

銀行資産の悪化と金融政策との関係

中川竜一*

近畿郵政局特別委託研究報告（2001年10月19日）

目次

1	はじめに	2
2	先行研究	3
2.1	バランスシート概念	4
2.2	（銀行）貸出概念	4
2.3	実証分析	5
3	効果波及経路のメカニズム	6
4	1980年代以降の貸出供給に関する実証分析	7
4.1	データ	8
4.2	因果関係テスト	9
5	マクロデータによる実証分析	12
5.1	データと準備作業	12
5.2	因果関係テスト	13
5.3	期間別の因果関係	15
6	結論	16

*引用する場合は著者の了承を得てください。広島経済大学専任講師。

1 はじめに

最近の金融自由化・国際化の中で、金融政策の有効性の質的变化に関する議論は絶えないところであるが、その有効性についてはある程度共通した認識が生まれつつある。しかし、金融政策がどのようなメカニズムを通じて実体経済に影響を与えているかについては、古くから議論されているにもかかわらず、現在でも何らかの統一的理解は生まれていない。金融政策運営という点から考えると、実体経済と密接かつ安定的な関係をもつ金融指標が明らかでないということは、何をもって政策運営の「コンパス」とすべきかが決まらず、現代の金融政策が依然として重大な問題を抱えていることを意味している。

このような金融政策の効果波及メカニズムに関する代表的な見解に「貨幣概念 (money view)」と「信用概念 (credit view)」があり、どちらの見解が金融政策に当てはまっているかについて、現在、活発な議論が行われている。その簡潔な解説は、古川(1995)、星(1997)、宮川・石原(1997)によって行われている。

「貨幣概念」とは、通常、教科書で説明されているような IS-LM 分析に立脚した金融政策の概念である。IS-LM モデルでは、民間経済主体の支出行動を規定するのは貨幣もしくはそれと 1 対 1 の関係にあるであろう市場利子率と考えられている。したがって、中央銀行は、マネーサプライあるいは市場利子率をコントロールすることによって経済活動を刺激・抑制することが求められる。

他方、「信用概念」とは、民間部門の信用経路 (credit channel) が有する特徴に着目した概念である。すなわち、貨幣概念とは異なり、銀行貸出や債券など、民間経済主体の資金運用・調達手段は代替性の低いものであると考えられる。そのため、ある民間企業にとって、銀行借入が他の調達手段と比較して低コストならば、企業の限界的な投資行動は、単に利子率のみならず、銀行の貸出能力にも規定されることになる。もし後者の影響が大きいならば、中央銀行は、民間部門の信用経路、とりわけ銀行貸出をコントロールすることが求められる。

銀行貸出の重要性は、Roosa(1951)、Gurley and Shaw(1960)らによって以前から指摘されてきたことである。しかし、これまで標準的説明であった IS-LM 分析に対する信頼性の低下、1970 年代以降の「情報の経済学」および金融仲介理論の発達も手伝って、近年、信用概念に関する研究は盛んに行われている。

本稿は、金融政策の有効性に関する二つの見方の中で、注目を集めている信用概念を考察する。その中でも、信用供給手段の代表格である銀行を通じた効果波及メカニズム、いわゆる「貸出概念 (lending view)」について分析し、日本の金融政策はどのようにして銀行の貸出行動に波及していくのかを、銀行の業態別データを用いて実証的に検証する。また、一般的なマクロデータを用いて客観性の高い時系列分析を行い、貨幣概念と貸出概念のマクロ的な有効性を比較検討する¹。

まず第 2 節では、信用概念に関する先行研究をサーベイし、議論の流れ、特徴、問題点を明らかにする。第 3 節では、Bernanke and Blinder(1988) モデルを用いて、波及経路のメカニズムを確認する。第 4 節では、日本における 1980 年代以降の月次データを用いて、金融政策と銀行のバランスシートに関する実証分析をおこなう。第 5 節では、マクロ変数を

¹Bernanke and Gertler(1995) は、「信用経路」をさらに細かく分類している。すなわち、金融引き締めによって借り手企業の実質負債の増加や自己資本の減少が借り入れ能力を低下させる経路を「バランスシート経路 (balance sheet channel)」、預金の減少が銀行の貸出供給を抑制する経路を「貸出経路 (lending channel)」, また金融政策とは独立したショックが銀行資本におよび、銀行の貸出行動を抑制する経路を「信用逼迫 (credit crunch, もしくは capital crunch)」と定義している。

用いて時系列分析を行い、貨幣経路と貸出経路のマクロ的有効性を比較検討する。第 6 節では、全体を総括する。

結論を先に述べておこう。

1. 1980 年代では、銀行の貸出供給がバランスシートの構造や金融政策の影響を受けた徴候は見られず、貸出概念は支持されなかった。逆に、1990 年代では、ほとんどの業態において、貸出概念が支持された。また、金融政策の影響は、銀行のバランスシートが悪化すると、大きくなることが検出された。
2. 日本の金融政策において、貨幣経路の有効性はほとんど支持されなかった。逆に、貸出経路 (lending channel) の有効性は、1980 年代から 90 年代にかけて高まりつつあることが明らかとなった。

2 先行研究

これまでの信用概念および資本市場の不完全性に関するサーベイは、Kashyap and Stein(1994), Bernanke and Gertler(1995), 古川 (1995), 星 (1997) 等によって詳細におこなわれている。

前述したとおり、信用経路を通じた金融政策の効果に関する議論は必ずしも新しいものではない。しかし、それが改めて注目され現在に至ったのは、1980 年代、Sims(1980) を皮切りに、多くの文献で貨幣と生産量の相関関係の低下が指摘されたことが発端である。それによって、貨幣を通じた金融政策の有効性に疑問が投げられ、貨幣に代わる効果波及経路の存在に注目が集まった。また、Bernanke(1983) が、1930 年代のアメリカ大恐慌の異常な長さや深刻さの原因として、従来のマネーサプライの収縮効果に加え、当時多発した銀行倒産による民間銀行部門の貸出能力低下の重要性を実証分析によって明らかにしたことも大きく影響している。その結果、金融政策の効果波及経路として、信用経路、とりわけ銀行貸出を通じた経路が貨幣を通じた経路とは独立したものとして改めて注目されたのである。

その後、Bernanke and Blinder(1988) によって、信用経路に関する体系的な定式化が行われ、現在、アメリカでは、Bernanke and Blinder(1992), Sims(1992), Friedman and Kuttner(1993), Kashyap et al.(1993), Gertler and Gilchrist(1994), Kashyap and Stein(1994) らによって、経済主体に対する各資金調達手段の代替性が検証され、マクロ・ミクロ両面で貸出経路の重要性が確認されている²。

Bernanke and Blinder(1988) は、従来の IS-LM モデルに銀行貸出市場を明示的に導入し、金融政策が、マネーサプライの収縮 (LM 曲線のシフト) のみならず、銀行の貸出能力の低下 (いわゆる CC 曲線のシフト) によって景気循環をコントロールできることを明らかにした。そして、信用概念が成立するための条件として、次の三つの条件が必要であることを指摘している。

- (1) 企業にとって、各資金調達手段は不完全代替であり、負債構造の変化によって投資行動が影響を受ける。
- (2) 銀行にとって、貸出と債券は不完全代替である。
- (3) 硬直的な価格調整メカニズムが存在する。

²もちろん、King(1986), Stock and Watson(1989), Romer and Romer(1990), Konishi et al.(1993) のように、貸出経路よりも貨幣経路を支持する立場も依然として有力である。

(3)は信用概念固有の条件というよりも金融政策そのものの有効性を問うものである。従って、Bernanke and Blinder 以降の信用概念に関する理論・実証分析は、(1), (2)の妥当性を検証することに議論が集中したのである。

Bernanke and Gertler(1995)によれば、信用概念は、バランスシート概念 (balance sheet view) と(銀行)貸出概念に分類される。そこで、それらと関連して、条件(1), (2)の具体的内容を説明しよう。また、第3節では、彼らのモデルの具体的内容を振り返ることしよう。

2.1 バランスシート概念

条件(1)は通常、バランスシート概念といわれる概念であり、それに関する理論・実証分析は、近年の「情報の経済学」の中で盛んに行われている。資金の貸し手は通常、企業状態に関して経営者ほど多くの情報をもたず、常に経営者がモラル・ハザードに陥る危険に直面する。そこで投資家は、デフォルトの際に生ずるコストの期待値、いわゆるエージェンシー・コストを市場利子率に加味して見返りを要求する。したがって、投資家と企業の間で情報の非対称性が大きい場合、企業の資金調達では、内部資金が比較的割安な調達手段となる。また内部資金が多いとき、貸付がデフォルトする可能性も低下するのでエージェンシー・コストが低下する。その結果、企業の負債構造の変化は、情報の非対称性という側面から資金調達の自由度 (financial availability) に影響し、企業の投資行動は影響を受けるのである。

理論的な分析では、Townsend(1979)の最適債務契約理論、Myers and Majluf(1984)の旧株主と新株主の利益相反による企業の株式発行制約、Williamson(1987)の「費用付き状態証明 (Costly State Verification)」, 企業の内部資金に対するショックがマクロ的な景気循環を引き起こすことを示した Bernanke and Gertler(1989)などが挙げられる。また実証分析では、Fazzari et al.(1988)が企業規模別データを、Hoshi et al.(1991)が日本の系列企業と独立系企業のデータを、Hubbard et al.(1995)が企業の収益別データを用いて分析しており、それぞれ投資の内部資金に対する感応度を検証し、情報の非対称性をもたらす各資金調達手段の不完全代替性を考察している。その結果、(1)を満たす実証結果が得られている。

もし条件(1)が成立すれば、金融政策は企業のバランスシートに影響を与えることによって実体経済をコントロールすることができる。このとき金融政策は、マネーサプライを通じた効果(貨幣経路 (money channel))とは独立して、信用を通じた効果(信用経路)をもつのである。

2.2 (銀行)貸出概念

次に、(銀行)貸出概念とは、前述した信用経路の中でも、とりわけ銀行貸出を通じた金融政策の効果波及メカニズム(貸出経路 (lending channel))を重視する概念である。銀行貸出は、企業にとって代表的な資金調達手段であると同時に、外部資金の中で最もコストの低い部類の調達手段である。したがって、条件(1)が成立するとき、その大小は企業の資金調達の自由度に大きな影響を及ぼし、結果として企業の投資行動を大きく左右することになる。

しかし、貸出経路が有効性を保つための最大の問題は、それに加えて金融政策の変更に対して銀行貸出が反応することである。金融引き締め政策の下では市場金利が上昇し銀行預金が減少するが、もし銀行にとって貸出と他の債券等との代替性が高いとき、銀行は金融引き

締めに対して保有債券の売却や債券発行によって預金の減少を相殺することができる。その結果、貸出は影響を受けない。したがって、貸出概念が成立するためには、条件(1) バランスシート概念と同時に、条件(2) 銀行における貸出と債券の不完全代替性が必要なのである。

条件(2)に関連して、銀行にとって貸出がどのような意味を持っているかは、やはり「情報の経済学」の中で多くの分析がおこなわれている。Stiglitz and Weiss(1981)は、借り手に対する情報の不完全性から、貸出金利の引き上げが投資リスクの高い借り手を増やすという、いわゆる「逆選択」の可能性に言及し、貸出市場は金利によって容易に需給調整されない市場であることを明らかにした。また、Diamond(1984)、Williamson(1986)は、銀行のもつ情報生産機能に関する理論的な考察をおこなった。彼らは銀行を、投資家を代表して借り手企業の情報を収集・管理し、その対価として貸出収益を獲得する存在と捉えた。その結果、銀行貸出は借り手企業に対する情報生産と密接に結びつき、情報収集を比較的必要としない市場性資産との違いを明らかにしたのである。

2.3 実証分析

信用概念に関する実証分析は、前述した Bernanke(1983)、Bernanke and Blinder(1988)以降枚挙にいとまがないが、それらはこのような企業および銀行部門における銀行貸出と他の資金運用・調達手段の不完全代替性を検証し、金融政策から実体経済への影響が信用経路からも説明できるかどうかを確認したものであるといえよう。

しかし、これまでの信用概念に関する実証分析では、金融政策から銀行貸出への効果波及経路が議論の対象になることは非常に稀であったように思われる。金融政策と貸出の関係は、貸出経路の「上流部分」にあたるが、これまでの貸出経路に関する理論・実証分析は、「下流部分」、すなわち実体経済に対する銀行貸出の説明力を検証することに重点が置かれ、バランスシート経路を検証したものであったといえよう。

たとえば、Bernanke and Blinder(1992)は、フェデラル・ファンド・レートから貸出、預金、失業率等に対するインパルス応答関数を推定しているが、貸出と失業率との関係には注目するものの、FFレートと貸出との関係にはあまり言及していない。Romer and Romer(1990)も、貸出の外生的変化を識別するため、金融政策の転換期(“Romer dates”)に注目するが、貸出から実体経済への説明力を検証することを目的としており、Bernanke and Blinderと同様のことが指摘できる。そのほか、貸出概念に関する代表的な文献として、企業の資金調達に占める銀行借入の割合、いわゆる“MIX変数”を定義して貸出概念の有効性を識別しようとした Kashyap et al.(1993)、企業規模別の“MIX変数”を定義し“Romer dates”以降のそれぞれの変化を検証した Gertler and Gilchrist(1994)も、企業の資金調達に与える銀行貸出の効果を検証したものでいよう。

日本では、貸出概念についてマクロデータを用いて実証分析を行ったものには、Ueda(1993)、黒木(1993)、細野(1995)、宮川・石原(1997)等があるが、どれも実体経済変数に対する各金融変数の因果関係テストに偏っている。

したがって、国内外を問わず、貸出経路の上流部分についての理論・実証分析を中心テーマとしたものは、Kashyap and Stein(1994,1995)、Stein(1995)、Peek and Rosengren(1995)くらいであろう。国内では、唯一、細野(2001)は、金融政策のスタンスが銀行のバランスシートに及ぼす過程についてパネル分析を行い、過去20年のデータから両者の関係が有意に検出されることを実証している。

また、日本における金融政策の効果波及経路の有効性の分析は、純粋にマクロ的な分析はそれほど盛んではない。マクロ的には貸出の有効性をあまり支持していないというのが現状である。たとえば、岩淵(1990)、細野(1995)、宮川(1997)、宮川・石原(1997)は、変数間の因果関係を時系列分析の手法を用いて検証し、実体経済に対する貸出の影響が貨幣の影響に劣ると結論している。黒木(1993)は、Kashyap et al.(1993)の手法を用いて、金融政策に対する銀行の貸出供給関数のシフトを検証し、シフトが確認されるのは中小企業向け貸出のみであり、マクロ的には認められないと結論している。また本多ほか(1995)は、90年代前半の銀行貸出の減少について検証し、BIS規制や不良債権の影響は小さく、実体経済へのインパクトも限界的であったと結論している。

例外的に、日本における貸出経路のマクロ的有効性を強調する文献は、Ueda(1993)、畠田(1997)、小川(2000)に限られている³。

そこで、第4節では、企業の投資行動が負債構造によって規定されるという、バランスシート概念を銀行部門に適用し、銀行の貸出行動に対する金融政策の影響を実証的に検証する。また、その影響が銀行の負債面の状態によってどのように変化するかを明らかにする。次に、第5節では、一般的なマクロデータを用いた時系列分析によってグランジャー検定を行い、金融政策とマクロ変数との因果関係を検証する。そして、日本における貨幣経路と貸出経路の相対的な重要性を比較検討する。

3 効果波及経路のメカニズム

ここでは、Bernanke and Blinder(1988)モデルによって、金融政策の効果波及経路のメカニズムを理論的に明らかにする。ただし、Bernanke and Blinderと同様に、議論を貨幣経路と貸出経路に限定し、その他の波及経路を捨象する。

Bernanke and Blinderによって示された、IS-LMモデルに貸出市場を導入した4市場の一般均衡モデルは以下のようにまとめられる。

$$\begin{array}{ll} \text{銀行のバランスシート} & R + B + L^s = D^s, \end{array} \quad (1)$$

$$\begin{array}{ll} \text{貸出市場 供給} & L^s = \lambda(\rho^+, i^-)(D^s - R), \end{array} \quad (2)$$

$$\begin{array}{ll} \text{需要} & L^d = L(\rho^-, i^+, Y^+), \end{array} \quad (3)$$

$$\begin{array}{ll} \text{貨幣市場 供給} & D^s = R/\tau, \end{array} \quad (4)$$

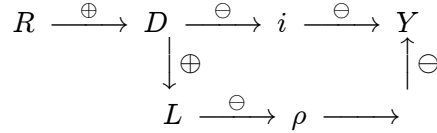
$$\begin{array}{ll} \text{需要} & D^d = D(i^-, Y^+), \end{array} \quad (5)$$

$$\begin{array}{ll} \text{財市場 均衡} & Y = Y(i^-, \rho^-). \end{array} \quad (6)$$

もちろん、債券市場は非独立である。(1)は銀行のバランスシートであり、準備 R 、債券 B 、貸出 L^s 、預金 D^s である。中央銀行は R をコントロールする。(2)は銀行の貸出供給 L^s であり、預金から準備を除いた資金 $D^s - R$ と貸出利子率 ρ 、債券利子率 i の関数 λ によって決定される。(3)は非銀行部門の借入需要 L^d であり、二つの利子率と生産量 Y によって決定される。(4)は貨幣供給 D^s であり、 R を必要準備率 τ で割って求められる。ここでは、預

³また、これまでの実証分析には、いくつかの問題点が内在する。たとえば、時系列分析の手法が客観的かつ教科書的に行われていないこと、分析が部分的であること、分析結果に誤解が生じていること、などが挙げられる。その結果、マクロ的な実証分析は、しばしば相反する結論を導くという奇妙な状態になっている。詳細は、中川(2001)を参照せよ。

図 1: 二つの効果波及経路



金引き出しと超過準備を捨象している⁴。(5)は貨幣需要 D^d であり、 i と Y によって決定される。最後に(6)はIS曲線(財市場の均衡)である。ただし、 Y は債券利率のみならず貸出利率にも依存しており、実体経済に対する銀行貸出の影響がここで仮定されている。右肩の符号は、各変数の微分係数の符号を意味する。

そこで(1),(2),(3),(4),(5)を整理すると、 ρ の関数 $\rho = \phi(i^+, Y^+, R^-)$ が得られる。これをIS曲線(6)に代入すると

$$Y = Y(i^-, \phi^-(i^+, Y^+, R^-)). \quad (7)$$

(7)が有名な「CC曲線」であり、LM曲線((4),(5)の均衡)との交点において一般均衡が成立する。CC曲線が従来のIS曲線と異なる点は、右辺に準備 R が現れ、金融政策が貨幣市場のみならず、貸出市場を通じて生産量に波及することである。これが貸出経路である。

以上を図示すると、金融政策から実体経済に及ぶ過程は、図1のように二つの経路として表される⁵。符号は変数間の関係であり、上の矢印の経路が貨幣経路、下が貸出経路を表している。たとえば、中央銀行が R を供給して D を引き上げると、一方では債券利率 i の低下を通じて(貨幣経路)、他方では貸出 L の増加(および利率 ρ の低下)を通じて生産活動を刺激する(貸出経路)。

このとき、もし、経済が「流動性の罠」((5)で $D_i \rightarrow -\infty$ の場合)に陥っていれば、貨幣経路は機能せず、貨幣は生産量に直接作用しない。他方、もし、生産活動が銀行借入に依存しない((6)で $Y_\rho \rightarrow 0$)、あるいは銀行貸出が金融政策に依存しない((2)で $\lambda = 0$) ならば、貸出経路は機能せず、銀行貸出は生産量に作用しない。これは、第2節で解説した信用経路の条件(1),(2)に相当する。

したがって、本稿で検証しようとするのは $\lambda = 0$ が成立するかどうかという点であり、これを国内銀行の各業態のバランスシートを使って検証するわけである。また、貨幣経路の条件と貸出経路の条件が、相対的に日本のマクロ経済にどれほど当てはまるかを、マクロデータを使った時系列分析で明らかにするわけである。

4 1980年代以降の貸出供給に関する実証分析

本節では、国内の民間銀行の貸出行動と金融政策の影響を実証的に分析し、金融政策の貸出経路の「上流部分」の有効性を検証する。

⁴Bernanke and Blinder は超過準備を仮定したが、議論を複雑にするだけなので捨象した。もちろん、結論に影響しない。

⁵もちろん、図1は現実の経済すべてを表していない。各経済変数は、当然、モデルでは同時決定である。しかし、ここでは、金融政策の波及経路を簡潔に説明することに重点を置き、必要最小限の関係のみを表記した。よって、図1の矢印は、一方向的な因果関係しか存在しないことを意味するものではない。

表 1: データの内容

出典	『金融経済統計月報』（日本銀行）
銀行勘定	都市銀行，長期信用銀行，地方銀行，第二地方銀行
標本期間	1980年1月～2000年12月
変数	
貸出比率	貸出金/その他資産*100
預金比率	(預金+CD)/その他負債*100
資本比率	資本/預金，CDを除く負債*100
金融政策変数	有担保翌日物コールレート

注：長期信用銀行の標本期間は2000年9月まで，また預金比率の分子に債券（主に金融債）を含む。

4.1 データ

利用するデータの内容については，表 1 にまとめて示してある．データはすべて日本銀行『金融経済統計月報』に依拠しており，すべて原データかつ月次データである．銀行勘定としては，都市銀行，長期信用銀行，地方銀行，第二地方銀行を分析対象とし，全体的なメカニズムおよび部門別・規模別の検証に利用する⁶．標本期間は1980年1月～2000年12月であり，金融自由化が本格的に始まった時期から現在までの期間を対象とした⁷．

次に，各変数について説明する．まず，各業態の貸出供給を表す変数として，貸出のその他資産に対する比率（貸出比率）を採用し，推定式の被説明変数とする．これは，Kashyap et al.(1993)で考案された“MIX変数”を参考にしたものである．Kashyap et al.は，貸出量が企業の借入需要と銀行の貸出供給を同時に反映し，貸出供給を識別する変数として適当ではないとした．そして，企業の資金調達における銀行借入の割合（MIX）が銀行の貸出供給を反映すると想定し，貸出供給の代理変数として採用した．そこで，本稿は，銀行の貸出比率もまた貸出供給の代理変数になりうると想定した．

次に，貸出比率に影響する変数として，負債構造の変化を表す変数，預金・CDのその他負債に対する比率（預金比率）と資本の預金・CD以外の負債に対する比率（資本比率）を採用する．ただし，長期信用銀行のみ，預金比率の分子に負債（主に金融債）を含めることにする．預金・CD（および金融債）は，預金保険制度によって元本が保証されているため，調達において信用制約に直面することはない．したがって，預金比率が高いほど，銀行は貸出供給を引き上げると予想される．資本比率もまた同様である⁸．

最後に，金融政策スタンスを表す変数として，有担保翌日物コールレートを採用する．

⁶信託銀行勘定を採用しなかったのは，1993年10月でデータの連続性が途切れるためである．

⁷ただし，長期信用銀行のみ，2000年10月以降のデータを入手することができなかった．しかし，分析には影響しない範囲と考えた．

⁸追加的な分析として，貸出，預金，資本それぞれの総資産に対する比率を使って，同様の分析を行った．しかし，本稿で示す結果とほとんど同じであった．

4.2 因果関係テスト

では、各変数間の因果関係について検定をおこない、日本の金融政策に対して貸出概念が当てはまるかどうかを検証しよう。もし預金比率、資本比率、コールレートから貸出比率への因果関係が確認されれば、銀行貸出はバランスシートの変化や金融政策によって規定され、貸出経路の上流部分の有効性が支持される。

前述した変数より、以下のような多変量自己回帰モデルを推定する。確定的要素として、定数項、季節ダミーを含める。

$$\begin{aligned} \text{貸出比率}_t = & \text{定数項} + \text{季節ダミー} + \sum_{i=1}^n \alpha_i \text{貸出比率}_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^n \beta_i \text{預金比率}_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \text{資本比率}_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_i \text{コールレート}_{t-i}. \quad (8) \end{aligned}$$

それぞれの係数中の符号は、以下のように予想される。

$$\sum_{i=1}^n \beta_i > 0, \quad \sum_{i=1}^n \gamma_i > 0, \quad \sum_{i=1}^n \delta_i < 0.$$

ただし、(8)は誘導型なので、銀行の自己資本の状態によって金融政策が貸出供給に与える効果がどのように変化するかを検証することができない。そこで、(8)から資本比率を除いた推定式も推定し、 $\sum_{i=1}^n \delta_i$ の推定値の変化から金融政策の効果の変化を分析する。

VARモデルの最適ラグ数はAICに基づいて決定すべきだが、標本が少なくAICが有効に機能しない。そこで、ここでは便宜的に12期を最適ラグ数とし1年間のラグを網羅することにした。

標本期間は、年代、金融政策スタンスの面から、表2: 1980年1月～1989年12月、表3: 1990年1月～2000年12月、表4: 1980年8月～1989年4月(80年代の金融緩和期)、表5: 1991年7月～2000年12月(90年代の金融緩和期)を選択した。そして、各説明変数の係数中の有意性を検定することによって、各業態の特徴、年代ごとの変化、金融政策スタンスの違いによる金融政策と貸出供給の関係の変化を検証した。

まず、すべての説明変数を含めた推定において、次のような特徴が見られた。第一に、1980年代および当時の金融緩和期では、銀行の負債構造およびコールレートと貸出供給との間に明確な関係が見られなかった。表2と表4に共通した結果は、都市銀行における預金比率、第二地銀におけるコールレートが有意だった点のみで、その他は、部分的に有意か、予想される符号条件を満たさなかった。したがって、1980年代では、貸出経路の「上流部分」の有効性を示す結果は得られなかった。また、金融政策の影響も見られなかった。

第二に、1990年代および当時の金融緩和期では、どちらも80年代と大きく異なる結果が得られた。すなわち、都市銀行を除くすべての業態において、資本比率およびコールレートが高い有意性を示した。また、各業態の係数中の推定値を比較すると、資本比率では、長銀、地銀、第二地銀の順に大きく、逆に、コールレートでは、第二地銀、地銀、長銀の順に大きかった⁹。したがって、1990年代では、「信用逼迫 (capital crunch)」⁹、すなわち、銀行部門の資本損失が貸出供給を大きく引き締める徴候が見られた。また、金融政策は貸出供給に作用し、貸出経路の徴候も見られた。

⁹都市銀行では、正の有意な係数推定値が見られた。

表 2: 貸出供給の反応 (80 年代)

	預金比率	資本比率	コールレート	R ²	D.W.	標本数
都市銀行	0.07		0.05	0.95	2.01	108
	(0.03)		(0.88)			
	0.06	-1.04	0.98	0.95	1.97	108
	(0.09)	(0.06)	(0.11)			
長期信用銀行	-0.05		1.89	0.72	2.01	108
	(0.01)		(0.00)			
	-0.02	-0.36	1.66	0.72	2.11	108
	(0.33)	(0.10)	(0.03)			
地方銀行	0.00		-0.48	0.88	1.97	108
	(0.67)		(0.57)			
	0.02	-0.17	-0.76	0.90	1.90	108
	(0.25)	(0.26)	(0.43)			
第二地方銀行	-0.02		-0.69	0.87	2.02	108
	(0.06)		(0.28)			
	-0.07	0.55	-2.72	0.89	1.95	108
	(0.01)	(0.15)	(0.04)			

注：各値は、係数和の推定値。括弧内は p 値。ラグ:12。確定的要素として、定数項、季節ダミーを含む。預金比率の分子は預金、CD を含む。ただし、長期信用銀行の場合、金融債も含む。他に、各変数の総資産比率をとって同様の推定を行ったが、結果にほとんど変化がなかった。

表 3: 貸出供給の反応 (90 年代)

	預金比率	資本比率	コールレート	R ²	D.W.	標本数
都市銀行	-0.06		0.79	0.94	2.05	120
	(0.03)		(0.00)			
	-0.12	0.60	0.93	0.94	2.09	120
	(0.01)	(0.15)	(0.00)			
長期信用銀行	0.06		-0.33	0.84	1.98	117
	(0.00)		(0.44)			
	0.00	2.92	-0.67	0.87	1.99	117
	(0.91)	(0.04)	(0.13)			
地方銀行	-0.01		-1.84	0.93	1.85	120
	(0.09)		(0.09)			
	-0.08	1.27	-2.45	0.95	1.80	120
	(0.00)	(0.00)	(0.01)			
第二地方銀行	-0.00		-2.26	0.92	1.98	120
	(0.99)		(0.00)			
	-0.01	0.53	-3.40	0.92	1.71	120
	(0.41)	(0.04)	(0.00)			

注：表 2 と同様。

都市銀行のみ、このような傾向が見られなかったのは、他行に比べて、経営状態が比較的健全で知名度も高いため、資金調達に伴うコストが低く、常に多様な資金調達手段をもっていたためであろう。それによって、資金調達面での変化を相殺し、貸出供給の引き締めを回避できたのではないかとと思われる。

第三に、貸出経路の徴候が 90 年代において現れたのは、銀行の資本損失が原因であったと考えられる。表 3、表 5 において、説明変数から資本比率を除いた推定と含めた推定を比較しよう。双方の推定におけるコールレートの係数推定値を比較すると、すべての業態において、資本比率を含めた方が係数の絶対値および有意性が上昇した。これは、資本比率の水準によって金融政策の影響が変化することを暗示している。したがって、90 年代の資本損失によって、銀行の貸出供給は、金融政策の影響を受けやすくなったのではないかと考えられる。

第四に、金融政策の効果の非対称性にも言及しよう。表 3、表 5 のコールレートの係数推

表 4: 貸出供給の反応 (80年8月~89年4月)

	預金比率	資本比率	コールレート	R ²	D.W.	標本数
都市銀行	0.09		-0.22	0.95	2.02	93
	(0.63)		(0.75)			
長期信用銀行	0.14	-1.14	0.34	0.94	1.95	93
	(0.02)	(0.06)	(0.71)			
地方銀行	-0.06		2.59	0.35	2.01	93
	(0.00)		(0.00)			
第二地方銀行	-0.04	-0.35	2.16	0.39	2.04	93
	(0.13)	(0.13)	(0.00)			
都市銀行	-0.03		1.74	0.88	2.14	93
	(0.13)		(0.14)			
地方銀行	-0.02	0.09	1.20	0.88	2.12	93
	(0.46)	(0.70)	(0.43)			
第二地方銀行	-0.04		-1.43	0.88	2.04	93
	(0.11)		(0.19)			
都市銀行	-0.11	1.10	-5.15	0.90	2.02	93
	(0.01)	(0.02)	(0.01)			

注: 表 2 と同様.

表 5: 貸出供給の反応 (91年7月~2000年12月)

	預金比率	資本比率	コールレート	R ²	D.W.	標本数
都市銀行	-0.06		1.41	0.95	2.02	102
	(0.15)		(0.16)			
長期信用銀行	-0.09	0.42	4.06	0.95	2.11	102
	(0.13)	(0.31)	(0.00)			
地方銀行	0.07		-1.24	0.84	1.98	99
	(0.00)		(0.29)			
第二地方銀行	-0.02	4.37	-2.26	0.87	2.10	99
	(0.77)	(0.01)	(0.04)			
都市銀行	-0.00		-1.33	0.87	1.92	102
	(0.39)		(0.36)			
地方銀行	-0.09	1.40	-3.05	0.90	1.78	102
	(0.00)	(0.01)	(0.03)			
第二地方銀行	0.01		-1.20	0.87	1.96	102
	(0.54)		(0.32)			
都市銀行	-0.03	0.76	-3.75	0.87	1.67	102
	(0.20)	(0.01)	(0.01)			

注: 表 2 と同様.

定値を比較すると、後者の絶対値が大きい。これは、後者が金融緩和期のみを対象としたことによるものと考えられる。細野(2001)が指摘するように、引き締め期と緩和期では、金融政策が銀行貸出に与える影響が異なると予想される。すなわち、資本比率の高い銀行ほど、貸出供給を、引き締め期ではあまり抑制しないが、緩和期では大きく増やす。また、資本費率が低い銀行は、逆の動きとなる。よって、本稿の分析で、金融緩和期のみを対象にしたときにコールレートの係数が大きくなるのは、資本比率の水準によって銀行の反応に非対称性が生じることを示すものではないかと考えられる。これもまた、銀行の貸出行動において、貸出経路が有効であったことを示唆するものであろう。

時代別、政策スタンス別に異なる結果が得られた理由は、金融自由化の進展によって銀行のバランスシート調整が敏感に反応するようになったこと、平成不況による信用不安から、銀行の資金調達においてバランスシートの健全性が重視されるようになったこと、などが考えられる。したがって、日本における貸出経路のマクロ的な有効性は、90年代に入って向上したのではないかと考えられる。

表 6: 単位根検定

標本期間: 1977年3月~1999年12月

変数	PP 検定		KPSS 検定		
	単位根検定	重根検定	単位根検定	重根検定	重根検定 (ブレイク付)
r	-9.77(6)	-258.33(6)***	0.34(6)***	0.08(6)	0.04(6)
Y	-9.39(18)	-342.22(17)***	0.32(18)***	0.36(17)*	0.03(17)
P	-3.59(14)	-332.80(10)***	0.36(14)***	1.28(10)***	0.43(10)*
M	-0.49(17)	-481.85(16)***	0.39(17)***	1.14(16)***	0.07(16)
L (全銀のみ)	-2.47(17)	-631.92(16)***	0.39(17)***	1.35(16)***	0.30(16)
L (中小含む)	-2.26(17)	-634.55(16)***	0.40(17)***	1.34(16)***	0.23(16)

注: ***, **, *は有意水準 1%, 5%, 10%における帰無仮説の棄却を示す。単位根検定には定数項, トレンド項, 季節ダミーを, 重根検定には定数項, 季節ダミーを導入。ブレイク付き重根検定には, 加えて 90 年以降のダミー変数を導入。括弧の数はラグであり, 予備的に行った ADF 検定 (augmented Dickey and Fuller(1979) test) において AIC が支持したものを採用。PP 検定に関する臨界値は Mackinnon(1994) を参照。

5 マクロデータによる実証分析

本節では, 1970年代末から90年代の日本のマクロデータを用いて VAR を推定し, グランジャー検定およびインパルス応答関数から金融政策の効果波及経路を検証する。モデルの最適ラグは AIC によって決定する。

5.1 データと準備作業

データは『金融経済統計月報』より採用した。期種は月次であり, 遡及可能な 1977年3月から直近の 99年12月までを対象とした。实体经济を表す変数には鉱工業生産指数 Y と消費者物価指数 (全国, 総合) P , 金融政策の代理変数 r には有担保翌日物コールレート, 貨幣経路を表す変数 M には M2+CD, 貸出経路の変数 L には全国銀行貸出残高を採用し, できるだけ先行研究と同じデータにした。ただし, 貸出 L には, 全銀残高に中小企業金融機関貸出残高を加えた額も採用した¹⁰。先行研究では, このような合計額は採用されていない。しかし, 貸出経路の有効性は中小金融機関の貸出に顕著であると考え, 採用した。最後に, コールレート以外の変数を対数変換して 100 倍した。

次に, 単位根検定によって定常性を確認した。ここでは, 非定常性を帰無仮説とする PP 検定 (Phillips and Perron(1988) test), 定常性を帰無仮説とする KPSS 検定 (Kwiatkowski et al.(1992) test) を行った。検定の最適ラグは, 最長ラグ 24 から AIC によって決定した。また確定的要素には, 定数項, トレンド項, 季節ダミーを含めた。

その結果は表 6 であり, 括弧の数字はラグ数である。すべての変数が, PP 検定では非定常性を棄却せず, KPSS 検定では定常性を棄却した。次に重根検定も行った。PP 検定ではすべて 1%水準で棄却された。他方, KPSS 検定では, P, M, L (両方) が 1%水準で棄却され PP 検定と対立した。しかし, 1980年代末のバブル崩壊の影響を考慮し, 90年以降のダミーを導入して再検定すると, 有意性は大幅に低下した。したがって, すべての変数が 1 次の中過程に従うと判断する。

¹⁰ここで「中小企業金融機関」とは, 信用金庫, 全国信用金庫連合会, 信用組合, 全国信用協同組合連合会, 労働金庫, 労働金庫連合会, 商工組合中央金庫を指す。1998年12月現在, 全銀と中小機関の貸出残高はそれぞれ 488兆円, 114兆円であった。

表 7: グランジャー検定

結果変数	原因変数				
	r	Y	P	M	L
r	*****	.28—.30	.16—.04	.10—.27	.33—.67
Y	.68—.35	*****	.68—.24	.98—.95	.12—.00
P	.45—.23	.00—.00	*****	.18—.28	.03—.04
M	.16—.12	.15—.11	.51—.38	*****	.01—.00
L	.88—.23	.00—.00	.30—.15	.00—.00	*****

注: 数値は p 値を表す。ただし、原因変数と結果変数が同じときは*****で省略する。VAR モデルの最適ラグは 13。定数項、トレンド項、季節ダミーを導入した。各欄の結果は、左側が全国銀行貸出残高のみ、右側が中小企業金融機関貸出残高を加えた額を採用したときのものである。

以上より、次節では、Toda and Yamamoto(1995)に従って、データの原数値から直接的にグランジャー検定を行う¹¹。インパルス応答関数は、上のグランジャー検定で推定された VAR から直接推定する。VAR の最適ラグは、単位根検定表 6 の最適ラグの最長が 18 だったので、最長ラグ 18 の中で AIC より決定する。また、確定的要素には、定数項、トレンド項、季節ダミーを導入する。そして、インパルス応答関数は、政策変数 r を先頭に置いて推定する。

5.2 因果関係テスト

最初に、5 変数 VAR を推定してグランジャー検定をおこない、貨幣経路と貸出経路の相対的重要性を検証する。また、貸出の定義を代えた場合の結果を比較し、貸出経路の特徴を探る。最適ラグは 13 であった。

表 7 はグランジャー検定の結果である。数値は p 値であり、列変数から行変数への因果関係の有意性を表している。また、二つの貸出残高を用いた場合を併記した。第一に、 $M \rightarrow Y$ の有意性が非常に低い。また、 $Y \rightarrow M$ の有意性も低い。よって、グランジャー検定では、貨幣経路を支持するような因果関係が全く見られなかった。

第二に、重要な結果として、 $M \rightarrow L \rightarrow Y$ の有意性が高く、貨幣が貸出を通じて生産量に影響する徴候が見られた。さらに、 $r \rightarrow M$ も 12%水準で有意であった。したがって、一つの波及経路として $r \rightarrow M \rightarrow L \rightarrow Y$ という関係が認められた。また、貸出の定義を代えて分析すると、 $L \rightarrow Y$ において大きな違いが見られた。すなわち、全銀残高のみでは 12%水準の有意性だったが、中小残高を加えると 1%水準に跳ね上がった。

これらは、金融政策の変更が貨幣、貸出を経て実体経済に波及する可能性を示しており、第 3 節図 1 の貸出経路の条件を支持する端的な結果といえる。また、貸出経路がとりわけ中小企業金融機関において強かったのではないかと予想され、マイクロデータを用いた黒木(1993)らの研究とも整合的な結果となっている。

¹¹Toda and Yamamoto の方法は以下の通り。まず、AIC 等を用いて原数値から推定された VAR の最適ラグを決定。次に、各変数の中で最高の和分次数だけラグを増やして VAR を再推定。最後に、増やしたラグの係数を無視して、最適ラグの係数のみについてグランジャー検定を行う。

図 2: L を含む 5 変数のインパルス応答関数

(1) 中小金融機関貸出を除いた場合

(2) 中小金融機関貸出を含めた場合

その他、 $Y \rightarrow L \rightarrow M$ が有意であり、実体経済から貨幣への影響も貸出を経由する傾向が見られた。 $P \rightarrow r$ も強く、物価を重視した金融政策の可能性も観察された。

次に、金融政策 r の 1 標準偏差ショックに対する各変数のインパルス応答関数を推定し、各変数の反応の方向・大きさを確認した。結果は図 2(1), (2) である。破線は 95% の信頼区間で、500 回のモンテカルロ・シミュレーションによって推定した。

応答関数の有意性は多少低いだが、どちらの結果も M, Y が半年ほどのずれを伴いながら減少している。とりわけ、 Y は約 2 年後に大きく減少した。他方、 L もまた M, Y に連動した。 L は始めの半年から 2 年後まで大きく減少し、 Y はそれに半年から 1 年遅れて減少を開始した。さらに、貸出の定義を代えた結果は特徴的である。(1) 全銀残高のみの場合、 L, Y の減少は小さく、有意性が極めて低かった。しかし、(2) 中小金融機関残高を含めると、それぞれ減少幅が拡大し、有意水準 5% に達した。

よって、 M, L, Y の時間的な連動関係を見ると、 $r \rightarrow M \rightarrow L \rightarrow Y$ という因果関係が予想され、インパルス応答関数もまた貸出経路に必要な条件を満たしていた。また、二つの貸出残高の結果を比較すると、貸出経路は、全銀ベースでは弱いだが、中小機関ベースでは極めて強く、総じてマクロ的な影響力をもっていたのではないかと予想された。

以上、分析結果をまとめると、相対的に貨幣経路よりも貸出経路に整合的な結果が得られた。グランジャー検定では、貨幣と生産量の直接的な関係は見られず、両者は貸出を通じて間接的に関わっていた。また、インパルス応答関数では、三つの変数が連動しており、貸出

表 8: 期間別のグランジャー検定
1977年3月～1989年12月

結果変数	原因変数			
	<i>r</i>	<i>Y</i>	<i>M</i>	<i>L</i>
<i>r</i>	*****	.35—.11—.27—.19	.70—.08—.30—.53	.60—.05—.41—.13
<i>Y</i>	.40—.06—.05—.37	*****	.34—.29—.94—.89	.84—.20—.24—.35
<i>M</i>	.05—.03—.00—.02	.01—.02—.17—.46	*****	.26—.00—.00—.02
<i>L</i>	.84—.38—.59—.42	.02—.09—.06—.20	.04—.12—.18—.18	*****

結果変数	原因変数			
	<i>r</i>	<i>Y</i>	<i>M</i>	<i>L</i>
<i>r</i>	*****	.26—.57—.96—.90	.76—.88—.72—.23	.52—.63—.50—.21
<i>Y</i>	.19—.06—.01—.01	*****	.78—.28—.26—.11	.06—.43—.06—.01
<i>M</i>	.02—.06—.13—.21	.22—.77—.31—.33	*****	.00—.03—.01—.02
<i>L</i>	.59—.26—.52—.35	.00—.02—.04—.16	.01—.00—.33—.12	*****

注: 数値は p 値. 各段の数値は「ラグ 7—10—13—16」の VAR の推定結果. その他, 表 7 と同じ.

経路の徴候を示していた. さらに, 貸出残高の対象を広げると, 貸出経路の徴候は強くなった. 他方, 貨幣経路の徴候は部分的にしか見られなかった. したがって, 日本では, 相対的に貸出経路の有効性が高く, とりわけ中小の金融機関において強かったのではないかと考えられる.

5.3 期間別の因果関係

最後に, 標本を 1970 年代末～80 年代 (77 年～89 年), 90 年代 (90 年～99 年) に分割し, 金融政策の波及経路の構造変化を検証すると同時に, 両期間の波及経路の特徴を比較検討する. この分割は, 80 年代後半に発生したバブル景気・崩壊を反映したものである.

ここで問題となるのは, 標本の分割が推定の効率性を引き下げることである. その結果, 長期ラグ・多変量の VAR の推定には AIC が十分機能せず, 最適なラグを決定することができない. しかし, 可能な限り客観的な分析を行いたい.

そこで, 表 7 で物価 *P* がコールレート以外の変数にほとんど影響しなかった点を考慮し, *P* を除いた 4 変数 VAR を推定することにした¹². 次に, 表 7 の最適ラグ 13, そして四半期ずつ離れた 7, 10, 16 の 4 つのラグについて VAR を推定し, それぞれのグランジャー検定から平均的な結論を導くことにした. それぞれについてグランジャー検定を行った. その他の手順は前節と同じである. 結果は表 8 である. 各段の 4 つの数値は, 左からラグ 7, 10, 13, 16 のときの検定結果 (p 値) である.

まず, 70 年代末～80 年代では, 貸出経路の有意性が非常に低かった. すなわち, $r \rightarrow M \rightarrow L$ はおおむね支持されたが, 最後の生産量への影響 $L \rightarrow Y$ が弱かった. また, $M \rightarrow Y$ も弱く, 貨幣経路も有意ではなかった.

しかし, 90 年代では全期間の検定表 7 と同じ結果が多かった. まず, 平均的に $r \rightarrow M \rightarrow L \rightarrow Y$ の有意性が高かった. また, $M \rightarrow Y$ は弱かった. よって, 90 年代は貸出経路が比

¹² 試験的に, 物価も含めた 5 変数 VAR によるグランジャー検定も行った. しかし, 自由度の不足によって生産量に対する各変数の有意な影響が見られなかった. ただし, 貨幣の説明力が貸出に劣る点に変わりはない. その他, 利子率, 生産量, 実質貨幣, 実質貸出の 4 変数による検定, トレンド項を外した検定などを行ったが, やはり貨幣の説明力は劣っていた.

較的支持された。

以上、金融政策の波及経路の時代的な特徴として、次の2点を確認することができた。第一に、70年代末～80年代では、貨幣経路と貸出経路はあまり有効ではなかった。第二に、90年代では貸出経路が有効であったが、貨幣経路はやはり有効ではなかった。結論として、貨幣経路は各時代でほとんど有効ではなく、貸出経路が相対的に重要だったのではないかと考えられる。

6 結論

本稿では、資金調達において発生するエージェンシー・コストを銀行部門の資金調達にも適用し、金融政策と銀行部門に焦点を絞って貸出概念を考察した。一般の企業が資本市場において資金を調達するとき、企業の投資計画に対して企業と投資家の間に情報の非対称性が存在する。したがって、企業は、市場利子率に加えてエージェンシー・コストを負担することで、初めて資金を調達することができる。そして、エージェンシー・コストは、企業が保有する内部資金の量と負の関係にあることが明らかにされている。したがって、銀行の貸出行動においても、たとえば、金融政策によって預金量が減少し債券発行等による資金調達の比率が上昇すれば、エージェンシー・コストの上昇から貸出が抑制される可能性が考えられる。

実証分析ではその点を考慮し、銀行の負債構造と貸出との関係について、1980年代以降の日本における銀行部門のバランスシートのデータを利用して検証した。その結果、各銀行の規模によって負債構造が与える影響が異なること、80年代から90年代にかけて、貸出経路のマクロ的な重要性が高まりつつあることが明らかとなった。

また、代表的な金融政策の効果波及経路には、貨幣市場を通じた経路（貨幣経路）と貸出市場を通じた経路（貸出経路）が存在する。日本のデータを用いて二つの波及経路に注目して検証を行った分析は数多く存在する。しかし、ミクロ分析が多く、マクロ分析は分析手法や結果の解釈に多くの問題があった。また、貸出経路は、ミクロ分析ではしばしば支持されるが、マクロ分析ではあまり支持されないという傾向もあった。

そこで、日本の金融政策の波及経路のマクロ的な有効性を検証するため、第一に、Toda and Yamamoto(1995)など最近の分析手法に従い、客観性の高い時系列分析を行った。第二に、グランジャー検定およびインパルス応答関数の推定を行い、実体経済に対する各変数の説明力のみならず、各変数間の因果関係にも注目した。そして、貨幣経路と貸出経路の有効性を統計的に比較検討した。

過去約20年間を通じた波及経路を検証すると、貨幣から生産量への統計的因果関係はほとんど確認されなかった。逆に、貸出は貨幣、生産量とそれぞれ双方向に強い因果関係をもっていた。とりわけ、中小金融機関の貸出残高を含めて検証すると、その傾向は強くなった。また、70年代末～80年代と90年代の波及経路を比較すると、前半では、貨幣経路と貸出経路はあまり支持されず、後半では、貸出経路のみが強く支持された。よって、日本の金融政策の波及経路では、貸出経路がマクロ的にも有効であり、貨幣経路はあまり有効ではなかったのではないかと結論された。

最後に、本稿の課題に言及する。本稿は、金融政策の効果波及経路として「貨幣経路」と「貸出経路」にのみ注目し、その他の波及経路を一切分析しなかった。しかし、標本期間を分割した分析では、金融政策から実体経済への直接的な関係が強く支持された。これは、利

子率の変化が貨幣、貸出以外の経路を通じて生産量に波及した可能性を示唆している。その要因には、金融政策が株式市場等を通じて企業の資金調達に直接影響する経路、利子率の変化が為替相場を通じて波及する経路などが考えられる。したがって、最終的にはこれらを包括的に比較検討する必要があると考えられる。

参考文献

- [1] Bernanke, B.S., "Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression," *American Economic Review*, Vol.73, No.3, 1983, pp.257-276.
- [2] ——— and A.S.Blinder, "Credit, Money, and Aggregate Demand," *American Economic Review, AEA Papers and Proceedings*, Vol.78, No.2, 1988, pp.435-439.
- [3] ——— and ———, "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission," *The American Economic Review*, Vol.82, No.4, 1992, pp.901-921.
- [4] ——— and M.Gertler, "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations," *The American Economic Review*, Vol.79, No.1, 1989, pp.14-31.
- [5] ——— and ———, "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission," *Journal of Economic Perspectives*, Vol.9, No.4, 1995, pp.27-48.
- [6] Diamond, D.W., "Financial Intermediation and Delegated Monitoring," *Review of Economic Studies*, Vol.51, 1984, pp.393-414.
- [7] Dickey, D.A. and W.A.Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, Vol.74, 1979, pp.427-431.
- [8] Fazzari, S., R.G.Hubbard, and B.Petersen, "Investment and Finance Reconsidered," *Brooking Papers on Economic Activity*, No.1, 1988, pp.141-195.
- [9] Friedman, B.M. and K.N.Kuttner, "Another Look at the Evidence on Money-Income Causality," *Journal of Econometrics*, No.57, 1993, pp.189-203.
- [10] Gertler, M. and S.Gilchrist, "Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.109, No.2, 1994, pp.309-340.
- [11] Gurley, J. and E.Shaw, *Money in a Theory of Finance*, Brooking Institution, 1960.
- [12] Hoshi, T., A.Kashyap, and D.Scharfstein, "Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.106, No.1, 1991, pp.33-60.
- [13] Hubbard, R.G., A.K.Kashyap, and T.M.Whited, "Internal Finance and Firm Investment," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.27, No.3, 1995, 681-701.
- [14] Kashyap, A.K. and J.C.Stein, "Monetary Policy and Bank Lending," in *Monetary Policy*, ed. by Mankiw, N.G., University of Chicago Press, 1994, pp.221-262.
- [15] ———, ——— and D.W.Wilcox, "Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance," *The American Economic Review*, Vol.83, No.1, 1993, pp.78-98.
- [16] King, S.R., "Monetary Transmission- Through Bank Loans or Bank Liabilities?" *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.18, No.3, 1986, pp.290-303.
- [17] Konishi, T., V.A.Ramey, and C.W.J.Granger, "Stochastic Trends and Short-run Relationships between Financial Variables and Real Activity," *NBER Working Paper Series*, No.4275, 1993.
- [18] Kwiatkowski, D., P.C.B.Phillips, P.Schmidt, and Y.Shin, "Testing the null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root," *Journal of Econometrics*, No.54, 1992, pp.159-178.

- [19] Mackinnon, J.G., “Approximate Asymptotic Distribution Functions for Unit-Root and Cointegration Tests,” *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.12, No.2, 1994, pp.167–176.
- [20] Myers, S.C. and N.S. Majluf, “Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do not Have,” *Journal of Financial Economics*, Vol.13, 1984, pp.187–221.
- [21] Peek, J. and E.S. Rosengren, “Bank Lending and the Transmission of Monetary Policy,” *Is Bank Lending Important for the Transmission of Monetary Policy?* (Conference Series No.39), Federal Reserve Bank of Boston, 1995, pp.47–79.
- [22] Phillips, P.C.B. and P. Perron, “Testing for a unit root in time series regression,” *Biometrika*, No.75, 1988, pp.335–346.
- [23] Romer, C.D. and D.H. Romer, “New Evidence on the Monetary Transmission Mechanism,” *Brooking Papers on Economic Activity*, Vol.1, 1990, pp.149–198.
- [24] Roosa, R. V., “Interest Rates and the Central Bank,” in *Money, Trade, and Economic Growth: Essays in Honor of John H. Williams*, Macmillan, 1951.
- [25] Sims, C.A., “Macroeconomics and Reality,” *Econometrica*, No.48, 1980, pp.1–48.
- [26] ———, “Interpreting the Macroeconomic Time Series of Facts,” *European Economic Review*, No.36, 1992, pp.975–1011.
- [27] Stein, J.C., “An Adverse Selection Model of Bank Asset and Liability Management with Implications for the Transmission of Monetary Policy,” *NBER Working Paper Series*, No.5217, 1995.
- [28] Stiglitz, J.E. and A. Weiss, “Credit Rationing in Markets with Imperfect Information,” *The American Economic Review*, Vol.71, No.3, 1981, pp.393–410.
- [29] Stock, J.H. and M.W. Watson, “Interpreting the Evidence on Money-Income Causality,” *Journal of Econometrics*, No.40, 1989, pp.161–181.
- [30] Toda, H. and T. Yamamoto, “Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes,” *Journal of Econometrics*, Vol.66, 1995, pp.225–250.
- [31] Townsend, R.M., “Optimal Contracts and Competitive Markets with Costly State Verification,” *Journal of Economic Theory*, Vol.21, 1979, pp.265–293.
- [32] Ueda, K., “A Comparative Perspective on Japanese Monetary Policy: Short-Run Monetary Control and the Transmission Mechanism,” in *Japanese Monetary Policy* ed. by Singleton, K.J., University of Chicago Press, 1993, pp.7–29.
- [33] Williamson, S.D., “Costly Monitoring, Financial Intermediation, and Equilibrium Credit Rationing,” *Journal of Monetary Economics*, Vol.18, 1986, pp.159–79.
- [34] ———, “Costly Monitoring, Loan Contracts, and Equilibrium Credit Rationing,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.102, 1987, pp.135–145.
- [35] 岩淵純一「金融変数が実体変数に与える影響について－Structural VAR モデルによる再検証－」『金融研究』第9巻第3号, 1990年, 79–118 ページ.
- [36] 小川一夫「金融政策の波及経路：企業規模別データにもとづく実証分析」『現代の金融と政策』2000年, 第4章.
- [37] 黒木祥弘「銀行信用と実物投資活動－日本の金融・資本市場の不完全性に関する実証分析－」『国民経済雑誌』第168巻第4号, 1993年, 34–67 ページ.
- [38] 中川竜一「日本における金融政策の効果波及経路の実証分析－1977年～1999年までのマクロデータを用いて－」日本金融学会 2001年度春季大会（於慶應義塾大学）.
- [39] 畠田敬「日本における銀行信用波及経路の重要性」『ファイナンス研究』第22号, 1997年, 15–31 ページ.
- [40] 古川顕「金融政策とクレジット・ビュー」『金融経済研究』第9号, 1995年, 10–27 ページ.

- [41] 星岳雄「資本市場の不完全性と金融政策の波及経路」『金融研究』1997年，105-136 ページ。
- [42] 細野薫「マネー，クレジットおよび生産」本多佑三編著『日本の景気』有斐閣，1995年，129-156 ページ。
- [43] —— 「銀行のバランスシートと金融政策への反応 - ミクロ・データによる貸出経路の検証 -」日本経済学会 2001 年度秋季大会（於一橋大学）。
- [44] 本多佑三・河原史和・小原弘嗣「日本における貸し渋り」郵政研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズ，1995年。
- [45] 宮川努「金融環境の変化と設備投資変動」『フィナンシャル・レビュー』1997年，88-115 ページ。
- [46] ——・石原秀彦「金融政策・銀行行動の変化とマクロ経済」浅子和美・福田慎一・吉野直行編『現代マクロ経済分析』東京大学出版会，1997年，157-191 ページ。

