、Vassalou and Xian (2004)では、本稿で倒産確率と呼んでいる金融変数に対し、倒産尤度 (the Likelihood of Default) という言葉をあてている。

<sup>13</sup> 不良債権額は、「破綻先債権 + 延滞債権（6ヶ月以上） + 元本補填契約のある信託貸出金うち破綻先債権 + 元本補填契約のある信託貸出金うち延滞債権（6ヶ月以上）」として定義している。なお、不良債権比率を資産（簿価）データで基準化することによって定義しても本稿の実証分析における定性的な傾向は変わらないことを確認している。

額を資産（簿価）で基準化することによって定義をおこなった<sup>14</sup>。銀行の貸出供給関数を推定している先行研究では、貸出（簿価）の変化率を利用している文献も散見される（Montgomery (2005), Giannettie and Simonov (2009), Osada (2010) など）。そこで、我々は、対数差分によって定義される貸出変化率（前期比）を利用した場合の貸出供給関数の推定も行ったが、第3節で示す実証結果と定性的な傾向は変わることがなかった。

共変数  $X$  については、上に定義した5つの金融変数のうちの1つが結果変数  $y_{it}$  として利用されている場合には、残りの4つの金融変数の1期ラグを共変数として含め、さらに、 $t$ 時点の銀行  $i$  の相対規模（ $SIZE_{it}$ ）の1期ラグを共変数の1つとして含めることにする<sup>15</sup>。銀行  $i$  の相対規模（ $SIZE_{it}$ ）については、前節で定義された資産（時価） $V_A$  を利用することで、

$$SIZE_{it} = \frac{V_{Ai}}{\sum_{j=1}^n V_{Aj}}$$

として定義している。ここで、 $V_A$  は日次データを月毎に平均化することで得た月次データを表しており、 $n$  は月毎の東京証券取引所への上場銀行数を表している。なお、モデル I, II の推定に際しては、対数をとった上で、共変数の1つとして含めている。

上記の5変数（株価に基づく倒産確率、不良債権比率、総資産収益率、貸出比率、中小企業向貸出比率）からなる計量モデルが本稿の計量分析におけるベンチマークモデルとなる。銀行の信用リスクの尺度として、Tier I 比率（ $TIER_{it}$ ）、もしくは自己資本比率（ $RATIO_{it}$ ）を用いる場合には、株価に基づく倒産確率の代わりにそれぞれの変数を利用していくことになる。なお、Tier I 比率（ $TIER_{it}$ ）については、NRI の銀行部門実績財務データセットより取得した自己資本基本的項目（Tier I）をリスクアセットで規準化し、100 を掛け合わせるによって定義しており、自己資本比率（ $RATIO_{it}$ ）については、NRI の銀行部門実績財務データセットより取得した数値を利用する。

本稿では、1998年3月に実施された第1回公的資金注入の対象行21行と1999年3月に実施された第2回公的資金注入の対象行15行に対する介入効果を実測する。本稿の分析対象となる標本は、1997年6月期決算から1998年6月期決算までの第1回公的資金注入に関する標本期間では、東京証券取引所に上場している邦銀103行（うち処置群が21行で対照群が82行）に関わる303個の標本であり、1998年6月期決算から2002

<sup>14</sup> 貸出額は、「貸出金 + 信託勘定貸出金残高」として定義し、中小企業貸出額は、「中小企業向け貸出金 + 信託勘定中小企業向け貸出残高」として定義している。

<sup>15</sup> 例えば、 $y_{it}$  として株価に基づく倒産確率を利用する場合には、 $x_{it}$  として不良債権比率、総資産収益率、貸出比率、中小企業向貸出比率、相対規模の1期ラグを利用する。

年3月期決算までの第2回公的資金注入に関する標本期間では、邦銀99行(うち処置群が15行で対照群が84行)に関わる751個の標本である。なお、早期健全化法の下、1999年9月から2002年3月にかけて漸次、邦銀17行に対して公的資金の注入が実施されたが、上記の邦銀99行の中にはこの17行を含めずに、第2回公的資金注入の分析を行う。

図1から図3にかけて、1997年から2002年までの各金融変数の時間的推移を図示している。実線が1998年3月と1999年3月の時期に公的資金注入の政策プログラムを受け入れた処置群(treated group)の金融変数の推移であり、破線が政策プログラムを受け入れなかった対象群(control group)の金融変数の推移を表している。まず、図1より、公的資金注入を受け入れた処置群の倒産確率が対照群のそれと比較して、概ね高いことが観察される。特に、第1回の公的資金注入が行われる1998年以前の時期に、処置群の倒産確率が対照群のそれよりも非常に高い倒産確率を記録している状況が指摘される。図2より、銀行貸出比率については、処置群、対照群を問わず公的資金注入が実施された1998年以降、継続的に減少している状況が見て取れよう。また、図3から、中小企業貸出比率に関しては、公的資金注入を受けていない対照群の貸出比率の方が、処置群のそれよりも一貫して高い状況が観察され、不良債権比率に関しては、概して、公的資金注入を受け入れた処置群の不良債権比率の方が対照群のそれよりも傾向的に高くなっていることが見て取れる。総資産収益率に関しては、処置群、対照群ともに同様の傾向を示しており、1999年に大きく収益性が落ち込んでいる状況が観察される。最後に、相対規模に関しては、公的資金注入を受けている処置群の方が対象群と比較して顕著に大きい状況が見てとれるであろう。

### 3. 推定結果

本節では、前節で提示されたモデルIとモデルIIの推定結果を報告していく。表2と表3には、信用リスクの指標として、株価に基づく倒産確率を利用した場合の推定結果が記載されており、表4にはTier I比率を利用した場合の推定結果が、表5には自己資本比率をした場合の推定結果が記載されている。また、第2-1節で議論したように、介入効果の統計的推測に関しては、Conley and Taber (2010) が指摘するように、標準偏差を用いた通常の大標本理論に基づく推測が出来ないため、介入効果の経験分布から算出された信頼区間を括弧内に提示している。信頼区間の導出方法は補論2を参照されたい。

一方、共変数の推定結果に関しては、標準偏差を用いた統計的推測に問題はないため、標準偏差を括弧内に提示している。

図4と図5にはダイナミックパネルの構造を有するモデルIIについて、二段階級内推定法より得られた介入効果 $\delta_k$ の時間的推移とConley and Taber (2010)の提案する手法によって計算された信頼区間が図示されている。図4にて、株価に基づく倒産確率に対する介入効果 $\delta_k$ の推移は、倒産確率(PD)、不良債権比率(BPL)、総資産収益率(ROA)、貸出比率(LOAN)、中小企業向貸出比率(SMLOAN)の5変数からなるベンチマークモデルより算出されており、Tier I比率(TIER)と自己資本比率(RATIO)に対する介入効果 $\delta_k$ の推移は、ベンチマークモデルにて倒産確率の代わりにその2変数をそれぞれ利用した場合のダイナミックパネルモデルより算出されている。図5の不良債権比率(BPL)、総資産収益率(ROA)、貸出比率(LOAN)、中小企業向貸出比率(SMLOAN)の4変数に対する介入効果 $\delta_k$ の推移は、信用リスクの指標として倒産確率を用いた場合の5変数ベンチマークモデルに基づいて算出されている。なお、それぞれの図における介入効果 $\delta_k$ の経時的な推移については、1998年3月から1998年6月までの期間で得られた第1回公的資金注入の効果と1999年3月から2002年3月までの期間で得られた第2回公的資金注の効果とを結合しており、この結合によって、介入効果 $\delta_k$ の基準時点が、第1回公的資金注入開始前の1997年6月になるようにしている。さらに、不良債権比率、貸出比率、中小企業貸出比率について図表で報告されている介入効果に関しては、もとの推定結果に100を掛け合わせた数値を報告することで、全ての介入効果がパーセント単位で解釈が出来るようにしている。本稿で得られた推定結果より注目すべき点は以下の通りである。

まず、表2から表5が示すように、倒産確率(PD)、Tier I比率(TIER)、自己資本比率(RATIO)に対する介入効果の推定結果から、一般的に政策効果があったとみなされている1999年3月の第2回公的資金注入だけでなく1998年3月の第1回公的資金注入においても、注入行の信用リスクを下げるような政策効果があったことが観察される。図4はこのような注入行の信用リスクに対する政策効果を確認するものであり、2回の公的資金注入を通じて、注入行の信用リスクを継続的に下げるような介入効果があったことの可能性が読み取れる。一方、共変数の係数パラメータの推定結果からは、不良債権比率(BPL)が高く、総資産収益率(ROA)が低くなるにつれて、銀行の信用リスクが高くなる傾向が指摘され、貸出比率(LOAN)や中小企業貸出比率(SMLOAN)に関しては、幾つかのケースで係数パラメータが有意に算出されていないものの、第1回公的

資金注入期，第 2 回公的資金注入期ともに，これら 2 つの貸出比率が高くなると，銀行の信用リスクが高くなる傾向が観察される。相対規模( *SIZE* )の係数パラメータからは，第 1 回の公的資金注入期において，企業規模が大きい銀行ほど信用リスクが劇的に下がっていく傾向が示唆されている。

次に，不良債権比率( *BPL* )については，第 1 回，第 2 回の公的資金注入を通じて注入行の不良債権比率を低下させるような介入効果が観察されており，特に，第 2 回の公的資金注入において大きく効果が算出されている。こうした公的資金注入の不良債権比率に対する減少効果は，図 5 から確認されており，1999 年 3 月に実施された第 2 回の公的資金注入は，注入行の不良債権比率を継続的に減少させるような効果があったことの可能性が指摘される。一方，共変数の推定結果から，総資産収益率( *ROA* )が低く，倒産確率( *PD* )，Tier I 比率( *TIER* )，自己資本比率( *RATIO* )によって反映される信用リスクが高い銀行ほど不良債権比率が高くなる傾向が観察されており，貸出比率( *LOAN* )と中小企業貸出比率( *SMLOAN* )については，これらの貸出比率が高い銀行ほど不良債権比率が高くなる傾向が読み取れる。特に，第 2 回公的資金注入期においてはその有意性から貸出比率の説明力が中小企業貸出比率のそれと比較して相対的に高くなる傾向が指摘される<sup>16</sup>。

総資産収益率( *ROA* )については，第 1 回および第 2 回公的資金注入ともに有意な介入効果は観察されていない。また，図 5 から，1998 年 3 月に実施された第 1 回目の公的資金注入と 1999 年 3 月に実施された第 2 回目の公的資金注入が，注入先の銀行の総資産収益率を改善させるような介入効果をもたらすことがなかったことの可能性が読み取れよう。一方，共変数の推定結果をみると，その有意性から不良債権比率( *BPL* )が説明力を有しているケースが散見され，このことから不良債権比率が低い銀行ほど収益性が高くなる傾向にあった可能性が指摘される。一方，中小企業貸出比率( *SMLOAN* )に関しては，幾つかのケースで係数パラメータが有意に算出されており，中小企業向貸出を低下させている銀行ほど，総資産収益率が高くなっていく傾向が読み取れる。

最後に，貸出比率と中小企業貸出比率については，第 1 回公的資金注入および第 2 回公的資金注入ともに有意な介入効果は観察されていない<sup>17</sup>。この傾向は，図 5 から確認

<sup>16</sup> Hoshi (2001) は 1980 年代後半，小川 (2003，第 2 章) は 1990 年代の邦銀の不良債権比率の決定要因を分析している。彼等は，中小企業向貸出比率だけでなく，不動産業向貸出比率，建設業向貸出比率，そして，金融保険業向貸出比率の増加が邦銀の不良債権比率を押し上げてきたことを指摘している。

<sup>17</sup> 銀行の貸出供給関数を推定している先行研究では，貸出(簿価)の変化率を利用している文献も散見される (Montgomery (2005), Giannettie and Simonov (2009), Osada (2010) など)。我々は，対数差分によって定義される貸出変化率(前期比)を利用した場合の貸出供給関数の推定も行ったが，本稿で示す実証結果と定性的な傾向は何ら変わることがなかった。

認められ、第1回および第2回の公的資金注入が、注入行の貸出比率と中小企業貸出比率を改善させるような介入効果をもたらすことがなかったことの可能性が指摘される。ここでの推定結果は、公的資金注入が銀行貸出に対して改善的な効果をもたらさなかったことを示唆する Osada (2010) の推定結果を支持するものであり、第1回目の公的資金注入が銀行貸出に対して改善的な効果をもたらしたとする Watanabe (2007)、第2回目の公的資金注入が改善的な効果をもたらしたとする Allen et al. (2009)、Giannetti and Simonov (2009) の推定結果と異なる結果となっている<sup>18</sup>。他方、Osada (2010) の推定結果との違いは、共変数の推定結果に表れる。我々の実証結果では、不良債権比率 (*BPL*) や銀行の信用リスクに関わる諸変数 (倒産確率 (*PD*), Tier I 比率 (*TIER*), 自己資本比率 (*RATIO*)) が銀行貸出に対して説明力を有していないのに対して、Osada (2010) の実証結果では、Tier I 比率、自己資本比率が銀行貸出に対して説明力を有していることが確認されている<sup>19</sup>。このような実証結果の相違は、注入行の銀行貸出が改善しなかった原因をどのように考えるのかという問題に関わってくる。次節では貸出先企業の収益性や信用リスクを考慮した上で、公的資金注入後の銀行貸出要因を詳細に検討する。

#### 4. 公的資金注入後の銀行貸出

前節では、1998年3月の第1回公的資金注入、1999年3月の第2回公的資金注入が、自己資本の拡充や不良債権の償却を通じて、注入行の財務リスクの低下をもたらした一方、Osada (2010) が指摘するように、注入行の貸出の改善を促すことがなかったことの可能性をみてきた。

Osada (2010) は、Tier I 比率、自己資本比率など邦銀の財務リスク要因が銀行貸出を有意に説明していることを確認しており、そこから、自己資本規制比率を前提に自己資本比率の安定化を誘因するような公的資金注入の政策的枠組みが、注入行による貸出を

---

<sup>18</sup> 本稿と異なり、Giannetti and Simonov (2009) は、1本の推定式の中で、各公的資金注入の実施時点別にダミー変数を設定し、Allen, et al. (2009) は、銀行別の注入額に応じた離散変数を各資金注入の実施時点別に設定している。実施時点の異なる政策効果を個別に捉えるためのこのような離散変数の設定仕様は、特定の時点を基準時点としたものではないため、ある公的資金注入の実施後に結果変数が変化してしまったような場合、そうした結果変数の変化後の値も基準値になってしまうため、別の公的資金注入の効果についてはバイアスを伴う判断を下してしまう危険性がある。

<sup>19</sup> Ito and Sasaki (2002) は1990年から1993年、Woo (2003) は1989年から1997年、小川 (2003, 第2章) は92年から99年までの邦銀の銀行貸出供給関数を推定する中で、不良債権比率が上昇した場合、銀行は貸出を抑制するよう行動していたことを指摘している。また、倒産確率の銀行貸出への影響を分析した研究は存在しないが、Hosono (2006) は、1990年代に関して、自己資本比率の減少が銀行貸出を抑制する傾向にあったことを観察している。



阻害し、キャピタルランチを促進させてしまう可能性を推論している<sup>20</sup>。他方、前節の実証結果では、株価に基づく倒産確率や不良債権比率をはじめとする邦銀の財務リスク要因が公的資金注入実施後の銀行貸出を説明しておらず、この実証結果を所与とするなら、自己資本規制比率規制が資金注入の貸出制約になっていたとする Osada (2010) の推論は成立しえなくなる。

本節では、次式の貸出供給関数を通じて、公的資金注入期の銀行貸出が、銀行側の財務リスクや収益性を反映してのものなのか、もしくは貸出先企業側の財務リスクや収益性を反映してのものなのか、という観点から分析を展開し、公的資金注入と銀行貸出の関連性についてより詳細な議論を行う：

$$\text{モデル III: } LOAN_{it}^j = \alpha LOAN_{it-1}^j + \beta_i' X_{it} + \beta_j' X_{it}^j + \gamma_t t + v_i + \varepsilon_{it},$$

上式において、 $LOAN_{it}^j$  は時点  $t$  における銀行  $i$  の貸出先企業  $j$  に対する貸出額を表し、日経 NEEDS 金融機関別借入金データベースより得た企業  $j$  の「借入金合計」に対数をとることで定義している。 $X_{it}$  は時点  $t$  における銀行  $i$  の財務リスクや収益性を反映する金融変数からなるベクトル変数を表し、 $X_{it}^j$  は銀行  $i$  の貸出先企業  $j$  の財務リスクや収益性を反映する金融変数からなるベクトル変数を表している。なお、 $t$  はマクロ的な共通要因を捉えるための時間ダミー変数を表しており、 $v_i$  は銀行  $i$  固有の要因を捉えるための銀行ダミー変数を表している。

本節では、銀行  $i$  の財務リスクを反映する金融変数として、第 2 節で定義した銀行  $i$  の倒産確率の 1 期ラグと不良債権比率の 1 期ラグを利用する。併せて、本節では、BIS 規制比率の影響を明示的に考察する金融変数として、銀行  $i$  の自己資本比率から、銀行  $i$  が国際統一基準行であれば 8% を、国内基準行であれば 4% を差し引いた BIS 規制比率調整済自己資本比率 ( $ADJRATIO$ ) の 1 期ラグを利用する。さらに、銀行  $i$  の収益性を反映する金融変数としては、総資産収益率の 1 期ラグを計量モデルに含める。

銀行  $i$  の貸出先企業  $j$  の財務リスクを捉える金融変数としては、貸出先企業  $j$  の自己資

<sup>20</sup> Osada (2010) は、自己資本が過小で銀行の貸出行動にとって自己資本比率規制の制約が強くなるような場合か、銀行監督当局からの自己資本比率に対する監視が厳しい場合に、銀行側の財務リスクの高まりが銀行貸出の減少をもたらす、逆に、銀行の貸出行動が自己資本比率規制と銀行監督当局の監視に制約を受けていない場合に、銀行の貸出行動がその財務リスクに依存しないことを理論的に示している。本稿と異なり、Osada (2010) は Montgomery (2005) にならって貸出増加率を計量モデルに含めているが、貸出比率 (貸出/資産) に代わって貸出増加率を利用した場合でも、本稿の貸出供給関数の分析結果と定性的な傾向が変わることは何らなかった。

本（時価）、自己資本のボラティリティ、負債（簿価）より計算された株価に基づく倒産確率の1期ラグを援用する。倒産確率の推計方法は第2節で議論した銀行*i*の倒産確率の推計方法と同じ方法を用いる。また、貸出先企業*j*の収益性を捉えるべく、本節では、貸出先企業*j*の当期純利益を決算月数で割り、総資産（簿価）で基準化したのちに100を掛け合わせることによって定義した総資産収益率の1期ラグを計量モデルに含めていく。貸出先企業*j*の自己資本は、NRIが提供する企業別の株価日次データと発行株式数から計算し、負債、総資産、当期純利益については、NRIの実績財務データセット（単独）より取得している。

対象とする推定期間は、前節において公的資金注入後の介入効果を分析するための対象期間であった1998年3月から2002年3月までとし、分析対象となる金融機関数は103行、貸出先企業数は1026社である。標本数は35749個（うち資金注入が実施された銀行に関して11226個、資金注入が実施されなかった銀行に関して24523個）である。モデルIIIの推定に際しては、最小二乗法を利用している。

表6に公的資金注入を受けた銀行と受けなかった銀行に関するモデルIIIの推定結果が記載されている。上段には、銀行*i*の財務リスク要因としてBIS規制比率調整済自己資本比率（*ADJRATIO*）を用いた場合の推定結果が記載されており、下段には、銀行*i*の財務リスク要因として倒産確率を用いた場合の推定結果が記載されている。

まず、前節での推定結果同様に、銀行の財務リスク要因（BIS規制比率調整済自己資本比率：*ADJRATIO*、倒産確率：*PD*、不良債権比率：*BPL*）や収益性（総資産収益率：*ROA*）が銀行貸出の動向を説明していないのに対し、当該銀行の貸出先企業の財務リスク要因（倒産確率：*PD*）や収益性（総資産収益率：*ROA*）が銀行貸出の動向を有意に説明している状況が顕著に観察される。また、こうした推定結果の傾向は、公的資金注入を受けた銀行と受けなかった銀行との間で差異がないことも見て取れよう。

ここでの推定結果は、Osada (2010) が指摘するような、自己資本規制比率を前提とする公的資金注入の政策的枠組みが注入行の貸出を抑制していたことを示唆しているのではなく、むしろ、公的資金注入後の1998年3月から2002年3月の時期に日本企業の収益性や信用リスクの悪化を受けた上で、図2に示すような邦銀全般の貸出が抑制されていたことを含意するものである。

## 5. 結論

本稿で得られた実証結果をまとめると以下のようになる：

- (1) 株価に基づく倒産確率や自己資本比率が反映する信用リスクに関しては、第2回の公的資金注入のみならず、一般的に失敗と目されることの多い第1回の公的資金注入においても注人行の信用リスクを下げるような介入効果が観察された。また、不良債権比率に関しては、第1回、第2回の公的資金注入を通じて不良債権比率を継続的に減少させるような介入効果が観察された。以上より、2度の公的資金注入を通じて、資金注人行の財務リスクは大きく減少したことの可能性が推察される。
- (2) 総資産収益率、貸出比率、そして中小企業貸出比率に関しては、第1回目と第2回目の公的資金注入を通じて、それらを明示的に改善させるような介入効果は観察されなかった。特に、銀行貸出については、第1回、第2回の公的資金注入の効果に対し好意的な見解を示している既存研究（Watanabe (2007), Allen et al. (2009), Giannetti and Simonov (2009)）とは異なる結果が算出されており、否定的な見解を示している既存研究（Osada (2010)）を支持する結果が得られた。
- (3) 特に、公的資金注入を受けた銀行群の貸出が改善しなかった理由として、既存研究（Osada (2010)）が指摘するような、政策プログラムとしての公的資金注入がクレジットクランチを促し、自己資本比率規制が注人行の貸出行動に強い制約を与えていたことが主因であるというより、貸出先企業の収益性や信用リスクが資金注入後の時期に大きく悪化していたことが主因であると考えられる。こうした状況下において、政策プログラムとしての公的資金注入だけで、銀行貸出が改善していく蓋然性は極めて低かったのではないかと推察される。

以上より、日本の公的資金注入においては、資金注人行の財務リスクの低下、という意味においては望ましい介入効果をもたらした可能性はあるが、貸出や収益性の改善という点においては必ずしも期待したような介入効果をもたらさなかった可能性が推測される。資金注人行の財務リスクを低下させ、銀行システムの部分的な安定化に寄与するという意味においては公的資金注入という政策プログラムが望ましい効果をもたらす

可能性があったかもしれないが、注入政策そのものが銀行貸出や収益性に大きく寄与することの可能性は、少なくとも本稿の実証結果からは確認されなかった。公的資金注入は、銀行システムの安定化のみならず、銀行の貸出行動や収益性についても改善を促す包括的な政策プログラムであるが、実際的には「銀行システムの安定化 = 銀行の救済」という点においてのみ機能する政策プログラムなのかもしれない。

## 補論 1： 介入効果の図解とデータを眺めることの危険性

本補論では、モデル II の介入効果  $\delta_k$  の定義式である本文 (2) 式の 3 行目が意味するところ図解する。図 6 にモデル II における介入効果  $\delta_k$  の概念図が図示されている。ここでは、銀行  $i$  の結果変数  $y_{it}$  として倒産確率を想定し、 $t^*$  時点で銀行  $i$  に対し、公的資金注入の政策プログラムが実施されたものとする。

まず、公的資金注入 1 期前の  $t^* - 1$  時点を基準時点としたとき、銀行  $i$  が公的資金注入を受け入れることで倒産確率は 2 つの経路を進む可能性が考えられる。1 つは、公的資金注入から  $k$  時点後に、基準時点の倒産確率 ( $y_{it^*-1}$ ) よりも倒産確率が低くなる経路 (太い点線) で、このときの  $t^* + k$  時点後の倒産確率を  $y_{Aii,t^*+k}$  とする。もう 1 つは、基準時点と比較して、倒産確率が高くなってしまいう経路 (細い点線) で、このときの  $k$  時点後の倒産確率を  $y_{Bli,t^*+k}$  とする。さらに、銀行  $i$  が仮に公的資金注入を受けなかったとしたら、倒産確率は非常に高くなってしまいう経路 (実線) を進み、このときの  $k$  時点後の倒産確率を  $y_{0i,t^*+k}$  としよう。このとき公的資金注入の倒産確率に対する介入効果  $\delta_k$  は、銀行  $i$  の倒産確率の経路が太い点線の経路を進んだ場合には、

$$\delta_k^A = y_{Aii,t^*+k}^A - y_{0i,t^*+k} = (y_{Aii,t^*+k}^A - y_{it^*-1}^A) - (y_{0i,t^*+k} - y_{it^*-1})$$

となり、細い点線の経路を進んだ場合には

$$\delta_k^B = y_{Bli,t^*+k}^B - y_{it^*-1} = (y_{Bli,t^*+k}^B - y_{it^*-1}) - (y_{0i,t^*+k} - y_{it^*-1})$$

となることが図より理解出来る。

なお、ここでの議論から注意しなければならないこととして、ある政策プログラムによ

って結果変数が図の細い点線のような経路を進んでしまったような場合、結果変数の動向だけを観て分析をしてしまうと、政策プログラムの効果を過小評価してしまう危険性があるという点である。公的資金注入のような政策プログラムの本当の意味での効果を分析していく上では、当該データを眺めるだけでなく、因果推論の観点から、その介入効果を実測していくことが重要となってくる。

## 補論 2： 固定効果モデルにおける介入効果の統計的推測

Conley and Taber (2010) は、処置群の経済主体の数が  $N_1$  で有限であり、対照群の経済主体の数が  $N_1$  と比較して十分に大きくなるような場合、固定効果モデルから級内推定法によって推定された介入効果について、標準的な大標本理論に基づきながら統計的推測を行うことは適切でないことを示している。そこで、Conley and Taber (2010) は、代替的方法として、対照群の誤差項から得られた情報から介入効果の帰無仮説に関する経験分布 (empirical distribution) を計算し、その上で統計的推測を行うことを提案している。本稿では、Conley and Taber (2010) にしたがって、次のような手続きでモデル I の介入効果  $\delta$  に関する統計的推測を行っている：

1.  $\delta = 0$  の制約を課した上で、級内推定法によってモデル I を推定する。
2. 推定されたモデル I から対照群に属す銀行  $j$  の残差  $\varepsilon_{jt}$  を取得し、中心化された残差  $\tilde{\varepsilon}_{jt} = \varepsilon_{jt} - \bar{\varepsilon}_j$  を計算する。
3.  $\delta = 0$  の帰無仮説の経験分布として、対照群に属す個々の銀行  $j$  について、

$$\frac{\sum_{i=1}^{N_1} \sum_{t=1}^T (D_{it} - \bar{D}_i) \tilde{\varepsilon}_{jt}}{\sum_{i=1}^{N_1} \sum_{t=1}^T (D_{it} - \bar{D}_i)^2}$$

を計算する。ここで、 $\bar{D}_i = T^{-1} \cdot \sum_{t=1}^T D_{it}$  である。表 2 から表 5 にかけて記載されている介入効果  $\delta$  の 95%信頼区間は、「 $\delta$  の点推定値 + 経験分布の 2.5%分位点」、「 $\delta$  の点推定値 + 97.5%分位点」として得ている。なお、帰無仮説  $\delta = 0$  の 5%水準の有意性については、この分布の 2.5%分位点、97.5%分位点から判断している。

4. 図 2 から図 4 にかけて記載されているモデル II の  $k$  時点における介入効果  $\delta_k$  の 90%信頼区間は、上記の手続きを次のように変更して計算している。まず、手続き 1 と 2 において、 $\delta = 0$  の制約を課したモデル II を推定し、対照群に属す銀行  $j$  についての中心化された残差  $\tilde{\varepsilon}_{jt} = \varepsilon_{jt} - \bar{\varepsilon}_j$  を計算する。次に、手続き 3 において、 $k$  時点の対照群に属す個々の銀行  $j$  について、

$$\frac{\sum_{i=1}^{N_1} (D_{ik} - \bar{D}_i) \tilde{\varepsilon}_{jk}}{\sum_{i=1}^{N_1} (D_{ik} - \bar{D}_i)^2}$$

から、 $\delta_k = 0$  の帰無仮説に関する経験分布を計算する。最後に、 $k$  時点における介入効果  $\delta_k$  の 90%信頼区間を、「 $\delta_k$  の点推定値 + 経験分布の 5%分位点」、「 $\delta_k$  の点推定値 + 95%分位点」として算出する。

### 補論 3： 公的資金注入の倒産確率に対する不均一な介入効果

Hoshi and Kashyap (2010) は、日本の金融危機の対応から米国が学ぶ教訓の 1 つとして、資金注入額の多寡が政策プログラムとしての公的資金注入の成功にとって重要な要因であることを述べている。本文では、1998 年と 1999 年の 2 度にわたる公的資金注入が、資金注入行の財務リスクを下げるような介入効果をもつことの可能性をみてきた。本補論では、公的資金の注入額に応じた不均一な介入効果 (heterogeneous treatment effect) を導入することにより、資金注入額の多寡が邦銀の信用リスクに影響を与えることはあったのかを分析する。

具体的には、次のような計量モデルを考える：

$$\text{モデル III: } PD_{it} = \alpha PD_{it-1} + \beta' X_{it} + \gamma_i t + \delta_q (D_{it}^q) + v_i + \varepsilon_{it},$$

上式において、個々の銀行  $i$  について注入金額別に設定されたダミー変数  $D_{it}^q$  の係数パラメータ  $\delta_q$  が注入金額別の介入効果を表すことになる。 $PD_{it}$  は株価に基づく倒産確率を表し、 $X_{it}$  は  $PD_{it-1}$  以外の共変数を、 $t$  は時間ダミー変数を表し、 $v_i$  は各銀行別の固定効果を表す。また、共変数  $X_{it}$  については、本文の倒産確率の分析と同様に、不良債権比率、総

資産収益率，貸出比率，中小企業向貸出比率，相対規模の 1 期ラグを利用する．なお，モデル III はダイナミックパネルの構造を有しているため， $PD_{it-2}$  を  $PD_{it-1}$  に対する操作変数とする二段階の級内推定法を利用するとともに，推定結果の頑健性を確認すべく，モデル III において  $PD_{it-1}$  を説明変数に含めないモデルを考慮することで，通常の級内推定法も併せて利用していく．

表 7 には，資金注入別の不均一な介入効果の推定結果が報告されている<sup>21</sup>．まず，1998 年の第 1 回公的資金注入の不均一な介入効果を報告する．表 1 が示すように第 1 回目の公的資金注入は，資金注入行 21 行のうち 11 行に対して 1000 億円が注入されていることから，資本不足が十分に精査されることなく実施された「横並び的政策」として特徴付けられることが多い．しかしながら，この 1000 億円の資金注入による介入効果だけが有意に負の値を算出していることから，本文第 3 節で議論した第 1 回目の公的資金注入の介入効果はこの 1000 億円の介入効果に大きく因っているものと推察される．他方，第 1 回目の資金注入において 1766 億円と最も多額の注入がなされた日本長期信用銀行，600 億円の資金注入がなされた日本債権信用銀行の 2 行に対しては，後の破綻が示すように実質的な効果はなかったものと考えられる．これらの実証結果から，少なくとも，第 1 回目の公的資金注入に関しては，資金注入額の多寡が注入行の信用リスクに対する低下の度合いに傾向的な差異をもたらしたとする判断は出来ない．

次に，1999 年の第 2 回公的資金注入の介入効果については，第 1 回目の効果と比較して有意に負になっているケースが多く観察されている．これは，第 2 回の公的資金注入の実施にあたって，自己資本の不足額が十分に精査されたことに起因するのかもしれない．一方，2003 年 6 月に再度，公的資金が注入されることになるりそな銀行の前身，大和銀行とあさひ銀行の 2 行に関しては，それぞれ 4080 億円，5000 億円の資金注入が実施されているものの（表 1 を参照のこと），それぞれの倒産確率を低下させるような介入

<sup>21</sup> 表 7 に記載されている介入効果  $\delta_q$  に関する 95%信頼区間は，補論 3 の手続き 4 において，対照群（公的資金注入を受けていない銀行群）に属す個々の銀行  $j$  について，

$$\frac{\sum_{i=1}^{N_1} \sum_{t=1}^T (D_{it}^q - \bar{D}_i^q) \tilde{\varepsilon}_{jt}}{\sum_{i=1}^{N_1} \sum_{t=1}^T (D_{it}^q - \bar{D}_i^q)^2}$$

から  $\delta_q = 0$  の帰無仮説に関する経験分布を計算し「介入効果の点推定値 + 経験分布の 5%分位点」，「介入効果の推定値 + 95%分位点」として得ている．なお， $\bar{D}_i^q = T^{-1} \cdot \sum_{t=1}^T D_{it}^q$  である．

効果は算出されていない。最後に、第 2 回目の公的資金注入において最も多額の資金注入が実施されたさくら銀行（8000 億円）、第一勧業銀行（9000 億円）、富士銀行（10000 億円）の 3 行については（再度、表 1 を参照のこと）、それぞれの倒産確率が大きく低下した傾向が読み取れる。これら第 2 回目の公的資金注入に関する実証結果は、資金注入の実施にあたって自己資本の不足額が十分に精査された場合に限り、注入額の多寡が資金注入行の信用リスクに対する低下の度合いに傾向的な差異をもたらさうる可能性を示唆している。

### **参考文献：**

小川一夫, 2003, 『大不況の経済分析』, 日本経済新聞社.

Allen, L., S. Chakraborty, and W. Watanabe, 2009, Regulatory Remedies for Banking Crises: Lessons from Japan, unpublished working paper, CUNY Baruch College.

Angrist, J., and J. Pischke, 2009, Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion, Princeton University Press.

Arellano, M., and S. Bond, 1991, Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations, *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.

Ashenfelter, O., and D. Card, 1985, Using the Longitudinal Structure of Earnings to Estimate the Effect of Training Programs, *Review of Economics and Statistics*, 67, 648-660.

Bernanke, B., and C. Lown, 1991, The Credit Crunch, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 205-39.

Black, F., and M. Scholes, 1973, The Pricing of Option and Corporate Liabilities, *Journal of Political Economy*, 81, 637-654.

Blundell, R., and S. Bond, 1998, Initial Condition and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models, *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.



Conley, T., and C. Taber, 2010, Inference with “Difference in Differences” with a Small Number of Policy Changes, *The Review of Economics and Statistics*, Forthcoming.

Giannetti, M., and A. Simonov, 2009, On the Real Effects of Bank Bailouts: Micro-Evidence from Japan, Working Paper No. 260/2009, ECGI Working Paper Series in Finance.

Heckman, J., H. Ichimura and P. Todd, 1997, Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme, *Review of Economic Studies*, 64, 605-654.

Hoshi, T., 2001, What Happened to Japanese Banks?, *Monetary and Economic Studies*, 19, 1-29.

Hoshi, T., and A. Kashyap, 2010, Will the U.S. Bank Recapitalization Succeed? Eight Lessons from Japan, *Journal of Financial Economics*, forthcoming.

Hosono, K., 2006, The Transmission Mechanism of Monetary Policy in Japan: Evidence from Banks’ Balance Sheet, *Journal of the Japanese and International Economies*, 20, 380-405.

Ito, T., and Y. Sasaki, 2002, Impacts of the Basle Capital Standard on Japanese Banks, *Journal of the Japanese and International Economies*, 16, 372-397.

Jacobson, L., R. Lalonde and D. Sullivan, 1993, Earnings Losses of Displaced Workers, *American Economic Review*, 83, 685-709.

Merton, R., 1974, On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates, *Journal of Finance*, 29, 449-470.

Montgomery, H., 2005, The Effect of Basel Accord on Bank Portfolios, *Journal of the Japanese and International Economies*, 19, 24-36.

Osada, T., 2010, Negative Impacts of Capital Injection Policies on the Capital Crunch, *Review of Monetary and Financial Studies*, 31, 49-68.

Peek, J., and E. Rosengren, 1995, The Capital Crunch: Neither a Borrower nor a Lender Be, *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, 625-38.

Vassalou, M., and Y. Xing, 2004, Default Risk in Equity Returns, *Journal of Finance*, 59, 831-868.

Watanabe, W., 2007, Prudential Regulation and the Credit Crunch: Evidence from Japan, *Journal of Money, Credit and Banking*, 39, 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, 1019-1038.

Wooldridge, J., 2009, Correlated Random Effects Models with Unbalanced Panels, Mimeo.

Wooldridge, J., 2010, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.

表 1: 公的資金による資本増強

金融機関名	金融機能安定化法に基づく 第 1 回公的資金注入			早期健全化法に基づく 第 2 回公的資金注入		
	優先株	劣後債・劣後ローン	計	優先株	劣後債・劣後ローン	計
第一勧業銀行	990	-	990	7000	2000	9000
富士銀行	-	1000	1000	8000	2000	10000
日本興業銀行	-	1000	1000	3500	2500	6000
安田信託銀行	-	1500	1500	-	-	-
さくら銀行	-	1000	1000	8000	-	8000
住友銀行	-	1000	1000	5010	-	5010
東京三菱銀行	-	1000	1000	-	-	-
三菱信託銀行	-	500	500	2000	1000	3000
三和銀行	-	1000	1000	6000	1000	7000
東海銀行	-	1000	1000	6000	-	6000
東洋信託銀行	-	500	500	2000	-	2000
あさひ銀行	-	1000	1000	4000	1000	5000
大和銀行	-	1000	1000	4080	-	4080
住友信託銀行	-	1000	1000	1000	1000	2000
三井信託銀行	-	1000	1000	2503	1500	4003
中央信託銀行	320	280	600	1500	-	1500
横浜銀行	-	200	200	1000	1000	2000
北陸銀行	-	200	200	-	-	-
足利銀行	-	300	300	-	-	-
日本長期信用銀行	1300	466	1766	-	-	-
日本債券信用銀行	600	-	600	-	-	-
合計	3210	14946	18156	61593	13000	74593

1. 単位は「億円」である。

表 2: 株価に基づく倒産確率を利用した場合のモデル I の推定結果 :  
(ダイナミックパネルモデル - 操作変数級内推定法)

第 1 回公的資金注入期 (1997 年 9 月期決算から 1998 年 9 月期決算まで)

	倒産確率	不良債権比率	結果変数: $y_t^i$ 総資産収益率	貸出比率	中小企業貸出比率
介入効果: $\delta$	-2.692 <sup>**</sup> (-5.138, -0.246)	-6.305 (-15.92, 3.309)	-0.046 (-0.120, 0.028)	0.484 (-1.525, 2.493)	0.043 (-1.730, 1.816)
$y_{t-1}^i$	0.132 (0.158)	0.420 (0.350)	0.870 <sup>***</sup> (0.111)	0.701 <sup>***</sup> (0.197)	0.251 (0.795)
$PD_{t-1}^i$	-	0.002 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.00013 (0.00027)	-0.00029 (0.00044)
$BPL_{t-1}^i$	-0.016 <sup>*</sup> (0.009)	-	-0.089 <sup>**</sup> (0.036)	-0.016 (0.028)	-0.021 (0.019)
$ROA_{t-1}^i$	-0.323 (2.240)	-0.045 (0.120)	-	0.030 (0.021)	0.044 <sup>*</sup> (0.023)
$LOAN_{t-1}^i$	20.66 (18.19)	0.428 (0.953)	-0.003 (0.390)	-	0.058 (0.520)
$SMLOAN_{t-1}^i$	3.972 (20.31)	0.965 (1.050)	-0.413 <sup>*</sup> (0.237)	1.032 (0.960)	-
$SIZE_{t-1}^i$	-8.221 (14.85)	1.197 (0.763)	-0.213 (0.185)	0.330 (0.225)	0.186 (0.349)

第 2 回公的資金注入期 (1998 年 9 月期決算から 2002 年 3 月期決算まで)

	倒産確率	不良債権比率	結果変数: $y_t^i$ 総資産収益率	貸出比率	中小企業貸出比率
介入効果: $\delta$	-0.937 <sup>*</sup> (-1.939, -0.007)	-18.34 <sup>***</sup> (-31.84, -4.842)	0.073 (-0.143, 0.289)	-2.084 (-5.041, 0.873)	1.068 (-9.011, 11.15)
$y_{t-1}^i$	0.754 (0.485)	0.375 <sup>***</sup> (0.065)	0.915 <sup>***</sup> (0.005)	0.982 <sup>***</sup> (0.092)	0.174 <sup>*</sup> (0.092)
$PD_{t-1}^i$	-	0.0094 <sup>**</sup> (0.0045)	-0.0030 <sup>*</sup> (0.0016)	-0.0012 (0.0052)	-0.013 (0.017)
$BPL_{t-1}^i$	-0.246 <sup>*</sup> (0.129)	-	-0.005 (0.007)	-0.0025 (0.0041)	-0.027 (0.026)
$ROA_{t-1}^i$	-14.12 <sup>***</sup> (2.923)	-0.784 <sup>***</sup> (0.273)	-	0.072 (0.078)	0.070 (0.202)
$LOAN_{t-1}^i$	4.660 (4.758)	0.884 <sup>**</sup> (0.387)	-0.103 (0.071)	-	-1.117 (1.058)
$SMLOAN_{t-1}^i$	3.448 (2.209)	0.012 (0.116)	-0.069 <sup>**</sup> (0.025)	0.045 <sup>***</sup> (0.015)	-
$SIZE_{t-1}^i$	1.793 (1.830)	0.057 (0.126)	-0.036 <sup>*</sup> (0.021)	0.064 <sup>***</sup> (0.014)	0.153 (0.120)

- $y_{t-2}^i$  を  $y_{t-1}^i$  に対する操作変数として利用し、二段階の級内推定量 (within group estimator) を援用している。
- 介入効果の括弧内は 95%信頼区間を表しており、その信頼区間の計算には、Cooley and Taber (2010) の手法が用いられている (詳細は補論 2 を参照されたい)。他方、共変数の推定結果についての括弧内は、二段階の級内推定量に基づいて計算された標準偏差を表している。
- \*, \*\*, \*\*\*は、それぞれ 10%, 5%, 1%水準で有意であることを示す。

表 3: 株価に基づく倒産確率を利用した場合のモデル I の推定結果：  
( 級内推定法 )

第 1 回公的資金注入期 ( 1997 年 9 月期決算から 1998 年 9 月期決算まで )

	倒産確率	不良債権比率	結果変数： $y_t^i$ 総資産収益率	貸出比率	中小企業貸出比率
介入効果： $\delta$	-2.615* (-5.506, 0.076)	-8.279* (-18.19, 1.638)	-0.989 (-3.305, 1.372)	0.401 (-0.966, 1.768)	0.029 (-2.901, 2.959)
$y_{t-1}^i$	-	-	-	-	-
$PD_{t-1}^i$	-	0.001 (0.002)	-0.004 (0.006)	-0.00009 (0.0002)	-0.0003 (0.0002)
$BPL_{t-1}^i$	0.328 (2.082)	-	-0.470** (0.212)	-0.0005 (0.0135)	-0.021 (0.020)
$ROA_{t-1}^i$	-0.062 (0.546)	0.015 (0.040)	-	0.020*** (0.004)	0.044*** (0.008)
$LOAN_{t-1}^i$	19.48 (21.93)	0.799 (0.863)	-6.108 (5.902)	-	0.481** (0.205)
$SMLOAN_{t-1}^i$	3.457 (18.44)	1.383 (0.913)	-3.962 (5.470)	0.473*** (0.114)	-
$SIZE_{t-1}^i$	-6.832 (9.911)	1.115 (0.703)	-4.092 (2.888)	0.206** (0.090)	0.207 (0.224)

第 2 回公的資金注入期 ( 1998 年 9 月期決算から 2002 年 3 月期決算まで )

	倒産確率	不良債権比率	結果変数： $y_t^i$ 総資産収益率	貸出比率	中小企業貸出比率
介入効果： $\delta$	-1.137** (-2.209, -0.065)	-25.93** (-50.67, -1.195)	0.039 (-0.036, 0.114)	-1.326 (-4.263, 1.611)	-2.005 (-7.851, 3.841)
$y_{t-1}^i$	-	-	-	-	-
$PD_{t-1}^i$	-	0.010** (0.004)	-0.010 (0.008)	-0.0019 (0.0015)	-0.0014 (0.0019)
$BPL_{t-1}^i$	0.166** (0.074)	-	-0.319*** (0.076)	-0.014 (0.018)	-0.023 (0.014)
$ROA_{t-1}^i$	-12.70*** (3.588)	-1.401*** (0.348)	-	0.072 (0.050)	0.050 (0.075)
$LOAN_{t-1}^i$	1.209 (2.242)	1.160** (0.587)	-0.167 (0.794)	-	0.775*** (0.112)
$SMLOAN_{t-1}^i$	0.596 (0.509)	0.034 (0.090)	-0.148 (0.673)	0.051 (0.038)	-
$SIZE_{t-1}^i$	0.151 (0.852)	-0.159 (0.146)	-0.202 (0.150)	-0.001 (0.020)	-0.003 (0.040)

1. 級内推定量 ( within group estimator ) を採用している。
2. 介入効果の括弧内は 95%信頼区間を表しており、その信頼区間の計算には、Cooley and Taber (2010) の手法が用いられている ( 詳細は補論 2 を参照されたい )。他方、共変数の推定結果についての括弧内は、二段階の級内推定量に基づいて計算された標準偏差を表している。
3. \*, \*\*, \*\*\*は、それぞれ 10%, 5%, 1%水準で有意であることを示す。

表 4: Tier I 比率を用いた場合のモデル I の推定結果 :  
(ダイナミックパネルモデル - 操作変数級内推定法)

第 1 回公的資金注入期 (1997 年 9 月期決算から 1998 年 9 月期決算まで)

	Tier I 比率	不良債権比率	結果変数: $y_t^i$ 総資産収益率	貸出比率	中小企業貸出比率
介入効果: $\delta$	1.200 <sup>*</sup> (0.023, 2,446)	-4.263 <sup>*</sup> (-9.018, 0.492)	-0.050 (-0.106, 0.006)	-0.749 (-2.545, 1.047)	-0.513 (-2.427, 1.401)
$y_{t-1}^i$	0.402 <sup>***</sup> (0.103)	0.382 (0.333)	0.866 <sup>***</sup> (0.011)	0.660 <sup>***</sup> (0.191)	0.269 (0.902)
TierI $_{t-1}^i$	-	-0.070 <sup>*</sup> (0.036)	0.030 <sup>*</sup> (0.018)	0.010 (0.015)	-0.017 (0.011)
BPL $_{t-1}^i$	-1.734 <sup>*</sup> (0.903)	-	-0.089 <sup>**</sup> (0.036)	-0.019 (0.027)	-0.016 (0.019)
ROA $_{t-1}^i$	2.980 <sup>**</sup> (0.656)	-0.471 <sup>*</sup> (0.268)	-	0.092 <sup>***</sup> (0.027)	0.152 <sup>**</sup> (0.066)
LOAN $_{t-1}^i$	-15.08 <sup>*</sup> (8.155)	0.639 (0.921)	-0.058 (0.397)	-	0.573 (0.550)
SMLOAN $_{t-1}^i$	-3.046 (13.64)	1.703 (1.060)	-0.467 <sup>*</sup> (0.242)	0.917 (0.987)	-
SIZE $_{t-1}^i$	20.98 <sup>**</sup> (10.64)	1.765 <sup>**</sup> (0.824)	-0.392 (0.194)	0.246 (0.254)	0.022 (0.428)

第 2 回公的資金注入期 (1998 年 9 月期決算から 2002 年 3 月期決算まで)

	Tier I 比率	不良債権比率	結果変数: $y_t^i$ 総資産収益率	貸出比率	中小企業貸出比率
介入効果: $\delta$	1.533 <sup>***</sup> (0.904, 2.162)	-14.22 <sup>**</sup> (-27.98, -3.692)	0.028 (-0.309, 0.286)	-1.644 <sup>*</sup> (-3.123, 0.089)	2.848 (-3.506, 9.151)
$y_{t-1}^i$	0.104 (0.129)	0.372 <sup>***</sup> (0.066)	0.915 <sup>***</sup> (0.005)	0.998 <sup>***</sup> (0.101)	0.665 <sup>***</sup> (0.055)
TIER $_{t-1}^i$	-	-0.017 (0.016)	0.033 (0.025)	0.001 (0.002)	-0.004 (0.012)
BPL $_{t-1}^i$	-0.226 <sup>*</sup> (0.122)	-	-0.010 (0.007)	-0.003 (0.004)	-0.027 (0.025)
ROA $_{t-1}^i$	4.689 <sup>***</sup> (1.166)	-0.670 <sup>**</sup> (0.286)	-	0.063 (0.041)	0.115 (0.217)
LOAN $_{t-1}^i$	-5.760 <sup>***</sup> (1.437)	1.002 <sup>**</sup> (0.396)	-0.161 (0.073)	-	1.004 (0.967)
SMLOAN $_{t-1}^i$	-0.312 (0.387)	0.020 (0.115)	-0.035 <sup>**</sup> (0.026)	0.050 <sup>**</sup> (0.015)	-
SIZE $_{t-1}^i$	-0.242 (0.416)	0.024 (0.127)	-0.004 <sup>*</sup> (0.022)	0.060 <sup>***</sup> (0.015)	0.153 (0.120)

- $y_{t-2}^i$  を  $y_{t-1}^i$  に対する操作変数として利用し、二段階の級内推定量 (within group estimator) を援用している。
- 介入効果の括弧内は 95%信頼区間を表しており、その信頼区間の計算には、Cooley and Taber (2010) の手法が用いられている (詳細は補論 2 を参照されたい)。他方、共変数の推定結果についての括弧内は、二段階の級内推定量に基づいてより計算された標準偏差を表している。
- \*, \*\*, \*\*\*は、それぞれ 10%, 5%, 1%水準で有意であることを示す。

表 5: 自己資本比率を用いた場合のモデル I の推定結果 :  
(ダイナミックパネルモデル - 操作変数級内推定法)

第 1 回公的資金注入期 (1997 年 9 月期決算から 1998 年 9 月期決算まで)

	自己資本比率	不良債権比率	結果変数 : $y_t^i$ 総資産収益率	貸出比率	中小企業貸出比率
介入効果 : $\delta$	1.598 <sup>***</sup> (0.749, 2.447)	-5.089 <sup>*</sup> (-9.964, -0.359)	0.011 (-0.010, 0.004)	-0.470 (-2.423, 1.593)	-0.210 (-2.521, 1.559)
$y_{t-1}^i$	0.158 <sup>***</sup> (0.027)	0.402 (0.342)	0.870 <sup>***</sup> (0.011)	0.164 (0.265)	0.233 (0.723)
RATIO $_{t-1}^i$	-	-0.038 (0.028)	0.021 <sup>*</sup> (0.011)	0.013 (0.015)	-0.008 (0.006)
BPL $_{t-1}^i$	-1.304 <sup>**</sup> (0.589)	-	-0.089 <sup>**</sup> (0.036)	-0.045 (0.070)	-0.014 (0.018)
ROA $_{t-1}^i$	2.284 <sup>***</sup> (0.272)	-0.293 (0.241)	-	0.130 (0.140)	0.101 <sup>***</sup> (0.039)
LOAN $_{t-1}^i$	-19.82 <sup>***</sup> (6.180)	0.143 (1.002)	-0.003 (0.390)	-	0.331 (0.428)
SMLOAN $_{t-1}^i$	-11.75 (8.746)	1.364 (1.040)	-0.413 <sup>*</sup> (0.237)	1.568 (1.876)	-
SIZE $_{t-1}^i$	20.47 <sup>**</sup> (8.050)	1.852 <sup>**</sup> (0.942)	-0.213 (0.185)	0.253 (0.224)	0.110 (0.368)

第 2 回公的資金注入期 (1998 年 9 月期決算から 2002 年 3 月期決算まで)

	自己資本比率	不良債権比率	結果変数 : $y_t^i$ 総資産収益率	貸出比率	中小企業貸出比率
介入効果 : $\delta$	1.728 <sup>***</sup> (1.146, 2.490)	-14.05 <sup>**</sup> (-27.86, -1.237)	-0.013 (-0.044, 0.028)	-1.588 (-3.078, 0.158)	2.041 (-6.448, 9.534)
$y_{t-1}^i$	0.044 (0.145)	0.377 <sup>***</sup> (0.065)	0.915 <sup>***</sup> (0.005)	0.100 (0.103)	0.166 <sup>*</sup> (0.086)
RATIO $_{t-1}^i$	-	-0.013 (0.013)	0.033 (0.27)	0.001 (0.002)	-0.005 (0.010)
BPL $_{t-1}^i$	-0.291 <sup>**</sup> (0.138)	-	-0.005 (0.007)	-0.003 (0.004)	-0.026 (0.025)
ROA $_{t-1}^i$	0.300 <sup>**</sup> (0.127)	-0.672 <sup>**</sup> (0.287)	-	0.061 (0.041)	0.122 (0.219)
LOAN $_{t-1}^i$	-6.993 <sup>***</sup> (1.803)	1.014 <sup>**</sup> (0.397)	-0.103 (0.071)	-	0.997 (0.967)
SMLOAN $_{t-1}^i$	-0.025 (0.448)	0.019 (0.115)	-0.069 <sup>**</sup> (0.025)	0.050 <sup>***</sup> (0.015)	-
SIZE $_{t-1}^i$	-0.645 (0.481)	0.041 (0.126)	-0.036 <sup>*</sup> (0.021)	0.062 <sup>***</sup> (0.015)	0.121 (0.108)

- $y_{t-2}^i$  を  $y_{t-1}^i$  に対する操作変数として利用し、二段階の級内推定量 (within group estimator) を援用している。
- 介入効果の括弧内は 95%信頼区間を表しており、その信頼区間の計算には、Cooley and Taber (2010) の手法が用いられている (詳細は補論 2 を参照されたい)。他方、共変数の推定結果についての括弧内は、二段階の級内推定量に基づいて計算された標準偏差を表している。
- \*, \*\*, \*\*\*は、それぞれ 10%, 5%, 1%水準で有意であることを示す。

表 6: モデル III の推定結果  
(1998年3月期決算から2002年3月期決算まで)

BIS 規制比率調整済自己資本比率

被説明変数	$LOAN_{t-1}^{i,j}$	公的資金注入実施の貸出関数			公的資金注入非実施の貸出関数		
自己回帰変数	$LOAN_{t-1}^{i,j}$	0.508 <sup>***</sup> (0.007)	0.504 <sup>***</sup> (0.007)	0.504 <sup>***</sup> (0.007)	0.460 <sup>***</sup> (0.005)	0.458 <sup>***</sup> (0.005)	0.458 <sup>***</sup> (0.005)
銀行 $i$ 要因	$ADJRATIO_{t-1}^i$	0.004 (0.007)	0.001 (0.007)	-0.004 (0.006)	0.002 (0.003)	0.003 (0.005)	0.002 (0.005)
	$BPL_{t-1}^i$	-	-	-0.064 (0.042)	-	-	-0.003 (0.022)
	$ROA_{t-1}^i$	-	0.008 (0.007)	0.009 (0.007)	-	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
貸出先企業 $j$ 要因	$PD_{t-1}^j$	-0.005 <sup>*</sup> (0.003)	-0.012 <sup>***</sup> (0.003)	-0.012 <sup>***</sup> (0.003)	-0.004 <sup>*</sup> (0.002)	-0.010 <sup>***</sup> (0.003)	-0.010 <sup>***</sup> (0.003)
	$ROA_{t-1}^j$	-	0.003 <sup>***</sup> (0.0005)	0.003 <sup>***</sup> (0.0005)	-	0.002 <sup>***</sup> (0.0003)	0.002 <sup>***</sup> (0.0003)

株価に基づく倒産確率

被説明変数	$LOAN_{t-1}^{i,j}$	公的資金注入実施の貸出関数			公的資金注入非実施の貸出関数		
自己回帰変数	$LOAN_{t-1}^{i,j}$	0.508 <sup>***</sup> (0.007)	0.504 <sup>***</sup> (0.007)	0.504 <sup>***</sup> (0.007)	0.451 <sup>***</sup> (0.006)	0.448 <sup>***</sup> (0.006)	0.449 <sup>***</sup> (0.006)
銀行 $i$ 要因	$PD_{t-1}^i$	-0.0009 (0.001)	-0.0005 (0.001)	-0.0004 (0.001)	-0.0012 (0.0031)	-0.0017 (0.0031)	-0.0015 (0.001)
	$BPL_{t-1}^i$	-	-	-0.060 (0.041)	-	-	-0.010 (0.022)
	$ROA_{t-1}^i$	-	0.008 (0.007)	0.009 (0.007)	-	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
貸出先企業 $j$ 要因	$PD_{t-1}^j$	-0.006 <sup>*</sup> (0.003)	-0.012 <sup>***</sup> (0.003)	-0.012 <sup>***</sup> (0.003)	-0.007 <sup>***</sup> (0.002)	-0.012 <sup>***</sup> (0.003)	-0.012 <sup>***</sup> (0.003)
	$ROA_{t-1}^j$	-	0.003 <sup>***</sup> (0.0005)	0.003 <sup>***</sup> (0.0005)	-	0.002 <sup>***</sup> (0.0003)	0.002 <sup>***</sup> (0.0003)

1. モデル III の推定に際して、最小二乗法が利用されている。なお、時間ダミー変数、銀行ダミー変数の推定結果は報告していない。
2. BIS 規制比率調整済自己資本比率 ( $ADJRATIO_{t-1}^i$ ) は、国際統一基準行については「自己資本比率 - 8%」として、国内基準行については「自己資本比率 - 4%」として定義している。
3. 括弧内は最小二乗法に基づいて計算された標準偏差を表している。
4. \*, \*\*, \*\*\*は、それぞれ 10%, 5%, 1%水準で有意であることを示す。



表 7: 株価に基づく倒産確率に対する不均一な介入効果の推定結果

第 1 回公的資金注入			第 2 回公的資金注入		
注入額	介入効果: $\delta^q$		注入額	介入効果: $\delta^q$	
	IV-FE 推定	FE 推定		IV-FE 推定	FE 推定
200 億円	-0.799 (-5.824, 3.226)	-0.452 (-1.472, 0.580)	1500 億円	-0.309 (-6.753, 6.035)	-2.242 <sup>***</sup> (-3.324, -1.216)
300 億円	-0.757 (-7.654, 5.140)	-0.416 (-1.745, 0.813)	2000 億円	-1.095 (-5.639, 2.339)	-1.466 <sup>**</sup> (-2.705, -0.427)
500 億円	0.574 (-4.463, 7.155)	0.777 <sup>*</sup> (-0.201, 1.755)	3000 億円	-1.399 <sup>**</sup> (-2.684, -0.118)	-1.350 <sup>***</sup> (-2.236, -0.474)
600 億円	-1.173 (-6.817, 2.472)	-0.717 (-2.521, 1.639)	4003 億円	-3.382 (-10.51, 3.443)	-1.380 <sup>***</sup> (-2.248, -0.612)
990 億円	-0.405 (-7.274, 8.568)	-0.194 (-0.825, 0.289)	4080 億円	2.006 (-4.287, 7.298)	4.820 <sup>***</sup> (4.352, 5.288)
1000 億円	-4.509 <sup>***</sup> (-7.512, -2.211)	-4.604 <sup>***</sup> (-6.915, -2.836)	4500 億円	-4.643 (-9.515, 0.229)	0.226 (-0.556, 1.008)
1500 億円	0.029 (-7.357, 7.415)	0.684 (-0.931, 1.899)	5000 億円	1.487 (-4.710, 7.684)	3.797 <sup>***</sup> (3.327, 4.257)
1766 億円	2.080 <sup>***</sup> (0.551, 3.250)	2.528 <sup>***</sup> (1.804, 3.251)	5010 億円	-0.970 <sup>*</sup> (-1.867, 0.026)	-0.564 <sup>*</sup> (-1.207, 0.080)
-	-	-	6000 億円	-1.753 <sup>**</sup> (-3.356, -0.133)	-1.005 <sup>**</sup> (-1.907, -0.104)
-	-	-	7000 億円	-1.281 (-7.446, 4.884)	0.003 (-0.550, 0.555)
-	-	-	8000 億円	-5.567 <sup>*</sup> (-11.32, 0.369)	-2.165 <sup>***</sup> (-2.686, -1.654)
-	-	-	9000 億円	-1.281 (-2.691, 0.310)	-2.163 <sup>***</sup> (-2.684, -1.643)
-	-	-	10000 億円	-6.930 <sup>***</sup> (-7.911, -5.901)	-2.670 <sup>***</sup> (-3.287, -2.013)

1. IV-FE は倒産確率  $DP_{t-2}^i$  を  $DP_{t-1}^i$  に対する操作変数としたときの二段階の級内推定量 (within group estimator) を表し, FE は級内推定量を表している. 詳細は補論 III を参照されたい.
2. 括弧内は, Cooley and Taber (2010) の手法を用いて計算された 95%信頼区間を表している.
3. \*, \*\*, \*\*\*は, それぞれ 10%, 5%, 1%水準で有意であることを示す.

図 1. 株価に基づく倒産確率

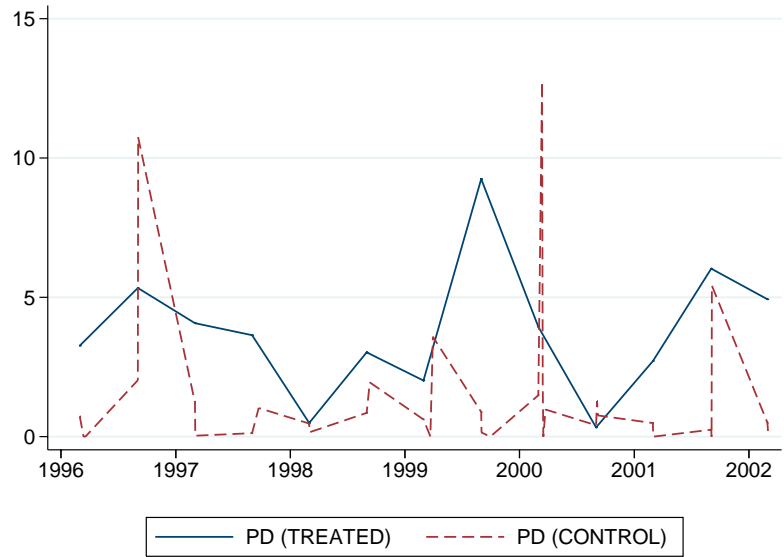


図 2. 貸出比率

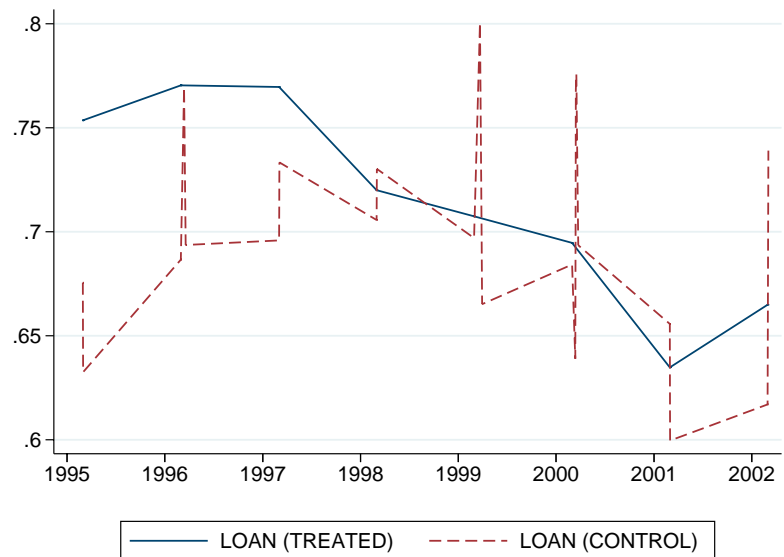


図 3. 政策目標諸変数の経路

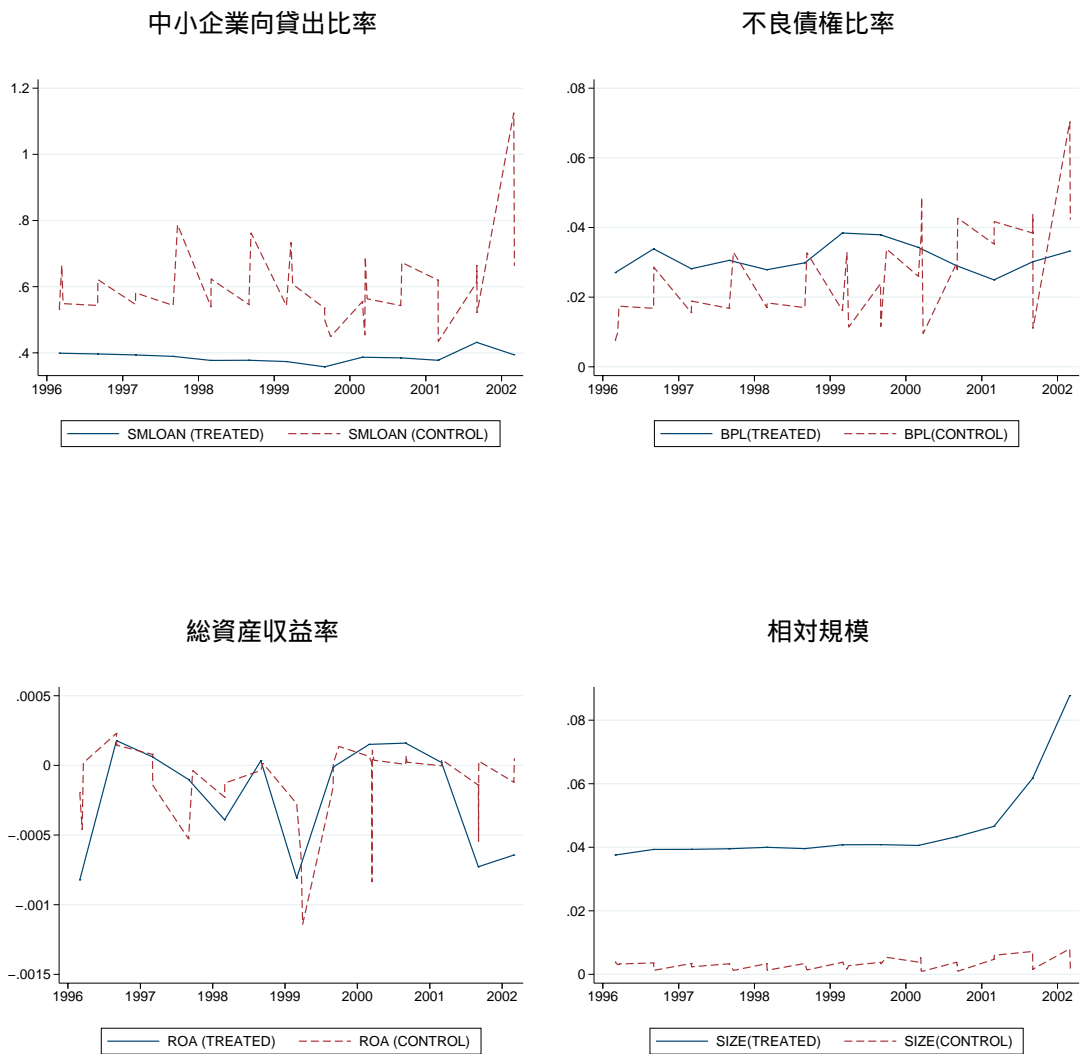
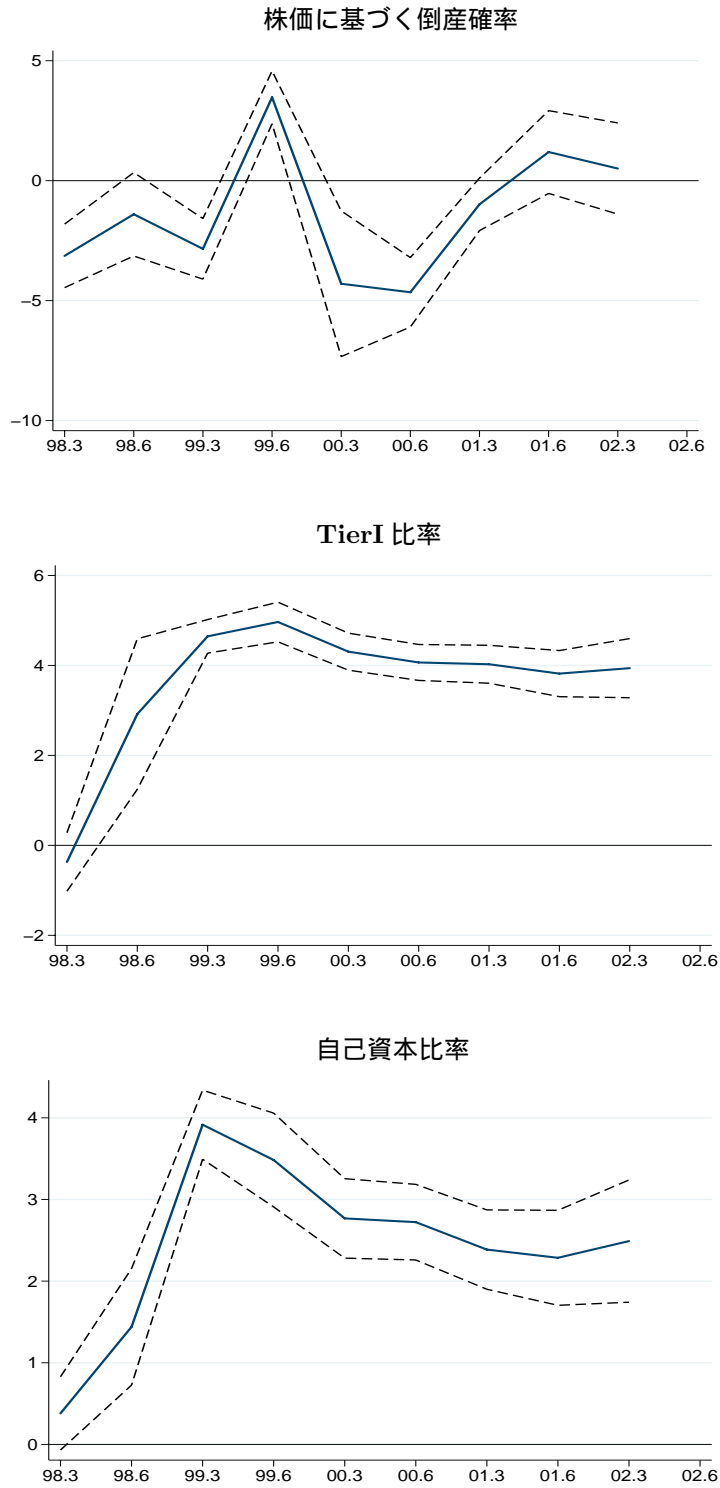
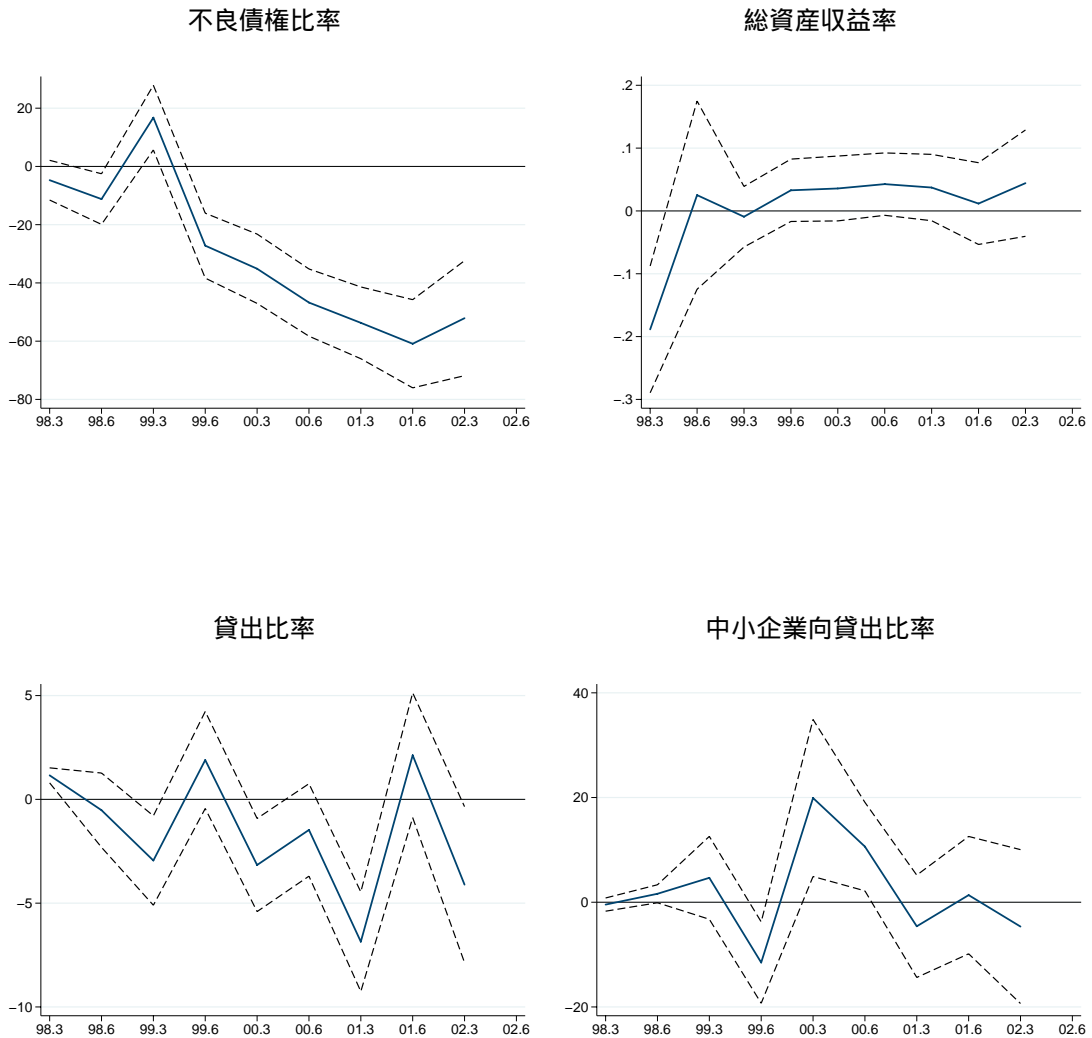


図 4. 信用リスク変数への介入効果



1. 実践は点推定量を表しており、点線は 90%信頼区間を表している。
2. 信頼区間の計算にあたり、Cooley and Taber (2010) の手法を用いている。詳細は補論 2 を参照されたい。

図 5. 政策目標諸変数への介入効果



1. 実践は点推定量を表しており、点線は 90%信頼区間を表している。
2. 信頼区間の計算にあたり、Cooley and Taber (2010) の手法を用いている。詳細は補論 2 を参照されたい。

図 6: 介入効果  $\delta_k$  の概念図

