

## 日本における金融政策の効果の地域間相違： VECM の推計による実証分析\*

大越 利之

### 1. はじめに

金融政策のもたらす効果の波及経路、大きさ、効果が表れるまでのラグは、地域ごとに大きく異なっていると考えられる。本研究は、金融政策ショックの効果の地域間相違について実証的に明らかにするため、都道府県別に金融政策ショックが経済活動に与える影響について定量的に分析する。金融政策はあくまで国内の物価、金融システムおよび景気の安定を目的としているが、各地域における金融政策のもたらす効果、経路の相違を理解することは、政策変更後のショックが経済全体に及ぼす影響を理解することに貢献する。

金融政策が地域経済に非対称な影響を与える要因として、地域間における需要構造や産業構造の違い、民間企業および民間銀行の資金調達能力や健全性の相違などが考えられる。

住宅、設備などの投資財に対する需要は、他の財、サービスと比較して金利の変動に感応的であるため、財需要に占める投資の割合が大きい地域の経済は金利の変動に影響されやすいと考えられる。この需要構造を通じた金利ショックの効果の地域間相違は、金融政策の波及経路として「貨幣経路」が強く働く場合に現れることが想定される。次に、地域間における民間企業や金融機関の資金調達能力や健全性の違いが、地域経済に金融政策ショックの非対称な影響を与えるメカニズムについて、金融政策の信用経路を想定する。信用経路は、「銀行貸出経路 (bank lending channel)」と「バランス・シート・チャネル」に分けて考えられる (Bernanke and Gertler, 1995)。前者の銀行貸出経路は、銀行部門において貸出とその他の債券の不完全代替性を仮定しており、金融引き締め時に預金量が減少すると銀行は貸出を縮小せざるを得ず、経済活動に影響を与える (Kashyap and Stein, 1994)。また、Kashyap and Stein (2000) は、貸出資金の調達能力や収益性、健全性の劣る銀行ほど金融引締め時に貸出資金の調達コストがより高くなることを示し、中央銀行による政策変更が、銀行間の貸出供給能力、貸出資金調達能力の違いを通して経済活動に影響を与えることを実証した。それに対して、後者のバランス・シート・チャネルは非銀行部門の資金調達手段について銀行借入れと他の調達手段の不完全代替性を前提としており、銀行借入れが重要な資金調達手段である場合、銀行貸出を通じた金融政策の効果は大幅に拡大する。銀行からの借入れ依存度が高く、また財務体質 (バランス・シート) が健全でないエージェンシー・コストの大きい企業ほど、金融引き締め時に信用

\* 本稿の作成にあたり、打田委千弘氏 (愛知大学)、竹田陽介氏 (上智大学) より有益なコメントを頂いた。また、白井大地氏 (日本経済研究センター) よりデータ提供・整備の面で多大な協力をいただいた。ここに記して感謝の意を表したい。ただし、ありうるべき誤りはすべて筆者の責任によるものである。

割当を受け、信用経路がより強く働く (Bernanke, 1988)。Gertler and Gilchrist (1994) は企業規模別のデータを用い、中小企業は大企業と比較して金融引締めの影響をより大きく受けていることを実証し、バランス・シート・チャネルの妥当性を示している。これらの金融政策の信用経路が存在していれば、各地域における企業や民間金融機関の健全性や規模の違いが、政策効果の現れ方の差異を説明可能であると考えられる。

本研究では日本経済について、実質生産、物価指数、貨幣量、金融政策変数から成るマクロ経済部門に加えて、都道府県別の実質生産、銀行貸出のミクロ経済部門を結合した構造 VAR を推定する。マクロ経済部門の変数として、鉱工業生産指数、消費者物価指数、マネタリーベース、コールレート、都道府県別のミクロ経済部門の変数として、都道府県別の鉱工業生産指数、国内銀行貸出金のデータを用いる。構造 VAR を推定するうえで、各都道府県の経済変数の差異を考慮しながら、金融政策が各地域経済に及ぼす影響の大きさ、期間等の違いについて確認し、金融政策の波及経路についても考察する。

分析の結果、金融引締めショックは各都道府県の銀行貸出、生産へ負の影響を与え、その効果の大きさや継続する期間は様ではないことが示された。地域変数の特徴と推定結果を照らし合わせると、銀行の資金調達能力や健全性が劣ると想定される地域や、民間投資の比率が高い地域において、金融政策ショックが実質生産へ与える影響が大きいためという関係は見出されなかった。しかしながら、担保価値 (地価) の上昇率が低い地域では他の地域と比較して金利ショックが生産へ与える影響が大きくなることが示され、金融政策のバランス・シート・チャネルの機能を支持する結果が得られた。

次節以降の構成は、以下のとおりである。第 2 節で、金融政策効果の波及経路、大きさ、タイミングが地域間で異なる要因として、主な金融政策効果の波及経路を提示する。第 3 節では、4 変数から成る AD-AS 構造モデルに各地域の鉱工業生産指数、国内銀行貸出金を加えた 6 変数の構造 VAR モデルについて考察する。第 4 節では、推計に用いられるデータを精査する。第 5 節では、構造 VAR モデルを推定し、金融政策効果の地域間相違について分析する。最後に、結論を述べる。

## 2. 金融政策効果の地域間相違の要因：金融政策効果の波及経路

本節では、需要構造、産業構造、民間企業や銀行の資金調達能力および健全性についての地域間相違に着目し、金融政策が各地域へ異なる影響を与えるメカニズムを考察する。政策効果が地域経済に非対称な影響を与える要因として、「貨幣経路」や「信用経路」などの政策効果の波及経路が機能することを想定する。

### 2-1 貨幣経路 (金利経路)

金融政策効果の最もオーソドックスな波及経路として「貨幣経路 (金利経路)」がある。短期金利のコントロールが時間軸効果により長期金利を変動させ、長期金利が変化すると、投資等の金利弾力的な需要が変動し実体経済に影響を与えるという経路である。図 1 は都道府県別の実質県内総支出に占める民間設備投資の割合を、図 2 は同じく住宅投資の割合を示しているが、貨幣経路が強く働いていれば、設備投資、住宅投資等の金利感応的な支出項目の比率が高い地域において、金融政策効果が強く現れると考えられる<sup>1)</sup>。

1) 吉川 (1996) では金利と設備投資、住宅投資等の需要項目にはあまり有意な関係がみられないとしている。

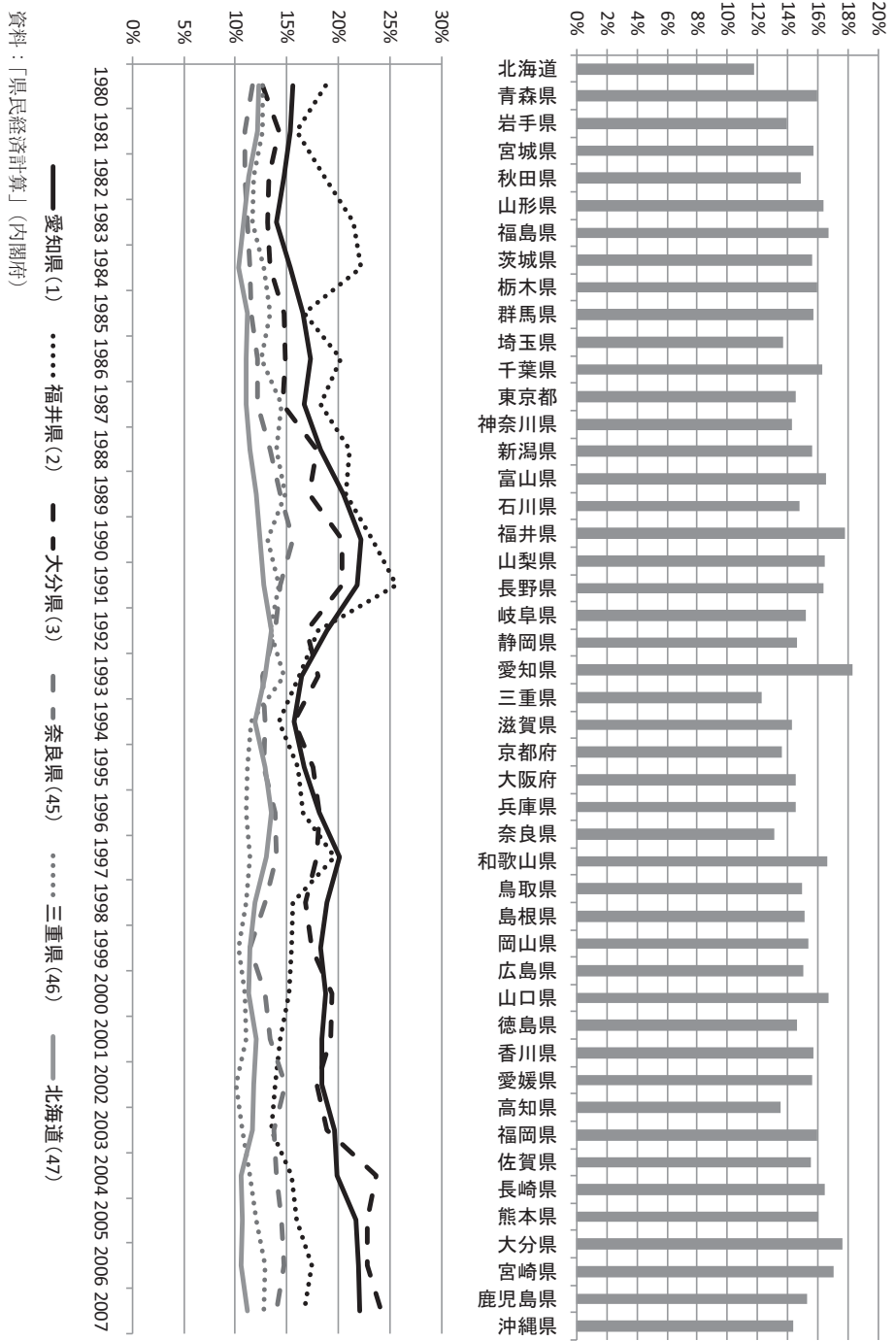
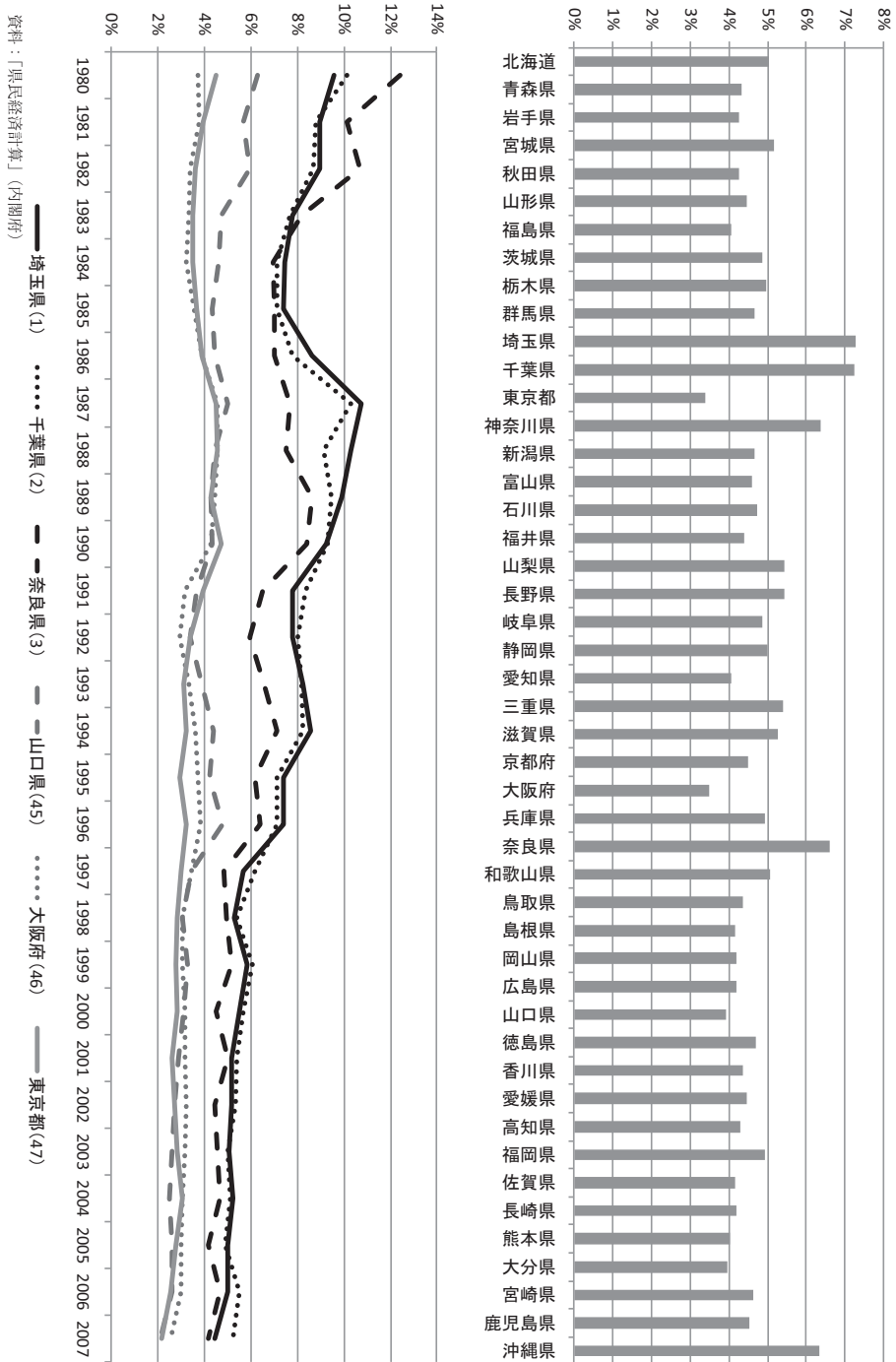


図1 <上>実質県内総支出に占める民間設備投資の割合(1980年度~2007年度平均) <下>上位3県、下位3県の設備投資の割合の推移

図2 <上>実質県内総支出に占める住宅投資の割合 (1980年度～2007年度平均) <下>上位3県、下位3県の住宅投資の割合の推移



## 2-2 信用経路（銀行貸出経路）

銀行貸出経路が働く条件は、銀行は預金以外の資金調達が困難な状況にあるということである。Kashyap and Stein（2000）は、こうした状況のもとでは、金融引締めによる準備預金の減少に対し、銀行は貸出を減らさざるをえず、その程度については、銀行のバランス・シート、銀行の規模に依存するとしている。つまり、金融引締めに対し流動性資産が乏しい銀行は、豊富な資産を持つ大銀行と比較して、大幅な貸出の縮小を強いられる。また、資産の豊富な銀行は、これを売却することで新たな資金調達ルートを得ることが可能である。さらに、コマーシャル・ペーパー、社債の発行により外部より貸出資金の調達を行う場合においても、規模の大きい銀行ほど、情報の非対称性の問題は軽微であり、調達コストが中小銀行と比較して低いと考えられる。

Kashyap and Stein（1994）では、総資産が所与のパーセンタイル値（75、90、95、98）以下の銀行を小銀行と定義しているが、本研究では、自己資本比率が低い銀行や貸出金利の高い銀行を、それぞれ健全性や資金調達能力が劣る銀行と仮定する（図3、4）。

図3は、都道府県別民間銀行貸出金利を、図4は都道府県別民間銀行自己資本比率を示しているが、それぞれに地域差があることがわかる<sup>2)</sup>。

## 2-3 信用経路（バランス・シート・チャネル）

銀行が、借り手である企業の実施する投資事業の成否、収益性に関する情報を収集するためには、情報収集活動（モニタリング）が必要である。経営者と銀行の間には、その投資事業の将来的な見通しについて保有する情報の量、正確性に格差がある。特に、非上場で財務情報や経営情報の情報開示が進んでいない中小企業については、銀行と借手である企業間の情報格差は大きい。この格差を補うために銀行は、企業との長期持続的な関係を構築し、企業の情報収集を行う。融資決定の際に担保を取るだけでなく、債務返済余力の判断基準として借手企業のバランス・シートの健全性、借手企業が資本不足に陥っていないかなどについて調査する必要がある。また、企業（エージェンシー）が自己の利益のために放漫経営に走ってしまうことを阻止するために、銀行（プリンシパル）は企業経営を監視し、プロジェクトに関与する必要がある。

このように大企業と比較して情報が開示されていない中小企業は、より高いモニタリング・コストおよびエージェンシー・コストを要する。よって銀行は財務体質が優良でない企業、情報が開示されていない中小企業に対して相対的に高い金利を要求する。このような状況下で、金融引締めを行うと、中小企業にとっては新規の資金調達の金利が上昇し、銀行からの資金借入れが困難になる。これにより企業投資が抑制され、生産が縮小する。よって、金融政策の効果の波及経路としてバランス・シート・チャネルが存在すれば、借り手企業のバランス・シートの健全性が低い企業やエージェンシー・コストの高い中小企業による生産比率が高い地域、または企業が保有する担保価値の低い地域ほど、金融政策ショックの影響を強く受けるものと考えられる。

2) 都道府県別貸出金利については、『NEEDS 銀行財務データ』より得られる個別銀行の財務データより作成した。個別銀行の $t$ 年度の貸出利息を $t$ 年度の貸出残高で除すことで各銀行の預金金利を算出し、各都道府県における個別銀行の本支店数（2007年度末時点）をウェイトとして個別銀行預金金利に掛けることで都道府県別預金金利を作成した。都道府県別の自己資本比率についても個別銀行の自己資本比率に本支店数ウェイトを掛けて算出した。BISのバーゼル合意のクック比率とは異なり、各銀行の自己資本比率は、 $t$ 年度の自己資本（資本金、剰余金、法定準備金、自己株式）を $t$ 年度の貸出残高で除すことで求めた。

図3 <上>都道府県別民間銀行貸出金利（1980年度～2007年度平均） <下>上位3県、下位3県の貸出金利推移

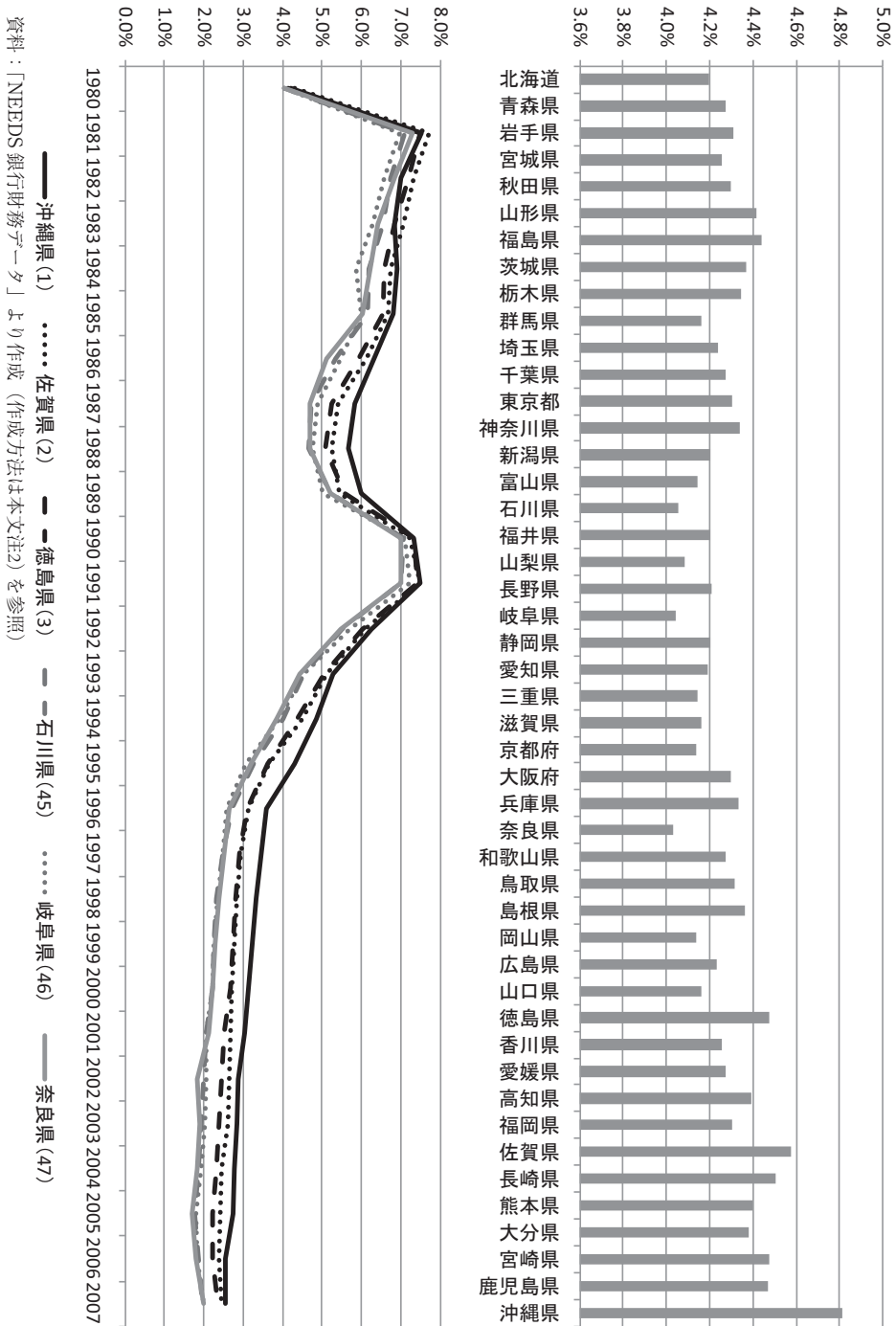


図4 <上>都道府県別民間銀行自己資本比率（1980年度～2007年度平均） <下>上位3県、下位3県の自己資本比率推移

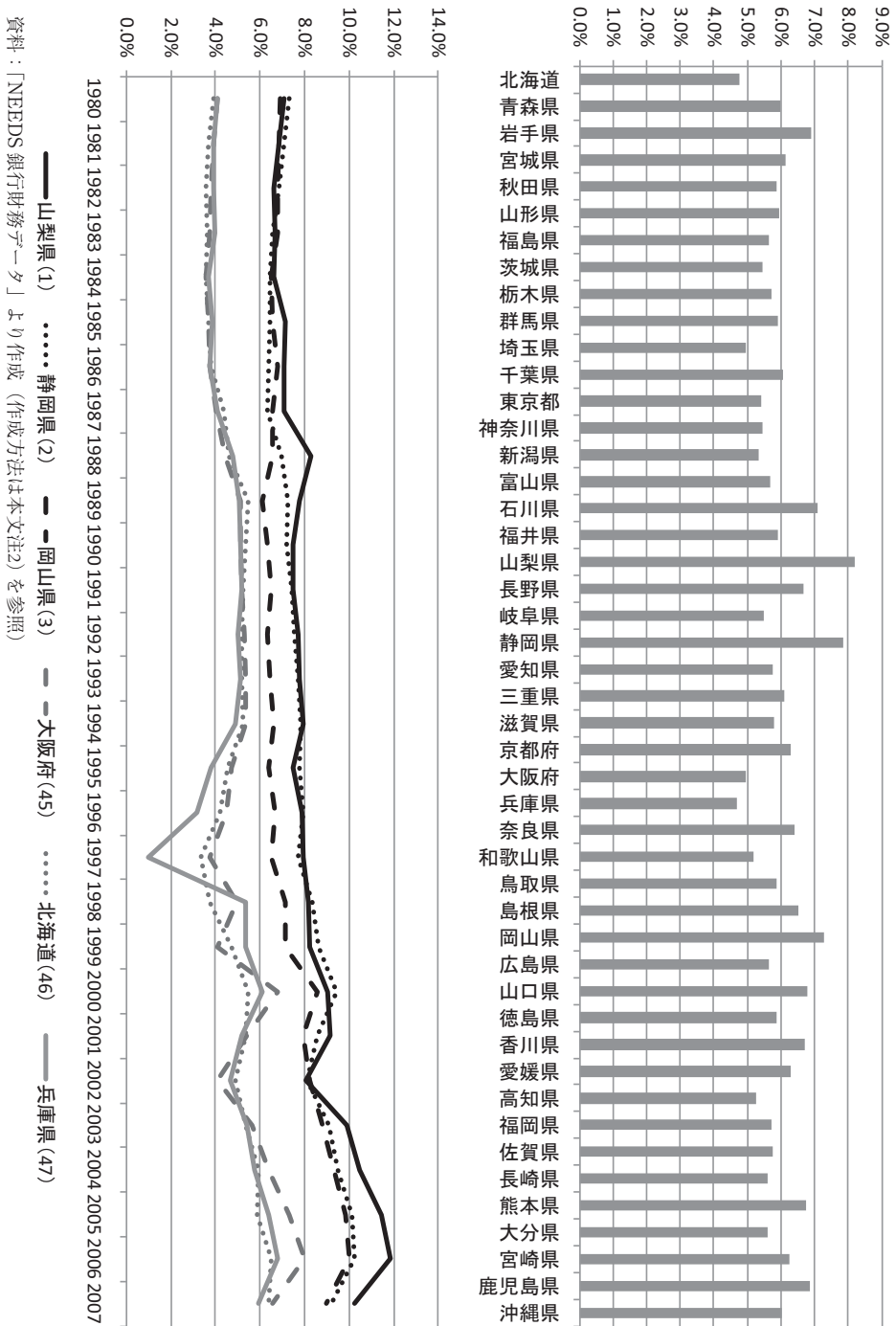
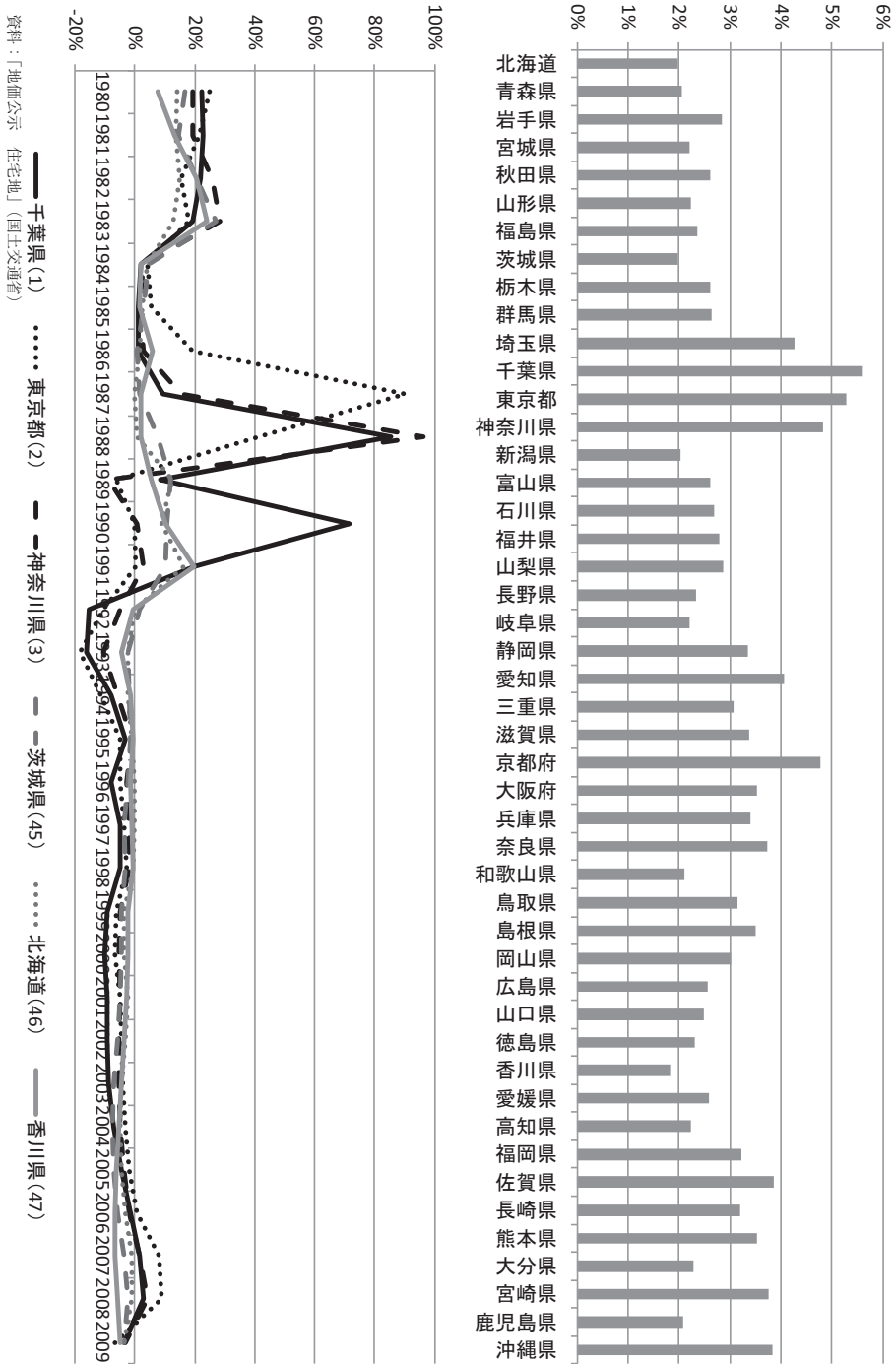


図5 <上>地価対前年比伸び率（1980年～2007年平均） <下>上位3県、下位3県の地価伸び率推移



資料：「地価公示 住宅地」（国土交通省）



日本における金融政策の効果の地域間相違

資料：「工業統計」(経済産業省)

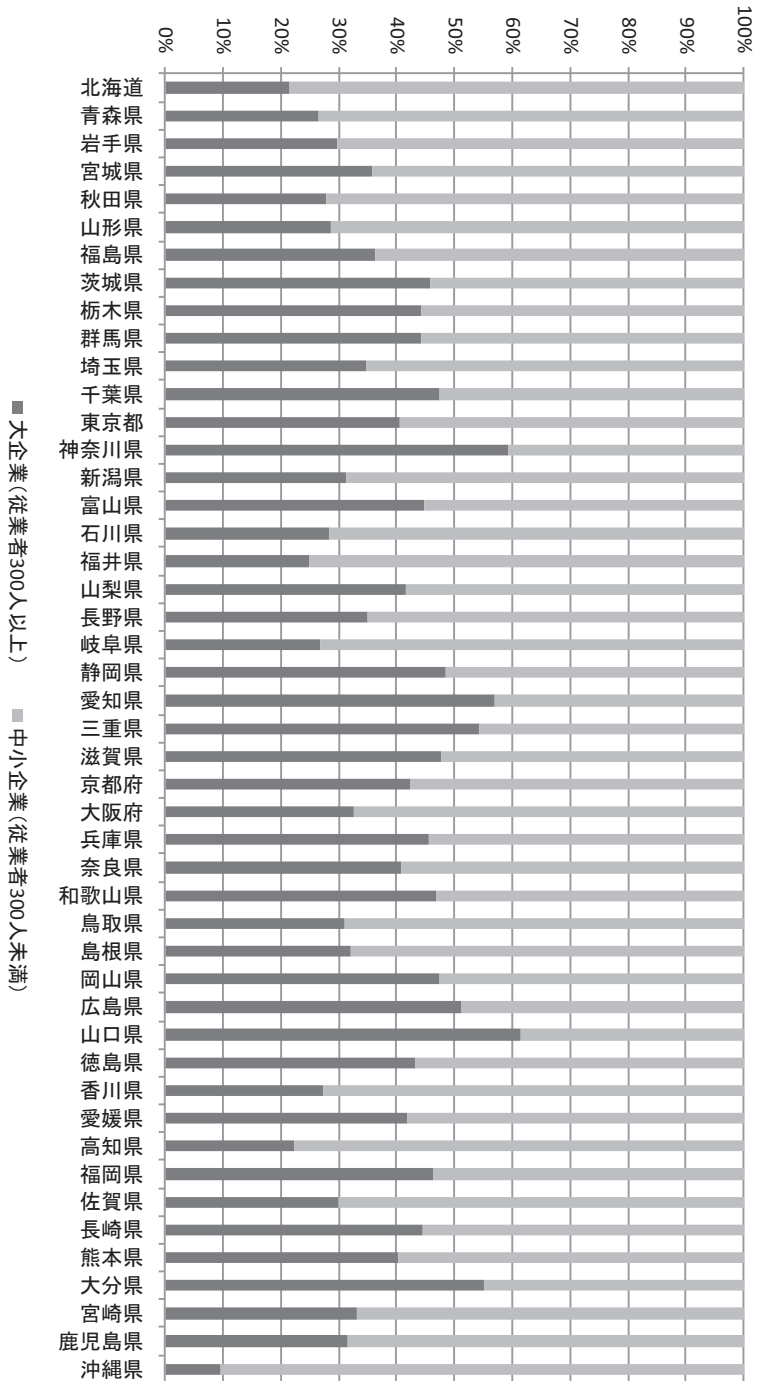


図6 企業規模別付加価値額 (1985年~2007年平均)

図5は都道府県別の担保価値の代理変数として考えられる地価の上昇率を表し、図6は都道府県別の大企業・中小企業による付加価値合計額の割合を表している<sup>3)</sup>。これらの地域変数についても、都道府県間で大きな差がみられる。

### 3. モデル

本節では、マクロ経済変数（鉱工業生産指数、消費者物価指数、コールレート、マネタリーベース）を内生変数として含む4変数マクロ経済モデル、およびマクロ経済モデルにミクロ経済変数（都道府県別鉱工業生産指数、国内銀行貸出金）を加えた6変数モデルについて構造VARを考察する。

#### 3-1 構造VARモデルと金融政策ショックの識別

全国の生産量、物価、コールレート、貨幣量、都道府県別生産量、都道府県別銀行貸出金の6変数を内生変数とするモデルについて、同時点および異時点間の相互依存関係を、近似的に線形な次のような構造VARで表す。

$$\begin{aligned} A_0x_t &= A_1x_{t-1} + A_2x_{t-2} + \dots + A_px_{t-p} + \varepsilon_t \\ &= A(L)x_t + \varepsilon_t; \quad \varepsilon_t \sim i.i.d(0, D) \end{aligned} \quad (1)$$

$L$ はラグ・オペレーターである。ここで、 $A_i (i=0, \dots, p)$ は、変数間の内生的な相互依存関係を表した $k \times k$ の定数からなる係数行列であり、 $\varepsilon_t$ は $k$ 個の構造ショックからなるベクトルである<sup>4)</sup>。これらの構造ショックは互いに直行であり、異時点間では相関を持たず、平均ゼロの同一分布にしたがって発生する確率変数として想定されており、定義により分散共分散行列 $D$ は対角行列となる<sup>5)</sup>。

実際に推計を行うために、式(1)の両辺に $A_0^{-1}$ を乗じ、構造形から同時決定変数を消去した以下のような誘導形を用いる。

$$\begin{aligned} x_t &= A_0^{-1}A_1x_{t-1} + A_0^{-1}A_2x_{t-2} + \dots + A_0^{-1}A_px_{t-p} + A_0^{-1}\varepsilon_t \\ &= B(L)x_t + u_t \end{aligned} \quad (2)$$

なお、誘導形と構造形のVARパラメータの関係は以下のとおりである。

$$B_i = A_0^{-1}A_ix_{t-i} (i=0, \dots, p), B(L) = A_0^{-1}A(L) \quad (3)$$

$$u_t = A_0^{-1}\varepsilon_t \Rightarrow E(u_t u_t') = \Sigma_u = A_0^{-1}E(\varepsilon_t \varepsilon_t')(A_0^{-1})' = A_0^{-1}D(A_0^{-1})' \quad (4)$$

構造形である式(1)は同時方程式の体系であり、そのままOLSで推計すると同時決定バイアスがかかり、推定量が一致性を持たない。そのため、同時決定を含まない式(2)の誘導形をOLSで推計し、式(3)、(4)を用いて構造VARの係数行列およびショック系列を識別する。

3) ここでは、大企業は従業員数300人以上、中小企業は300人未満の法人と定義する。

4)  $A_0$ は通常、対角要素が1に基準化されている。

5) 経済に発生するショックは本源的に独立した外生的なショックであり、部門間のショックに相関はないはずである。

### 3-2 4変数マクロ経済モデル

マクロ・モデルに地域変数を結合した6変数モデルを推計する前に、マクロ変数だけから構成される4変数モデルを推計する。使用する変数は、鉱工業生産指数  $Y_t$ 、消費者物価指数  $P_t$ 、コールレート  $R_t$ 、マネタリーベース  $M_t$  である。

次式は式(2)を4変数に対応させた構造VARモデルである。本研究では、構造VARを識別するために、短期制約としてCholeski分解に基づくRecaursiveなVARモデルを想定し推定を行う。なお、Sims (1992)、Bernanke and Blinder (1992)と同様に、金利ショックを外生的な金融政策の変化とみなし、コールレートを貨幣量よりも先決変数とする<sup>6)</sup>。因果性(変数の外生性)の順序は、鉱工業生産指数  $Y_t$ 、物価指数  $P_t$ 、コールレート  $R_t$ 、マネタリーベース  $M_t$ とする。Sims (1992)や宮尾(2006)では  $R_t, M_t, P_t, Y_t$  という順序で識別を行っているが、本研究においては、コールレートを金融政策ルールとして捉えるために生産量や物価を先決させる<sup>7)</sup>。これにより、標準的なAD-ASモデルを想定することができる<sup>8)</sup>。

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_t \\ P_t \\ R_t \\ M_t \end{bmatrix} = A(L) \begin{bmatrix} Y_t \\ P_t \\ R_t \\ M_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{Yt} \\ \varepsilon_{Pt} \\ \varepsilon_{Rt} \\ \varepsilon_{Mt} \end{bmatrix} \quad (3)$$

推計に進む前に、90年代以降数多く行われてきた日本の金融政策に関するVAR分析の先行研究から、本研究と近いサンプル期間を用いた実証分析をレビューしたい。杉原ほか(2000)および細野・杉原・三平(2001)は生産量、消費者物価、卸売物価、コールレートの5変数を用い、金融政策ショックが生産量を持続的に減少させることを示した(期間は1980年～1999年)。Miyao(2000)および宮尾(2006)は、1975年から1998年の2種類の4変数モデル(「コールレート、貨幣量、株価、生産」、「コールレート、貨幣量、生産、為替レート」)の分析により、金利ショックが生産に負の影響を与えることを明らかにした。また、金融政策変数に貨幣量を用いた研究に中澤・大西・原田(2002)や堀、伊藤(2002)がある。照山(2001)は包括的なサーベイおよび複数の識別制約を用いた推計を行っている。

### 3-3 6変数モデル

本研究は、金融政策の効果が各地域別で異なっているか否かを確認することを目的としている。そのため、上述の4変数のマクロ・モデルにミクロ経済(地域経済)の2変数を結合することにより、マクロのショックである金融政策ショックが、各都道府県の銀行貸出、生産に与える影響について分析する。

次の式(4)は4変数構造マクロ・モデルにミクロの地域経済変数を加えた6変数構造VARモデルである。加えられたミクロの変数は都道府県別国内銀行貸出金  $l_t$  および都道府県別鉱工

6) 宮尾(2006)は、日本の金融政策スタンスを表す指標として、短期金利と貨幣量のどちらが適切であるかを、制度面・実証面から分析した先行研究を詳細にサーベイし、短期金利(コールレート)が金融政策スタンスを表す指標として適切であり、貨幣量よりも外生的な先決変数であるとしている。

7) 推計結果の詳細は第4節で提示する。なお、分析結果の頑健性を調べるために異なる4通りの変数順序(①  $P_t, Y_t, R_t, M_t$ 、②  $R_t, M_t, Y_t, P_t$ 、③  $R_t, M_t, P_t, Y_t$ 、④  $R_t, Y_t, P_t, M_t$ )を用い追加検証を行ったが、他の識別制約を仮定してもほぼ同様の結果が得られた。

8) ただし、IS曲線において需要が金利に同時点で反応しない(式(3)において、 $a_{13}=0$ )という制約を仮定する必要がある。

業生産指数  $y_t$  である。なお、4 変数モデルと同様に Recursive な制約を課している。

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 & 0 \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_t \\ P_t \\ R_t \\ M_t \\ l_t \\ y_t \end{bmatrix} = A(L) \begin{bmatrix} Y_t \\ P_t \\ R_t \\ M_t \\ l_t \\ y_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{Yt} \\ \varepsilon_{Pt} \\ \varepsilon_{Rt} \\ \varepsilon_{Mt} \\ \varepsilon_{lt} \\ \varepsilon_{yt} \end{bmatrix} \quad (4)$$

式(4)に表されるように、地域経済変数は同時点のマクロ経済変数に影響を与えないと仮定されている。ミクロの単位である都道府県における経済活動は、マクロ全体からみると原子的 (Atomistic) だからである<sup>9)</sup>。また、地域変数の順序を貸出金  $l_t$ 、実質生産  $y_t$  とすることで、金融政策が銀行貸出を通じて生産量に影響を与えるという信用経路 (CC curve) を想定している。

#### 4. データ

本研究で用いられる変数は、全国および都道府県別鉱工業生産指数 (実質、季節調整済み値、2005年=100)、都道府県別国内銀行貸出金 (実質)、コールレート、消費者物価指数 (総合、2005年=100)、マネタリーベースの6種類である<sup>10)</sup>。なお、全国および都道府県別の鉱工業生産指数、国内銀行貸出金、マネタリーベースは全国および県庁所在市別の消費者物価指数 (総合) でデフレートした実質変数であり、また国内銀行貸出金は X12-ARIMA により季節調整を行った変数を用いる。なお、コールレートを除くすべての変数について、対数変換し100を乗じた値を用いる。

推計期間は、1980年1月から2009年12月までであり、データは全て月次データを用いる<sup>11)</sup>。推計の際に用いたデータの詳細は、表1に示されている。

ラグの決定方法については、シュワルツ情報基準量 (SIC) に準じて検定した。3 変数マクロ・モデルの推定では、SIC によればラグ次数は1期であった。地域データを含む6 変数モデルの推計についてもほとんどの県でラグ次数を1期としているため、すべてのモデルにおいて1期のラグを選択して推計する。

また、第5節において後述するが、日本銀行は1999年2月よりゼロ金利政策を導入し、短期金利はほとんどゼロに達し、さらに2001年には量的緩和政策を導入し金融市場調節の誘導目標を資金量としたことから、推計においてはサンプル期間を①ゼロ金利政策導入以前 (1980年1月~1999年1月)、および②ゼロ金利政策導入以降 (1999年2月~2009年12月) に分割する。

9) 東京については、東京の生産量が全国生産量より先決する (内生的である) 可能性を考慮し、変数の順序を  $(l_t, y_t, Y_t, P_t, R_t, M_t)$  として推計を行ったが、結果に大きな差異はみられなかった。

10) 日銀の操作目標変数とみなされる無担保コール ON 物金利のデータは1985年7月以降のみ利用可能である。1985年6月以前のデータについては「有担保レート×無担保レート平均÷有担保レート平均 (1985年7月~2009年12月の平均)」とし、有担保レートを修正して利用した。

11) 1970年代の2度の石油危機および為替相場制への移行による構造変化の影響を避けるために、1980年1月以降のデータを採用した。

表1 分析に用いた変数一覧

変数	単位	出所
鉱工業生産指数	2005年 = 100	地域別鉱工業指数年報（経済産業省）
都道府県別鉱工業生産指数		
消費者物価指数・総合	2005年 = 100	消費者物価指数年報（総務省）
県庁所在市別消費者物価指数・総合		
都道府県別銀行貸出金	億円	金融経済統計月報（日本銀行）
コールレート（有担保翌日・平均）～1985：2	パーセント	
コールレート（無担保オーバーナイト・平均）1985：3～	パーセント	
マネタリーベース	億円	

表2-1 単位根検定の結果（マクロ経済変数）

	レベル変数（定数項+トレンド）			階差変数（定数項）		
	ADF	DF-GLS	PP	ADF	DF-GLS	PP
$Y_t$	-2.894 (2)	-2.513 (2)	-2.796 (1)	-10.138 (1)***	-2.665 (3)***	-18.524 (1)***
$P_t$	-3.173 (0)	1.009 (0)	-2.923 (1)	-17.090 (0)***	0.240 (8)	-18.499 (1)***
$R_t$	-3.325 (6)**	-0.282 (6)	-1.545 (1)	-10.204 (2)***	-1.083 (8)	-13.065 (1)***
$M_t$	-1.179 (3)	-1.657 (4)	-1.130 (1)	-7.926 (2)***	-4.842 (3)***	-18.543 (1)***

注：\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%有意水準を表す。ラグ次数はシュワルツ情報量基準により選択し、括弧内はラグを示す。レベルの  $R_t$  については定数項を含む（トレンドを除いた）検定結果を示す。

#### 4-1 データの定常性

VARモデルの推計は用いる変数に関して定常性を要求するので、全変数の系列に対し、単位根検定としてADFテスト、DF-GLSテストおよびPPテストを行った。なお、レベル変数についてはトレンドおよび定数項を含んだテスト、階差変数については定数項を含んだテストを行った。マクロ経済変数に関する検定結果は表2-1に示されている。レベル系列に関するテストをみると、コールレートに関するADFテストにおいて有意水準5%のもとで単位根仮説が棄却される以外は、いずれのデータも単位根があるという帰無仮説は棄却されない。一方、一次階差系列でみると、DF-GLSテストにおけるコールレート、物価指数を除き、すべての変数について単位根があるという帰無仮説が1%水準で棄却される。よって、マクロ経済変数は  $I(1)$  であると考えられる。また、ミクロ経済変数である各都道府県の鉱工業生産指数および国内銀行貸出金についても、単位根検定（ADFテスト）を行った結果が表2-2に示されている。検定の結果、これらの変数はすべて  $I(1)$  であることが示された。

#### 4-2 共和分検定

共和分検定についてJohansen（1991）に基づき検証を行った（表3-1、3-2）。ラグ次数は4を採用しTrace検定を行ったところ、共和分ベクトルの数は、ゼロ金利政策導入以前のサンプル期間においては2本、ゼロ金利政策導入以降においては1本であるとみなされた。なお、ラグ次数を8、12としても、検定結果は変わらなかった。都道府県別の6変数モデルについても同様に共和分検定を行ったところ、すべてのモデルにおいて「共和分関係なし」という帰無仮説は4、8、12のすべてのラグ次数において棄却された。よってVARモデルの推定はVEC（ベクトル誤差修正）モデルを採用する。

表2-2 単位根検定の結果 (ADFテスト、地域経済変数)

北海道	$y_t$	-2.813 (1)	静岡県	$y_t$	-1.401 (1)	高知県	$y_t$	-2.279 (2)
	$l_t$	-1.128 (0)		$l_t$	-1.997 (9)		$l_t$	-0.831 (0)
	$\Delta y_t$	-26.529*** (0)		$\Delta y_t$	-27.307*** (0)		$\Delta y_t$	-18.926*** (1)
	$\Delta l_t$	-22.930*** (0)		$\Delta l_t$	-2.997** (8)		$\Delta l_t$	-20.939*** (0)
茨城県	$y_t$	-2.657 (1)	愛知県	$y_t$	-3.114 (2)	佐賀県	$y_t$	-2.319 (2)
	$l_t$	-0.120 (1)		$l_t$	-0.709 (1)		$l_t$	-0.375 (0)
	$\Delta y_t$	-27.145*** (0)		$\Delta y_t$	-11.665*** (1)		$\Delta y_t$	-17.888*** (1)
	$\Delta l_t$	-21.516*** (0)		$\Delta l_t$	-21.172*** (0)		$\Delta l_t$	-20.806*** (0)
埼玉県	$y_t$	-1.652 (1)	三重県	$y_t$	-3.106 (1)	大分県	$y_t$	-3.817 (0)
	$l_t$	-1.501 (9)		$l_t$	-0.345 (0)		$l_t$	-0.436 (4)
	$\Delta y_t$	-26.478*** (0)		$\Delta y_t$	-24.941*** (0)		$\Delta y_t$	-22.031*** (0)
	$\Delta l_t$	-2.682** (8)		$\Delta l_t$	-19.987*** (0)		$\Delta l_t$	-9.177*** (2)
千葉県	$y_t$	-0.434 (1)	大阪府	$y_t$	-2.149 (1)	沖縄県	$y_t$	-1.676 (3)
	$l_t$	-1.415 (9)		$l_t$	-1.958 (6)		$l_t$	-1.144 (0)
	$\Delta y_t$	-22.597*** (0)		$\Delta y_t$	-24.019*** (0)		$\Delta y_t$	-17.065*** (2)
	$\Delta l_t$	-2.761** (8)		$\Delta l_t$	-3.409** (5)		$\Delta l_t$	-19.300*** (0)
東京都	$y_t$	-1.433 (1)	兵庫県	$y_t$	-2.421 (1)			
	$l_t$	-2.458 (6)		$l_t$	-0.960 (7)			
	$\Delta y_t$	-24.972*** (0)		$\Delta y_t$	-27.675*** (0)			
	$\Delta l_t$	-2.817** (5)		$\Delta l_t$	-6.871*** (6)			
神奈川県	$y_t$	-2.255 (1)	奈良県	$y_t$	-1.166 (1)			
	$l_t$	-2.181 (9)		$l_t$	-0.085 (4)			
	$\Delta y_t$	-26.778*** (0)		$\Delta y_t$	-26.907*** (0)			
	$\Delta l_t$	-12.169*** (7)		$\Delta l_t$	-6.820*** (3)			
石川県	$y_t$	-2.983 (12)	岡山県	$y_t$	-2.316 (0)			
	$l_t$	-0.792 (1)		$l_t$	-0.178 (1)			
	$\Delta y_t$	-5.014*** (11)		$\Delta y_t$	-21.163*** (0)			
	$\Delta l_t$	-3.134** (8)		$\Delta l_t$	-20.973*** (0)			
福井県	$y_t$	-2.235 (1)	山口県	$y_t$	0.402 (3)			
	$l_t$	-0.990 (6)		$l_t$	-0.930 (1)			
	$\Delta y_t$	-2.235*** (1)		$\Delta y_t$	-16.242*** (2)			
	$\Delta l_t$	-4.882*** (5)		$\Delta l_t$	-23.072*** (0)			
山梨県	$y_t$	-1.949 (0)	徳島県	$y_t$	-3.787 (1)			
	$l_t$	-1.368 (9)		$l_t$	0.065 (0)			
	$\Delta y_t$	-21.105*** (0)		$\Delta y_t$	-18.088*** (1)			
	$\Delta l_t$	-2.062** (8)		$\Delta l_t$	-19.675*** (0)			
岐阜県	$y_t$	-3.022 (3)	香川県	$y_t$	-2.279 (2)			
	$l_t$	-0.818 (1)		$l_t$	-0.831 (0)			
	$\Delta y_t$	-8.781*** (2)		$\Delta y_t$	-18.926*** (1)			
	$\Delta l_t$	-7.068*** (3)		$\Delta l_t$	-20.939*** (0)			

注：\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%有意水準を表す。ラグ次数はシュワルツ情報量基準により選択し、括弧内はラグを示す。

次に Engle-Granger 検定により、VEC モデル推定に用いる  $I(1)$  のマクロ経済変数間において共和分関係が成立するか否かを検証し、変数間の長期的関係について考察する。共和分関係の有無を検定するのは、① IS 曲線 ( $Y_t, R_t$ )、② 総供給曲線 ( $Y_t, P_t$ )、③ 金融政策ルール ( $R_t, Y_t, P_t$ )、④ 貨幣需要関数 ( $M_t, Y_t, P_t, R_t$ ) の4通りの変数の組み合わせであり、推定式  $X_t = c + \sum_{i=1}^n \alpha_i Z_{it}$  ( $n$  は説明変数の数) から得られた残差系列が定常であるか否かを ADF テス

日本における金融政策の効果の地域間相違

表3-1 共和分検定の結果(Johansen 検定):1980年1月～1999年1月

ラグ次数4

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.
None*	0.249276	118.6344	40.17493	0.000
At most 1*	0.181384	54.40975	24.27596	0.000
At most 2	0.035309	9.578457	12.3209	0.1381
At most 3	0.00679	1.526243	4.129906	0.2541

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

表3-2 共和分検定の結果 (Johansen 検定) : 1999年2月～2009年12月

ラグ次数4

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.
None*	0.215429	44.84639	40.17493	0.0158
At most 1	0.050341	13.06342	24.27596	0.6162
At most 2	0.046095	6.296913	12.3209	0.4007
At most 3	0.000876	0.114854	4.129906	0.7803

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

表4-1 共和分検定の結果 (Engle-Granger 検定) : 1980年1月～1999年1月

	共和分関係	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$
IS 曲線 ( $Y_t, R_t$ )	×	-0.538 (-3.317)	—	—
総供給曲線 ( $Y_t, P_t$ )	×	0.429 (8.766)	—	—
金融政策ルール ( $R_t, Y_t, P_t$ )	○	0.100 (5.853)	-0.316 (-21.597)	—
貨幣需要関数 ( $M_t, Y_t, P_t, R_t$ )	○	0.950 (11.689)	2.992 (26.473)	-1.426 (-4.858)

注：共和分関係の○は、推定された残差に ADF テストにおいて「単位根あり」という帰無仮説が5%の有意水準で棄却されることを表す。推計に用いられる変数はすべて  $I(1)$  であるため、推定されたパラメータ ( $\alpha_1 \sim \alpha_3$ ) は「見せかけの回帰」の結果であることに注意されたい。括弧内は  $t$  値を示す。表4-2も同様。

表4-2 共和分検定の結果 (Engle-Granger 検定) : 1999年2月～2009年12月

	共和分関係	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$
IS 曲線 ( $Y_t, R_t$ )	×	22.807 (6.391)	—	—
総供給曲線 ( $Y_t, P_t$ )	×	-1.277 (-1.675)	—	—
金融政策ルール ( $R_t, Y_t, P_t$ )	×	0.011 (6.772)	0.034 (2.340)	—
貨幣需要関数 ( $M_t, Y_t, P_t, R_t$ )	○	0.156 (1.209)	-17.322 (-17.451)	-2.610 (-0.436)

トにより確認する。結果は表 4-1、4-2 に示されている。1980年1月から1999年1月までのゼロ金利政策以前の期間については、被説明変数を  $R_t$ 、説明変数を  $Y_t$  と  $P_t$  とした金融政策ルール、および被説明変数を  $M_t$ 、説明変数を  $Y_t$ 、 $P_t$ 、 $R_t$  とした貨幣需要関数において共和分関係の存在が確認された。一方、ゼロ金利政策以後の期間では、貨幣需要関数に共和分関係はみられたものの、金融政策ルールについては、推計によって得られた残差系列は非定常であることが示された。この期間は、名目金利がほとんどゼロに達し、また資金量を誘導目標とする量的緩和政策が導入され、テイラー・ルールが成立していないことを示唆していると解釈できる。

## 5. 推 計

本節では、第2節において提示した構造 VAR モデルおよび第3節で示されたデータの特性にしたがい、VEC モデルの推計により日本における金融政策効果の地域間の相違について実証分析を行う。はじめに、マクロ経済変数と金融政策変数を採用した4変数マクロ経済モデルについて、次に4変数マクロ経済モデルに地域変数を加えた6変数モデルについて分析結果を考察する。

### 5-1 4変数マクロ経済モデルの推計結果

図7はコールレートの推移と、VEC モデルの推定により得られた残差（金融政策ショック）を示したものである。正にプロットされるショックは、当期のコールレートが予想された政策反応以上に高くなっていることを意味し、通常よりも引締めの方策スタンスをとっていることを示している。

1980年代後半の金融政策は、予想された政策反応よりも緩和的である。この時期の金融緩和のプロセスとして、85年後のプラザ合意後の円高阻止、国際的政策協調下で内需拡大による経常黒字縮小が指摘されている（細野、杉原、三平、2001）。その後、金融引締めスタンスに転じ、1989年末からコールレートが上昇し、1990年より銀行貸出が厳格化され「バブル」抑制の動きが現れた。96年以降コールレートが0.5%を下回る超低金利時代に突入したが、90年代後半にはコールレートは名目金利ゼロの下限に達しており、これ以上の緩和的な金融政策は困難であったことを意味している。プロットされた残差の変動が90年代中盤以降小さくなっていることから、コールレートショックを外生的な金融政策ショックとしてみなすことは適当ではないと考えられる。

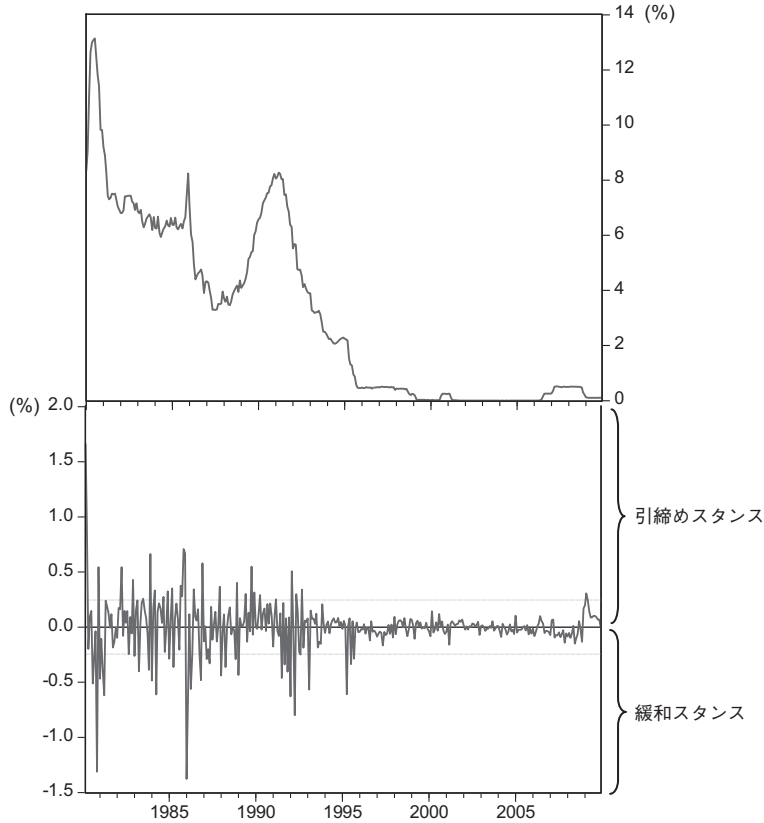
上述の理由により本研究ではサンプル期間を、①ゼロ金利政策導入以前（1980年1月～1999年1月）、②ゼロ金利政策導入以後（1999年2月～2009年12月）に分割し、VEC モデルの推定を行う。

図8、9は4変数モデルに基づくインパルス応答の結果である。期間は60カ月を設定した。第3列目は金融政策ショック（コールレートショック）の各変数に与える影響を示している。ゼロ金利政策以前の期間においては、金融引き締めが実質生産量に負の影響を与え、さらに政策効果が持続的であることを示している。これは通常期待される金融政策の効果と整合的であるといえる。

ゼロ金利政策導入以後の期間については、コールレートがゼロ近傍で推移していること、また2001年に導入された量的緩和政策では金融市場調節の誘導目標が資金量であることから、マネタリーベースショックを金融政策ショックとして捉え、分析結果を考察する。図9の第4列目



図7 コールレートの推移（上）と残差グラフ（下）



注：残差グラフは、期間を1980年1月から2009年12月とした4変数のVECモデルの推定により得られた残差より作成

はゼロ金利政策導入以後のマネタリーベースショックの各変数への影響を示しているが、マネタリーベースショックの実質生産への影響をみると、効果はほとんどみられない。この期間中、民間銀行は不良債権処理や安全資産での運用を優先し、銀行の「貸し渋り」によりマネタリーベースが増加しても貨幣供給量が伸びずに、实体经济に正の影響を与えることがなかったと考えられる。また、生産量の正のショックはマネタリーベースを減少させている（第1列目）。これは、量的緩和政策を導入していた時期に、景気が悪化していたため、実質生産量とマネタリーベースの間に負の関係が現れたと考えられる。また、近年の経済システムにおいて非伝統的な金融政策を採用したとしても景気の安定を図ることが困難になっていたことを示唆していると考えられる。上記を加味して、以後の分析においてはゼロ金利政策導入以前のサンプル期間において推計を行う。

## 5-2 金融政策効果の地域間相違（6変数モデル）

金融政策が地域経済に与える影響を分析するために、先に推計した4変数マクロ・モデルに地域変数を加えた6変数モデルを推計する。なお、図10-1～15-2は各都道府県のコールレートショックに対する国内銀行貸出金および鉱工業生産指数のインパルス応答を示している。金融

図8 4変数マクロ・モデルによるインパルス応答：ゼロ金利政策以前（1980年1月～1999年1月）

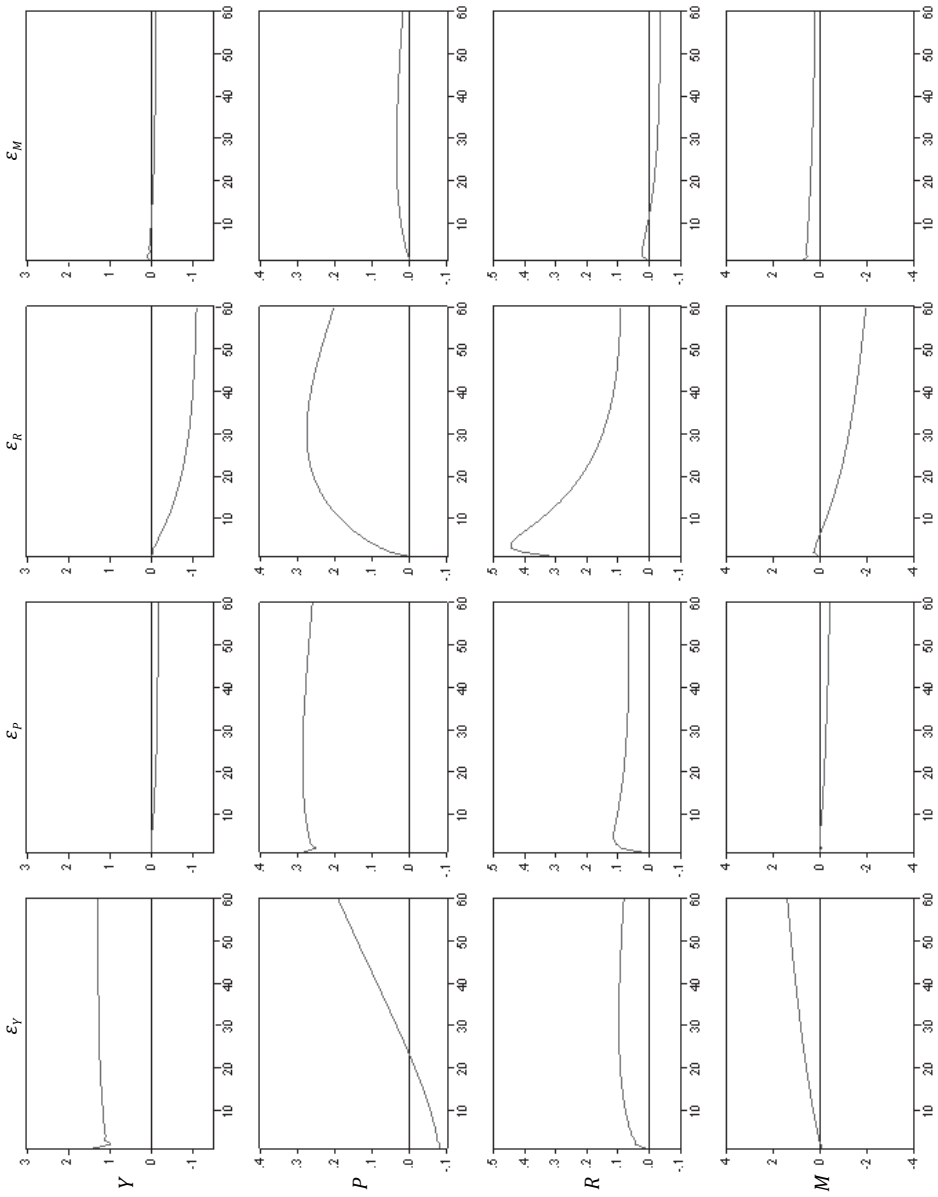
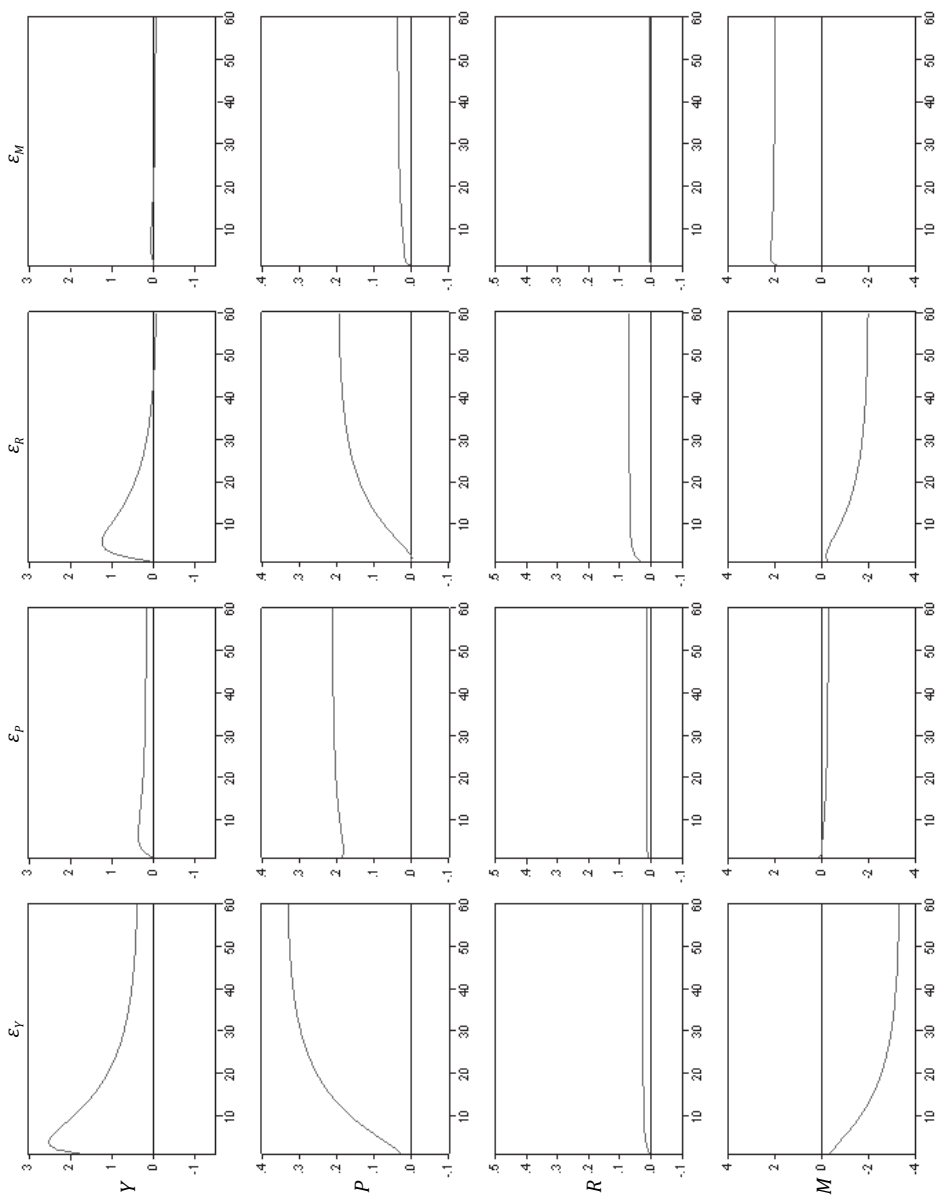


図9 4変数マクロ・モデルによるインパルス応答：ゼロ金利政策以後（1999年2月～2009年12月）



引締めショックに対するインパルス応答の推計結果は、政策変数  $R$  の標準偏差1のショックに対する各変数の反応である。

図10-1、10-2は、金利感応度が高いと考えられる民間設備投資の割合が高い地域（愛知県、福井県、大分県）と低い地域（奈良県、三重県、北海道）のインパルス応答をそれぞれ表している。また、図11-1、11-2は住宅投資の割合が高い地域として埼玉県、千葉県、奈良県、低い地域として山口県、大阪府、東京都のインパルス応答をそれぞれ表している。コールレートの上昇ショックに対して、これらのすべての都道府県において銀行貸出および生産量に負の影響がみられた。銀行貸出および生産量の反応をみると、効果の大きさや継続期間に地域間で違いがあるのが確認できる。金融政策の「貨幣経路」にしたがえば、設備投資や、住宅投資などの金利の変動に感応的な需要項目の比率が高い地域では金融政策ショックの効果が大きくなると考えられる。しかしながら、図10-1～11-2に示されるように、地域間で金利ショックの実質生産量への影響について相違はあるものの、県内総支出に占める民間投資の比率が大きい地域ほど金利ショックの影響が大きいという関係はみられない。

同様に民間銀行の貸出金利が高い地域（沖縄県、佐賀県、徳島県；図12-1）と低い地域（石川県、岐阜県、奈良県；図12-2）、および自己資本比率が低い地域（兵庫県、北海道、大阪府；図13-1）と高い地域（山梨県、静岡県、岡山県；図13-2）のインパルス応答を比較する。金融政策ショックに対する生産への影響をみると、山梨県や静岡県で生産量の減少幅が大きく、その効果も持続的であるのに対し、兵庫県、大阪府では減少幅が小さく、時間の経過とともに負の効果も徐々に小さくなっており、政策効果現れている期間が他地域と比較すると短いといえる。また、貸出金利の最も高い沖縄県については金融引き締めショックの実質生産に対する影響がほとんどみられない。これらの分析結果をみると、地域により金融政策ショックが生産量に与える影響の大きさ、期間は異なっているが、銀行の資金調達能力や健全性に劣る（貸出金利が高い・自己資本比率が低い）地域ほど金融引き締めの効果が強く働くといい、金融政策効果の銀行貸出経路を支持するような実証結果は得られていない<sup>12)</sup>。

図14-1は、担保価値の低い（担保価値地上昇率が低い）地域として香川県、北海道、茨城県、図14-2は担保価値の高い地域として千葉県、東京都、神奈川県のインパルス応答をそれぞれ示している。金融引締めショックに対して、すべての都道府県において実質生産に負の影響がみられ、また負の影響が現れるまでの期間、効果が持続する期間、生産への影響の大きさに差異があることが確認できる。さらに、地価上昇率が高い地域の生産へ対する金融政策効果は極めて小さいのに対し、上昇率の低い地域の経済は金利ショックの影響を大きく受けていることが分かる。

図15-1、15-2は中小企業および大企業による生産比率が高い地域の金融政策ショックへの反応を示している。地域別に生産の反応をみると、愛知県、山口県、北海道で生産量は持続的に大きく減少するが、神奈川県では、影響がやや小さく、押し下げられた生産は時間とともに元の水準に回復する。これらを比較すると、中小企業による生産比率の高い地域ほど政策ショックに対する生産の影響が大きいとはいえない。多くの地域において、短期的に政策ショックは

12) 原因として、日本においては90年代初頭のバブルの崩壊後、都市銀行、地方銀行の別なく、不良債権の増加によってバランス・シートが悪化した。銀行は支払い余力を確保するため、資産が抱えるリスクを軽減しようというインセンティブから、貸し出しを圧縮させ、流動性の高い国債などの安全資産での運用を増加させてきた。そのいわゆる「貸し渋り」が銀行の規模の別なく作用したことが、原因として考えられる。また、小川・北坂（1998）は、銀行の自己資本比率や不良債権比率と銀行の貸出行動の関係についての多くの先行研究を詳細にサーベイしているが、両者の間に有意な関係があると確定的に判断できないとしている。

図10-2 コールレートショックに対するインパルス応答：県内総支出に占める民間設備投資の比率が低い地域

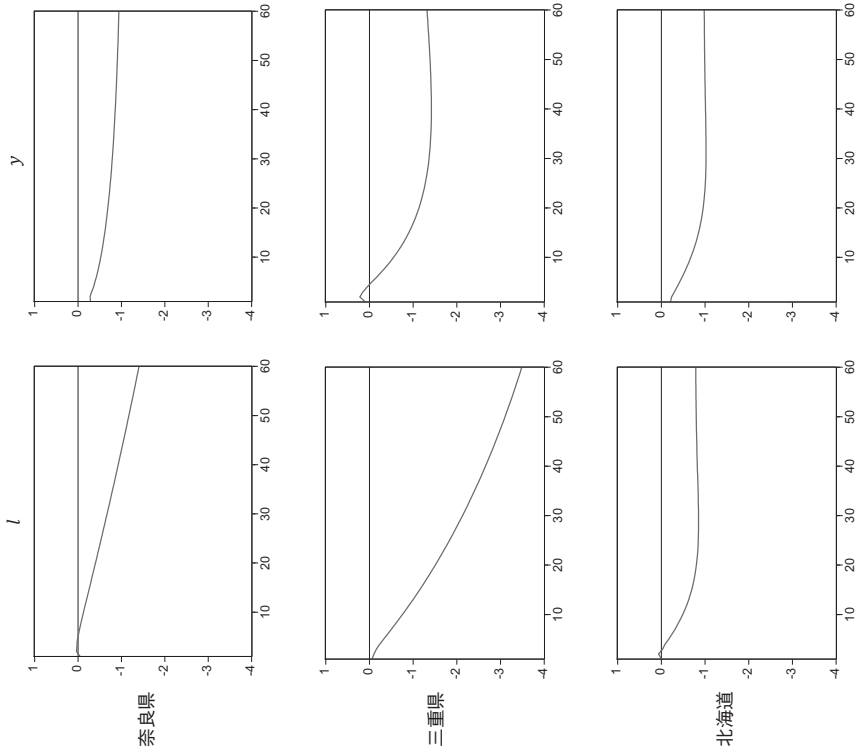


図10-1 コールレートショックに対するインパルス応答：県内総支出に占める民間設備投資の比率が高い地域

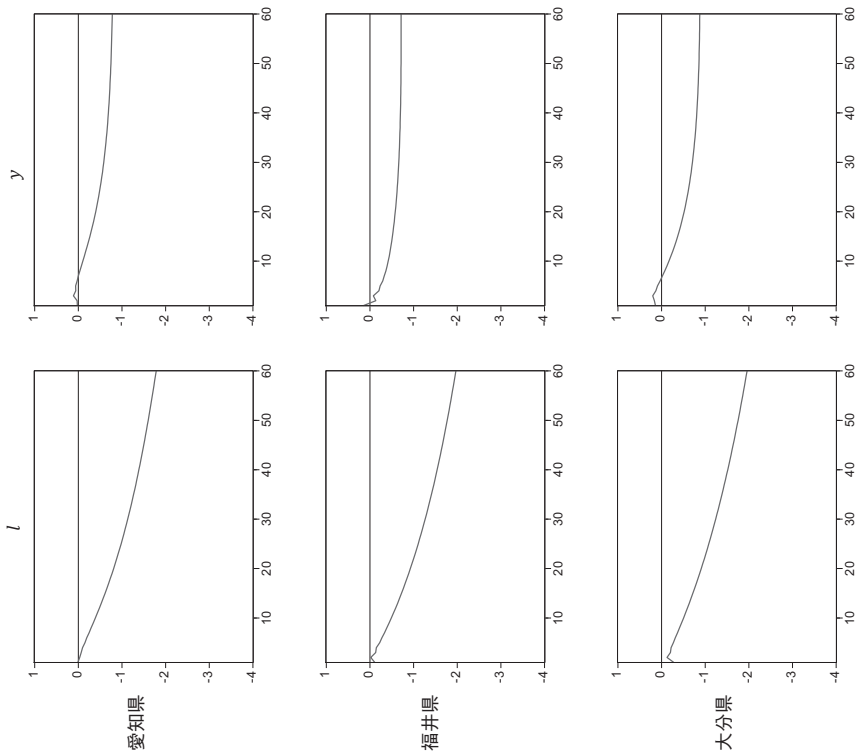


図11-1 コールレートショックに対するインパルス応答：県内総支出に占める民間住宅投資の比率が高い地域

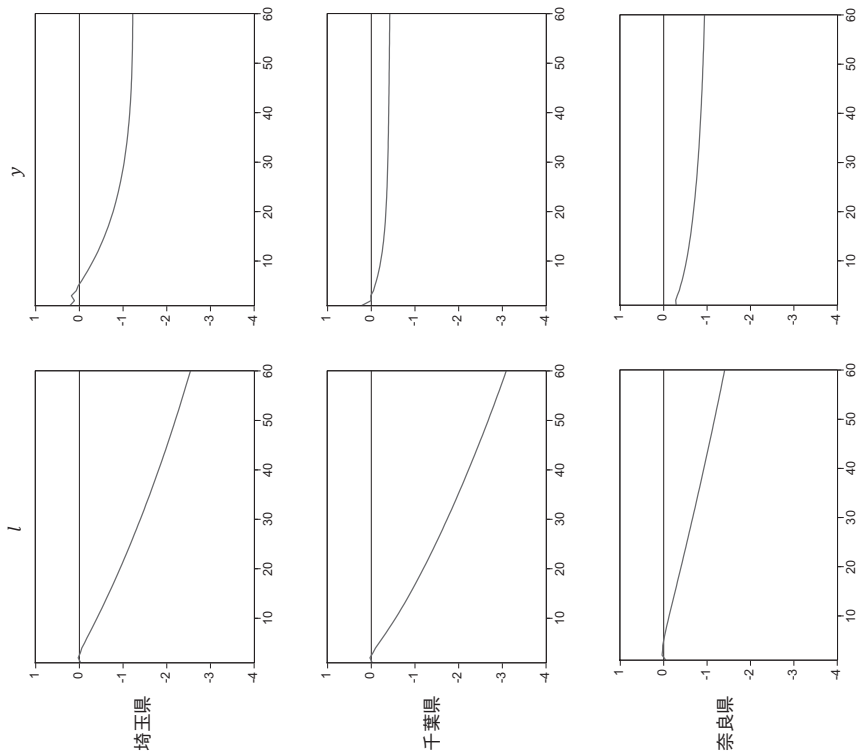


図11-2 コールレートショックに対するインパルス応答：県内総支出に占める民間住宅投資の比率が低い地域

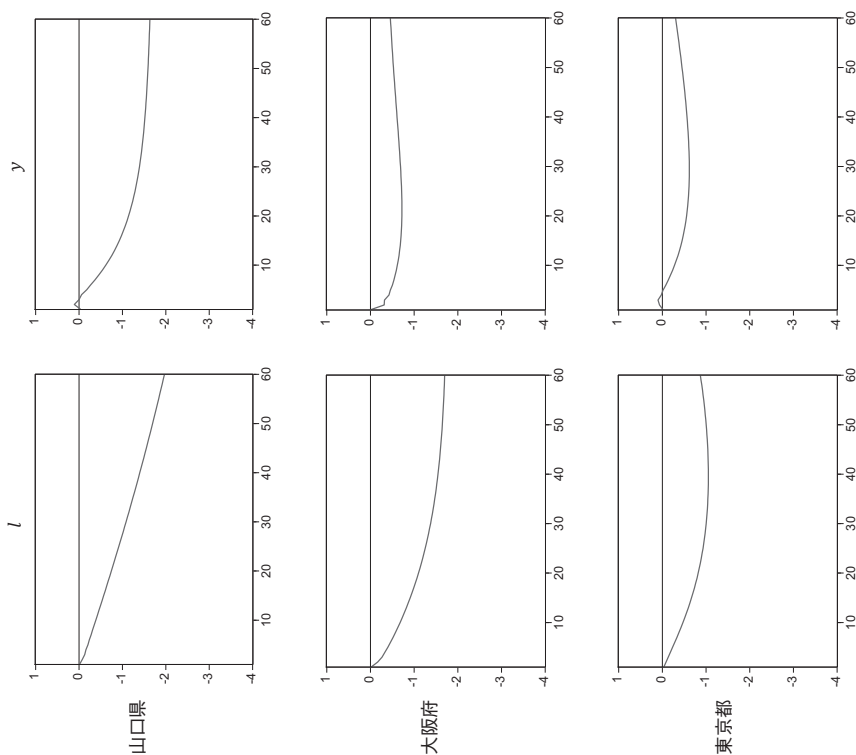


図12-2 コーレルレートショックに対するインパルス応答：  
民間銀行の貸出金利が低い地域

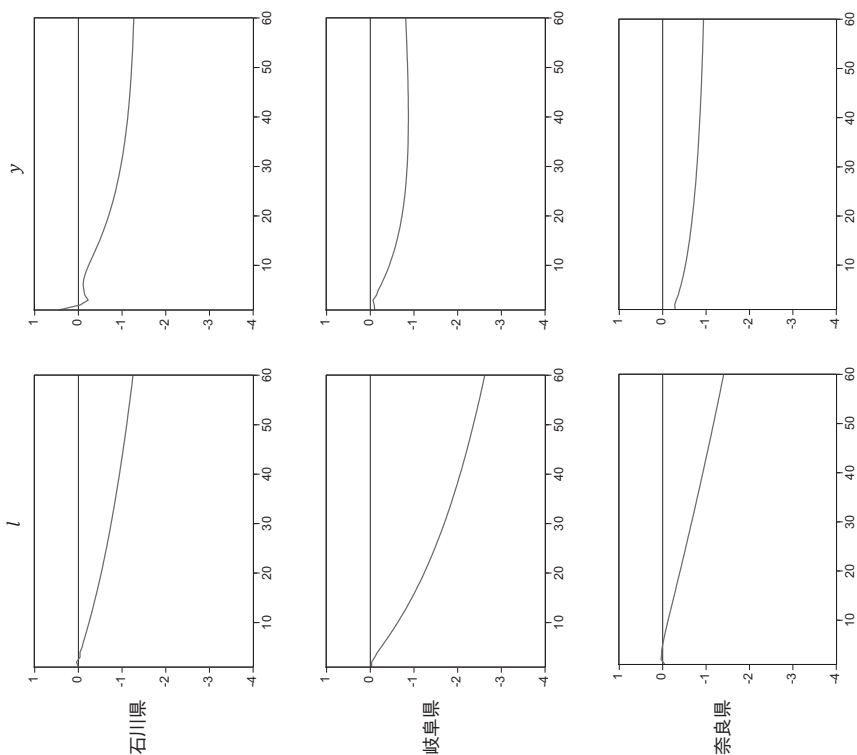


図12-1 コーレルレートショックに対するインパルス応答：  
民間銀行の貸出金利が高い地域

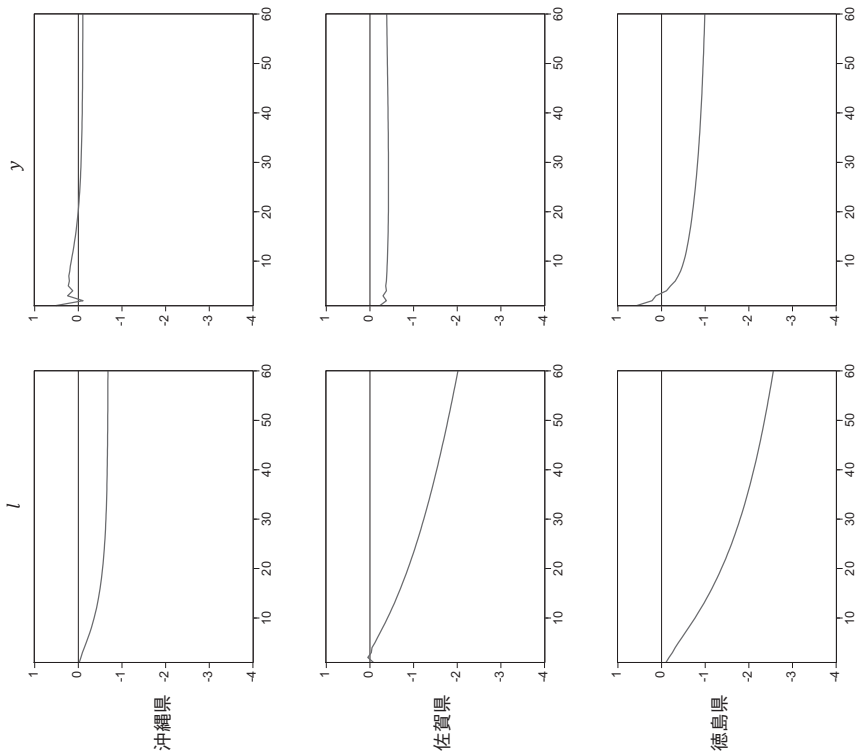


図13-1 コールレートショックに対するインパルス応答：  
民間銀行の自己資本比率が低い地域

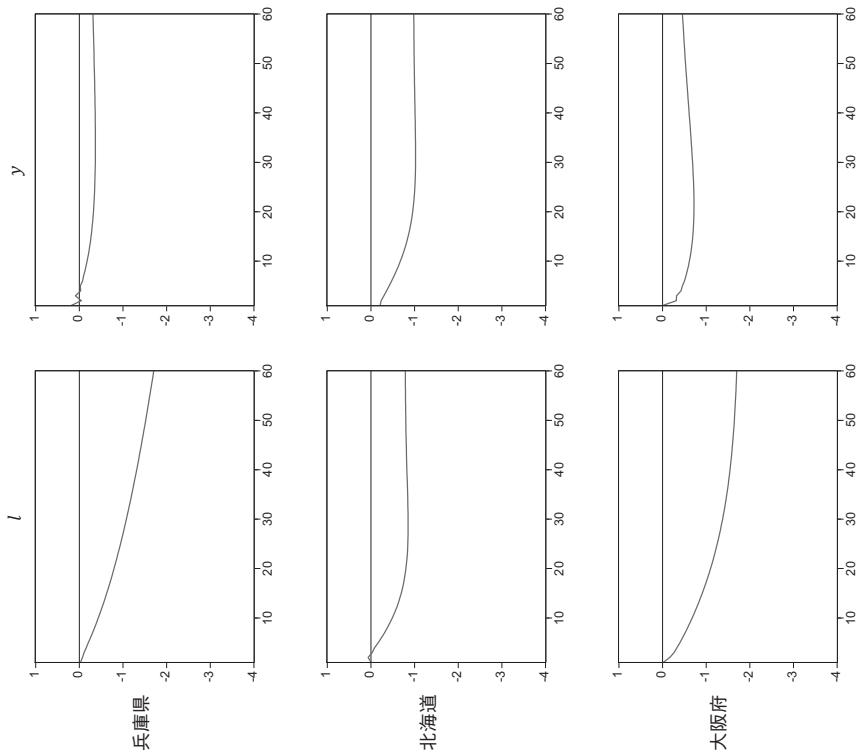


図13-2 コールレートショックに対するインパルス応答：  
民間銀行の自己資本比率が高い地域

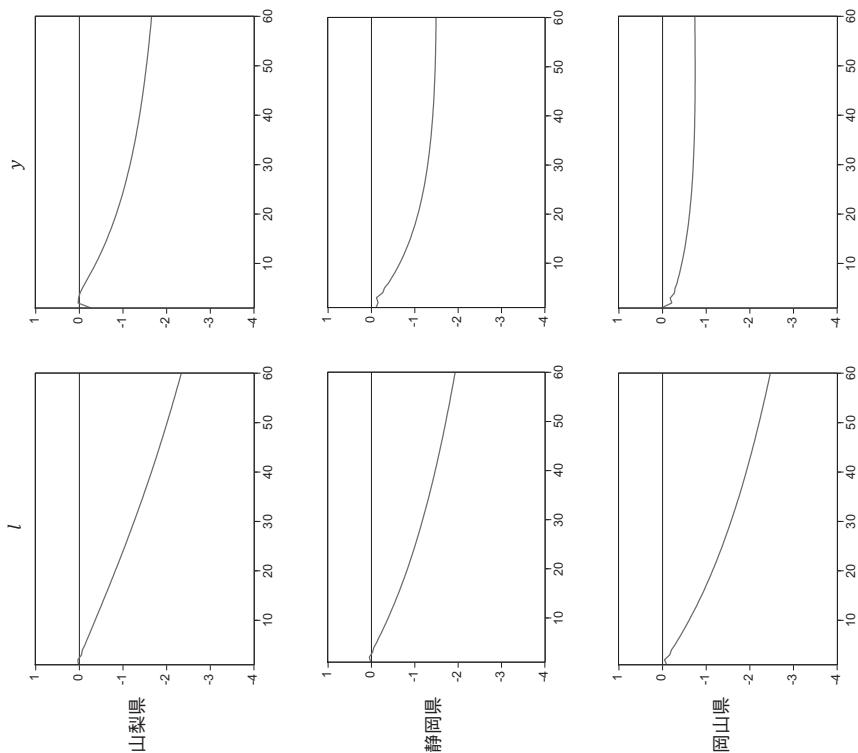




図14-2 コールレートショックに対するインパルス応答：  
地価（担保価値）上昇率が高い地域

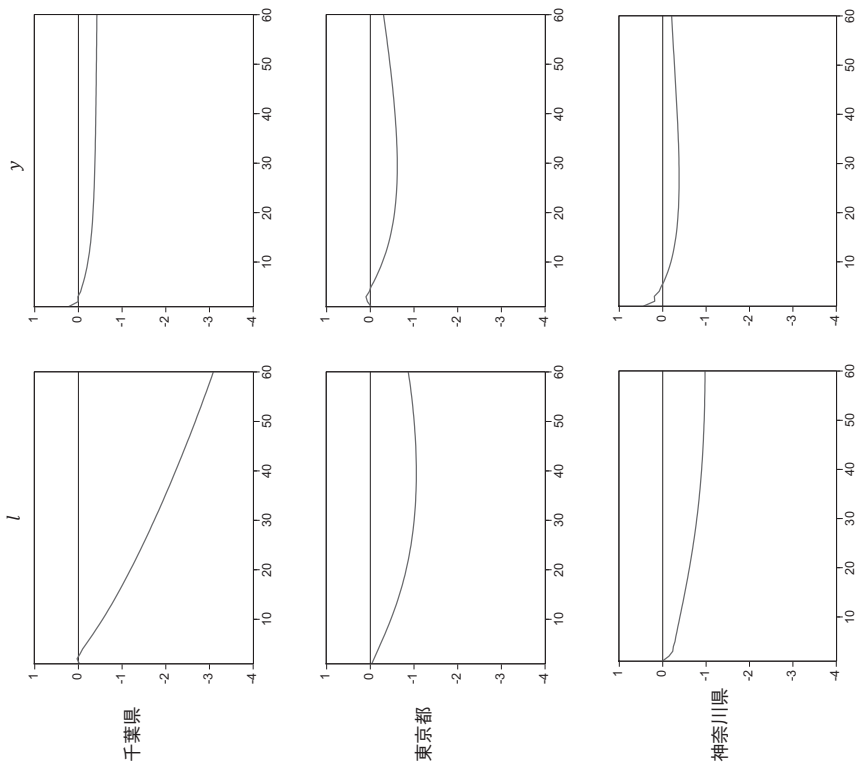


図14-1 コールレートショックに対するインパルス応答：  
地価（担保価値）上昇率が低い地域

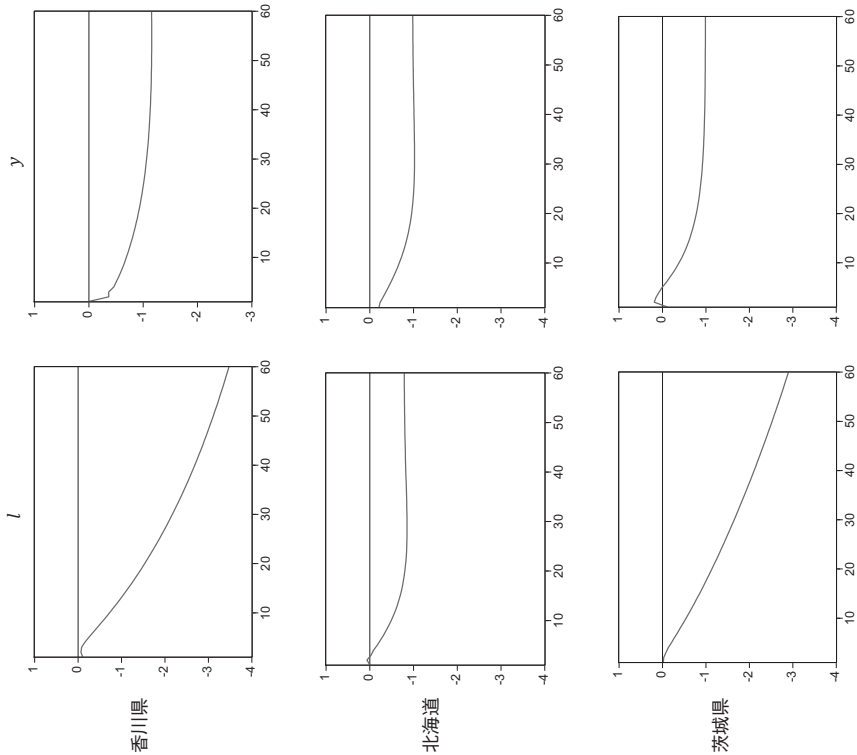


図15-1 コールレートショックに対するインパルス応答：  
中小企業による生産比率が高い地域

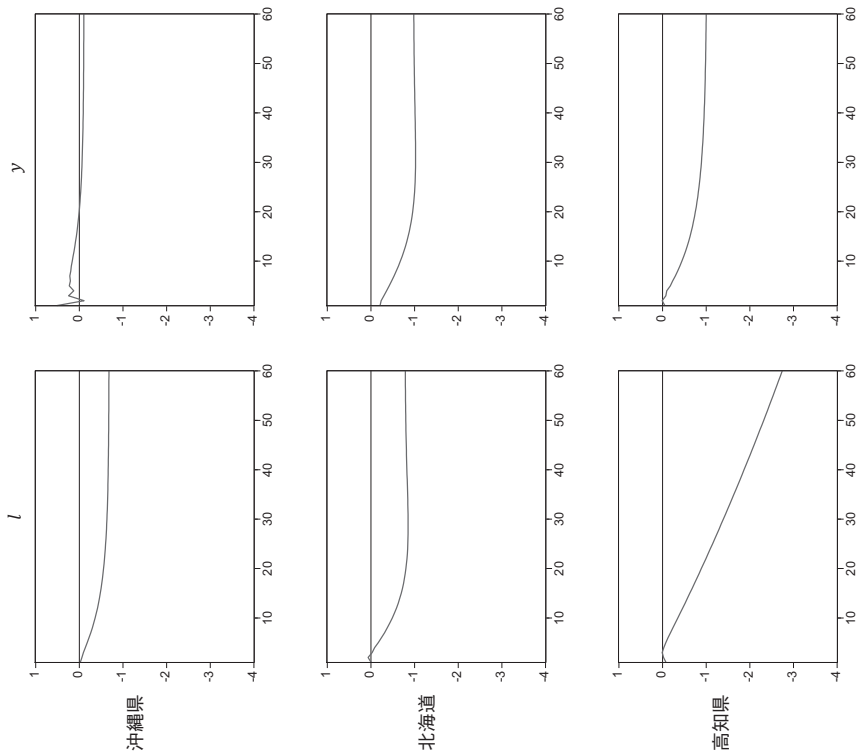
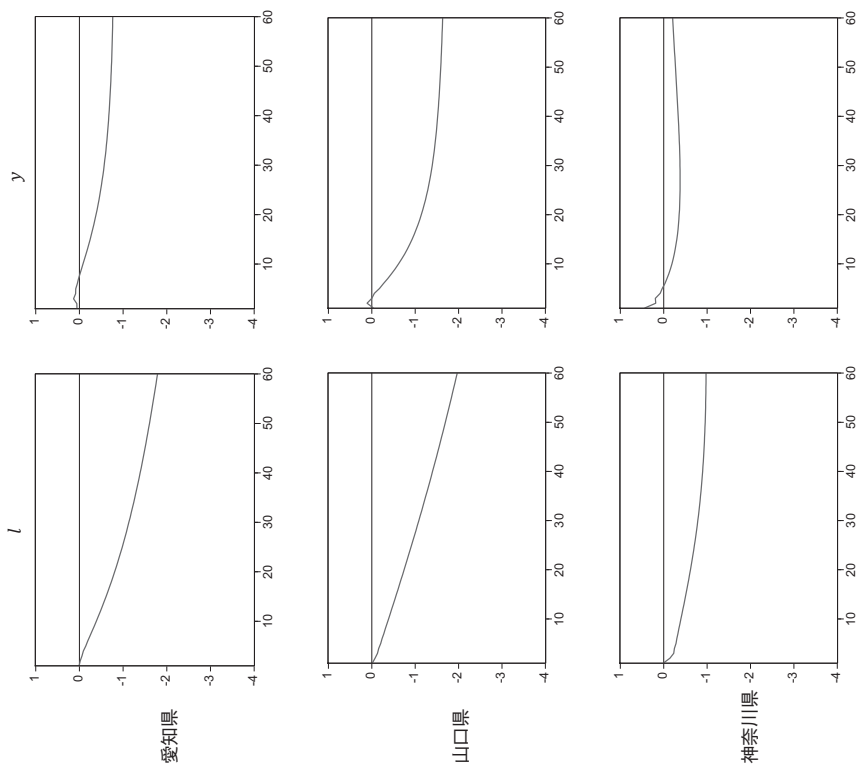


図15-2 コールレートショックに対するインパルス応答：  
大企業による生産比率が高い地域



地域の生産を押し下げるといふ、マクロ・モデルの推定結果と同様のトレンドが確認された。主に90年代に特徴的であるが、日本の企業は、企業規模に関わらず一様にバランス・シートを悪化させていたことになる。

なお、金融引締めショックに対する銀行貸出金への影響をみると、各地域の銀行や企業の特性に関係なく、すべての地域において銀行貸出は押し下げられている。

以上の結果をまとめると、金融引き締めショックは日本の地域経済において銀行貸出、実質生産を減少させる効果をもつが、その大きさや持続期間については差異があることが確認された。また、地価上昇率の低い県は他の地域と比較すると金融引き締めショックの影響を大きく受けることが判明した。地価の上昇を、担保価値の上昇またはエージェンシー・コストの低下とすれば、日本において金融政策の「バランス・シート・チャンネル」が機能していること示唆する。この結果は、地域別データを用い担保価値の変動が銀行貸出に有意に影響を与えることを実証した山崎・竹田（1997）、小川・北坂（1998）や、日本の企業の規模別のデータを用い、信用経路の妥当性を示した小川（2000）の分析結果と整合している。

## 6. 結 論

本研究では鉱工業生産、消費者物価指数、コールレート、マネタリーベースを含む4変数VARモデルに、都道府県別の銀行貸出と鉱工業生産を結合した6変数の構造VARを推定し、金融政策ショックが、各地域の経済活動に及ぼす効果および、その効果の相違について分析した。

金融政策効果の波及経路として伝統的な「貨幣経路」にしたがえば、金融政策は時間軸効果により長期金利を変動させ实体经济に影響を与える。また、Bernanke and Blinder（1988）、Gertler and Gilchrist（1994）などによれば、金融政策は「信用経路」を通じて实体经济に影響を与える。信用経路は企業のバランス・シート・チャンネルと銀行貸出経路によって説明される。前者は、企業にとって銀行借入れが重要な資金調達ルートである場合、銀行は財務体質が優良な企業には相対的に低い金利を、優良でない企業には高い金利を要求する。このような状況下で金融引締めを行うと、資本の少ない中小企業にとっては新規の資金調達の金利が一層上昇し、銀行借入れが困難になり、投資が縮小されるというものである。後者は、貸出資金の調達ルートが少ない中小銀行は、金融引締めが行われると、資金の調達が困難になり貸出を縮小するというものである。

金融政策の「貨幣経路」や「信用経路」が機能することを仮定すれば、上述の金融政策効果の地域間における相違を、地域ごとの需要構造や産業構造、企業規模別生産比率や企業の担保価値、および銀行の健全性や資金調達能力などにより説明できる。

推定の結果、金融政策ショックが都道府県の銀行貸出や生産に与える効果は非対称的であることが示されたが、銀行の健全性が劣る（自己資本比率が低い）地域や資金調達コストの高い（貸出金利の高い）地域ほど、金融政策ショックに対する生産への影響が大きいという結果は得られなかった。同様に金利感応度が高いとされる民間投資部門の割合が高い需要構造を持つ地域ほど、金利ショックの影響を大きく受けるという分析結果は得られていない。しかしながら、担保価値（地価）の上昇率の低い地域は他の地域と比較して、金融政策ショックに対する生産への影響の程度が相対的に大きいという事実を見出した。これは、地価の下落が銀行のエージェンシー・コスト、モニタリング・コストを増加させていると解釈される。

地域変数を用いた VEC モデルの推定により、金融政策の効果は各地域経済に異なる効果をもたらすが、その経路が、貨幣経路ではなく、企業のバランス・シート・チャネルに基づくことが支持された。日本の都道府県別データは、広義の信用経路のうち、バランス・シート・チャネルの妥当性を示唆する。

(麗澤大学助教)

#### 参考文献

- Bernanke, Ben S. (1988), "Credit in the Macroeconomy," *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of New York, 18, 50-70.
- Bernanke, Ben S. and Blinder, Alan S. (1988), "Credit, Money, and Aggregate Demand," *American Economic Review*, 78(2), 435-439.
- Bernanke, Ben S. and Blinder, Alan S. (1992), "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission," *American Economic Review*, 82, 901-921.
- Bernanke, Ben S. and Gertler, Mark. (1995), "Inside the Black Box: The Credit Channels of Monetary Transmission," *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27-48.
- Bernanke, Ben S., Gertler, Mark. and Gilchrist, Simon. (1998), "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework," National Bureau of Economic Research Working Paper 6455.
- Gertler, Mark. and Gilchrist, Simon. (1994), "Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms," *Quarterly Journal of Economics*, 109(2), 309-40.
- Johansen, Søren. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- Kashyap, Anli K. and Stein, Jeremy C. (1994), "The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets," National Bureau of Economic Research Working Paper 4821.
- Kashyap, Anli K. and Stein, Jeremy C. (2000), "What Do a Million Observations on Banks Say About the Transmission of Monetary Policy?," *American Economic Review*, 90(3), 407-428.
- Miyao, Ryuzo. (2000), "The Role of Monetary Policy in Japan: A Break in the 1990s?," *Journal of the Japanese and International Economics*, 14(4), 366-384.
- Sargent, T. J., and N. Wallace. (1975), "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule," *Journal of Political Economy*, 83(2), 241-54.
- Sims, Christopher A. (1992), "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy," *European Economic Review*, 36, 975-1000.
- 小川一夫 (2000), 「金融政策の波及経路：企業規模別データに基づく実証分析」、小佐野広・本田祐三編『現代の金融と政策』、日本評論社、74-110.
- 小川一夫・北坂真一 (1998), 『資産市場と景気変動』、日本経済新聞社.
- 粕谷宗久、福永一郎 (2003), 「金融政策効果のレジーム変化:円滑遷移 VAR モデルによる分析」、『調査統計局ワーキングペーパーシリーズ』.
- 杉原茂、三平剛、高橋吾行、武田光滋 (2000), 「構造 VAR による金融政策効果の計測」、『経済分析』162号、344-404.
- 照山博司 (2001), 「VAR による金融政策の分析：展望」、財務省財務総合研究所『フィナンシャル・レビュー』、September-2001.
- 中澤正彦、大西茂樹、原田泰 (2002), 「財政金融政策の効果」、『フィナンシャル・レビュー』66号、19-42.
- 永幡崇、関根敏隆 (2002), 「設備投資、金融政策、資産価格——個別企業データを用いた実証分析」、『調査統計局ワーキングペーパーシリーズ』.
- 細野薫、杉原茂、三平剛 (2001), 『金融政策の有効性と限界 90年代日本の実証分析』、東洋経済新報社.
- 堀雅博、伊藤靖晃 (2002), 「財政政策か金融政策か：マクロ時系列による素描」、原田泰、岩田規久男編『デフレ不況の実証分析』、東洋経済新報社、41-73.
- 襄谷千風彦 (2003), 『計量経済学, 第2版』、多賀出版.
- 宮尾龍蔵 (2006), 『マクロ金融政策の時系列分析』、日本経済新聞社.
- 山崎福寿・竹田陽介 (1997), 「土地担保の価値と銀行の貸出行動」、浅子和美・大瀧正之編『現代マクロ経済動学』、東京大学出版会、351-375.
- 山本拓 (1988), 『経済の時系列分析』、創文社.
- 吉川洋 (1996), 『金融政策と日本経済』、日本経済新聞社.

**Summary**

The Asymmetric Effects of Monetary Policy on Regional Economies in Japan:  
Evidence from VECM Estimation

Toshiyuki Okoshi

This paper examines how monetary policy has variant impacts on regional economies in Japan. Estimating VECM for the endogenous macro and regional variables, I find that (1) the depth and the duration of monetary policy shock's effects on each prefecture's bank lending and real output varies, and (2) the lower the value of mortgage the larger monetary policy effect regional economy experiences. This empirical evidence indicates the "balance sheet channel" of monetary policy functions well in Japan.

(受付 平成22年11月15日)  
(校了 平成23年1月31日)

