

金融政策、金融システムショックと銀行貸出 ：銀行の個別財務データを用いた実証分析*

大熊正哲[†] 長内 智[‡]

JEL Classification Number: E44, E52, G32

Keywords: レンディング・ビュー, 金融システムショック, ミクロデータ

概要

レンディング・ビューによれば、銀行が保有する流動性資産と貸出のあいだには正の相関があり、それは金融引き締め期に強まるとされる。本稿では銀行レベルのミクロデータを用いて、日本におけるこの仮説の妥当性を実証的に検証する。また、レンディング・チャネルのインパクトを決定する要因を明らかにする。本稿の主なファインディングは以下である。第1に、銀行の保有する流動性資産と貸出のあいだには正の相関があり、それは金融システム不安期に強まる傾向がある。ただし金融政策がこれを強めるかについては、必ずしも頑健な結果が得られない。第2に、銀行が保有する流動性資産と貸出のあいだの相関が強まると、マクロレベルでの企業の資金繰りが悪化する。第3に、金融革新の進展が、利用可能な資金調達手段を多様化することによってレンディング・チャネルのインパクトを弱めるとの通説は支持されない。本稿から得られる政策的含意は、日本においてもレンディング・ビューの妥当性は支持されるものの、それは金融システムの安定性などの金融環境が大きく左右するというものである。

1 はじめに

銀行活動とマクロ経済の関係を明らかにすることは、経済学の古典的問題のひとつである。名目金利の非負制約に直面した1990年代の日本の経験は、この問題についての議論を再び活発なものとした。例えば長期に渡る日本経済低迷の原因として、銀行部門の脆弱化が銀行貸出の供給を抑制し、それが企業の投資を制約したと主張する立場が存在する。このように不完全な資本市場にお

* 本稿は日本金融学会2006年度春季全国大会（於：早稲田大学）における報告論文「金融政策、金融システムショックと銀行貸出」を改訂したものである。討論者をお引き受け頂いた本多佑三教授（大阪大学）ならびにフロアの諸先生方からは大変貴重なコメントを頂いた。また2名の匿名レフェリー、報告を行った学内セミナー御出席の諸先生方、ならびに森映雄教授（早稲田大学）からは詳細なご助言を頂戴した。ここに記して感謝の意を申し上げたい。ただし本稿に残りうる誤りがすべて筆者の責任に拠ることは言うまでもない。

[†] 早稲田大学 大学院経済学研究科 博士後期課程。E-mail: ookuma@toki.waseda.jp

[‡] 大和総研。E-mail: satoshi.osanai@moegi.waseda.jp

ける銀行活動の特殊性を強調し、銀行貸出の供給の変化が実体経済に与える影響を重視する見方は「レンディング・ビュー (lending view)」と呼ばれる⁽¹⁾。ただしこうした見方に対しては、次のような反論が考えられよう。例えば「銀行貸出が抑制されたのは、実体経済の落ち込みによる借入需要の低迷が原因である」、あるいは「借り手企業のバランスシートの悪化が、(銀行貸出をも含めた)すべての負債による資金調達を抑制した(「質への逃避 (flight to quality)」)といった具合である⁽²⁾。金融要因と実体経済の関係をめぐっては、常にこのような因果性の識別が大きな問題となる (Dell'Ariccia et al. [2005] etc.)。レンディング・ビューの妥当性に関しては、すでに多くの先行研究が存在するものの、この問題に十分応えられているものは決して多くないのが現状である⁽³⁾。

本稿の目的は、このような因果性の識別に十分留意した上で、日本におけるレンディング・チャンネルのインパクトを決定する要因を明らかにすることにある。そのための具体的方法として、Kashyap and Stein [2000] で用いられた「2 ステップ・アプローチ」を採用する。Kashyap and Stein [2000] は、先行研究のなかで上述した問題に答えている数少ない例外である。レンディング・ビューによると、銀行は預金量の減少などのバランスシートの負債項目へのショックを相殺できない場合に、資産項目である貸出を減少させることになる(したがってレンディング・ビューが成立するための重要な条件として、銀行の資金調達において MM 定理が成立しないことが必要である)⁽⁴⁾。負債項目へのショックを生じさせる要因としては、金融政策の変更や金融システムの不安定化、金融革新の進展などさまざまな考えられるが、これまでの関心は主に金融政策の波及チャンネルとしての側面のみであって、複数の要因について分析の対象とした先行研究はあまり多くない。本稿の分析の対象はそこである。

本稿の残りの構成は以下である。第 2 節では、推計方法と主要変数、および使用データについて説明する。第 3 節から第 5 節は、推計結果の報告である。まず第 3 節でサンプルを全業態とした推計結果を報告した後、第 4 節ではその実体経済への影響を検証する。続く第 5 節では推計方法や変数の定義を変更したり、サンプルを銀行業態別、期間別などに分割することで、推計結果の頑健性を検証する。第 6 節は本稿の結論である。

(1) レンディング・ビューについての詳細なサーベイは、例えば Kashyap and Stein [1994], Bernanke and Gertler [1995], Cecchetti [1995], Hubbard [1995], 星 [1996] などを参照されたい。これに対して、金利を通じた伝統的な波及チャンネルに注目する見方は「マネー・ビュー (money view)」と呼ばれる。レンディング・チャンネルや金利チャンネル、およびその他のチャンネルは相互に排他的なものではない。

(2) Bernanke et al. [1996] は「質への逃避 (flight to quality)」を簡単なモデルで示している。借り手企業のバランスシートへの影響を通じた金融政策の波及チャンネルは「バランスシート・チャンネル」、もしくは「広義クレジット・チャンネル」と呼ばれる。この場合、金融政策は企業の純資産価値を変化させることで企業の借入制約に影響し、実体経済に影響を及ぼす。Kashyap and Stein [1995] は、バランスシート・ビューでは企業レベルの資本市場の不完全性が強調されるのに、レンディング・ビューが注目する銀行レベルの資本市場の不完全性が軽視されるのは「奇妙だ (odd)」と述べている (pp.156-157)。

(3) Dell'Ariccia et al. [2005] では、このような問題を “joint endogeneity problem” と呼んでいる。“joint endogeneity problem” をめぐる先行研究の展開については、例えば Kashyap and Stein [2000] を参照されたい。

(4) レンディング・ビューが成立するためには、この他にも企業レベルでも MM 定理が成立しないこと、価格の調整メカニズムが何らかの要因により不完全であることが必要である (Bernanke and Blinder [1988], Kashyap and Stein [1994])。これについて例えば Romer and Romer [1990] は、確かに銀行依存的な企業は存在するかもしれないが、銀行は金融政策によって預金量が減少したとしても、譲渡性預金の発行などでそれを代替することができるから、貸出を流動化することはないと主張する。

2 推計方法とデータ

2.1 レンディング・ビューの直観的解釈

資本市場において情報の非対称性が深刻な場合には、企業は資金調達を銀行借入に依存せざるを得ないかもしれない。そればかりか、貸し手である銀行でさえも資金調達が制約され、バランスシートに対する何らかのショックに対して貸出を流動化せざるを得ないかもしれない。例えば次のような例を考えよう。図1は、単純化した市中銀行のバランスシートを表している。経済は $t = 0, 1$ の2期間からなる。銀行は $t = 0$ 期に、預金(M_0)で調達した資金を貸出(L_0)と流動性資産(B_0)の2種類の資産に投資している。ここで流動性資産と較べて、貸出の流動化には十分大きなコストがかかるとする⁽⁵⁾。ここで $t = 1$ 期に何らかのショックによって預金が M_1 まで減少したとすると、銀行は自らが直面する外部資金プレミアムの大きさによって次のような異なった行動をとる：(a) もし銀行が自由に預金以外の外部資金(E)で資金調達できるなら、預金の減少をそれによって完全に埋め合わせることができるから、貸出を流動化することはない。(b) 銀行にとって預金とそれ以外の資金調達手段が非代替的であるなら、預金の減少を完全には埋め合わせることができずに貸出を流動化せざるを得ない。ただし(b)のような銀行は、 $t = 0$ 期により多くの流動性資産(B_0)を保有することで、貸出の流動化を回避できるかもしれない。なぜなら流動性資産(B_0)が、バランスシートへのネガティブなショックのバッファーとして機能するからである。以上の議論からわかるように、レンディング・チャネルのインパクトは銀行のバランスシートの流動性の程度、および要求される(預金以外の)外部資金プレミアムの大きさに依存することになる(なお、よりフォーマルな議論はStein [1998]を参照されたい)。

t=0 期		t=1 期	
L_0	M_0	$L_0 = L_1$	M_1
B_0			E

		ケース (a)	
		$L_1 < L_0$	M_1

		ケース (b)	

図1 預金量の減少が貸出に与える効果

(5) このような仮定は標準的なものである。例えばDiamond and Dybvig [1983]を見よ。

2.2 データおよび主要変数

2.2.1 データセットの作成

本稿で用いる主なデータは、「日経 NEEDS 企業財務データベース」に収録されている全国銀行（都銀、長信銀、地銀、地銀 II）の 1974 年度（1975 年 3 月期）から 2004 年度（2005 年 3 月期）までの約 30 年間にわたる年次決算データである。ただし、分析の信頼性を高めるために以下のような加工を行っている。

まず銀行が破綻した場合には、破綻した年を含めてそれ以降のデータをサンプルから除外した。これは破綻した銀行の経営には何らかのバイアスが生じると考えられること、また財務データにノイズが生じる可能性に配慮してのことである。第 2 に、銀行が他の金融機関と年度途中で合併するか、もしくは営業譲渡等を受けた場合には、当該年度のデータのみをサンプルから除外した。なおここでいう金融機関には、信用金庫と信用組合をも含んでいる。第 3 に、合併・営業譲渡後の銀行は、その合併時期を問わず別の銀行として識別する。これは、当該銀行が合併・営業譲渡前後で同じ行動パターンをとると考えることは不適切であるとの考えによる。なお合併・営業譲渡等の有無は、日本金融通信社『ニッキン資料年報 2005 年版』に拠った（なお基本統計量については補論 A を参照されたい）。

2.2.2 主要変数

流動性資産比率 (B_{it})

銀行のバランスシート項目のうち、「現金」、「コールローン」、および「国債」の合計残高を「資産合計」で除したものを「流動性資産比率 (B_{it})」として定義する⁽⁶⁾。本稿でこのような定義を採用するのは以下のような理由による。レンディング・ビューにおいては、銀行が保有する流動性資産を金融政策ショックのバッファーとして捉えている。したがって分析にあたっては、できるだけ流動性が高く、また市場リスク等も存在しない資産を用いることが望ましい。そのため有価証券であっても、その多くが縁故債であって市場性が乏しい地方債や、銀行が安定株主として保有していることが多いと考えられる株式は、ここでの定義から除外している。

ただし 90 年代後半においては、バーゼル合意（BIS 規制）に基づく自己資本比率規制（国際業務を行う銀行は 8% 以上、国内業務のみを行う銀行は 4% 以上）をクリアするために銀行が貸出を圧縮し、かわりに国債を大量に保有した可能性が指摘されている（「キャピタル・クランチ (capital crunch)」論）。そこで第 5 節では B_{it} から国債を除いた推計を行い、流動性資産の定義についての頑健性を検証する。

マネタリー・ショック指標 (M_t)

本稿では銀行のバランスシートの負債サイドに影響を与える「マネタリー・ショック指標 (M_t)」

(6) データの詳細は補論 B を参照されたい。なおここでいう「現金」には日銀当座預金を含まない。

として、(i) コールレートの水準 (R_t)⁽⁷⁾、(ii) 銀行部門全体での預金増加率 (ΔD_t)⁽⁸⁾、(iii) クレジット・スプレッド（譲渡性預金金利と割引国債金利のスプレッド、 SP_t)、(iv) 日銀貸出残高の前年度からの変化率 ($\Delta BOJLEND_t$) の4種類の指標を用いる⁽⁹⁾。なおクレジット・スプレッド (SP_t) には、国内銀行の発行するCD平均金利（新規発行分、90日以上180日未満）とTB金利（6ヶ月物）の差を用いている⁽¹⁰⁾。

ここでコールレートの水準は日本銀行の政策スタンスを示す金融政策指標である。なお2001年3月以降、日本銀行は金融市場調節の主たる目標を、それまでの無担保コールレート・オーバーナイト物から、日本銀行当座預金残高に変更した（2006年3月解除）。本来であればこの期間については前者に替えて後者を M_t に含めることが望ましいと考えられるが、本稿では後述する(2)式の推計における極端な自由度不足からこれを断念した。

銀行部門全体での預金増加率については、中央銀行の政策スタンスの変更によって影響を受けることが、米国を中心とした先行研究で指摘されている（例えば Bernanke and Blinder [1992], Kashyap and Stein [1995] etc.）。また金融自由化以後、殊に金融不安期においては、預金者の銀行部門に対する信認の程度にも依存するだろう。いずれにせよ、銀行にとって安価な資金調達手段である預金の利用可能性を示すより端的な指標である⁽¹¹⁾。

クレジット・スプレッドについては、市場が評価する銀行部門の信用リスクを反映しており、金融システムが不安定化した場合に上昇すると考えられる。さらに金融危機によって破綻する金融機関が増えれば、日銀特融の実施により日銀貸出の残高は増加するだろう。これらの場合には、銀行にとって預金以外の資金調達プレミアムが上昇することで、銀行貸出が負の影響を受けると考えられる。

2.3 推計方法：2ステップ・アプローチ

前述したように、推計にあたってはレンディング・チャンネルのみをいかに他の波及チャンネルから識別するかが重要となる。そこで本稿では、以下のような「2ステップ・アプローチ」(Kashyap and Stein [2000]) を採用することでこの問題に対処する。まず第1段階として、各年毎にクロスセクション・データを用いて以下のモデルを推計する⁽¹²⁾。

(7) コールレートは無担保翌日物平均の月次データを年度ごとに単純平均したものを利用した。ただし1986年度以前は、有担保翌日物平均のデータをコールレートの差分が前後で等しくなるように調整した上で接続している（データ出所：日本銀行）。

(8) データおよび算出方法の詳細については補論Bを参照されたい。

(9) マネタリーショック指標のうち、(iii) - (iv) は差分もしくは変化率であるのに対して、(i) のコールレートのみ水準を用いている。理論的妥当性の検証については、今後の課題としたい。

(10) 割引国債金利は日本証券業協会（旧公社債引受協会）『証券業報（旧公社債月報）』で公表されている応募者利回りの月次データから年度平均を算出している（一部を日本銀行『金融経済統計月報』により補完している）。ただし04年度については日本銀行『金融経済統計月報』で公表されている流通利回りの月次データから同じく年度平均を算出した上で、前後で差分が等しくなるように接続した。なおCD金利のデータは日本銀行に拠った。

(11) 本稿は中央銀行が預金量に対するコントロールビリティを有すると主張するものではなく、あくまでも銀行のバランスシートへのショックを示す変数として捉えている。したがって実際に中央銀行が預金量に対してショックを与えられるか否かは、本稿の議論に何ら影響を与えない。

(12) 以下の推計において β_t がバイアスをもつ可能性については、第5節で議論する。

$$\Delta L_{it} = \alpha_t \Delta L_{it-1} + \beta_t B_{it-1} + \eta_t + \epsilon_{it} \quad (i = 1, 2, \dots, n_t) \quad (1)$$

ただし $\Delta L_{it} = (L_{it} - L_{it-1})/L_{it-1}$ であり、 L_{it} は貸出金合計である⁽¹³⁾。また B_{it} は流動性資産比率である。ここで ΔL_{it} の決定要因のうち、すべての銀行に一律に作用するマクロ要因は、すべて定数項 η_t によって吸収されることに注意されたい。したがって (1) 式の右辺には、それぞれの銀行が直面する固有要因だけを含めればよいことになる⁽¹⁴⁾。

次に第2段階として、第1段階の推計によって得られた $\hat{\beta}_t$ を被説明変数として、以下のモデルを時系列データによって推計する。

$$\hat{\beta}_t = \sum_{j=0}^2 \phi_j M_{t-j} + \zeta + u_t \quad (t = 1, 2, \dots, T) \quad (2)$$

ただし M_t はマネタリー・ショック指標である。

このような「2ステップ・アプローチ」を用いるメリットは、銀行貸出に対するマクロショックを每期ごとにコントロールすることで、レンディング・チャンネルだけを他のチャンネルから容易に識別できるという点にある。例えば、金利や為替レートの変化に起因する借入需要の変化がすべての銀行に一律に作用するとの仮定の下では、これらのマクロ要因はすべて (1) 式の定数項 η_t に吸収される。これにより金融政策によって銀行の貸出行動が変化したのではなく、標準的な金利チャンネルを通じた借入需要の変化が銀行貸出を変化させたのではないかとの批判を回避することができる（金利チャンネルとの識別）。あるいは、借り手の担保価値の変動が、借り手の借入制約を変化させたのではないかとの批判についても同様である（バランスシート・チャンネルとの識別）。さらに金融不安期には景気が低迷していることが多いため、金融システムショックの貸出に与える影響を検証する際には、それが貸出の供給サイドの問題であって、借入需要の低迷に起因するものではないことを何らかの方法で示す必要がある。ただしここでも上記と同様の議論を行うことで、こうした因果性の問題を回避できるのである⁽¹⁵⁾。

もっとも、ここでの議論は上述したようなマクロ要因がすべての銀行に一律に作用するとの仮定に依存する。しかし (1) 式の定数項 η_t を地区ダミーや業態ダミーなどの何らかのグループ・ダミーに変更するか、もしくは属性ごとに推計サンプルを分割することで、それぞれの銀行が被るマクロ要因の影響をより柔軟にコントロールすることも可能である。本稿では全業態に加えて業態別の推計を行うことで、マクロ要因が貸出に与える影響の業態ごとの違いを考慮する（第5節を見よ）⁽¹⁶⁾。

(13) データの詳細は補論Bを参照されたい。

(14) ここでの定式化は Kashyap and Stein [2000] と同様である。(1) 式の右辺にラグ付き従属変数を加えることで、 B_{it} 以外の個別要因が存在する可能性が配慮されている。

(15) 「2ステップ・アプローチ」は “joint endogeneity problem” (Dell’Ariccia et al. [2005]) を抱えるその他の問題にも応用可能である。例えば細野・渡辺 [2002] は、この方法を用いて日本における金融政策のバランスシート・チャンネルの存在を実証的に検証している。

(16) ただしこのような推計サンプルの分割を行ったとしても、(1) 式の推計が過少定式化となる可能性を完全には排除できない。例えば銀行の保有する自己資本が倒産確率、ひいては期待倒産コストに影響することで、銀行貸出の供給量に変化する可能性がある (Stiglitz and Greenwald [2003])。このような “omitted variables” の存在を考慮することは、レンディング・ビューの有効性を検証する上で重要な意味をもつと思われる。今後の研究課題としたい。

なお(2)式を実際に推計するにあたっては、以下のような合計で8通りの定式化を行った⁽¹⁷⁾。まず定式化[1][2][3][4]は、(2)式の M_t にマネタリー・ショック指標をそれぞれ代入したものである。すなわち、

$$\hat{\beta}_t = \sum_{j=0}^2 \phi_j R_{t-j} + \zeta + u_t \quad (t = 1, 2, \dots, T) \quad (3)$$

$$\hat{\beta}_t = \sum_{j=0}^2 \phi_j \Delta D_{t-j} + \zeta + u_t \quad (t = 1, 2, \dots, T) \quad (4)$$

$$\hat{\beta}_t = \sum_{j=0}^2 \phi_j SP_{t-j} + \zeta + u_t \quad (t = 1, 2, \dots, T) \quad (5)$$

$$\hat{\beta}_t = \sum_{j=0}^2 \phi_j \Delta BOJLEND_{t-j} + \zeta + u_t \quad (t = 1, 2, \dots, T) \quad (6)$$

である。定式化[5][6][7][8]では、景気変動の影響を考慮するために、定式化[1][2][3][4]にそれぞれ実質GDPの変化率の当期と2期までのラグ $\sum_{j=0}^2 \gamma_j \Delta y_{t-j}$ を加える。ここで ϕ_j の符号条件は、 M_t に ΔD_t を用いた定式化[2][6]のみ負であり、それ以外の定式化はすべて正である。なお推計期間は、定式化[1][2]、[5][6]については1977年度から2004年度、定式化[3][4]、[7][8]については1988年度から2004年度である⁽¹⁸⁾。

3 推計結果

3.1 第1段階の推計

図2は全業態（都銀＋長信銀＋地銀＋地銀II）について、(1)式を推計した結果として得られた $\hat{\beta}_t$ の推移を表している。図の実線は $\hat{\beta}_t$ を、上下の破線は $\hat{\beta}_t \pm$ 標準誤差 $\times 2$ であり、 $\hat{\beta}_t$ の信頼区間を表している（ここで標準誤差には不均一分散一致標準誤差を用いている）⁽¹⁹⁾。これからは以下が読み取れる。

第1に、金融引き締め期には $\hat{\beta}_t$ が上方に跳ね上がる傾向がある。推計期間中には79年、89年、00年の3回の引き締め局面があるが⁽²⁰⁾、 $\hat{\beta}_t$ はそれから1-2年前後のラグを経ていずれも大きく上昇している。これは金融引き締め期に銀行が直面する流動性制約が強まるというKashyap and Stein [1994] [1995] [2000]、Stein [1998]などの理論予測と整合的である。ここでもし、銀行が直面す

(17) 以下での定式化の他にも、説明変数として被説明変数の1期ラグ($\hat{\beta}_{t-1}$)、またはタイム・トレンド項を加えた推計も行ったが、推計結果に大きな違いはなかった。

(18) いわゆる「ゼロ金利政策」の影響を考慮して、サンプル期間を1998年度までに区切った推計も行ったが、推計結果に大きな違いはなかった。

(19) 具体的にはDavidson and MacKinnon [1993]における HC_2 を用いた(pp. 552-556)。

(20) Ueda [1993]、黒木 [1999] に拠る。

る資本市場において MM 定理が成立するなら、 $\hat{\beta}_t$ は有意にゼロと異なることに注意されたい。 $\hat{\beta}_t$ が有意に正になるということは、流動性の低い銀行ほど貸出を減少させることを意味する。

第 2 に、 $\hat{\beta}_t$ が金融引き締め期ではない 97 年頃に大きく上方に跳ね上がっている。97 年には都市銀行の北海道拓殖銀行、四大証券会社の一角を担った山一証券および準大手の三洋証券が相次いで経営破綻し、また翌年の 98 年には日本長期信用銀行が一時国有化されている。これは $\hat{\beta}_t$ が日本銀行の金融政策スタンスのみならず、大規模金融機関の破綻に象徴される金融システムショックと正の相関をもつ可能性を示唆するものである。

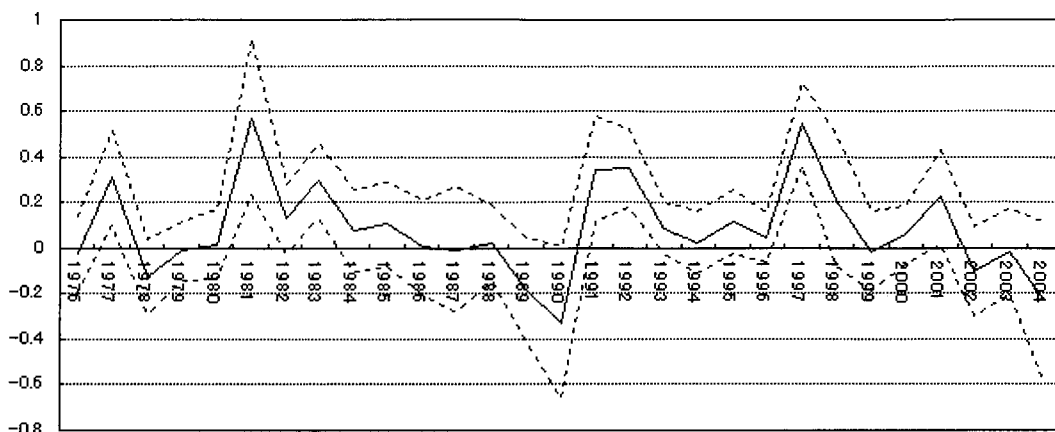


図 2 $\hat{\beta}_t$ の推移

3.2 第 2 段階の推計

表 1-4 は第 1 段階の推計で得られた $\hat{\beta}_t$ を用いて第 2 段階の推計を行った結果を示している。なお $\hat{\phi}_j$ の符号条件は、定式化 [2] [6] において負であり、それ以外では正である。まずマネタリー・ショック指標としてコールレート (R_t) を用いた定式化 [1] [5] では、前期の $\hat{\phi}_j$ についてはすべて符号条件を満たし、かつ 1% 水準で有意となる。しかし当期と前々期の値は負となり、特に当期については定式化 [1] では 1% 水準で、定式化 [5] では 5% 水準で有意となる。これについての解釈は難しいが、政策の波及ラグ、もしくは日本銀行による予防的な金融政策運営の結果であるとの解釈が可能かもしれない⁽²¹⁾。なお 3 期の合計値はすべてのケースで正となり、符号条件を満たす。

M_t に預金増加率 (ΔD_t) を用いた定式化 [2] [6] では理論予測を支持するような明確な結果が得られていない一方、クレジット・スプレッド (SP_t) を用いた場合には、推計を行ったいずれのケースでも $\hat{\phi}_j$ の当期の値は理論予測どおり正となり、かつ 5% 水準で有意となる（前期と前々期の値はいずれも 10% 水準で有意でない）。日銀貸出の変化率 ($\Delta BOJLEND_t$) を用いた場合にも、すべてのケースで $\hat{\phi}_j$ の当期の値は符号条件を満たし、かつ定式化 [4] で 5%、定式化 [8] では 10% 水準でそれぞれ統計的に有意となる。

次に定式化 [3] [4]、[7] [8] について、 $\sum_{j=0}^2 \phi_j = 0$ との帰無仮説を検定した結果を示したのが表 5、6 である。 SP_t を用いた定式化 [3] [7] では、それぞれ 10%、1% 水準で帰無仮説が棄却されており、

(21) 補論 C では R_t の当期の値を説明変数から除外した推計を行っている。

理論予測を支持する結果となっている。同じく $\Delta BOJLEND_t$ を用いた分析においても、定式化 [4] では 10% 水準で帰無仮説を棄却できないものの、定式化 [8] では 5% 水準で棄却している⁽²²⁾。

以上の分析結果からわかるように、 M_t に金融政策の指標であるコールレートや、もしくは預金増加率を用いた分析では、その結果の解釈が難しい。その一方で、クレジット・スプレッドや日銀貸出の変化率などの金融システムショックの代理変数を用いた場合には、推計結果が大きく改善する。これは 97 年頃の金融不安期をも含めた全サンプル期間を通じ、日本におけるレンディング・チャンネルの有効性と金融システムの安定性のあいだには、密接な連動が存在することを示唆している。

表 1 第 2 段階の推計結果：コールレート

	[1]	[5]
R_t	-0.0721***	-0.0642**
se	0.0234	0.0230
p_value	0.0051	0.0109
R_{t-1}	0.1047***	0.0938***
se	0.0335	0.0290
p_value	0.0046	0.0039
R_{t-2}	-0.0220	-0.0032
se	0.0227	0.0193
p_value	0.3412	0.8717
Δy_t		-0.0769***
se		0.0200
p_value		0.0009
Δy_{t-1}		0.0628**
se		0.0244
p_value		0.0178
Δy_{t-2}		-0.0262
se		0.0229
p_value		0.2659
constant	0.0364	0.0731
se	0.0588	0.0538
p_value	0.5413	0.1884
n	28	28
\bar{R}^2	0.2761	0.5207

- a. ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で統計的に有意であることを示す。
 b. 被説明変数： β_t 。
 c. 推計サンプル：全業態。
 d. 推計期間：f.y.1977-f.y.2004.

(22) ここで GDP 成長率 (Δy_t) が多くの場合において追加的説明力を有していること、あるいは表 5 および表 6 における定式化 [7] [8] が、定式化 [3] [4] に較べて高い検定力をもっていることをもって、本稿で採用した「2 ステップ・アプローチ」の有効性を議論することはできないことに注意されたい。なぜなら第 2 段階の推計では、いずれの定式化においても第 1 段階の推計で得た共通の $\hat{\beta}_t$ を用いているからである。もっとも $\hat{\beta}_t$ 自体に偏りが生じる可能性については、脚注 (16) で言及した通りである。

表2 第2段階の推計結果：銀行部門全体の預金増加率

	[2]	[6]
ΔD_t	-0.3064	0.2553
se	0.4671	0.5073
p_value	0.5181	0.6200
ΔD_{t-1}	-0.6922	-0.4947
se	0.4789	0.5304
p_value	0.1613	0.3616
ΔD_{t-2}	0.4577	0.3616
se	0.4766	0.5677
p_value	0.3465	0.5310
Δy_t		-0.0681**
se		0.0303
p_value		0.0356
Δy_{t-1}		0.0442
se		0.0336
p_value		0.2029
Δy_{t-2}		0.0052
se		0.0263
p_value		0.8449
constant	0.1247**	0.1281*
se	0.0566	0.0713
p_value	0.0374	0.0871
n	28	28
\bar{R}^2	0.0090	0.1140

- a. ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で統計的に有意であることを示す。
 b. 被説明変数： $\hat{\beta}_t$.
 c. 推計サンプル：全業態.
 d. 推計期間：f.y.1977-f.y.2004.

表3 第2段階の推計結果: クレジット・スプレッド

	[3]	[7]
SP_t	1.1427**	1.9703**
se	0.4916	0.6728
p_value	0.0369	0.0151
SP_{t-1}	-0.0636	0.0905
se	0.3958	0.2946
p_value	0.8749	0.7649
SP_{t-2}	-0.2980	-0.1617
se	0.2950	0.2196
p_value	0.3308	0.4784
Δy_t		-0.0613**
se		0.0226
p_value		0.0221
Δy_{t-1}		0.0593**
se		0.0256
p_value		0.0429
Δy_{t-2}		-0.0912***
se		0.0269
p_value		0.0069
constant	0.0111	0.0498
se	0.0746	0.0512
p_value	0.8835	0.3533
n	17	17
\bar{R}^2	0.2341	0.7050

- a. ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で統計的に有意であることを示す.
 b. 被説明変数: $\hat{\beta}_t$.
 c. 推計サンプル: 全業態.
 d. 推計期間: f.y.1988-f.y.2004.

表4 第2段階の推計結果：日銀貸出の変化率

	[4]	[8]
$\Delta BOJLEND_t$	0.3701**	0.6760*
se	0.1589	0.3271
p_value	0.0366	0.0656
$\Delta BOJLEND_{t-1}$	0.0516	0.3638
se	0.1666	0.2966
p_value	0.7617	0.2481
$\Delta BOJLEND_{t-2}$	-0.1594	-0.1112
se	0.1583	0.1505
p_value	0.3323	0.4770
Δy_t		-0.0198
se		0.0437
p_value		0.6597
Δy_{t-1}		-0.0004
se		0.0656
p_value		0.9951
Δy_{t-2}		-0.0806
se		0.0486
p_value		0.1282
constant	0.1165**	0.3992***
se	0.0521	0.1190
p_value	0.0435	0.0073
n	17	17
\bar{R}^2	0.2602	0.5567

- a. ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で統計的に有意であることを示す。
 b. 被説明変数： $\hat{\beta}_t$.
 c. 推計サンプル：全業態.
 d. 推計期間：f.y.1988-f.y.2004.

表5 検定結果: クレジット・スプレッド

Wald Test, $H_0: \phi_0 + \phi_1 + \phi_2 = 0$
定式化 [3]
$\chi^2(1) = 3.0386$; P-value = 0.0813
定式化 [7]
$\chi^2(1) = 9.4240$; P-value = 0.0021

表6 検定結果: 日銀貸出の変化率

Wald Test, $H_0: \phi_0 + \phi_1 + \phi_2 = 0$
定式化 [4]
$\chi^2(1) = 1.3817$; P-value = 0.2398
定式化 [8]
$\chi^2(1) = 6.4537$; P-value = 0.0111

4 β_i は実物経済に影響するのか?

4.1 定式化と推計方法

この節では銀行が直面する流動性制約が、マクロレベルでの企業の資金繰りに与える影響について考察する。前節までの推計結果を解釈するにあたっては、 $\hat{\beta}_i$ の上昇が必ずしもマクロレベルでの企業の投資行動への制約を意味しないことに注意が必要である。企業にとって銀行貸出以外の資金調達手段へのアクセスが容易であるなら、たとえ銀行貸出の供給が減少しても、その他の調達手段によってそれを代替することが可能だからである。これまでの先行研究においては、こうした銀行の直面する流動性制約と企業の投資行動の関係については明らかにされていない（例えば Kashyap and Stein [2000], Hosono[2005]）。本稿では新たなアプローチとして、企業の資金繰り DI というマクロレベルでの企業の心理的側面に注目することによって上記の関係を分析する。具体的には、 $\hat{\beta}_i$ が高いときに企業の資金繰りが悪化するという関係があるか検討する。もしこの関係が成立するならば、銀行の流動性制約が高まることによって企業の資金繰りが悪化し、その結果として企業の投資行動も影響を受けるはずである。

そこで日本銀行「全国企業短期経済観測調査（短観）」における「資金繰り DI」を被説明変数とした以下のモデルを OLS によって推計する⁽²³⁾。

(23) 資金繰り DI は回答企業の (1) 手元流動性水準, (2) 金融機関の貸出態度, (3) 回収・支払条件などを総合した資金繰りについて、「DI = (「楽である」とした回答社数構成比) - (「苦しい」とした回答社数構成比)」として算出されている。なおデータ出所は、日本銀行「全国企業短期経済観測調査」である。

$$DI_t = \sum_{j=0}^1 a_j \hat{\beta}_{t-j} + b_2 RATE_t + \kappa \quad (7)$$

$$DI_t = \sum_{j=0}^1 a_j \hat{\beta}_{t-j} + b_2 RATE_t + \sum_{j=0}^1 \gamma_j \Delta y_{t-j} + \kappa \quad (8)$$

ただし DI_t は資金繰り DI の水準である。実際の推計にあたっては、以下のような合計で 4 通りの定式化を行った。定式化 [i] [ii] はそれぞれ (7), (8) 式の $RATE_t$ に長期国債利回 ($INTEREST10_t$) を

表 7 企業の資金繰りへの影響

	[i]	[ii]	[iii]	[iv]
$\hat{\beta}_t$	-19.4004***	-9.4356*	-19.0281***	-10.9231**
se	5.6601	4.6948	5.9520	4.4191
p-value	0.0022	0.0569	0.0039	0.0217
$\hat{\beta}_{t-1}$	-13.6679**	0.2156	-12.9344**	-2.1417
se	5.8501	4.6424	6.2281	4.3045
p-value	0.0282	0.9634	0.0487	0.6237
Δy_t		2.2427***		1.8222***
se		0.6795		0.6002
p-value		0.0033		0.0061
Δy_{t-1}		1.9245***		2.0328***
se		0.6095		0.6161
p-value		0.0046		0.0033
$INTEREST10_t$	1.0869**	-1.2239**		
se	0.4761	0.5221		
p-value	0.0316	0.0285		
$LENDRATE_t$			0.8938	-1.2364**
se			0.5645	0.4977
p-value			0.1264	0.0211
constant	-3.8005	-6.1837***	-2.5010	-5.6356***
se	2.6065	1.8047	2.7789	1.8538
p-value	0.1578	0.0024	0.3771	0.0060
n	28	28	28	28
\bar{R}^2	0.4244	0.7412	0.3656	0.7474

- ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で統計的に有意であることを示す。
- 被説明変数: DI_t 。
- 推計サンプル: 全業態。
- 推計期間: f.y.1977-f.y.2004。

代入したものである。定式化 [iii] [iv] は同じく (7), (8) 式の $RATE_t$ に都市銀行の貸出約定平均金利 ($LENDRATE_t$) を代入したものである。推計期間は 1977 年度 - 2004 年度である。

4.2 推計結果

表 7 は (7), (8) 式の推計結果を示している。 a_j の当期の値を見ると、すべてのケースで負となり符合条件を満たす。このとき定式化 [i] [iii] では 1% 水準で、定式化 [ii] [iv] では、それぞれ 10%, 5% 水準で統計的に有意となる。また a_j の前期の値も、定式化 [ii] を除いて負となり符合条件を満たす (ただし定式化 [ii] における a_j の前期の値は 10% 水準で有意でない)。これらの結果は、銀行が直面する流動性制約が強まるとマクロレベルでの企業の資金繰りが悪化することを意味しており、レンディング・チャンネルを通じた実物経済への影響を示唆するものである。

5 頑健性の検証

この節では、前節までの推計結果の頑健性を検証する。5.1 節では、 $\hat{\beta}_t$ の推定におけるバイアスの可能性を考慮して、GMM による推計を行う。5.2 節では、BIS 規制との関連から流動性資産の定義を変更した推計を行う。5.3 節では、推計サンプルを銀行業態および金融自由化前後に分割した推計を行う。

5.1 バイアスの可能性：GMM による推計

この節ではこれまでに得られた分析結果の頑健性を検証するために、推計方法について検討を加えたい。本稿では推計方法として OLS を用いたが、第 1 段階の推計において流動性資産比率 B_{it}

表 8 GMM による推計

SP_t	1.7522**	$\Delta BOJLEND_t$	0.6925**
se	0.7954	se	0.2668
p-value	0.0449	p-value	0.0212
Δy_t	-0.0437	Δy_t	-0.0455
se	0.0401	se	0.0382
p-value	0.2939	p-value	0.2533
constant	-0.0043	constant	0.2884**
se	0.1436	se	0.1159
p-value	0.9767	p-value	0.0261
n	17	n	17
\bar{R}^2	0.1998	\bar{R}^2	0.2725

- ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で統計的に有意であることを示す。
- GMM により推計した $\hat{\beta}_t$ を被説明変数とした上で、第 2 段階の推計を OLS で行っている。
- 推計サンプル：全業態
- 推計期間：f.y. 1988 - f.y. 2004.

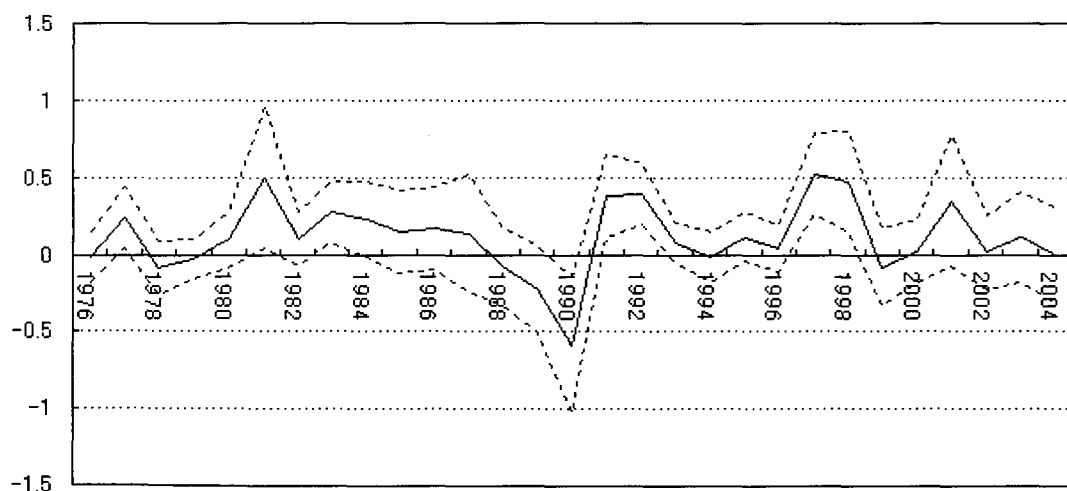
が内生変数となるなら $\hat{\beta}_t$ は推計バイアスを生じ、またそれによって第2段階の推計においても $\hat{\phi}_t$ に歪みが生じることになる。 $\hat{\beta}_t$ のバイアスの方向については正負どちらの可能性もあるが、日本の文脈を考えると直観的には以下のような可能性を想定することが自然だろう。営業基盤の地域特性などにより優良な貸出機会に恵まれない銀行は、あえてリスクの高い貸出を行うよりも、資金をコールローン等で運用することで相対的に流動性資産比率 B_{it} が高い可能性がある。このような場合、推定された $\hat{\beta}_t$ は下方バイアスをもつことになる。ただし本稿における目的は、金融引き締め期に $\hat{\beta}_t$ が有意に正となることを確認することであるから、推計結果を保守的に解釈するという観点からは深刻な問題を生じるものではない。同様に $\hat{\beta}_t$ が下方バイアスをもつことに起因する $\hat{\phi}_t$ の歪みについても、帰無仮説を採択する方向であって問題はないと考えられる。

とはいうものの、 $\hat{\beta}_t$ が異なる方向のバイアスをもつ可能性も十分に考えられるため、以下では第1段階の推計をGMMで推計することでバイアスの修正を行う。操作変数は B_{t-2} 、 B_{t-3} 、 ΔL_{t-2} である。このようにして得られた $\hat{\beta}_t$ を被説明変数に、 M_t と Δy_t の当期の値を説明変数として第2段階の推計をOLSで行った。表8は第2段階の推計結果のうち、 M_t にクレジット・スプレッドと日銀貸出の変化率を用いた場合を示している。これを見ると、いずれのケースでも $\hat{\phi}_j$ が5%水準で有意に符合条件を満たしており、OLSで行った推計と整合的な結果が得られている⁽²⁴⁾。

5.2 キャピタル・クランチの影響：流動性資産の変更

図2で示した全業態の推計結果からは、97年度頃に $\hat{\beta}_t$ が上方に大きく跳ね上がっており、銀行の保有する流動性資産と貸出のあいだの相関が強まっていることがわかる。90年代後半は大規模金融機関の連続破綻などで金融システム不安が高まった時期であり、それが銀行の直面する流動性

図3 流動性資産から国債を除いた場合の $\hat{\beta}_t$ の推移



(24) 推計結果の頑健性を検証する上では、操作変数の数をさらに増やしたり、他の操作変数の組み合わせを用いた推計を試みるのがより望ましいと思われる。今後の研究課題としたい。

制約を強めた可能性があることは上述した通りである。ただしこれについては、銀行が大量の国債を買い入れていた時期とも重なることから、金融システムショックの影響とは異なる以下のような可能性も考えられる。BIS 規制に基づく自己資本比率の算定では、その定義より貸出から国債へと資産を振り替えることで自己資本比率を引き上げることが可能である。これは流動性の高い銀行ほど自己資本比率も高くなることを意味する。このような銀行は貸出に対する自己資本制約が緩和され、翌期以降、より積極的な融資行動が可能となるかもしれない。このような場合にも、銀行の保有する流動性資産と貸出の増加率は正の相関をもつことになるから、 $\hat{\beta}_t$ は上方に跳ね上がることになる。そこでこの小節では、流動性資産比率 B_{it} の定義に関する推計結果の頑健性を検証するために、 B_{it} から国債を除外した推計を行う。

図3 は (1) 式を OLS により推計して得られた $\hat{\beta}_t$ の推移を示している（なお信頼区間は不均一分

表9 第2段階の推計結果：国債除く

	[3']	[7']	
SP_t	1.1818*	1.9762**	0.9265**
se	0.6061	0.7141	0.4083
p_value	0.0731	0.0199	0.0396
SP_{t-1}	-0.1005	0.1001	
se	0.4880	0.3127	
p_value	0.8401	0.7555	
SP_{t-2}	-0.5543	-0.3177	
se	0.3636	0.2331	
p_value	0.1514	0.2028	
Δy_t		-0.0918***	-0.0824***
se		0.0240	0.0206
p_value		0.0034	0.0013
Δy_{t-1}		0.0691**	
se		0.0272	
p_value		0.0291	
Δy_{t-2}		-0.0989***	
se		0.0286	
p_value		0.0061	
constant	0.0833	0.1503**	0.1357*
se	0.0919	0.0543	0.0737
p_value	0.3814	0.0199	0.0867
n	17	17	17
\bar{R}^2	0.2524	0.7865	0.5430

- ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で統計的に有意であることを示す。
- 被説明変数： $\hat{\beta}_t$ 。
- 推計サンプル：全業態。
- 推計期間：f.y.1988-f.y.2004。

散一致標準誤差より導出している)。これを図2と比較すると、90年度頃の $\hat{\beta}_t$ の落ち込みがやや大きいものの、流動性資産の定義による違いはあまり見られない。表9、10は第2段階の推計結果のうち、 M_t にクレジット・スプレッド(SP_t)と日銀貸出残高($BOJLEND_t$)を用いた場合を示している。表10では表4と異なり、 $\Delta BOJLEND_t$ の有意性は10%水準で消滅している。しかし表9からわかるように、 SP_t を用いた推計では定式化[3]、[7]で当期の値がそれぞれ10%、5%水準で有意となっており、第3節における推計とほぼ整合的な結果が得られている。

5.3 推計サンプルの分割：業態および期間

以下では銀行業態および期間についてサンプルを分割した推計を行う。第3節で示した推計結果においては、 M_t にクレジット・スプレッドおよび日銀貸出の変化率を用いた場合には、概ね理論

表10 第2段階の推計結果：国債除く（続き）

	[4']	[8']	
$\Delta BOJLEND_t$	0.2994	0.5888	0.3857**
se	0.2046	0.3911	0.1326
p_value	0.1672	0.1631	0.0115
$\Delta BOJLEND_{t-1}$	0.0941	0.2738	
se	0.2144	0.3547	
p_value	0.6681	0.4580	
$\Delta BOJLEND_{t-2}$	-0.3749*	-0.2219	
se	0.2038	0.1800	
p_value	0.0888	0.2458	
Δy_t		-0.0540	-0.0834***
se		0.0522	0.0190
p_value		0.3253	0.0006
Δy_{t-1}		0.0020	
se		0.0785	
p_value		0.9805	
Δy_{t-2}		-0.0675	
se		0.0581	
p_value		0.2721	
constant	0.1194*	0.4214**	
se	0.0671	0.1423	
p_value	0.0985	0.0143	
n	17	17	17
\bar{R}^2	0.2124	0.5929	0.6103

- ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で統計的に有意であることを示す。
- 被説明変数： $\hat{\beta}_t$ 。
- 推計サンプル：全業態。
- 推計期間：f.y.1988-f.y.2004。

予測を支持する結果が得られた。しかしその一方で、 M_t にコールレートと預金増加率を用いた場合には、必ずしも明確な結果が得られなかった。そこで以下では、全サンプルの中から都銀、地銀および地銀 II をサンプルとして抽出した上で、それぞれ業態別の推計を行う。こうすることで、貸出に対するマクロ要因の影響を業態別にコントロールすることができる。また銀行の直面する外部資金プレミアムは金融革新の進展によっても変化する可能性があるため、金融自由化以後にサンプルを限定した推計も併せて行う。推計期間は (A) 1977 年度 - 1997 年度、(B) 1985 年度 - 1997 年度である。なお 90 年代後半以降には、特に都市銀行のサンプル数が合併等により著しく減少するために、推計期間はゼロ金利政策導入までとした。具体的な推計の手順としては、まず業態別・期間別にそれぞれサンプルを分割する。その上でこれまでと同様に第 1 段階の推計を行い、そこで得られた $\hat{\beta}_i$ を被説明変数として第 2 段階の推計を行う。

理論仮説によれば、規模の小さな銀行ほど自らの資金調達における情報の非対称性が大きいと考えられるから、マネタリー・ショックの影響がより大きいことになる。表 11 - 16 は第 2 段階の推計結果を示しているが、都銀はいずれのケースでも $\hat{\phi}_j$ の帰無仮説を 10% 水準で棄却することができず、理論予測と整合的である。ただし地銀や地銀 II の場合には、 $\hat{\phi}_j$ の値が統計的に有意になるケースが散見される一方で、符合条件が必ずしも満たされる訳ではなく、その解釈が難しい。もっとも表 16 に示されるように、地銀 II をサンプルとして M_t に預金増加率を用いた場合には、 $\hat{\phi}_j$ の当期と前期の値はすべて符合条件を満たし、かつ 5% もしくは 10% 水準で統計的に有意となるケースが散見される。また地銀 II の $\hat{\phi}_j$ の絶対値は他業態と較べて相対的に大きい。これは資産規模の小さな銀行ほど、預金量の減少が貸出に対する流動性制約を強めることを意味し、理論予測と整合的である。またここでの分析からは、金融革新の進展が利用可能な資金調達手段の多様化によって、レンディング・チャネルのインパクトを弱めるとの通説を積極的に支持する証左は得られない。

表 11 都銀の推計結果：第 2 段階

	[1A]	[1B]	[5A]	[5B]
R_t	0.0471	-0.0476	0.1394	-0.1591
se	0.1056	0.1904	0.1337	0.2858
p_value	0.6612	0.8083	0.3149	0.5978
R_{t-1}	-0.1704	-0.2271	-0.1796	-0.0882
se	0.1470	0.2979	0.1730	0.3850
p_value	0.2625	0.4653	0.3167	0.8263
R_{t-2}	0.1840	0.3107	0.1486	0.2364
se	0.1096	0.2106	0.1215	0.2911
p_value	0.1113	0.1742	0.2413	0.4479
Δy_t			-0.0153	0.1373
se			0.1241	0.1671
p_value			0.9036	0.4428
Δy_{t-1}			-0.1381	-0.0862
se			0.1915	0.2453
p_value			0.4827	0.7373
Δy_{t-2}			-0.0690	0.0381
se			0.1937	0.2382
p_value			0.7271	0.8781
constant	-0.2774	-0.3331	0.2937	-0.3999
se	0.4812	0.5667	0.6830	0.9394
p_value	0.5719	0.5711	0.6738	0.6852
n	21	13	21	13
\bar{R}^2	-0.0088	0.0797	-0.0988	-0.2361

- a. ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で統計的に有意であることを示す。
 b. 被説明変数： $\hat{\beta}_t$.
 c. 推計サンプル：都銀。
 d. 推計期間：[A] f.y.1977-f.y.1997, [B] f.y.1985-f.y.1997.

表 12 都銀の推計結果：第 2 段階 (続き)

	[2A]	[2B]	[6A]	[6B]
ΔD_t	0.4950	1.5209	0.4774	0.9214
se	2.7718	3.1136	3.0558	3.6554
p_value	0.8604	0.6369	0.8781	0.8094
ΔD_{t-1}	0.7321	0.5489	1.6433	-0.9105
se	3.1232	3.3311	3.6566	4.7572
p_value	0.8175	0.8727	0.6600	0.8545
ΔD_{t-2}	-1.3364	-3.9157	1.4927	-3.6275
se	2.8280	3.0313	3.5927	5.2750
p_value	0.6425	0.2286	0.6841	0.5173
Δy_t			-0.0421	0.1641
se			0.1651	0.2309
p_value			0.8023	0.5040
Δy_{t-1}			-0.1671	-0.1533
se			0.1892	0.2437
p_value			0.3922	0.5524
Δy_{t-2}			-0.0636	0.0541
se			0.1672	0.1922
p_value			0.7093	0.7877
constant	0.1304	0.1322	0.7634	0.0601
se	0.3022	0.2925	0.5998	0.8305
p_value	0.6716	0.6619	0.2238	0.9447
n	21	13	21	13
\bar{R}^2	-0.1586	-0.0902	-0.2380	-0.4185

- a. ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で統計的に有意であることを示す。
 b. 被説明変数： $\hat{\beta}_t$ 。
 c. 推計サンプル：都銀。
 d. 推計期間：[A] f.y.1977-f.y.1997, [B] f.y.1985-f.y.1997。

表 13 地銀の推計結果：第 2 段階

	[1A]	[1B]	[5A]	[5B]
R_t	-0.0372**	-0.0396	-0.0326	-0.0514
se	0.0149	0.0264	0.0188	0.0342
p_value	0.0229	0.1673	0.1044	0.1834
R_{t-1}	0.0189	-0.0093	0.0189	-0.0285
se	0.0207	0.0413	0.0243	0.0461
p_value	0.3748	0.8262	0.4494	0.5591
R_{t-2}	0.0193	0.0364	0.0225	0.0656
se	0.0154	0.0292	0.0170	0.0348
p_value	0.2282	0.2436	0.2071	0.1084
Δy_t			-0.0219	-0.0073
se			0.0174	0.0200
p_value			0.2288	0.7265
Δy_{t-1}			0.0178	0.0453
se			0.0269	0.0293
p_value			0.5177	0.1735
Δy_{t-2}			-0.0171	-0.0056
se			0.0272	0.0285
p_value			0.5392	0.8515
constant	0.0767	0.1151	0.1055	-0.0091
se	0.0678	0.0785	0.0958	0.1124
p_value	0.2737	0.1770	0.2897	0.9382
n	21	13	21	13
\bar{R}^2	0.2669	0.3823	0.2085	0.3820

- a. ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で統計的に有意であることを示す。
 b. 被説明変数： $\hat{\beta}_t$ 。
 c. 推計サンプル：地銀。
 d. 推計期間：[A] f.y.1977-f.y.1997, [B] f.y.1985-f.y.1997.

表 14 地銀の推計結果：第 2 段階 (続き)

	[2A]	[2B]	[6A]	[6B]
ΔD_t	1.2130*	1.1733*	1.4190*	1.1597
se	0.6608	0.6210	0.7154	0.7138
p_value	0.0840	0.0914	0.0673	0.1553
ΔD_{t-1}	-1.1039	-0.8825	-0.7410	-1.7157
se	0.7697	0.7263	0.9692	1.1006
p_value	0.1696	0.2553	0.4572	0.1701
ΔD_{t-2}	-0.9289	-1.4701**	-0.6772	-2.2876*
se	0.6693	0.6431	0.8574	0.9653
p_value	0.1831	0.0481	0.4428	0.0555
Δy_t			-0.0210	0.0244
se			0.0265	0.0301
p_value			0.4409	0.4488
Δy_{t-1}			-0.0161	0.0058
se			0.0248	0.0267
p_value			0.5266	0.8342
Δy_{t-2}			0.0049	0.0343
se			0.0278	0.0304
p_value			0.8639	0.3015
constant	0.1814***	0.1849***	0.2258**	0.0847
se	0.0505	0.0446	0.0874	0.0923
p_value	0.0022	0.0025	0.0217	0.3944
n	21	13	21	13
\bar{R}^2	0.1929	0.4340	0.1172	0.3452

- a. ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で統計的に有意であることを示す。
 b. 被説明変数： $\hat{\beta}_t$ 。
 c. 推計サンプル：地銀。
 d. 推計期間：[A] f.y.1977-f.y.1997, [B] f.y.1985-f.y.1997.

表 15 地銀 II の推計結果：第 2 段階

	[1A]	[1B]	[5A]	[5B]
R_t	-0.0026	-0.1458**	0.0055	-0.0966
se	0.0291	0.0449	0.0290	0.0566
p-value	0.9285	0.0101	0.8517	0.1385
R_{t-1}	0.0392	0.2695***	0.0378	0.2076**
se	0.0405	0.0703	0.0375	0.0762
p-value	0.3460	0.0040	0.3302	0.0344
R_{t-2}	-0.0266	-0.1639***	-0.0088	-0.1272*
se	0.0301	0.0497	0.0263	0.0576
p-value	0.3902	0.0093	0.7431	0.0693
Δy_t			-0.0871***	-0.0611
se			0.0269	0.0331
p-value			0.0059	0.1143
Δy_{t-1}			0.0849*	0.0448
se			0.0415	0.0485
p-value			0.0600	0.3921
Δy_{t-2}			-0.0552	-0.0241
se			0.0420	0.0471
p-value			0.2101	0.6271
constant	0.0214	0.2221	0.0717	0.2384
se	0.1324	0.1337	0.1480	0.1859
p-value	0.8736	0.1311	0.6355	0.2470
n	21	13	21	13
\bar{R}^2	-0.0673	0.4952	0.2785	0.5233

- a. ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で統計的に有意であることを示す。
 b. 被説明変数： β_t 。
 c. 推計サンプル：地銀 II。
 d. 推計期間：[A] f.y.1977-f.y.1997, [B] f.y.1985-f.y.1997.

表 16 地銀 II の推計結果：第 2 段階（続き）

	[2A]	[2B]	[6A]	[6B]
ΔD_t	-2.4659	-2.2461	-2.4688*	-2.4436
se	1.4811	1.5898	1.3232	1.5368
p_value	0.1142	0.1913	0.0832	0.1629
ΔD_{t-1}	-3.1407*	-4.4451**	-1.3479	-3.2025
se	1.6233	1.7512	1.6220	2.4137
p_value	0.0698	0.0318	0.4199	0.2328
ΔD_{t-2}	4.1773**	3.7962**	4.2899**	2.8423
se	1.4669	1.6446	1.5374	2.6432
p_value	0.0111	0.0464	0.0145	0.3236
Δy_t			-0.0817**	-0.0474
se			0.0315	0.0550
p_value			0.0213	0.4218
Δy_{t-1}			0.0451	0.0588
se			0.0311	0.0382
p_value			0.1694	0.1745
Δy_{t-2}			-0.0188	0.0014
se			0.0311	0.0437
p_value			0.5549	0.9759
constant	0.1211	0.1582*	0.1635	0.0988
se	0.0784	0.0855	0.1001	0.1249
p_value	0.1410	0.0975	0.1245	0.4588
n	21	13	21	13
\bar{R}^2	0.3296	0.5298	0.4854	0.6209

- a. ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で統計的に有意であることを示す。
 b. 被説明変数： $\hat{\beta}_t$ 。
 c. 推計サンプル：地銀 II。
 d. 推計期間：[A] f.y.1977-f.y.1997, [B] f.y.1985-f.y.1997。

6 結論

本稿は銀行の個別財務データを用いて、日本におけるレンディング・チャネルのインパクトの決定要因について実証的に検証した。本稿の主なファインディングは以下である。まず、銀行が保有する流動性資産と貸出のあいだには正の相関があり、それは金融システム不安期に強まる。ただし金融政策がこれを強めるかについては、必ずしも頑健な結果が得られない。他方、クレジット・スプレッドなど金融システム不安の代理変数とは、はっきりとした相関が見てとれる。また、金融革新の進展が利用可能な資金調達手段を多様化することによって、レンディング・チャネルのインパクトを弱めるとの通説は支持されない。本稿から得られる政策的含意は、日本においてもレンディング・ビューの妥当性は支持されるものの、それは金融システムの安定性などの金融環境が大きく左右するというものである。これは中央銀行による金融政策運営の困難さを示すと同時に、銀行部門の健全性が実体経済へ与える影響の大きさを示唆している。

本稿は金融政策のみならず、レンディング・チャネルを通じた金融システムショックの影響を明らかにした点で、これまでの先行研究とは異なる。また銀行レベルのマイクロデータを用いたレンディング・ビューについての実証研究で、殊に日本を分析の対象としたものはごく限られているのが現状であり⁽²⁵⁾、先行研究の蓄積という観点からも本稿の意義は小さくないと考える。

(25) 例外が Hosono [2005] である。

補論 A 基本統計量

表 17 基本統計量

1977 年度 (単位：百万)				2004 年度 (単位：百万)			
全業態				全業態			
資産合計		貸出金合計		資産合計		貸出金合計	
平均	1384107	平均	829535	平均	6075731	平均	3338455
中央値 (メジアン)	557106	中央値 (メジアン)	347081	中央値 (メジアン)	2183803	中央値 (メジアン)	1349791
標準偏差	2548385	標準偏差	1472484	標準偏差	15021676	標準偏差	7388120
最小	38955	最小	25637	最小	253202	最小	187335
最大	13579731	最大	8139655	最大	91129776	最大	50067586
標本サイズ	156	標本サイズ	156	標本サイズ	116	標本サイズ	116
シェア	1.0000	シェア	1.0000	シェア	1.0000	シェア	1.0000
都銀				都銀			
資産合計		貸出金合計		資産合計		貸出金合計	
平均	8367455	平均	4751075	平均	57369381	平均	28289575
中央値 (メジアン)	8251946	中央値 (メジアン)	4657120	中央値 (メジアン)	68184043	中央値 (メジアン)	33745516
標準偏差	3280089	標準偏差	1978921	標準偏差	30103857	標準偏差	14912057
最小	3334553	最小	1930442	最小	6396302	最小	3443721
最大	13579731	最大	8139655	最大	91129776	最大	50067586
標本サイズ	13	標本サイズ	13	標本サイズ	7	標本サイズ	7
シェア	0.5038	シェア	0.4773	シェア	0.5698	シェア	0.5114
長銀				長銀			
資産合計		貸出金合計		資産合計		貸出金合計	
平均	7398934	平均	4681090	平均	4784328	平均	2605381
中央値 (メジアン)	7692830	中央値 (メジアン)	4894119	中央値 (メジアン)	4784328	中央値 (メジアン)	2605381
標準偏差	2498026	標準偏差	1260630	標準偏差		標準偏差	
最小	4766961	最小	3327519	最小	4784328	最小	2605381
最大	9737012	最大	5821633	最大	4784328	最大	2605381
標本サイズ	3	標本サイズ	3	標本サイズ	1	標本サイズ	1
シェア	0.1028	シェア	0.1085	シェア	0.0067	シェア	0.0068
信託銀				信託銀			
資産合計		貸出金合計		資産合計		貸出金合計	
平均	1384516	平均	606697	平均	11340301	平均	6057892
中央値 (メジアン)	1455705	中央値 (メジアン)	645185	中央値 (メジアン)	12794515	中央値 (メジアン)	7228883
標準偏差	676940	標準偏差	281211	標準偏差	5378056	標準偏差	3001841
最小	486158	最小	252056	最小	5156030	最小	2456773
最大	2160783	最大	922593	最大	16535633	最大	9035826
標本サイズ	7	標本サイズ	7	標本サイズ	5	標本サイズ	5
シェア	0.0449	シェア	0.0328	シェア	0.0805	シェア	0.0782

地銀				地銀			
資産合計		貸出金合計		資産合計		貸出金合計	
平均	826599	平均	540743	平均	3234589	平均	2050331
中央値 (メジアン)	680887	中央値 (メジアン)	438706	中央値 (メジアン)	2543138	中央値 (メジアン)	1670091
標準偏差	550531	標準偏差	353190	標準偏差	2139489	標準偏差	1416875
最小	95016	最小	67946	最小	387706	最小	255811
最大	2865652	最大	1822822	最大	10483610	最大	7792435
標本サイズ	63	標本サイズ	63	標本サイズ	60	標本サイズ	60
シェア	0.2412	シェア	0.2633	シェア	0.2754	シェア	0.3177
地銀 II				地銀 II			
資産合計		貸出金合計		資産合計		貸出金合計	
平均	331137	平均	218379	平均	1107859	平均	774863
中央値 (メジアン)	257944	中央値 (メジアン)	167310	中央値 (メジアン)	825233	中央値 (メジアン)	572892
標準偏差	234099	標準偏差	148465	標準偏差	748819	標準偏差	509809
最小	38955	最小	25637	最小	253202	最小	187335
最大	985089	最大	587118	最大	2848704	最大	2061405
標本サイズ	70	標本サイズ	70	標本サイズ	43	標本サイズ	43
シェア	0.1074	シェア	0.1181	シェア	0.0676	シェア	0.0860

補論 B 主要変数の算出方法およびデータの詳細

ここでは推計で用いた主要変数の算出方法およびデータの詳細を示す。なお () 内は日経 NEEDS データベースの項目コードである。

B.1 流動性資産比率の算出

流動性資産比率 (B_{it}) の算出に用いたデータの詳細は以下である。

- ・現金 (FB11002) :
通貨および通貨と同一視できる小切手, 手形の額, 地金銀, 外国通貨.
- ・コールローン (FB11007) :
手元資金を一時的かつ短期に運用する手段として行う短資業者への短期貸付金.
- ・国債 (FB11026) :
政府が発行する国債証書, 財務省証券, 外為証券, 食糧証券等.
- ・資産合計 (FB11069)

B.2 預金増加率の算出

預金増加率 (ΔD_{it}) の算出にあたっては, 銀行数の増減による影響を排するために以下のようなプロセスに従っている。まずデータが始まる 1974 年度決算とそれに引き続く 1975 年度決算において, どちらかにしかデータが存在しない銀行をサンプルから除外した上で預金増加率を計算し, 1975 年度の値とする。このプロセスをすべての連続する 2 つの年度 (つまり 1975 年度決算および 1976 年度決算, 1976 年度決算および 1977 年度決算...) に順次適用する。なお算出にあたっては個別銀行の「預金合計」を全業態または業態別に集計したものをを用いた。データの詳細は以下である (なお「その他の預金」に「譲渡性預金」は含まれない)。

- ・預金合計 (FB11070)
= 「当座預金 (FB11071)」+ 「普通預金 (FB11072)」+ 「貯蓄預金 (FB11073)」+
「通知預金 (FB11074)」+ 「定期預金 (FB11075)」+ 「定期積金 (FB11076)」+ 「その他の預金 (FB11077)」。

B.3 貸出金変化率

貸出金変化率 (ΔL_{it}) の算出で用いた「貸出金合計」の詳細は以下である。

- ・貸出金合計 (FB11032)
= 「割引手形 (FB11033)」+ 「手形貸付 (FB11034)」+ 「証書貸付 (FB11035)」+ 「当座貸越 (FB11036)」。

補論 C 金融政策の波及ラグを考慮した推計

ここでは金融政策の波及ラグを考慮した推計を行う。第3節における第2段階の推計では、金融政策指標としてコールレートを用いた場合に金融政策指標の当期の係数が符号条件とは逆になるという問題が生じている。そこでその原因の1つが金融政策の波及ラグである可能性を考慮して、説明変数から R_t を除外した推計を行う。すなわち第2段階の推計において、(2)式に替えて次の(9)式を推計する。

$$\hat{\beta}_t = \sum_{j=1}^2 \phi_j R_{t-j} + \zeta + u_t \quad (t = 1, 2, \dots, T) \quad (9)$$

なお推計期間は第2次オイルショックからバブル崩壊までの時期に相当する1981年3月期(f.y. 1980)から1994年3月期(f.y. 1993)に限定した。この期間はコールレートのレベルが極端には低下しておらず、その変動の余地が大きいことから推計に好都合である。

この期間における各変数間の相関係数を示したのが表18である。これから以下の3点がわかる：(1)被説明変数と R_t の相関が非常に小さい。(2)被説明変数と R_t の相関と比較すると、 R_t と R_{t-1} の相関が大きい。(3)コールレートのレベルと生産量の変化率について被説明変数と相関が大きい説明変数は R_{t-1} と Δy_t である。(1)と(2)より、第3節での分析において R_t の符号が有意に負となるのは、被説明変数と直接的な関係があるというよりも、むしろ説明変数間の相関構造に大きく影響を受けていると考えられる。そのため、1期の波及ラグを仮定して説明変数から R_t を除外した推計を行うことにも妥当性があると考えられる。また(3)より、モデルの説明変数を被説明変数と相関が大きい R_{t-1} と Δy_t に限定した推計も行う。

表19、20はそれぞれ第2段階の推計結果と $\sum_{j=1}^2 \phi_j = 0$ との帰無仮説をWald検定によって検定した結果を示している。分析1における R_{t-1} の係数の推定値は5%水準で有意に正となる。また R_{t-2} のそれについては10%水準で有意ではないものの、同じく正となり符号条件を満たす。ここでWald検定は帰無仮説を1%水準で棄却している。分析2では R_{t-1} の係数が5%水準で有意に正となり符号条件を満たす。 R_{t-2} の係数の符号は負となるものの、10%水準で有意ではない。Wald検定は帰無仮説を5%水準で棄却している。分析3においても R_{t-1} の係数が1%水準で有意に正となっており、符号条件はここでも満たされる。いずれも理論仮説と整合的な結果が得られた。

表 18 変数間の相関

	β_t	R_t	R_{t-1}	R_{t-2}	Δy_t	Δy_{t-1}	Δy_{t-2}
β_t	1						
R_t	-0.0152	1					
R_{t-1}	0.7188	0.5242	1				
R_{t-2}	0.5282	-0.1503	0.3868	1			
Δy_t	-0.5489	0.1237	-0.3172	-0.4617	1		
Δy_{t-1}	-0.3354	0.4429	-0.0826	-0.6261	0.5274	1	
Δy_{t-2}	-0.0885	0.3284	0.2615	-0.4654	-0.0325	0.3661	1

表 19 波及ラグを考慮した推計結果：第 2 段階

	分析 1	分析 2	分析 3
R_{t-1}	0.0723**	0.0850**	0.0724***
se	0.0250	0.0303	0.0231
p value	0.0147	0.0230	0.0095
R_{t-2}	0.0356	-0.0080	
se	0.0254	0.0402	
p value	0.1874	0.8470	
Δy_t		-0.0497	-0.0500*
se		0.0350	0.0270
p value		0.1938	0.0916
Δy_{t-1}		-0.0027	
se		0.0432	
p value		0.9521	
Δy_{t-2}		-0.0602	
se		0.0522	
p value		0.2825	
constant	-0.5740***	0.0428	-0.1812
se	0.1809	0.4280	0.1984
p value	0.0089	0.9228	0.3807
n	14	14	14
\bar{R}^2	0.5158	0.5200	0.5642

- a. ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で統計的に有意であることを示す。
 b. 被説明変数： $\hat{\beta}_t$.
 c. 推計サンプル：全業態.
 d. 推計期間：f.y.1977-f.y.2004.

表 20 檢定結果

Wald Test, $H_0 : \phi_1 + \phi_2 = 0$

分析 1

$$\chi^2(1) = 14.9809 ; P\text{-value} = 0.0001$$

分析 2

$$\chi^2(1) = 5.0593 ; P\text{-value} = 0.0245$$

参考文献

- [1] Bernanke, B. S. and Alan S. Blinder[1988]"Credit, Money, and Aggregate Demand , " *American Economic Review*, vol. 78(2), pp. 435-439.
- [2] Bernanke, B. S. and Alan S. Blinder [1992]"The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission, " *American Economic Review*, vol. 82, pp. 901-921.
- [3] Bernanke, B. S. and M. Gertler[1995]"Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission, " *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9(4), pp. 27-48.
- [4] Bernanke, B. S. and M. Gertler, and S. Gilchrist[1996]"The Financial Accelerator and the Flight to Quality, " *Review of Economics and Statistics*, vol. 78(1), pp. 1-15.
- [5] Cecchetti, Stephen G[1995]"Distinguishing Theories of the Monetary Transmission Mechanism, " *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 77(3), pp. 83-100.
- [6] Davidson, Russell and James G. MacKinnon[1993] *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, Oxford.
- [7] Dell'Ariccia, Giovanni, Enrica Detragiache, and Raghuram Rajan[2005]"The Real Effect of Banking Crises, " *IMF Working Paper*, No. 05/63.
- [8] Diamond, D. and P. Dybvig[1983]"Bank Runs, Deposit Insurance and Liquidity, " *Journal of Political Economy*, vol. 91(3), pp. 401-419.
- [9] Hosono, Kaoru[2005] "The Transmission Mechanism of Monetary Policy in Japan: Evidence from Banks' Balance Sheets, " *Journal of the Japanese and International Economies*, in press.
- [10] Hubbard, R. Glenn[1995]"Is There a 'Credit Channel' for Monetary Policy?, " *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 77(3), pp. 63-77.
- [11] Kashyap, Anil K. and Jeremy C. Stein[1994]"Monetary Policy and Bank Lending, "in N Gregory Mankiw ed. *Monetary Policy*, University of Chicago Press, Chicago.
- [12] Kashyap, Anil K. and Jeremy C. Stein[1995]"The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets, " *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 42, pp. 151-195.
- [13] Kashyap, Anil K. and Jeremy C. Stein[2000] "What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy?, " *American Economic Review*, vol. 90(3), pp. 407-428.
- [14] Romer, Christina D. and David H. Romer[1990]"New Evidence on the Monetary Transmission Mechanism, " *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1, pp. 149-198.
- [15] Stein, J. C. [1998]"An Adverse Selection Model of Bank Asset and Liability Management with Implications for the Transmission of Monetary Policy, " *Rand Journal of Economics*, vol. 29(3), pp. 466-486.
- [16] Stiglitz, Joseph E. and Bruce Greenwald[2003] *Towards a New Paradigm in Monetary Economics*, Cambridge University Press, Cambridge.

-
- [17] Ueda, Kazuo[1993]"A Comparative Perspective on Japanese Monetary Policy: ShortRun Monetary Control and the Transmission Mechanism,"in Kenneth J. Singleton ed. *Japanese Monetary Policy*, University of Chicago Press, Chicago.
- [18] 黒木祥弘 [1999]『金融政策の有効性』東洋経済新報社.
- [19] 星岳雄 [1996]「資本市場の不完全性と金融政策の波及経路 - 最近の研究成果の展望」, *IMES Discussion Paper Series*, 96-J-14.
- [20] 細野薫・渡辺努 [2002]「企業バランスシートと金融政策」,『経済研究』vol. 53(2).

abstract

Monetary Policy, Financial System Shocks, and Bank Lending
: Evidence from Banks' Balance Sheets in Japan

We examine the effectiveness of "the bank lending channel" of monetary policy using Japanese banks' balance sheets data from 1975 to 2005. We use several monetary shock indicators and investigate their effects on the supply of bank loan. Our main findings are as follows: First, we find that the impact of monetary shocks on lending is stronger for banks with less liquid balance sheets. Second, When financial system is instability, banks with less liquid balance sheets decrease their lending. On the other hand, we can not get the robust result using monetary policy indicators. Finally, we can not get the evidence that the financial liberalization has weakened the impact of the lending channel. Our results imply that the lending channel exists in Japan, but it heavily depends on the stability of the financial system.