

# わが国の信用金庫と国内銀行の中小企業向け貸出行動

## —時系列データによる検証—

Lending Behavior for Small-Medium Business by Shinkin Bank and Other  
Domestic Bank in Japan:

Evidences from Time Series Data

小塚 匡文\* †

Masafumi Kozuka

本稿では、わが国の信用金庫と国内銀行の中小企業向け貸出行動の違いについて、インパルス応答関数による検証を行った。その結果、量的緩和政策実施期には、ポートフォリオ・リバランス効果と整合的な状況があること、中小企業向け貸出には貸出需要関数と整合的な金利との関係が成立していないこと、信用金庫と国内銀行は貸出方針の違いから、量的緩和政策の解除後に産出に対する貸出の反応に違いがあることが示された。

キーワード：インパルス応答関数, 量的緩和政策, 緊急保証制度, 信用金庫, 国内銀行

## I. はじめに

金融機関による中小企業向けの貸出の動向は、わが国の経済動向を見るにあたって、重要な要素の1つである。総務省発行の『事業所・企業統計調査（2006年版）』によれば、中小企業法の定義による中小企業数は、全企業数のうち99.7%を占めている。そして経済産業省発行の『工業統計表（2008年版）』によれば、中小企業の付加価値額計は全付加価値額の5割に達している。よって、中小企業はわが国の経済活動において無視できないシェアを占めていることがわかる。

中小企業は一般に、その信用力の問題から、金融機関借入による資金調達手段に大きく依存しているといわれている。図1は総資本に占める金融機関借入の比率をあらわしたものである。これによれば、中小企業の場合、その比率が5割近くまで達している。その後2000年代に至り、3割台にまで低下したものの、大企業や中堅企業と比較すると、依然として高い比率にあることがわかる。このことから、中小企業の資金調達の問題を考えるに当たっては、金融機関からの借入

---

\*流通科学大学総合政策学部、〒651-2188 神戸市西区学園西町3-1

†神戸大学大学院経済学研究科研究員、〒657-8501 神戸市灘区六甲台町2-1

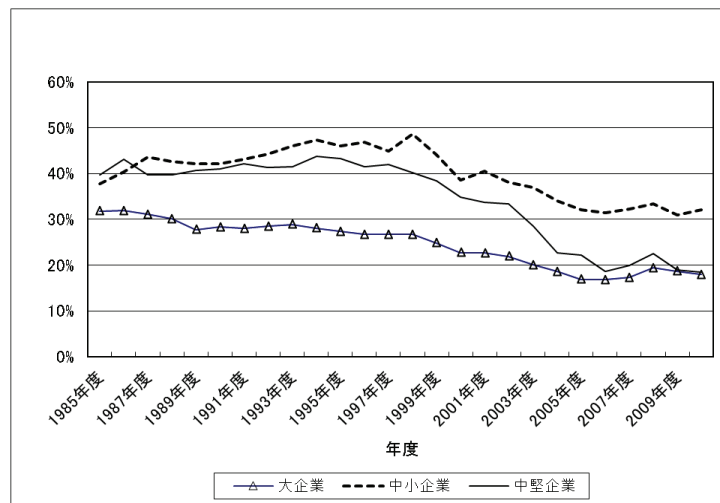


図 1: 総資本に占める金融機関借入額の比率  
出所: 財務省 法人企業統計 (年次) より

(注) 大企業は資本金 10 億円以上, 中堅企業は 1 億円以上 10 億円未満, 中小企業は 1 億円未満

という側面を無視できないことがわかる。その中小企業向けの貸出シェアを見ると、2009 年度において国内銀行が 66 %, 信用金庫・信用組が 19 % を占めており (中小企業白書)、この 2 業態で 8 割のシェアを占めていることになる。よって本稿では、中小企業向け貸し出しの問題を検証するに当たっては、この 2 業態に着目する。

日本銀行の定義によれば、国内銀行とは銀行本体の設立根拠が国内法に準拠している銀行のことであり、都市銀行・地方銀行・第二地方銀行・信託銀行を指す。これらは株式会社であり、営利及び株主の利潤を求め、その業務を行う。一方で信用金庫は、中小企業を専門とする小・中規模の金融機関である。これらは国内銀行とは異なり、法律によって融資できる企業の規模が定められている。現在では資本金 9 億円未満、従業員数 300 名以下の企業 (法人・個人とも) とされており、融資対象もその会員に限られている。また信用金庫は非営利の組織であり、その目的は会員の利益を優先することとされている。信用金庫の中小企業向け貸し出しのシェアは国内銀行のそれよりも低いものの、国内銀行とは異なる目的を持って業務を行っていることとなり、両者の比較を進めることは有益であると考えられる。

では、量的緩和政策 (QEMP) 実施期を含む 2000 年代において、信用金庫および国内銀行の貸出および中小企業の産出はどのような動きをしていたのであろうか。

図 2 は、両金融機関の貸出残高 (変化率) および中小企業の製造業生産指数 (変化率) の推移を、2001 年第 1 四半期以降を対象にしてプロットしたものである。これによれば、2001 年に国内銀行貸出残高及び産出は大きく落ち込み、以後信用金庫貸出残高とともに 2002 年頃まで下

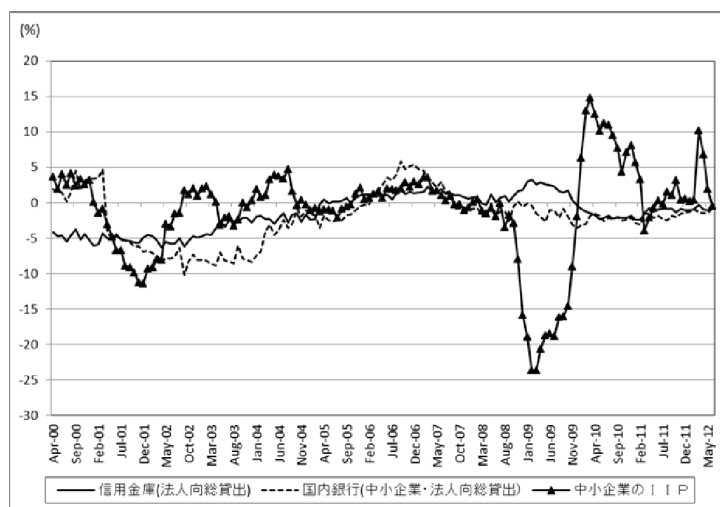


図 2: 国内銀行・信用金庫の貸出残高と中小企業の産出（変化率）

出所：中小企業 IIP は中小企業製造業製造工業生産指数（中小企業庁発行），貸出残高は日本銀行統計（日本銀行発行）である。いずれも前年同月比である。

落を続けていることがわかる<sup>1</sup>。その後、2005 年から 2006 年にかけて変化率は概ね正に転じている。これは、日本銀行の量的緩和政策の効果が見られたとする見解と整合的である（日本銀行 2005）。しかし 2007 年以降になると、信用金庫の貸出残高は伸びているものの、国内銀行のそれは減少している。そしてリーマンショックの影響で、生産指数は大きく落ち込んでいる。一方で信用金庫の貸出残高は国内銀行のそれと比較すると変動が小さい。

産出水準や金利水準と貸出残高の関係をあらわす貸出需要関数を念頭に置くと、中小企業の製造業生産指数の変動は両金融機関の貸出行動にどのような影響を与えていたのであろうか。そして量的緩和政策実施時とそれ以後では、その政策の目標とされた日銀マネタリーベース残高（より詳細には日銀預け金残高）と各貸出残高の関係には、どのような違いがあったのであろうか。

以上の問題意識に従い、本稿では信用金庫及び国内銀行の中小企業向け貸出行動の特徴について、時系列データを用いた検証を行う。分析にはインパルス応答関数を用いるが、通常の Choleski 分解ではなく構造式に従った同時点の識別制約を用いた検証を行う。またデータには信用金庫または国内銀行の貸出残高を用いることにより、両者の貸出行動を比較する。これまでに行われた金融機関の貸出行動に関する検証は、多くはクロスセクションデータやパネルデータによるものであり、本稿のような時系列データを用いたものは多くない。また時系列データを用いて、貸出行動における信用金庫と国内銀行の違いを明示的に考慮した研究も筆者の知る限り、ほとんど存在しない。そのため、本稿の検証には一定の貢献があるものと考えられる。

以下、第 II 節ではインパルス反応関数の推定を、第 III 節では実証結果をもとに検証を行う。

第 IV 節は結論である。

## II. 実証分析

### 1. 分析手法

本稿では、4 変数からなる VAR(Vector Auto Regression) モデルを構築し、インパルス応答関数を推定する。具体的には、金融機関の貸出残高、中小企業（製造工業）の生産指数 ( $Y_t$ )、マネタリーベース残高 ( $MB_t$ )、貸出約定金利、の 4 変数である。また貸出残高については、国内銀行の中小企業（法人）向け貸出残高 ( $BANK_t$ ) と信用金庫の法人向け貸出残高 ( $SHINKIN_t$ ) を、国内銀行の約定金利については国内銀行 ( $r_t^b$ ) と信用金庫 ( $r_t^s$ ) をそれぞれ設定し、国内銀行と信用金庫との違いを検証する。そのため本稿では、4 変数からなるベクトルをそれぞれ

$$x_t = (r_t^b, MB_t, BANK_t, Y_t)$$

$$x_t = (r_t^s, MB_t, SHINKIN_t, Y_t)$$

とする。そしてこのベクトル  $x_t$  を用いて VAR モデルを構築し、そこからインパルス応答関数を推定するが、その際には構造モデルの誤差項を識別する方法が問題となる。多く用いられている手法としては、下三角行列を用いる方法（Choleski 分解）があるが、本稿では同時点での変数間の制約を用いた構造ショックを識別を行うこととする。これは、同時点における各変数の誘導系ショック間に経済理論に従った制約を付すことで、構造ショックを識別するものである。以下、このような構造ショックを識別方法について説明する<sup>2</sup>。

まず、次のような誘導型の VAR モデルを考える。

$$x_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i x_{t-i} + u_t \quad (1)$$

$u_t$  は誘導系ショックのベクトルである。一方、構造型の VAR を次のように設定する。

$$x_t = B_0 + \sum_{i=0}^p B_i x_{t-i} + \epsilon_t \quad (2)$$

ここで  $\epsilon_t$  は期待値 0、相関 0 の構造ショックのベクトルである。 $u_t$ 、 $\epsilon_t$  はそれぞれ、次のようなものとなる。

$$u_t = (u_{rb,t}, u_{MB,t}, u_{BANK,t}, u_{Y,t}) \quad \text{または} \quad u_t = (u_{rs,t}, u_{MB,t}, u_{SHINKIN,t}, u_{Y,t})$$

$$\epsilon_t = (\epsilon_{rb,t}, \epsilon_{MB,t}, \epsilon_{BANK,t}, \epsilon_{Y,t}) \quad \text{または} \quad \epsilon_t = (\epsilon_{rs,t}, \epsilon_{MB,t}, \epsilon_{SHINKIN,t}, \epsilon_{Y,t})$$

(2) 式を変形し、

$$x_t = (I - B_0)^{-1} [B_0 + \sum_{i=1}^p B_i x_{t-i} + \epsilon_t] \quad (3)$$

とする。そして (1) 式と (3) 式より、誘導型・構造型の誤差項には次の関係が成立する。

$$(I - B_0)u_t = \epsilon_t \quad (4)$$

Choleski 分解では、行列  $I - B_0$  を下三角行列とし、構造ショックを識別するが、同時点制約を用いる場合には、理論的に想定される変数間の同時点の關係に注目し、行列の成分を決定する。(4) 式を変形し、次のようにする。

$$u_t = B_0 u_t + \epsilon_t \quad (5)$$

ここで行列  $B_0$  の要素が制約となる。本稿のような 4 変数 VAR モデルの場合は、構造ショックを識別するために、少なくとも 6 つの制約が必要となる。一定の経済理論によって説明できるような制約を考える必要がある。

本稿のケースでは、(5) 式の内訳は次のようになる。

$$u_{rb,t} = a_1 u_{MB,t} + \epsilon_{rb,t} \quad (6)$$

または

$$u_{rs,t} = a_1 u_{MB,t} + \epsilon_{rs,t} \quad (7)$$

$$u_{MB,t} = \epsilon_{MB,t} \quad (8)$$

$$u_{BANK,t} = a_2 u_{rb,t} + a_3 u_{Y,t} + \epsilon_{BANK,t} \quad (9)$$

または

$$u_{SHINKIN,t} = a_2 u_{rs,t} + a_3 u_{Y,t} + \epsilon_{SHINKIN,t} \quad (10)$$

$$u_{Y,t} = a_4 u_{rb,t} + a_5 u_{MB,t} + a_6 u_{BANK,t} + \epsilon_{Y,t} \quad (11)$$

または

$$u_{Y,t} = a_4 u_{rs,t} + a_5 u_{MB,t} + a_6 u_{SHINKIN,t} + \epsilon_{Y,t} \quad (12)$$

となる。これらの定式化により、6 つの制約を課することができる。

(6)(7) 式は、貸出金利がマネタリーベースの影響を受けることを意味している。(8) 式はマネタリーベースの残高が最初に決定されている政策変数であることを意味している。(9)(10) 式は、貸出需要関数である。(11)(12) 式は、マネタリーベース、貸出金利、貸出残高によって、生産指数（産出）が影響を受けていることを示している。

本稿ではこのような定式化に従い、構造ショックを識別し、各変数のショックが及ぼす効果をインパルス応答関数によって検証する。

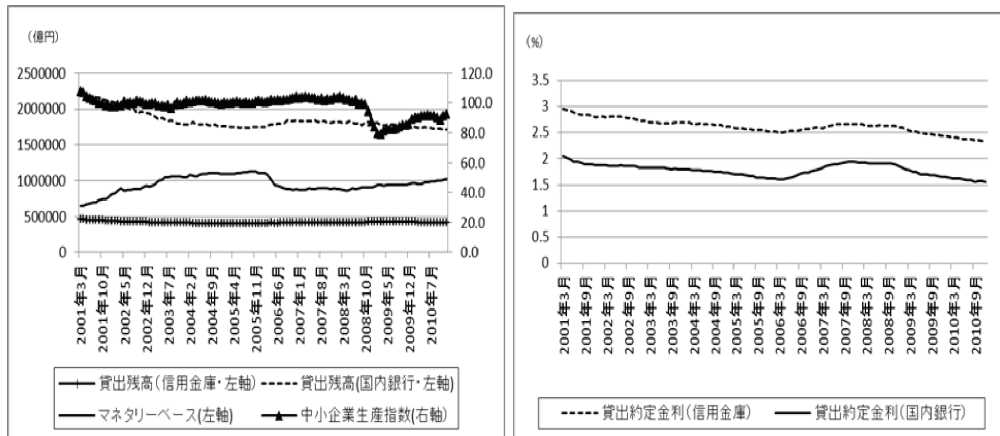


図 3: データプロット (レベル変数)  
 出所: 中小企業 IIP・貸出残高については図 2 と同じ  
 マネタリーベース・貸出約定金利は日本銀行統計 (日本銀行発行)

## 2. データ

本稿で用いる各データは月次データである。約定金利、貸出残高および日銀マネタリーベース残高は「日本銀行統計」より、中小企業の生産指数(産出水準)は中小企業庁発表の「中小企業製造工業生産指数」からとったものである。VAR モデルのラグ次数は、SBIC(Schwarz Bayesian information criterion)により、すべてのケースで 1 としている。サンプル期間は、量的緩和政策が開始された 2001 年 3 月から、2010 年 8 月までである。ただし、量的緩和政策は 2006 年 3 月まで継続されたものであり、その期を境に構造変化が発生しているものと考えられる。そのため、2001 年 3 月から 2006 年 2 月まで(量的緩和政策実施期)を Sample1, 2006 年 3 月から 2010 年 8 月まで(包括的金融緩和政策実施前まで)を sample2 とする。量的緩和政策(以後 QEIMP)実施期とそれ以降の違いは重要であるため、本稿ではこのようなサンプル期間の設定を行っている。なお、このサンプル期間設定の妥当性を検証するため、2006 年 3 月を構造変化点として、尤度比検定を行っている。その結果、構造変化がないとする帰無仮説を棄却し、構造変化のあった可能性が示されている<sup>3</sup>。

各データのプロットは図 3 に掲載されている。

## 3. インパルス応答関数

本稿のような時系列データを扱う際には、非定常性、すなわち単位根の存在が問題となる。しかし本稿では、基本的にレベル変数のままインパルス応答関数を推定する<sup>4</sup>。

信用金庫のインパルス応答関数を推定した結果は、Sample1 については図 4-1 で、Sample2 に

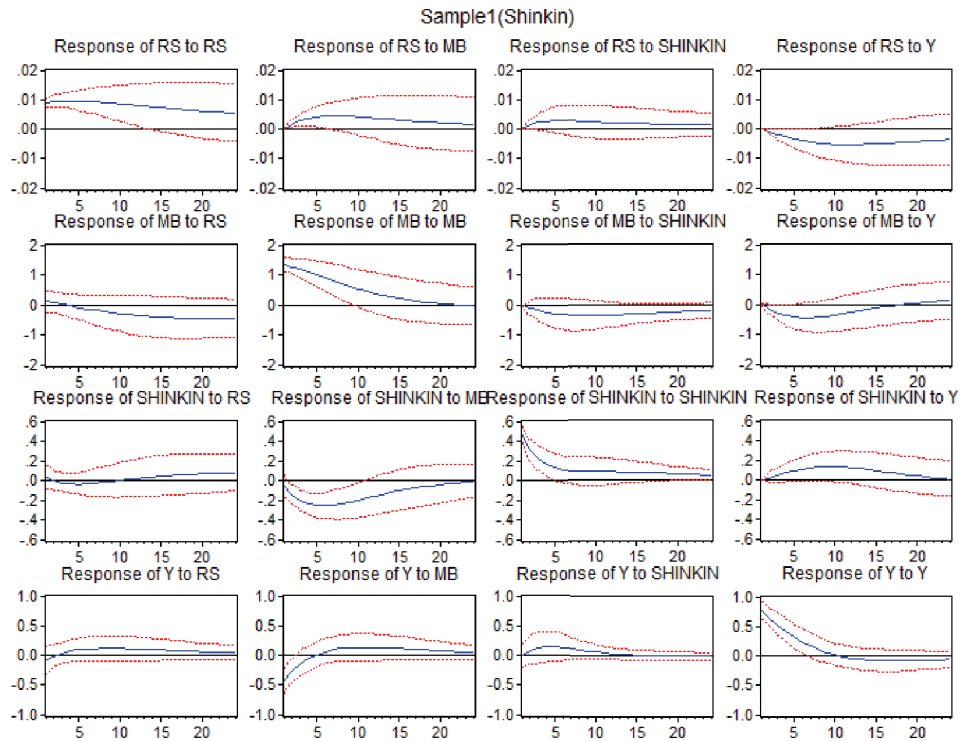


図 4-1 信用金庫のインパルス応答関数 (2001 : 3 - 2006 : 2)  
(注) 実線はインパルス応答, 破線は信頼区間 95 % のエラーバンドである。

については図 5-1 でそれぞれ示されている。また、国内銀行のインパルス応答関数を推定した結果は Sample1 については図 4-2 で、Sample2 については図 5-2 でそれぞれ示されている。まず図 4-1、図 4-2 にある Sample1 での結果についてみることにする。Sample1 では、国内銀行・信用金庫ともに、インパルス反応に違いはあまり見られない。約定貸出金利のショックに対する貸出残高の反応は、国内銀行・信用金庫いずれの場合も有意ではない。マネタリーベースのショックに対する貸出残高の反応は、いずれの場合も有意にマイナスとなっている。産出ショックに対する貸出残高の反応はいずれの場合もプラスであるが有意ではない。

続いて、図 5-1、図 5-2 にある Sample2 の結果について述べる。このケースでは、Sample1 と異なる特徴がいくつか観測される。まず、約定貸出金利のショックに対する反応は、貸出残高は信用金庫・国内銀行ともに有意にプラスである。マネタリーベースのショックに対する貸出残高の反応は、ほぼ負であるが有意ではない。産出ショックに対する貸出残高の反応は、国内銀行はプラスで有意、信用金庫はマイナスで有意である<sup>5</sup>。



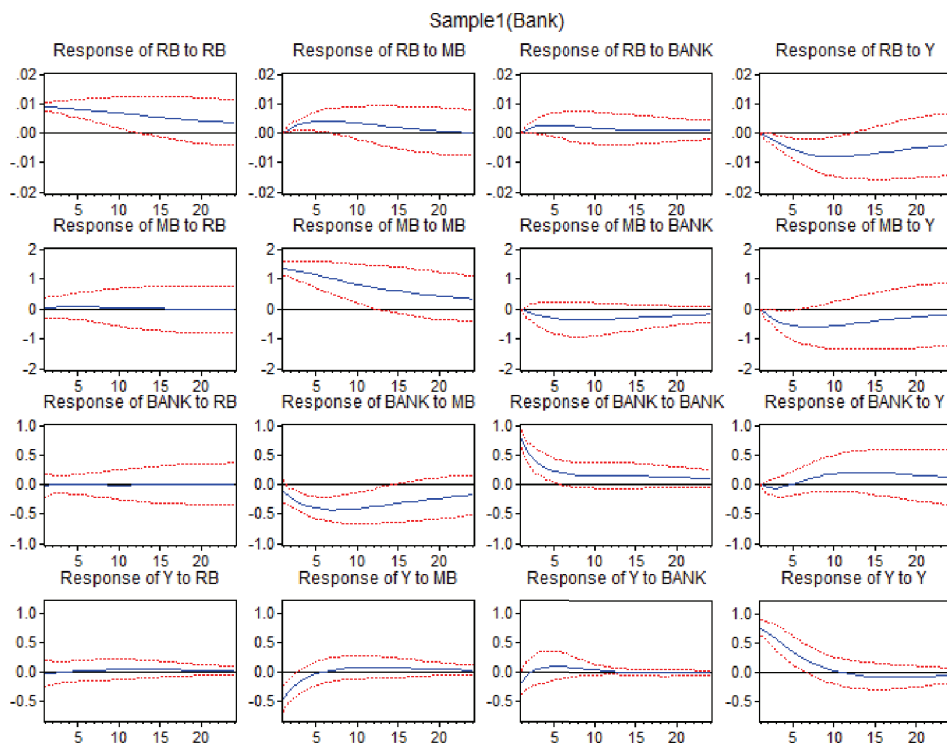


図 4-2 国内銀行のインパルス応答関数（2001：3－2006：2）

（注）実線はインパルス応答，破線は信頼区間 95 %のエラーバンドである。

### III. 実証結果の検証

ここでは、前節の実証結果をもとに、各変数のショックに対する貸出残高の反応について検証する。

#### 1. マネタリーベースに対する反応

前節の実証分析の結果、マネタリーベースに対する貸出残高の反応は、QEMP 下では、いずれの金融機関の場合でも有意にマイナスであることが示されている。これは、いわゆるポートフォリオ・リバランス効果と整合的な事象が発生したものと考えられる。当時、銀行貸出など利子が生じる資産の利回りは非常に低く、一方で引く株価と高い外国資産の利回りに直面していた。そのため、銀行を含めた投資家たちが追加的資金を入手後、その保有資産のポートフォリオを構成し直す際に、銀行貸出を含む利子が生じる資産の割合を下げ、株式や外国資産を選択したものと解釈される<sup>6</sup>。このことについては、QEMP 下における金融政策の効果を検証した Honda et al.(2007) など、多くの研究でもその存在が言及されており、本稿の結果もそれらを支持するもの



となっている。さらに言えば、本稿の検証の結果、中小企業向け貸出に限っても、すべての規模の企業を対象とした分析結果と同様に、ポートフォリオ・リバランス効果と整合的な事象が発生したことが示唆されている。一方、QEMP 後の Sample2 においては、マネタリーベースに対する貸出残高の反応はマイナスであるが有意でない。これは、ある程度ポートフォリオ・リバランス効果と整合的な事象が緩和されたことを反映しているものと考えられる<sup>7</sup>。

Sample1 において、マネタリーベースのショックに対する貸出約定金利の反応は、ともに有意にプラスとなっているが、Sample2 においては、マネタリーベースに対する貸出約定金利の反応は、国内銀行・信用金庫ともに有意にマイナスとなっている。これは、QEMP 下では前述の金融機関の行動によって長期金利の上昇を招き、その後貸出金利も上昇したこと、そしてその後はそのような状況が緩和されたことを示唆しているものと考えられる<sup>8</sup>。

## 2. 生産指数と貸出約定金利に対する反応

ここでは、貸出需要関数を念頭に置き、生産指数と貸出約定金利に対する反応を検証する。

まず、生産指数に対する反応について検証する。図 1 にあるように、信用金庫の貸出残高は国内銀行のそれと比較すると、変動が小さい。国内銀行の貸出残高と生産指数は、特に 2000 年代初頭と中頃には、似た動きをしていることも示されている。

そして前節の実証分析の結果から、Sample1 (QEMP 下) における推定では、国内銀行・信用金庫貸出しとともに、その貸出は産出水準に対して有意ではないがプラスの反応を示しているもの、Sample2 (QEMP 後) では国内銀行は有意でないが負の反応の後にプラスの、信用金庫は有意にマイナスの反応を示している。

一方、Sample2 の結果が得られた背景としては、中小企業向け貸出姿勢についての特徴があるものと思われる。小塚 (2013) でも指摘しているが、信用金庫は国内銀行とは異なり、中小零細企業のみを取引先としており、さらにそれら取引先、すなわち会員の相互扶助を目的としている。これは、会員の利益を優先しているとも言いかえることができる。このため、中小企業の産出が軒並み低下する景気悪化時には、信用金庫は中小企業の資金需要がある限りは貸出残高を減少させない、もしくは増額する行動をとることとなり、結果的に安定した資金供給を維持していたものと解釈される。そして支援する制度が存在すれば、信用金庫は信用保証協会を窓口とした各種の制度を利用する。本稿のサンプル期間においては、2008 年以降に実施された緊急保証制度やセーフティネット保証がそれに当たる。そのため、特に Sample2 において、信用金庫の貸出は中小企業の生産指数が低迷した際にも貸出残高を増やし、結果としてマイナスの反応を示したのと考えられる。

一方で国内銀行は、景気動向が堅調で、中小企業の業績が良好であるときには、信用金庫が主たる取引先としていた中小企業にも積極的に貸出を行い、そうないときには貸出を抑制する、と

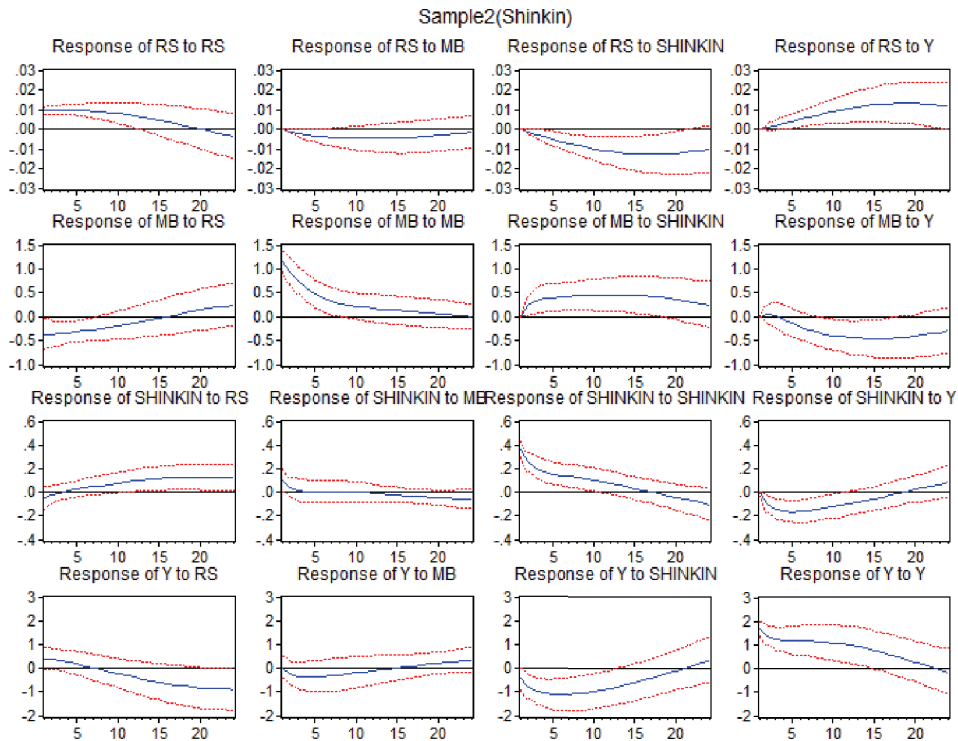


図 5-1 信用金庫のインパルス応答関数 (2006:3 - 2010:8)  
(注) 実線はインパルス応答、破線は信頼区間 95 %のエラーバンドである。

いう行動をとる。これは国内銀行の株主や自社の利益を追求する企業であるためである。そのため、若干の時差を伴った上で貸出はプラスの反応を示したものと考えられる。そしてそれと同時に、景気動向が堅調であるときには信用金庫の貸出はあまり伸びないことになる。

Sample1 に含まれる,2001 年以降 2003 年頃に至るまでは期間は、前述のように生産指数の減少とともに資金需要も低かったものと考えられる。そのため、国内銀行・信用金庫ともに貸出しを伸ばしていなかったためこのような結果になったものと思われる。

Sample2 におけるこのような貸出行動は、図 2 から確認できる。図 2 は中小企業の生産指数、信用金庫の法人向け貸出残高、国内銀行の中小企業向け貸出残高、の変化率をプロットしたものである。図 2 より、2008 年から 2009 年にかけて中小企業の生産指数は減少を続けているときに、国内銀行の貸出残高は同じく減少、信用金庫の貸出残高は逆に増加していることがわかる。

以上の理由から、国内銀行の貸出残高と信用金庫のそれは、本稿の実証結果でも示されたように、産出水準に対して逆の反応をしているものと推測される。

一方、貸出約定金利に対する反応はどのように解釈できるのであろうか。本稿で対象とした期間の前半はゼロ金利下にあり、金利に対して生産水準などマクロ経済変数や貸出残高が反応する

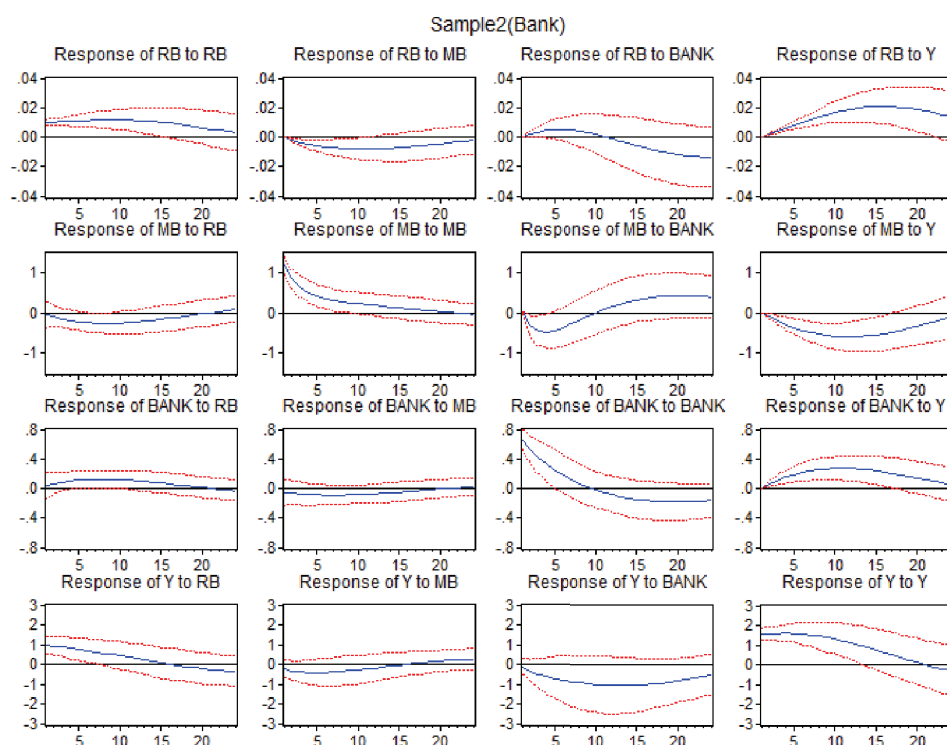


図 5-2 国内銀行のインパルス応答関数 (2006：3 － 2010：8)  
(注) 実線はインパルス応答，破線は信頼区間 95 % のエラーバンドである。

という、伝統的金融政策で期待される効果が存在せず、そのため、非伝統的な金融政策 (QEMP) が実施されていた。そのため、前節の実証分析の結果、貸出約定金利に対する貸出残高の反応は、QEMP 下では信用金庫・国内銀行ともに有意ではなかったものと推測される。一方、後半の QEMP 後の期間では、伝統的な金融政策が実施された時期も含まれているものの、2008 年のリーマン・ショック後に、貸出約定金利の低下に対しては、さほど貸出需要が伸びなかったことが背景にあるものと考えられる。

これらの検証から、貸出需要関数で仮定されているような中小企業向けの貸出行動 (金利に対してマイナス、生産指数に対してプラスの反応) は、QEMP 後でも観測されず、特に信用金庫その傾向が顕著であることが示されている<sup>9</sup>。

#### IV. 結論

本稿では、4 変数からなる VAR モデルに基づいて、インパルス応答関数による金融機関 (信用金庫と国内銀行) の中小企業向け貸出行動の比較を行っている。その結果、次のような結論を

得ている。

第1に、貸出残高および貸出約定金利のマネタリーベースのショックに対する反応から、Sample1のQEMPの下ではポートフォリオ・リバランス効果と整合的な事象の発生が観察される。すなわち金融機関は株式や外国資産を購入し、長期金利高の上昇とそれに伴う貸出約定金利の上昇、および貸出の低下を招いたものと考えられる。

第2に、国内銀行・信用金庫ともに、金利に対する貸出残高の反応がSample1では有意でなく、Sample2ではプラスであったことがあげられる。これらの要因としては、ゼロ金利下あるいはリーマンショック後の不況下で、貸出需要が貸出約定金利の低下に見合った上昇を示していなかったことが考えられる。

そして第3に、信用金庫についてはSample2において生産指数（産出）ショックに対する貸出残高の反応がマイナスになっていることがあげられる。この要因としては、Sample2のQEMP後では、信用金庫は好況期には国内銀行にその貸出シェアを凌駕されて貸出残高を伸ばせず、不況期には各種の保証制度を利用して中小企業向けの貸出残高を維持したことが推測される。その一方で、Sample1、Sample2を通して国内銀行では、生産指数（産出）ショックに対する貸出残高の反応がプラスとなっており、国内銀行は景気動向に応じた貸出行動をとっていることが示される。この違いの背景には、信用金庫は会員の相互扶助のために設立されている一方で、国内銀行は営利目的の企業であるという、それぞれの目的の違いがあるものと考えられる。

そして第2・第3の結論をまとめると、貸出需要関数を念頭に置いて貸出約定金利ショック、生産指数（産出）ショックに対する貸出残高の反応を検証すると、Sample1、Sample2を通して、貸出需要関数の符号条件とは整合的でない貸出行動を両者がとっていたことが示唆される。

以上の3点から、QEMPの下では量的緩和政策が必ずしも中小企業向け貸出の増加につながらなかったこと、そしてQEMP後には、信用金庫と国内銀行とで異なる貸出行動をとっていたこと、が明らかになった。

今後は、中小企業向け貸し出しについて、信用金庫貸出と国内銀行貸出の相互の関係を検証する必要があると考えられる。また、貸出残高および貸出約定金利のマネタリーベースのショックに対する反応の要因として本稿でも取りあげた、ポートフォリオ・リバランス効果とその際の金融機関の行動についても、詳細な検証が必要であろう。

## 注

本研究は、日本学術振興会（JSPS）の科研費（基盤研究（C）, 課題番号 25380417）による助成を受けたものです。記して感謝申し上げます。なお本稿に含まれる誤りは、すべて筆者の責任に帰するものであります。

- 1 2002 年第 1 四半期以降、日本は景気拡張期に入ったとされている。
- 2 このような識別方法については、例えば Bernanke(1986) を参照のこと。
- 3 本稿の場合、後述するようにラグ次数を 1 とした 4 変数 VAR モデルを用いるので、検定統計量は自由度 20 のカイ二乗分布に従い、有意水準 5 % の臨界値は 31.41 である。検定統計量は信用金庫の場合で 98.67、国内銀行の場合で 134.45 である。
- 4 VAR モデルの場合、各変数が非定常であっても係数の一致性は確保される。また、そして VAR では各変数は他の変数のラグにも依存しているため、通常の 1 変数で単位根検定を行った場合にバイアス混入する可能性がある。そのため本稿では、レベル変数のまま VAR モデルを推定することとした。詳細は Honda et al.(2007) および Hamilton(1994) Chapter 20 参照。
- 5 生産指数（産出）は、マネタリーベースのショックに対して、国内銀行・信用金庫ともに当初マイナスの反応を示した後、プラスに転じている。ただしいずれも、反応がプラスに転じた後は有意ではない。さらにプラスに転じるのは Sample1 でおよそ 5-6 か月後、Sample2 でおよそ 15-16 か月後となっている。これらの結果は、マネタリーベースのショック（量的緩和政策のショック）の効果が産出に有効であったとする Honda et al.(2007) とは異なるものである。Honda et al.(2007) とは異なり、本稿は中小企業のみを対象としていることから、本稿の結果は、QEMP 下でもマネタリーベースのショックの効果が中小企業では弱かったことが示唆される。そして QEMP 後には、金融政策の手法の変更から、その効果がさらに弱くなったものと思われる。これらの点は量的緩和政策の効果を検証する上では非常に重要であるが、中小企業向け貸出行動の検証という本稿の主目的から外れるので、この注にて言及するに留めることとする。
- 6 ここでは本来のポートフォリオ・リバランス効果について説明する。ポートフォリオ・リバランス効果の背景には、貨幣との代替が不完全な資産が存在しているという仮定が必要である。金融政策によって流通する貨幣量は増え、貨幣以外の資産の流通量が減ると、投資家はそれまでの資産ポートフォリオを維持するために、貨幣との代替が不完全な株式などの資産をより多く保有することとなる。その結果、貨幣との代替が不完全な資産の価格上昇と利回り低下を招き、経済活動は活性化するという効果が期待できる。古くは Brunner and Meltzer(1963) や Tobin(1963) に依拠した考え方である。
- 7 Honda et al.(2007) では、貸出残高の減少については、貸出需要と供給双方の低下も背景にある可能性も言及している。
- 8 なお、Honda et al.(2007) では、この時期の金利上昇のもう 1 つの要因として、フィッシャー効果の影響によるインフレ期待の高まりを指摘している。
- 9 小塚 (2013) では、製造業、建設業、卸売・小売業の 3 業種を対象に、信用金庫の貸出需要関数の推定している。その結果、製造業・建設業では共和分関係が検出されず、貸出需要関数が成立していないことを示している。また卸売・小売業では共和分関係が検出されたものの、2005 年以降に産出弾力性・金利弾力性がともに低下していることが示されている。

## 参考文献

- 小塚 匡文 (2013) 「信用金庫の貸出需要について一時系列データによる検証」『流通科学大学論集—経済・情報・政策編—』第 21 巻第 2 号, 135-150 頁, 2013 年 1 月.
- 日本銀行 (2005) 『経済・物価情勢の展望』October, 2005.
- Bernanke, B. S.(1986) "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 25, issue 1, pp.49-99, Autumn 1986.
- Brunner, Karl and Allan H. Meltzer(1963) "The Place of Financial Intermediaries in the Transmission of Monetary Policy," *America Economic Review* 53, pp.372-382.
- Hamilton. J. D.(1994) "Time Series Analysis," Princeton University Press
- Honda, Yuzo, Yoshihiro Kuroki and Minoru Tachibana (2007) , "An Injection of Base Money at Zero Interest Rates: Empirical Evidence from the Japanese Experience 2001-2006," Graduate School of Osaka University Discussion Paper 07-08.
- Tobin, James(1963) "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory," *Jornal of Money, Credit and Banking* 1, pp.15-29.