

銀行貸出が景気に与える影響*

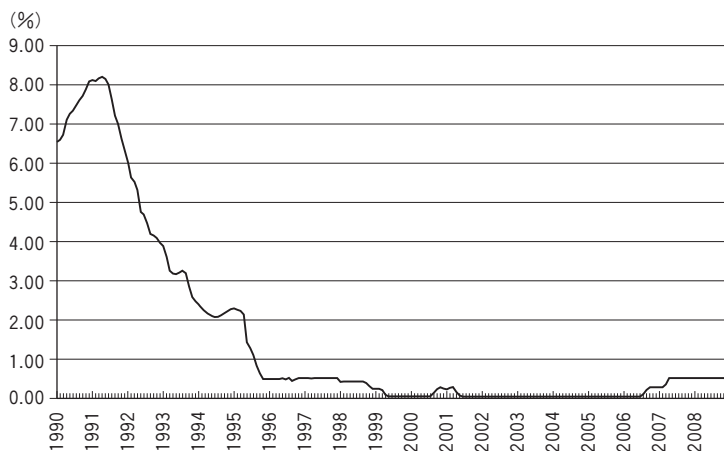
——日本における都道府県別パネル・データを用いた実証分析——

大越 利之

1. はじめに

わが国では1990年代のバブル崩壊以降、継続的に緩和的な金融政策が採用されてきた（図1）。その一方で、銀行貸出は1997年以降減少傾向にある（図2-1）。バブル崩壊以降、緩和的な金融政策が採用されてきたにもかかわらず、「失われた10年」と揶揄されるように景気低迷が長期化した要因として、①企業のバランス・シート悪化による貸出リスクの高まりが銀行貸出を減少させたこと、②不良債権比率の高まりが銀行貸出を減少させたことなどによる、いわゆる「貸し渋り」が金融緩和政策の波及メカニズムを機能不全に陥れたことが指摘されている（渡部、2002など）。しかしながら、これらの期間中拡張的な金融政策がどれほど景気循環に対し効果を発揮したかについては明らかになっていない。1990年代後半以降日本の政策金利はゼロ金利制約下にあり、金融政策の効果を分析する標準的な手法であるVAR分析を採用することは適当でない¹⁾。

図1 コールレートの推移

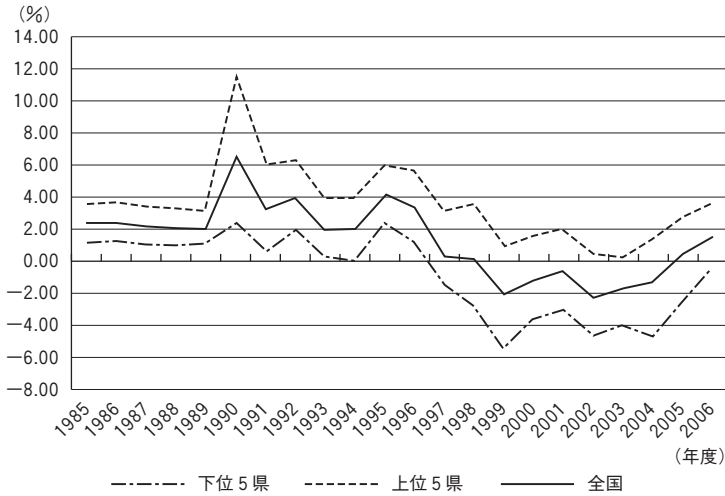


資料：「金融経済統計月報」（日本銀行）

* 本稿の作成にあたり、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。ならびに2008年8月の景気循環日付研究会では参加者の皆様から多数の有益なコメントを頂戴した。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。なお、本研究は廣池学事振興基金「特別研究助成」の支援により実施した研究成果である。

1) 生産、物価、金利の3変数を用い、政策金利のショック（中央銀行の金融政策スタンス）が景気変動や物価に与える影響を定量的に分析する一般的手法。

図 2-1 銀行貸出残高伸び率の推移 (対前年度比)



資料：「金融経済統計月報」（日本銀行）

本研究の目的は、日本における都道府県別のパネル・データを用い、銀行貸出が景気変動に与える影響について分析するとともに、ゼロ金利政策期間中を含む近年の日本経済において、金融政策効果の波及経路としての信用経路が機能する素地があったか否かについて検証することである。都道府県別のパネル・データを用いる利点は、各地域の情報を反映させることができ、さらに時系列データとは異なり1時点の情報豊富であることから、短期間の推定における精度が評価できる。また、日本の地域間の経済変数の差異は非常に大きい（図 2-2～4）。日本経済の実態を知る上で地域の詳細な情報を取り入れることは重要であることから、近年多くの研究で地域データが採用されている²⁾。

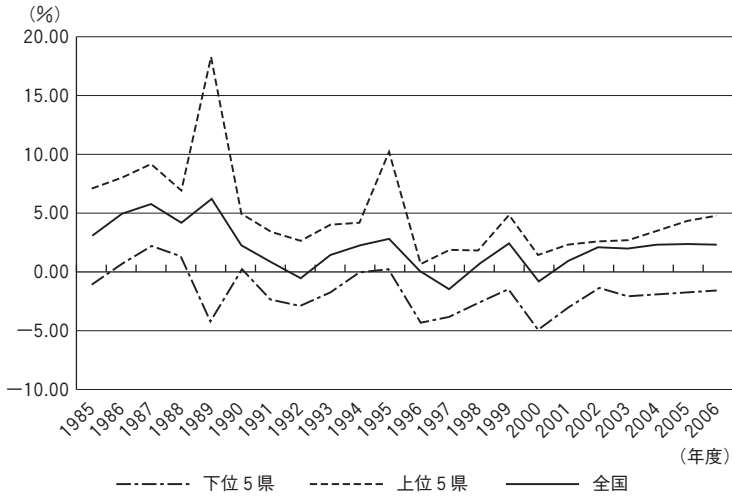
銀行貸出の変動が景気に影響を与えるメカニズムについては、金融政策の信用経路が想定される。信用経路は、「(借入企業の) バランス・シート・チャンネル」と「バンク・レンディング・チャンネル」に分けて考えられる。前者によると、銀行からの借入れ依存度が高く、またエージェンシー・コストが大きい中小企業は信用割当を受け、大企業と比較すると信用経路が強く働く (Bernanke, 1993)。それに対して、後者のバンク・レンディング・チャンネルによれば、貸出資金の調達能力や収益性、健全性の劣る銀行は、金融引締め時や、予期せず預金の減少が起きたとき、貸出資金の調達コストが高くなるため、貸出を縮小せざるを得ず、経済活動に影響を与えることを示している (Kashyap and Stein, 1994)。米国の先行研究である Gertler and Gilchrist (1994) では、中小企業の生産、売上が、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、企業のバランス・シート・チャンネルの妥当性を示している。また、Kashyap and Stein (2000) は、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示している。

本研究では、Driscoll (2004) に従い、貨幣需要関数の推定により得られる貨幣需要ショック

2) 安孫子、吉岡 (2003) では地域別パネル・データを利用し、人口増加率、地価変動が有意に銀行貸出へ影響を与えることを明らかにしている。Fujiki and Mulligan (1996) は都道府県別の年次データにより貨幣需要関数を推計し、貨幣需要の所得弾力性を推定している。

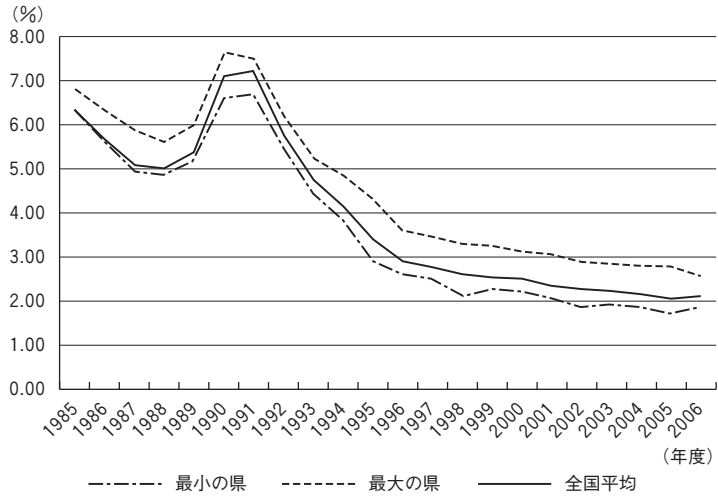
銀行貸出が景気に与える影響

図 2-2 実質 GDP 成長率の推移 (対前年度比)



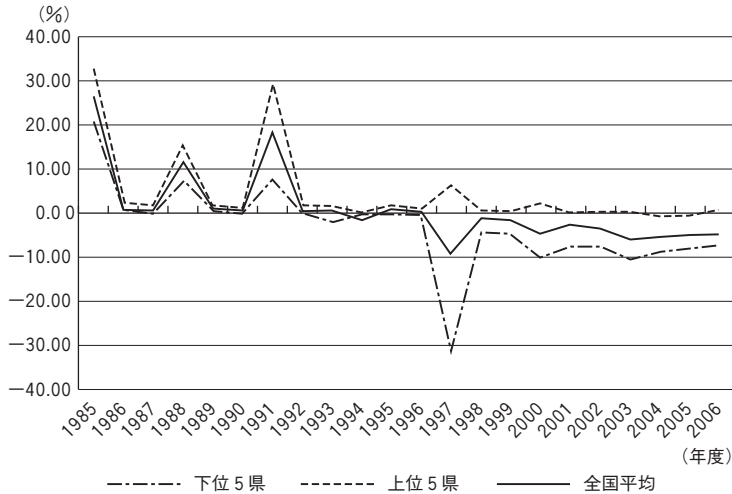
資料：「県民経済計算」(内閣府)

図 2-3 貸出金利の推移



資料：「日経 NEEDS 銀行財務データ」より作成

図 2-4 地価伸び率の推移



資料：「地価公示 住宅地」（国土交通省）

クを操作変数に使用し、生産量を銀行貸出で回帰させ銀行貸出が生産量に影響を与えているのかを分析する。また、上述の通り貸出リスクの高まりによる、いわゆる「貸し渋り」が金融政策効果を打ち消したことを勘案し、担保価値の変動が銀行貸出および、景気循環に与えた影響を定量的に分析する。

本研究の次節以降の構成は、以下の通りである。第2節で、構造マクロ経済モデルを定式化する。第3節では、推定に使用するデータを示す。第4節では定式化された貨幣需要関数を推定し、推定結果を考察する。第5節では銀行貸出が生産量に与えた影響について分析する。最後に、結論を述べる。

2. モデル

本研究で採用するモデルの基礎となるのは、Driscoll (2004) の構造マクロ経済モデルである。米国の各州を固定為替レート下の小国経済 (small open economy) と仮定し、Bernanke and Blinder (1988) の銀行貸出経路を含む総需要モデル (IS-LM モデル) を米国の州別パネル・データを適用した形に発展させ、銀行貸出が総需要に与える影響を分析したものである。

Driscoll に従うと、国内のある地域 i において正の貨幣需要ショックが生じたとき、債券金利は全国で同一であるため、貨幣の需給バランスを調整するためには他地域から地域 i へ貨幣 (預金) が流入することで、地域 i の正の貨幣需要ショックを accommodate することになる。米国の州別データを用いた分析の結果、正の貨幣需要ショックを通じた預金量の増加は、銀行貸出に対し有意に影響を与えることを明らかにしている。「貨幣需要ショックによる預金量の増加が、銀行貸出を増加させる」という経路は、拡張的な金融政策により預金量が増加し、預金の増加が貸出供給を増加させ、さらに金利が下落し、借手の債務支払い費用が低下することにより、一層借り手の資金調達コストが低下することで、投資 (GDP) が増加するという、いわゆる金融政策効果の波及経路である信用経路の必要条件となる。日本の都道府県データを

銀行貸出が景気に与える影響

用い、貨幣需要ショックが銀行貸出に与える影響を分析することにより、信用経路が機能する素地があったか否かを検証することが可能になる。

本研究では Driscoll のモデルを基に、日本の銀行の与信行動として重要と考えられる担保価値をマクロモデルに組み入れて定式化する。

$$m_{it} - p_{it} = \gamma y_{it} - \delta(r_t - r_{it}^d) + \varepsilon_{it} \quad \text{[LM 曲線]} \quad (1)$$

$$y_{it} = -\theta r_t - \alpha \rho_{it} + z_{it} \quad \text{[IS 曲線]} \quad (2)$$

$$l_{it}^s = -\lambda r_t + \mu \rho_{it} + \beta(m_{it} - p_{it}) + \psi g_{it} + w_{it} \quad \text{[貸出供給関数]} \quad (3)$$

$$l_{it}^d = \tau r_t - \chi \rho_{it} + \omega y_{it} + \nu_{it} \quad \text{[借入需要関数]} \quad (4)$$

式(1)は、各地域の貨幣市場の需給均衡式を表す。個人は貨幣を預金もしくは債券の形態で保有する。預金金利 r_{it}^d は各地域で異なり、債券金利 r_t は全国で共通である。これは、すべての地域が同一の金融当局の管理下にあり、債券市場が共通であることを意味する。 m_{it} 、 p_{it} 、 y_{it} はそれぞれ地域 i の t 期における名目貨幣量、物価水準、生産量を、 ε_{it} は地域特有の貨幣需要ショックを表している。

式(2)は財市場の需給均衡式を表す。 z_{it} は地域 i の t 期における総需要ショックであり、政府支出などを外生的に導入している。 ρ_{it} は銀行貸出金利であり、民間消費および民間投資を債券金利と貸出金利の減少関数として示している。

式(3)は銀行の貸出供給関数を表し、 g_{it} は担保価値である。この変数は銀行のエージェンシー・コスト、および貸出先企業のバランス・シート健全性を表す代理変数である³⁾。 w_{it} は金融業の規制緩和などによる貸出供給ショックである。式(4)は銀行からの借入需要関数を表し、 ν_{it} は借入れ需要ショックである。

なお、式(1)–(4)の係数の識別のために、 $\text{corr}(\varepsilon_{it}, z_{it}) = \text{corr}(\varepsilon_{it}, \nu_{it}) = 0$ と仮定する。

貨幣需要ショックによる預金量の増加が銀行貸出を通じて生産量に影響を与える波及経路として、信用経路を想定している。信用経路が働く条件は、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。こうした状況のもとでは、貨幣需要ショックや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ない (Kashyap and Stein, 2000)。しかし、上記モデルでは債券金利 r_t を通じた金融政策のマネー・チャネルの効果を含んでいる。この効果をコントロールするために、本研究では、Driscoll に従い、各期のクロスセクションデータの平均値を式(1)–(4)から差し引く (demean) ことで、マネー・チャネルの効果を排除した方程式、つまり債券金利 r_t を取り除いた方程式を採用する⁴⁾。

$$\tilde{m}_{it} - \tilde{p}_{it} = \gamma \tilde{y}_{it} + \delta \tilde{r}_{it}^d + \tilde{\varepsilon}_{it} \quad \text{[LM曲線]} \quad (5)$$

$$\tilde{y}_{it} = -\alpha \tilde{\rho}_{it} + \tilde{z}_{it} \quad \text{[IS曲線]} \quad (6)$$

$$\tilde{l}_{it}^s = \mu \tilde{\rho}_{it} + \beta(\tilde{m}_{it} - \tilde{p}_{it}) + \psi \tilde{g}_{it} + \tilde{w}_{it} \quad \text{[貸出供給関数]} \quad (7)$$

$$\tilde{l}_{it}^d = -\chi \tilde{\rho}_{it} + \omega \tilde{y}_{it} + \tilde{\nu}_{it} \quad \text{[借入需要関数]} \quad (8)$$

3) Bernanke and Gertler (1989) によると、地価の上昇が借手の純資産を増加させるとき、貸手である銀行のエージェンシー・コストを低下させ貸出が増加する。日本の研究では、山崎・竹田 (1996) や井出・田口 (1999) が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ている。

4) [1] (1)–(4)の各方程式から各年のクロスセクション平均 $\bar{x}_t = x_t - (1/N) \sum_{i=1}^N x_{it}$ を差し引くことにより、債券金利 r_t を取り除いた方程式を得ている。また、パネル推計時に時点間の個別効果を考慮する必要がない。

3. データ

本研究で用いるデータは、①県内総生産、②都道府県別要求払預金、③都道府県別定期性預金、④都道府県別国内銀行貸出金、⑤都道府県別固定資産税評価額（土地分）、⑥都道府県別預金金利の6種類の年次データである。金利以外の変数は対数変換している。

各都道府県の生産量を表わす変数として用いられる、県内総生産は『県民経済計算』（内閣府）より得られる。

都道府県別の要求払預金、定期性預金、銀行貸出金は『金融経済統計月報』（日本銀行）より入手可能である。本研究では貨幣需要関数(5)の被説明変数に、要求払預金を M_1 、要求払預金に定期性預金を加えたものを M_2 として用いる。また、銀行貸出供給関数の被説明変数として、国内銀行貸出金を用いる。これらのデータは、県庁所在地別の消費者物価指数（総合、2000年=100）でデフレートした実質値である。

担保価値の代理変数として使用する都道府県別固定資産税評価額（土地分）は『固定資産の価格等の概要調査 土地 都道府県別表』（総務省）より得られる。

都道府県別預金データについては、『日経 NEEDS 日経金融財務データ』より得られる個別銀行の財務データより作成した⁵⁾。

なお、データのサンプル期間は、1985年度から2006年度までである。

4. 貨幣需要関数の推定

4.1 推定方法

本節では、式(5)の推定により貨幣需要ショックの代理変数となる ε_{it} の系列を作成する。

サンプル期間は1985年度から2006年度までであるが、バブル経済崩壊前後でサンプル期間を分割し推定を行う。バブル崩壊以前の期間を1985年度から1990年度まで、バブル崩壊以降の期間を1991年度から2006年度までとする。

第一に、クロスセクション、時系列に関係なくすべてのデータをプーリングしたうえで、プーリングモデルの推定（Pooled OLS）を行う。これはすべての都道府県が同じ定数項、傾きをもつという制約を課したモデルの推定であり、都道府県の個別の異質性は存在しない。第二に、各都道府県の異質性を考慮して、都道府県別のダミー変数を導入した固定効果モデルの推定を行う。これは、各都道府県でモデルの傾きは同じであるが、定数項が異なると仮定しており、各都道府県で貨幣需要の所得弾力性および利子弾力性は相対的に同じであるが、都道府県ごとに貨幣需要に影響を与える特殊要因があることを意味する。第三に、定数項の相違として観察される各都道府県の異質性がランダムであることを考慮した変量効果モデルを推定する。これは都道府県ごとに貨幣需要に影響を与える特殊要因が観察されるが、それぞれの間に相関関係がないことを意味する。パネル・データを用いることにより、時系列データとは異なり、1時点の情報豊富であることから、自由度が増し推定の精度が上がる反面、誤ったモデルを選択すると一致推定量でなくなる可能性がある。そのためパネル・データを分析する推定法の選択について検定を行う必要がある（北村、2005）。まずプーリングモデル、固定効果モデルのうち望ましいモデルを選択するために、定数項がすべての都道府県を通じて共通であるとい

5) 個別銀行の t 年度の預金利息を t 年度の預金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店数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。

銀行貸出が景気に与える影響

表 1-1 式(5)の推計結果 (被説明変数：M1)

	全 期 間 1985-2006年度	バブル崩壊以前 1985-1990年度	バブル崩壊以降 1991-2006年度
\tilde{y}_it	1.562*** (19.422)	0.455*** (2.756)	0.831*** (10.203)
\tilde{r}_{it}^d	-6.430*** (-6.422)	-6.262*** (-3.728)	-9.399*** (-9.927)

※*、**、***はそれぞれ10%、5%、1%水準で有意。括弧内はt値を表す。以下同様。

表 1-2 式(5)の推計結果 (被説明変数：M2)

	全 期 間 1985-2006年度	バブル崩壊以前 1985-1990年度	バブル崩壊以降 1991-2006年度
\tilde{y}_it	1.301*** (18.005)	0.395*** (3.153)	0.471*** (7.789)
\tilde{r}_{it}^d	2.333*** (2.592)	-2.497*** (-1.961)	3.082*** (4.390)

う帰無仮説のもとF検定を行う。帰無仮説が棄却された場合、固定効果モデルによる推定が受容される。次に、固定効果モデルと変量効果モデルとの間で選択を行うため、各都道府県特有の効果と説明変数が無相関であるとの帰無仮説のもとハウスマン検定を行う。帰無仮説が棄却された場合、固定効果モデルが受容される。

4.2 推定結果

貨幣需要関数(LM曲線)に関するパネル・データ分析の推定結果を観察する。モデル選択の検定を行った結果、式(5)の推定についてはすべてのケースにおいて固定効果モデルによる推定が受容された。表1-1が実質M1(要求払預金)について、表1-2が実質M2(要求払預金+定期性預金)について式(5)を推定した結果である。

非説明変数が実質M1(要求払預金)のケースでは、すべてのサンプル期間において、 \tilde{r}_{it}^d の係数は有意に負であり、符号条件を満たしていない。非説明変数が実質M2(要求払預金+定期性預金)のケースについては、バブル崩壊以前の期間を除き、 \tilde{r}_{it}^d の係数は有意に正であり、符号条件を満たしている。この結果から、預金金利は現金通貨(普通預金)ではなく、M2需要に影響を与えていることが示唆される。また、バブル期において預金金利にかかる係数が符号条件と合致せず、また有意水準も低いことから、資産価格の高騰により、投機的理由による定期性預金を含む預金に対する需要がきわめて小さくなっていった可能性がある。

5. 銀行貸出関数の推定、および銀行貸出が生産量に与える影響

5.1 推定方法

本節では、式(5)の推定より得られた貨幣需要ショックを操作変数に使用し、銀行貸出が生産量に与える影響について検証する。

まず、銀行貸出の生産量へ与える影響を検証するために、式(8)の ρ_{it} を式(6)に代入し、以下

の式を得る。なお、銀行貸出市場は均衡している。

$$\tilde{y}_{it} = \frac{\alpha}{\chi + \omega\alpha} \tilde{l}_{it} - \frac{\alpha}{\chi + \omega\alpha} \tilde{v}_{it} + \frac{\chi}{\chi + \omega\alpha} \tilde{z}_{it} \quad (9)$$

ここで l_{it} は銀行貸出の代理変数であり、係数 $\alpha/(\chi + \omega\beta)$ がゼロでなければ、銀行貸出が生産量に影響を与えていることになる。ここで、式(8)の $\tilde{\rho}_{it}$ および式(8)の $(\tilde{m}_{it} - \tilde{p}_{it})$ を式(7)に代入すると以下の式を得る。

$$\tilde{l}_{it} = \frac{\chi\beta\gamma + \omega\mu}{\chi + \mu} \tilde{y}_{it} + \frac{\chi\beta}{\chi + \mu} \tilde{\varepsilon}_{it} + \frac{\chi\psi}{\chi + \mu} \tilde{g}_{it} + \frac{\beta\delta\chi}{\chi + \mu} \tilde{r}_{it}^d + \frac{\mu}{\chi + \mu} \tilde{v}_{it} + \frac{\chi}{\chi + \mu} \tilde{w}_{it} \quad (10)$$

式(9)を OLS 推計すると $\alpha/(\chi + \omega\alpha)$ にバイアスが生じることがわかる。そのため、 \tilde{l}_{it} と関連し、(9)の誤差項と直行する貨幣需要ショックの代理変数 $\tilde{\varepsilon}_{it}$ および、担保価値の代理変数 \tilde{g}_{it} を操作変数として操作変数推定を行う。

5.2 推定結果

式(9)を推定する前に、「第一段階目の推定」として、銀行貸出を被説明変数とし貨幣需要ショックおよび担保価値に回帰させ、予期しない貨幣需要（預金）および担保価値の変化が銀行貸出に与えた影響について分析する。推定は、プーリングモデル、固定効果モデルおよび変量効果モデルにより行った。分析を行うモデルの選択について検定を行った結果、固定効果モデルによる推定が受容された。

推定は、説明変数に前期の GDP、前期および今期の担保価値、前期のおよび今期の貨幣需要ショックを含むモデルで行う。推計結果は表 2 に示されている。全期間およびバブル崩壊以降について、今期の担保価値の代理変数の係数は有意に正の値を示しており、符号条件と整合している。全期間でみると、今期の担保価値にかかる係数は 0.160 であり、これは都道府県 i の今期の担保価値の変動が全国平均より 1% 大きいときに、今期の貸出量の変動が平均より 0.160% 大きくなることを意味する。この結果により、今期の担保価値の増大が、貸手である

表 2 銀行貸出を被説明変数としたモデル（第二段階目の推定）の推計結果

	全 期 間	バブル崩壊以前	バブル崩壊以降
	1985-2006年度	1985-1990年度	1991-2006年度
\tilde{y}_{it-1}	0.857*** (12.247)	0.129*** (2.676)	0.843*** (10.029)
\tilde{g}_{it}	0.160*** (3.692)	0.052 (0.862)	0.101*** (3.805)
\tilde{g}_{it-1}	-0.029 (-1.000)	0.032 (0.592)	-0.007 (-0.251)
$\tilde{\varepsilon}_{it}$	0.198*** (3.615)	0.117*** (5.447)	0.333*** (3.681)
$\tilde{\varepsilon}_{it-1}$	0.200*** (3.763)	-0.042* (-1.720)	0.325*** (3.449)
F-統計量	57.939***	7.506***	47.198***

※*、**、***はそれぞれ10%、5%、1%水準で有意。括弧内は t 値を表す。

F-統計量に関する帰無仮説は「すべての係数がゼロ」である。

銀行貸出が景気に与える影響

表 3-1 式(9)「第二段階目の推定」の推計結果

Instrument: $\tilde{g}_{it-1}, \tilde{\varepsilon}_{it}, \tilde{\varepsilon}_{it-1}$

	全 期 間 1985-2006年度	バブル崩壊以前 1985-1990年度	バブル崩壊以降 1991-2006年度
\tilde{l}_{it}	0.086*** (10.899)	-0.367*** (-2.059)	0.110*** (12.895)
J-統計量	185.898***	127.705***	174.898***

※*、**、***はそれぞれ10%、5%、1%水準で有意。括弧内はt値を表す。以下同様。
J-統計量に関する帰無仮説は「過剰識別性が満たされる」である。以下同様。

表 3-2 式(9)「第二段階目の推定」の推計結果

Instrument: $\tilde{g}_{it-1}, \tilde{\varepsilon}_{it}, \tilde{\varepsilon}_{it-1}$

	全 期 間 1985-2006年度	バブル崩壊以前 1985-1990年度	バブル崩壊以降 1991-2006年度
\tilde{l}_{it}	0.105*** (13.312)	0.157 (0.879)	0.110*** (12.862)
J-統計量	184.027***	95.571***	175.387***

表 3-3 式(9)「第二段階目の推定」の推計結果

Instrument: $\tilde{g}_{it-1}, \tilde{\varepsilon}_{it}, \tilde{\varepsilon}_{it-1}$

	全 期 間 1985-2006年度	バブル崩壊以前 1985-1990年度	バブル崩壊以降 1991-2006年度
\tilde{y}_{it-1}	0.509*** (24.213)	0.334*** (5.647)	0.577*** (22.189)
\tilde{l}_{it}	0.037*** (3.947)	-0.169 (-0.859)	0.019* (1.784)
J-統計量	86.376***	52.281***	80.209***

表 3-4 式(9)「第二段階目の推定」の推計結果

Instrument: $\tilde{g}_{it-1}, \tilde{\varepsilon}_{it}, \tilde{\varepsilon}_{it-1}$

	全 期 間 1985-2006年度	バブル崩壊以前 1985-1990年度	バブル崩壊以降 1991-2006年度
\tilde{y}_{it-1}	0.513*** (24.441)	0.334*** (5.661)	0.578*** (22.234)
\tilde{l}_{it}	0.036*** (3.980)	-0.146 (-0.753)	0.019* (1.753)
J-統計量	86.747***	55.071***	80.244***

銀行のエージェンシー・コストの低下、および借手企業のバランス・シートの健全化に寄与し、今期の銀行貸出が増加することを示唆している。しかしながら、バブル崩壊以前については、有意性が失われている。特にバブル期において大企業を中心とした銀行離れが、銀行の不十分な審査による与信活動を促していたのかもしれない。今期の貨幣需要ショックの係数はすべて

の期間において、有意に正の値を示している。貨幣需要ショックによる預金（貨幣）の増加が銀行貸出を増加させたことを示しており、金融政策効果の波及経路としての信用経路が機能する素地があったこと示唆している。また、全期間およびバブル崩壊以降について、前期の貨幣需要ショックによる預金の増大が銀行貸出に有意に正の影響を与えることから、予期せぬ預金の増加は継続的に銀行貸出の増加に寄与することがわかる。

次に「第二段階目の推定」として、式(9)を操作変数法により推定する。モデル選択の検定により、固定効果モデルによる推定が受容された。非説明変数は今期のGDPである。なお、説明変数に貸出を採用したケース、また貸出およびGDPを採用したケースの2通りのモデルについてそれぞれ、操作変数として今期の担保価値と貨幣需要ショックを用いるケースと、前期および今期の担保価値と貨幣需要ショックを用いるケースの計4通りの推定を行っている。

第二段階目の推定結果（表3）を考察する。全期間およびバブル崩壊以降の期間において、銀行貸出が生産量に有意に正の影響を与えている。例えば、表3-1の結果に示されているように、バブル崩壊以降は銀行貸出にかかる係数が0.110となっている。つまり、担保価値の増価および貨幣需要ショックによる預金の増加を通じて、貸出供給が増加するとGDPが増加することを意味している。しかしながら、バブル崩壊以前については、有意な結果が得られていない（もしく符号条件と整合しない負の係数を示している）。

6. 結 論

最後に本研究の分析から得られた結果を要約する。わが国では90年代後半以降拡張的な金融政策が採用されてきたにもかかわらず、景気低迷が長期化した。その要因として、いわゆる「貸し渋り」が金融緩和政策の波及メカニズムを機能不全に陥れたことが指摘されている。本研究では、日本における都道府県別データをプールして用い、銀行貸出が生産量に与える影響について定量的に分析することで、超低金利制約下において拡張的な金融政策が実体経済に影響を与える素地があったか否かについて検証することを試みた。

銀行貸出が生産量に与える影響について分析するために、二段階の推定を行った。第一に、貨幣需要関数の推定より得られた貨幣需要ショックおよび担保価値を説明変数とし、銀行貸出を回帰することで、予期しない預金の増大および担保価値の変動が銀行貸出に与える影響を検証した。推定の結果、貨幣需要ショックによる預金の増加は銀行貸出を増加させる効果をもち、また担保価値の増大が銀行貸出に正の影響を与えることを確認した。

第二に、貨幣需要ショックおよび担保価値の代理変数を操作変数に使用し、生産量を銀行貸出で回帰させた結果、預金量および担保価値の変動を通じた銀行貸出の変化が生産量に影響を与えることが分かった。これらの結果と現実の日本経済（図2）を照合すると、次のことが明らかになる。拡張的な金融政策によるベースマネーの増加が銀行貸出の増加および貸出金利の低下に正の効果があったにもかかわらず、担保価値の低下が企業のバランス・シートを悪化させ、また銀行のエージェンシー・コストを上昇させたことで、金融政策の銀行貸出への効果を相殺していた可能性があったことである。本研究の目的である、ゼロ金利制約下における金融政策効果を検証するという点については、流動性効果による「マネー・チャンネル」が機能せず「流動性の罠」に陥っていたとしても、銀行貸出を通じた信用経路が働く余地があることが実証された。

上述のとおり、信用経路は「(借手企業の) バランス・シート・チャンネル」と「バンク・レ

ンディング・チャンネル」に分けられる。本研究が今後取り組む課題としては、後者の波及経路を考慮し、銀行の資金調達能力の変化をモデルに取り組むことである。特に90年代後半以降の不良債権比率の高まりや BIS 規制により、銀行は貸出を圧縮し安全資産の運用を増加させていたことが指摘されている。銀行の脆弱化により貸出が減少すると、企業のバランス・シート・チャンネル自体が閉ざされ、結果として信用経路が有効に機能しなくなる可能性もある。昨今の金融不況により各国の中央銀行が政策金利を超低水準に維持している状況下において、信用経路を通じた金融政策の波及効果について精緻に分析し、明らかにすることは極めて意義深いものである。

(麗澤大学助教)

参考文献

- Bernanke, Ben S. (1988), "Credit in the Macroeconomy," Federal Reserve Bank of New York *Quarterly Review*, 18, 50-70.
- Bernanke, Ben S. and Blinder, Alan S. (1988), "Credit, Money, and Aggregate Demand," *American Economic Review*, 78(2), 435-39.
- 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.
- Driscoll, John C. (2004), "Does bank lending affect output? Evidence from the U.S. states," *Journal of Monetary Economics*, 51, 451-741.
- Hisao, C., Shen, Y. and Fujiki, H. (2005), "Aggregate vs Disaggregate Data Analysis - A Paradox in the Estimation of a Money Demand Function of Japan Under the Low Interest Rate Policy," *Journal of Applied Econometrics*, 20 (5), 579-601.
- 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.
- 安孫子勇一・吉岡孝昭 (2003) 「パネル・データを用いた地域経済と地域金融に関する実証分析」、『大阪大学経済学』第53巻、第2号。
- 岩佐代市 (1999) 「銀行の貸出行動と自己資本比率規制—業態別貸出伸び率の推移と規制効果との関連性」林敏彦・松浦克巳編『金融変革の実証分析』郵政研究所研究叢書。
- 井出多加子・田口輝幸 (1999) 「担保契約による貸出市場と土地市場の相互作用—地銀パネルデータによる均衡分析の統計的検証」『日本経済研究』第38号。
- 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』郵政研究所研究叢書。
- 北村行伸 (2005) 『パネル・データ分析』(岩波新書) 岩波書店。
- 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。
- 渡部和孝 (2002) 「金融政策の機能低下と銀行」『郵政研究所月報』2002年8月号。

Summary

The Effects of Bank Lending to Real Output in Japan:
Evidence from Regional Panel Data

Toshiyuki Okoshi

This paper examines the effects of bank lending to real output using prefecture-level panel data to test the function of “credit channel” as monetary policy’s transmission mechanism. Since prefecture-specific shocks to money demand are automatically accommodated, those lead to changes in bank lending if banks rely on deposits as source of funding. Changes in collateral value, moreover, fluctuate bank lending in Japan where many SMEs, depending on bank borrowing for financing, exist. Using these money demand shocks and value of collateral as instrumental variables, I find out that shocks to money demand and changes in collateral value have statistically significant effects on bank loans, and loans also have effects on real output. The “credit channel” functions even under ultralow interest rate policy.

（受付 平成21年 7月16日）
（校了 平成21年 9月 7日）