

金融政策が及ぼす 地域銀行への波及効果に関する研究

三好祐輔

1. はじめに

この論文の目的は、中央銀行における金融政策の発動が、銀行の貸出行動を変化させることができるかどうかを分析することにある。十年近く続いたゼロ金利からマイナス金利に誘導する金融政策が、金融機関の貸出行動に及ぼす影響、政策の有効性について考察することにも繋がる。その効果をみるため、金利の変更が大きくあった時期に限定し、第一にインタレストチャネルの効果を調べる。そして、中央銀行がコール・レートを変更した時ならびに公定歩合の変更があった時の銀行の貸出行動に与える影響をみる。第二にレンディングチャネルの効果を分析する。金融政策が民間銀行の貸出に与える影響をそれぞれ測定し、保有資産の多い銀行ほど貸出に与える影響が低くなっているのかを⁽¹⁾検討している。

従来、金融政策の効果について二つの視点から考察されてきた。まず、通常の教科書で説明されている IS-LM 分析では、中央銀行が公定歩合の変更、法定準備率の変更などで民間銀行への預金量に影響を与え、利子率の水準を変化させる点に着目している（インタレストチャネル）。この効果が大きければ日銀の金融政策の変更、たとえば公定歩合の引き上げや公開市場の売りオペレーションにより金融政策が引き締められると、インターバンク市場での供給減少

(1) 中央銀行と民間銀行の間ではコール市場を中心とするインターバンク市場の短期金融市場において、日々の資金繰りのやり取りが活発に行われている。貸出利鞘、コール・レート、日本銀行への預け金が金融市場の動向や銀行の資金繰り状態を反映するので、本論文では金融政策の尺度として注目しておく。

を反映して貨幣の相対価格である利子率（コール・レート）が上昇し、それが銀行の資金調達費用を高めるため、企業への貸出を減退させるであろう。⁽²⁾このような観点から、マクロデータを用いた代表的な実証研究に Romer / Romer [1990] があげられる。彼等は連邦公開市場委員会の報告書などをもとに金融引締め政策が行われた時期を特定し、貸出と預金でどちらが引締めに対し早く反応するかを測定した。その結果、貸出は金融引締め後すぐに減少するが、預金は引締め政策に対しすぐに反応していないため、インタレストチャネルの重要性を主張している。

これに対し、もし銀行がすぐに換金できる流動資産を多く保有するのであれば、金融政策により銀行部門の負債が減少しても、企業への貸出をおこなうことができるが、資産の少ない銀行は企業への貸出を減らさなければならない（レンディングチャネル）。⁽³⁾たとえば、資産の多い都市銀行では金融引締め期にはそれほど貸出を減らす必要がないが、資産の少ない第二地方銀行では貸出を減らすか、あるいはその代わりに有価証券を大幅に減らさなければならない。アメリカの銀行業を対象に実証分析を行ったのが Kashap / Stein [1995] で、彼等は金融引締め時の銀行のバランスシートを分析し、より資産規模の小さな銀行では貸出金の減少幅が大きいので、レンディングチャネルの存在を示している。日本の銀行を対象にした堀 [1999] は、地方銀行と第二地方銀行の 1995 年のクロスセクションデータを用い、Kashap / Stein [1995] に倣いレンディングチャネルの検証を行い、日本でもレンディングチャネルの存在を確認している。⁽⁴⁾

-
- (2) わが国の市中銀行とくに都市銀行が短期的な資金不足に落ち込んだ時、その不足資金を補填する方法として、公定歩合を支払って日本銀行から借り入れる場合とコール・レートを払ってコール市場から資金を調達するのが代表的である。
- (3) 星 [1997] は他にもレンディングチャネルが成立するための条件として、企業にとって銀行借入れと社債発行が代替的であることがあげられている。例えば Bernanke / Blinder [1982], Kashap / Stein / Wilcox [1993] は企業が社債発行により資金調達が可能であれば、金融政策の変更で銀行からの融資額が変化しても設備投資を変更することからレンディングチャネルが有効に効いていると主張している。
- (4) マクロ集計データを用いた Ueda [1991] は日本では金融引締め時に銀行貸出を通じて生産を減少させる効果が大いことを根拠に、また畠田 [1997] は預金の減少に対して、中小企業は貸出よりも有価証券保有高を調整できていない点からレンディングチャネルの存在を確認している。

以上のような金融政策の波及経路に関する「レンディングチャンネル」と「インタレストチャンネル」の二つの考え方⁽⁵⁾について、活発な理論的研究・実証的研究が展開されているが、銀行レベルのデータを使ってどちらの効果が効いているのかについて現段階では明確な結論が得られていない（詳しくは星 [1997]、星 [2000] を参照）。そこで、本論文では特に、従来の日本の実証研究においておこなわれていなかった銀行資産別に個別の銀行財務データを用いることで、「レンディングチャンネル」と「インタレストチャンネル」のどちらが有効に効いているのかについて、実証的に検証する。

本論文の結論をあらかじめ要約すると、分析結果から第一にインタレストチャンネルはほとんどの銀行に影響を与えている。第二に、地方銀行、第二地方銀行、信託銀行については日銀からの金融調節の影響を大きく受けているが、都市銀行は金融政策の影響を受けていないといえる。したがって、都市銀行についてはレンディングチャンネルが有効に効いていないといえる。

構成は次のようになる。まず先行研究と本論文の分析との関連について述べ、第2節でベースモデルを説明し、第3節では分析方法とデータについて概観し、さらに実証研究の手順・結果、そして最後に、まとめを述べる。

2. ベースモデル：理論

銀行の期待利潤最大化から貸出供給関数を導出することが目的なので、以下では銀行の貸出行動を分析するモデルを説明しよう。まず最初に、銀行の行動はバランスシートの制約に従うものとする。ここでは、単純化のため、預金は全く同質的であると仮定し、また、預金準備額は不確実な預金引出しのためのバッファとして利用されているとする。よって銀行の予算制約式は、銀行の

(5) クレジットチャンネルの標榜者であった Bernanke / Gertler [1995] によると、クレジットチャンネルはインタレストチャンネルに付随して、金利変動効果を増幅するメカニズムととらえている。学説的に見た場合、クレジットチャンネルはさらに二つに分けられる。企業側の財務状況を通じる経路は、「バランスシート・チャンネル」、銀行側の財務状況を通じる経路は、「レンディング・チャンネル」と呼ばれている。したがって、本論文は金融政策の変更により金利水準が変化した時、銀行貸出が変動する波及経路を考察しているため、レンディングチャンネルと考えている。

資産は貸出金 ($L_{i,t}$) と預金準備額 ($R_{i,t}$) で、また負債は預金 ($D_{i,t}$)、日銀借入れ ($B_{i,t}$) で構成されている。

$$\text{式(1)} \quad L_{i,t} + R_{i,t} = D_{i,t} + B_{i,t}$$

このうち、銀行準備 ($R_{i,t}$) と預金 ($D_{i,t}$) に関して、それぞれ次のような関係を考える。

$$\text{式(2)} \quad D_{i,t} = k_i L_{i,t-1} + x_{i,t}$$

$$\text{式(3)} \quad R_{i,t} = q_i D_{i,t} + B_{i,t}$$

ここで、式(2)は預金の定義式であり、 $k_i L_{i,t-1}$ は1期前の貸出から生じる派生的預金 (k_i は貸出のうち自行の預金として滞留する比率、すなわち預金歩留り率)、 $x_{i,t}$ は預金の純流出 (入) 額を表す。 $x_{i,t}$ については、これを各銀行は確実に予想することができず、銀行は事前にその確率分布のみを知っているものと仮定する。それゆえ、 $x_{i,t}$ は確率変数であり、その期待値 $E(x_{i,t})$ がゼロとなるように正規化している。また式(3)は、銀行保有準備額が法定準備と超過準備から構成されているという定義的な関係を示す。但し、 q_i は法定準備率、 $B_{i,t}$ は日銀借入れを表す。ここで、なぜ銀行が超過準備を持とうとするインセンティブが働くのかということを説明しなければならないであろう。それは予測不可能な預金の流出によって銀行の日銀借入れは正になったり負になったりする可能性があるからである。決算終了時点において $B_{i,t}$ が正 (すなわち式(3) $R_{i,t} \geq q_i D_{i,t}$ の時) でなければ資金繰り上の問題はないが⁶⁾、もしも $B_{i,t}$ が正になってしまうと (資金繰りの失敗)、急遽資金調達をしなくてはならない。⁽⁶⁾ ここでいう資金不足に伴うコストは、日本銀行からの貸付金利 (公定歩合⁽⁷⁾ θ_i) 以外に、追加的な非金銭的成本 (銀行の堅確さに対する評判の失墜、政

(6) $R_{i,t} \geq q_i D_{i,t}$ の時、式(1)は $L_{i,t} + q_i (k_i L_{i,t-1} + x_{i,t}) \geq k_i L_{i,t-1} + x_{i,t}$ 、すなわち、 $L_{i,t} - (1 - q_i) k_i L_{i,t-1} \geq (1 - q_i) x_{i,t}$ より $B_{i,t} = L_{i,t} - (1 - q_i) k_i L_{i,t-1} - (1 - q_i) x_{i,t}$ を借入れなければならない。

(7) 日本の準備預金制度では、所要準備額に達しないと、その不足額に対して公定歩合の3.75%高の罰則金利を乗じた金額が過剰金として徴収される。

策当局の介入) を伴うと認識されている可能性がある。そのコストを α と表記する。 α は銀行や時点に依存しない定数であると仮定する。このとき、資金不足に伴うコスト関数 $PC_{i,t}$ は、

$$\begin{aligned} \text{式(4)} \quad PC_{i,t} &= -(\theta_t + \alpha)B_{i,t} & \text{if } B_{i,t} > 0 \\ PC_{i,t} &= 0 & \text{if } B_{i,t} = 0 \end{aligned}$$

と書ける。今、日銀借入れが正となる $x_{i,t}$ の範囲を求めるために、式(2)と式(3)を式(1)に代入し、 $B_{i,t}$ について解くと

$$\begin{aligned} \text{式(5)} \quad B_{i,t} &= L_{i,t} - (1 - q_i)k_i L_{i,t-1} - (1 - q_i)x_{i,t} \\ &= B_i^* - (1 - q_i)x_{i,t} \end{aligned}$$

である。但し、 $B_i^* = L_{i,t} - (1 - q_i)k_i L_{i,t-1}$ となる。したがって、 $x_{i,t} < -B_i^*/(1 - q_i)$ の時、ペナルティーコストが発生する。 $x_{i,t}$ の密度関数を $f(x_{i,t})$ とし、コスト $PC_{i,t}(x_{i,t})$ の期待値を求めると、

$$\begin{aligned} E[PC_{i,t}(x_{i,t})] &= -(\theta_t + \alpha) \int_{-\infty}^{-B_i^*/(1-q_i)} [B_i^* - (1 - q_i)x_{i,t}] f\left(\frac{x_{i,t}}{\sigma_{i,t}}\right) dx_{i,t} \\ &= -(\theta_t + \alpha) \left[(1 - \sigma_{i,t}) B_i^* F\left(-\frac{B_i^*}{\sigma_{i,t}}\right) - \sigma_{i,t}^2 \left\{ -\frac{B_i^*}{\sigma_{i,t}} F\left(-\frac{B_i^*}{\sigma_{i,t}}\right) \right. \right. \\ &\quad \left. \left. - \int_{-\infty}^{-B_i^*/(1-q_i)\sigma_{i,t}} f\left(\frac{B_i^*}{\sigma_{i,t}}\right) d\frac{B_i^*}{\sigma_{i,t}} \right\} \right] \\ &= -(\theta_t + \alpha) \left[(1 - 2\sigma_{i,t}) B_i^* F\left(-\frac{B_i^*}{\sigma_{i,t}}\right) \right] \end{aligned}$$

となる。但し $x_{i,t} \sim N(0, \sigma_{i,t}^2)$ に従う。

そこで、以下の費用に関する諸条件が与えられた下で、資産・負債の最適なポートフォリオに関する銀行の意思決定を考察してみよう。今、銀行の総費用を $TC_{i,t}$ とすると、それは次のように表すことができる。

$$\text{式(6)} \quad TC_{i,t} = PC_{i,t}(x_{i,t}) + r_{d,t} D_{i,t} + \theta_t B_{i,t} + \{c_1(L_{i,t}^* - L_{i,t+1})^2 + c_2(\Delta L_{i,t})^2\}$$

但し、右辺の第一項はペナルティーコスト、第二項は預金利子費用、第三項は日銀からの借入れ費用、第四項 $\{ \}$ は資産変更費用（アジャストメントコスト）である。

他方、銀行は調達した資金を債券の購入及び貸出に運用することによって収益を得る。銀行の利潤は、これらの運用収益から総費用を控除したものとして、次式のように求められる。

$$\text{式(7)} \quad \pi_{i,t} = r_{L,t} L_{i,t} - TC_{i,t}(x_{i,t})$$

式(7)で示される銀行の利潤は、不確実な預金流出額 $x_{i,t}$ に依存するので、その期待利潤を求めると、次式のようになる。

$$\begin{aligned} \text{式(8)} \quad E_{t+1}[\pi_i] &= r_{L,t}(L_{i,t} + \Delta L_{i,t}) - (\theta_t + \alpha)(1 - q_i) \left[(1 - 2\sigma_{i,t}) B_i^* F\left(-\frac{B_i^*}{\sigma_{i,t}}\right) \right] \\ &\quad - r_{d,t}(D_{i,t} + \Delta D_{i,t}) - \theta_t (B_{i,t} + \Delta B_{i,t}) \\ &\quad - \{c_1 (L_i^* - L_{i,t+1})^2 + c_2 (\Delta L_{i,t})^2\} \end{aligned}$$

銀行の最適化行動は、式(5)の制約のもとで上の期待利潤を最大化する $\Delta L_{i,t}$ を決定することである。 $\Delta D_{i,t} = k_i \Delta L_{i,t}$ に注意して式(8)の利潤最大化条件を求めると、一階条件は次式で表される。

$$\begin{aligned} \text{式(9)} \quad \frac{\partial E_{t+1}}{\partial \Delta L_{i,t}} &= r_{L,t} - (\theta_t + \alpha)(1 - q_i)(1 - 2\sigma_{i,t}) \left\{ \frac{\partial B_i^*}{\partial \Delta L_{i,t}} F\left(-\frac{B_i^*}{\sigma_{i,t}}\right) \right. \\ &\quad \left. + B_i^* f\left(-\frac{B_i^*}{\sigma_{i,t}}\right) \right\} - r_{d,t} k_i - 2(c_1 + c_2) \Delta L_{i,t} - 2c_1 (L_i^* - L_{i,t}) = 0 \end{aligned}$$

但し $\frac{\partial B_i^*}{\partial \Delta L_{i,t}} = -\{1 - (1 - q_i) k_i\}$ となる。

この条件式を整理すると、

$$\begin{aligned} r_{L,t} - r_{d,t} k_i - 2(c_2 + c_1) \Delta L_{i,t} + 2c_1 (L_i^* - L_{i,t}) &= \\ (\theta_t + \alpha)(1 - 2\sigma_{i,t}) \left\{ \{1 - (1 - q_i) k_i\} F\left(-\frac{B_i^*}{\sigma_{i,t}}\right) + B_i^* f\left(-\frac{B_i^*}{\sigma_{i,t}}\right) \right\} & \end{aligned}$$

この式を陰関数定理に基づいて書き直すと、結果的に一階の条件から解くべき問題は、以下の方程式に帰着する。

$$\text{式(10)} \quad \Delta L_{i,t} = g(\theta_t, \alpha, \sigma_{i,t}, r_{L,t}, r_{d,t}, B_i^*, L_i^* - L_{i,t}) \\ (-)(-)(+)(+)(-)(+)^{(8)} (+)$$

この式(10)を見ると、金融政策がどのような経路を通じて貸出に影響を与えるかがよく理解できる。すなわち、ここで得られた偏微分係数をもとに解釈するならば、本論文のモデルでは、公定歩合(θ_t)が引き上げられた結果、あるいは預金利息($r_{d,t}$)の支払いが増加するようなことが予想される場合、各銀行は貸出($\Delta L_{i,t}$)そのものを抑えようとする行動をとることが予想できる。また、銀行は貸出による収益($r_{L,t}$)を重視しようとするれば、貸出に資産を運用すればよいが、そのために銀行準備があまりに少なくなると、その準備不足を日銀から借入れ(B_i^*)をしなければならない。なぜなら、不確実性のある預金の流出入のため準備預金制度の要求する所要準備を積み上げられない場合、銀行は有形・無形のペナルティーコストを支払わなければならないからである。だが、借入れコストが貸出と比較して相対的に高くなる場合、借入れを減らすと同時に貸出($\Delta L_{i,t}$)を減らすことも予想できる。また、預金の流出入の不確実性($\sigma_{i,t}$)の程度が負に大きくでるほど、貸出額を大きく減らすと考えられる。

今、金融機関からの貸出均衡水準を $L_{i,t}^*$ と置くならば、実際の金融機関からの貸出水準が均衡水準よりも低ければ ($L_i^* - L_{i,t+1} > 0$)、銀行は貸出額を増やし ($\Delta L_{i,t} > 0$)、貸出金利 ($r_{L,t}$) が上昇することが予想される。逆に貸出水準が均衡水準よりも高いならば ($L_{i,t}^* - L_{i,t} < 0$)、有利子負債への支払いが多くなり、財務危機に陥る可能性が高いため貸出を削減しようとするため、貸出金利 ($r_{L,t}$) が下落するであろう。すなわち、均衡水準からの乖離 ($L_i^* - L_{i,t+1}$) がある時に金利変動を通じて貸出額 ($\Delta L_{i,t}$) が調整させる場合は、インタレストチャンネルが効いているとみなすことができる。一方レンディングチャンネルとは

(8) $B_i^* = L_{i,t} - (1 - q_i)k_i L_{i,t-1} = \Delta L_{i,t} + \{1 - (1 - q_i)k_i\}L_{i,t-1}$ である。

銀行の預金の不確実な変化($x_{i,t}$)に対応して貸出額($\Delta L_{i,t}$)が変化する。したがって、式(5) $B_{i,t} = B_i^* - (1 - q_i)x_{i,t}$ に注意すると式(10)は以下のように書くことができる。

$$\text{式(11)} \quad \Delta L_{i,t} = g(\theta_t, \alpha, \sigma_{i,t}, r_{L,t}, r_{d,t}, x_{i,t}, L_{i,t}^* - L_{i,t+1})$$

$$(-)(-)(+)(+)(-)(+)(+)$$

金融引締め政策の結果、 $L_{i,t}^* - L_{i,t}$ の乖離が縮小するように貸出額($\Delta L_{i,t}$)を減らす効果(金利チャネル)と金融引締めがおこなわれた時に預金の減少($x_{i,t}$)が貸出額($\Delta L_{i,t}$)を減少させる効果(貸出チャネル)のどちらの効果が大きいかは実証分析をしてみないとわからない。そこで次にどちらの効果が銀行貸出により大きい影響を与えているのかを検証する。

3. 推計方法と実証結果

3.1 データ

本論文では都市銀行(11行)と長期信用銀行(4行)と地方銀行(64行)と第二地方銀行(76行)と信託銀行(7行)、162行を対象に銀行の財務データを用いて推定を行っているが、推定に用いたデータの詳細は3.2節に書いている通りである。推計に用いられるデータの多くは、全国銀行財務諸表分析に記載されている年次データで日経金融財務データから得た。推計期間は、金融機関の合併が急速に進んでいない1974年から1999年度までの26年間で、単位は百万円、あるいは比率である。合併した銀行については、それぞれ合併する前年までを分析の対象としている。全体の標本数は5,096である。

推計に用いたデータは、貸出金合計の変化率 $\Delta L_{i,t}$ 、貸出約定金利 $r_{L,t}$ (=貸出金利息/貸出金合計)、預金金利 $r_{d,t}$ (=預金利息/預金合計)、公定歩合 θ_t 、コール・レート $r_{c,t}$ 、第*i*銀行の*t*-1期の貸出額残高 $L_{i,t-1}$ 、日銀からの資金調達額 $B_{i,t}$ (=再割引手形-買入手形-日銀への預け金- $\{\text{コール・マネー}\} + \{\text{コール・ローン}\}$)⁽⁹⁾、資産合計 $Asset_{i,t}$ である。これらの基本統計量は、表1に記載している。

表1 標本統計量 (単位: 百万円, %)

変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
貸出額の変化分	5,065	-0.146	1.903	-70.597	0.576
ペナルティーコスト	4,878	0.997	0.016	-1.220	0.308
預金の流出入の分散	5,096	0.000	0.309	-1.414	10.540
貸出約定金利	5,096	0.047	0.015	0.005	0.105
預金金利	5,096	0.027	0.014	0.001	0.101
均衡貸出水準との乖離	5,096	0.650	0.082	0.238	1.485
預金の流入	4,954	0.075	0.109	0.000	1.580
預金の流出	4,954	-0.276	1.583	-56.879	0.000

表2 被説明変数 預金残高

	Fixed Effect OLS		Random Effect OLS	
	推定係数	Z 値	推定係数	Z 値
一期前の貸出残高	0.827	(104.33)***	0.563	(25.87)***
定数項	0.535	(4.77)***	0.179	(8.50)***
決定係数	0.719		0.927	
サンプル数	5,096		5,096	
ハウスマン検定統計量			55.61	***

3.2 推定式

インタレストチャンネルとは中央銀行が公定歩合操作で日銀預け金に影響を与え、貨幣と債券の相対価格である金利の変化を通じて貸出額を変化させることをいう。⁽¹⁰⁾ 一方レンディングチャンネルとは金融政策が預金量に影響を与え、(しかしそれによって起こる金利の変化を伴わない) 貸出額や有価証券の保有額を変化させることをいう。星 [1997] は、レンディングチャンネルが成立する必要条件として、銀行にとって預金と外部資金調達手段とが代替的でないことをあげている。

(9) 他にもコマーシャル・ペーパーも対象になるが、コマーシャル・ペーパーが発行され始めたのは1998年以降で、標本数が減少することを避け、本論文の分析では考慮しなかった。

(10) 例えば、金融引締めがおこなわれると貨幣市場での供給減少を反映して貨幣の相対価格である利子率が上昇し、それが銀行の資金調達費用を高め、貸出を減少させる。

もし代替的であれば、金融引締めの結果たとえ預金量が減少しても負債発行をする（ないし貸出以外の資産を減らす）ことで銀行は貸出を減らさないとすむからである。逆に代替的でなければ、金融引締め政策が取られた場合はまず、金利の一番低いインターバンク市場から借入れ、次に手持ちの流動資産を売却し、最後に貸出を減らすはずである。貸出額が不変であれば、その背後には有価証券を売却したか、インターバンク市場から借入れてきたと考えることができる。逆に貸出額が減少していれば、有価証券を売却してもまだ不足資金を埋め合わせできなかつたと推測可能である。

次に問題は2節で説明した銀行の貸出行動をいかに定式化するかという点であるが、採択したのは次のような同時方程式モデルである⁽¹¹⁾。すなわち、均衡水準からの乖離 $(L_{i,t}^* - L_{i,t+1})$ がある時に金利変動を通じて貸出額 $(\Delta L_{i,t})$ が調整させる場合は、インタレストチャネルが効いているとみなすことができる。一方レンディングチャネルとは銀行の予想できなかった預金の変化 $(x_{i,t})$ に対応して貸出額 $(\Delta L_{i,t})$ が変化する。したがって、式(11)は以下の3本の推定式に書くことができる。

$$\begin{aligned}
 \text{式(12)} \quad \frac{\Delta L_{i,t}}{\text{Asset}_{i,t}} &= a + b_1(\theta_t + \alpha) + b_2\sigma_{i,t} + b_3r_{L,t} + b_4r_{a,t} + b_5 \frac{(L_{i,t}^* - L_{i,t+1})}{\text{Asset}_{i,t}} \\
 &+ b_6 \frac{\Delta^+ x_{i,t}}{\text{Asset}_{i,t}} + b_7 \frac{\Delta^- x_{i,t}}{\text{Asset}_{i,t}} + \sum_{j=8, k=1}^{11} b_j \text{CBdummy}_{k,t} \\
 &+ \sum_{j=12, k=1}^{15} b_j \text{CBdummy}_{k,t} \frac{(L_{i,t}^* - L_{i,t+1})}{\text{Asset}_{i,t}} \\
 &+ \sum_{j=16, k=1}^{19} b_j \text{CBdummy}_{k,t} \frac{\Delta^+ x_{i,t}}{\text{Asset}_{i,t}} \\
 &+ \sum_{j=20, k=1}^{23} b_j \text{CBdummy}_{k,t} \frac{\Delta^- x_{i,t}}{\text{Asset}_{i,t}} + u_{0,i,t} + \varepsilon_{0,i,t},
 \end{aligned}$$

(11) 銀行貸出額を預金額の変化で直接説明しようとするれば、因果性の問題から推定の一致性が満たされていない可能性がある。そこでその問題を回避するため、預金の変化額を二段階推定から求め直し、式(2)を加味した同時方程式体系で解析することにした。

$$\text{式(13)} \quad \frac{L_{i,t}^*}{\text{Asset}_{i,t}} = L_{i,t}(r_{L,i,t}, r_{c,t}) = b + \hat{d}_1 r_{L,i,t} + \hat{d}_2 r_{c,t},$$

$$\text{式(2)} \quad \Delta^{+,-} x_{i,t} = D_{i,t} - \hat{d} - \hat{k}_i L_{i,t-1},$$

推定式を式(12)、式(13)、式(2)のように特定化し、パネルデータを用いてランダムイフェクトモデルを最尤法で推定した。業務分野の規制のため銀行と信託の分離がなされたいきさつから、信託銀行と普通銀行・長期信用銀行とを区分し、さらに銀行間の資産規模の格差をつけるため都市銀行と長期信用銀行と地方銀行と第二地方銀行とに分けた分析をしている。

なおここで用いている説明変数等は以下の通りである。被説明変数、 $L_{i,t}$ は第 i 銀行の t 期の貸出額残高である。 Δ は前年度比を示している。式(12)と式(13)及び式(2)の説明変数、 $r_{c,t}$ はコール・レート、 α は非金銭的成本、 θ_t は公定歩合、 $\sigma_{i,t}$ は預金の流出入額 ($x_{i,t}$) の標準偏差、 $r_{L,i,t}$ は貸出約定平均金利、 $r_{d,t}$ は預金金利、 $L_{i,t}^*$ は貸出均衡水準、 $\varepsilon_{i,t}$ は攪乱項である。式(13)及び式(2)の説明変数、 $r_{c,t}$ はコール・レート、 $L_{i,t-1}$ は第 i 銀行の $t-1$ 期の貸出額残高、 $D_{i,t}$ は第 i 銀行の t 期の預金額である。 $CBdummy_{1,t}$ は都市銀行ダミー、 $CBdummy_{2,t}$ は地方銀行ダミー、 $CBdummy_{3,t}$ は第二地方銀行ダミー、 $CBdummy_{4,t}$ は信託銀行ダミーである。式(12)は民間銀行の貸出行動を定式化しており、公定歩合の切り上げの政策変更 θ_t があつた時点では、コール市場から借入を控えるため、その結果貸出額が減少するという定式化をしている。式(2)及び式(13)は式(12)の第五項の均衡貸出水準と第六項の預金の⁽¹⁴⁾変化額を構造型で説明した式である。

(12) 非金銭的成本 α だけの効果を見ることは困難ゆえ、回帰分析では第一項のように $(\theta_t + \alpha)$ と一括した変数、 $dummy + \theta_t B_{i,t}$ として用いた。但し、 $dummy = 1$ if $B_{i,t} \geq 0$, $dummy = 0$ if $B_{i,t} = 0$ とする (式(4)を参照)。

(13) 式(2)は二段階最小二乗法で預金の流出入額 $x_{i,t}$ を求めている。手順は第一段階で銀行の預金額 $D_{i,t}$ を $t-1$ 期の貸出額残高 $L_{i,t-1}$ で回帰した時の残差 (預金の流出入額 $x_{i,t}$) をまず求める。次に第二段階として $x_{i,t}$ を $D_{i,t}$ と $L_{i,t-1}$ で説明している。

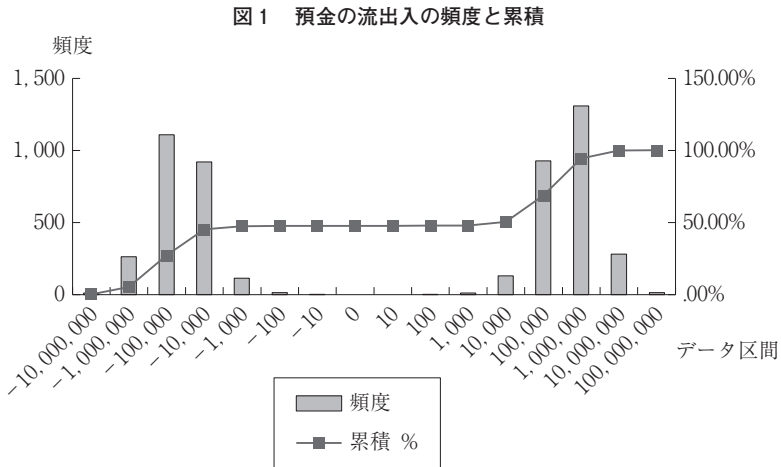
表3 被説明変数 貸出額の変化分(全期間を対象)

	Random Effect		Fixed Effect		Random Effect	
	係数	Z 値	係数	Z 値	係数	Z 値
ペナルティークスト	-0.047	(-3.91)***	-0.041	(-2.81)***	-0.047	(-3.87)***
預金の流入の分散	0.439	(10.78)***	0.659	(11.43)***	0.439	(10.68)***
貸出約定金利	0.136	(3.16)***	0.288	(4.17)***	0.136	(3.14)***
預金金利	-0.124	(-3.03)***	-0.287	(-4.42)***	-0.124	(-3.00)***
均衡水準との乖離(5)	0.170	(4.24)***	0.166	(3.68)***	0.170	(4.20)***
預金の流入(6)	0.061	(0.31)	0.123	(0.80)	0.061	(0.31)
預金の流出(7)	0.392	(3.01)***	0.149	(0.60)	0.392	(2.99)***
都市銀行(8)	0.514	(2.93)***			0.514	(2.90)***
地方銀行(9)	0.274	(1.62)			0.274	(1.61)*
第二地方銀行(10)	0.231	(1.34)			0.231	(1.33)
信託銀行(11)	0.146	(0.80)			0.146	(0.79)
(5) × (8)	0.033	(0.72)	0.043	(0.79)	0.033	(0.71)
(5) × (9)	0.173	(2.22)***	0.108	(1.10)	0.173	(2.20)***
(5) × (10)	0.225	(1.39)	0.225	(1.31)	0.225	(1.38)
(5) × (11)	0.162	(1.11)	0.158	(1.04)	0.162	(1.10)
(6) × (8)	0.116	(0.87)	0.116	(0.87)	0.220	(0.88)
(6) × (9)	0.775	(2.65)***	0.775	(2.63)***	0.580	(1.66)*
(6) × (10)	0.445	(1.72)*	0.445	(1.71)*	1.021	(2.02)***
(6) × (11)	0.638	(3.96)***	0.638	(3.93)***	0.559	(1.79)*
(7) × (8)	0.040	(0.21)	0.040	(0.20)	0.341	(2.22)***
(7) × (9)	0.151	(0.53)	0.151	(0.53)	0.717	(1.98)**
(7) × (10)	0.497	(1.33)	0.497	(1.32)	0.585	(1.89)*
(7) × (11)	0.286	(1.19)	0.286	(1.18)	0.526	(2.71)***
定数項	0.557	(8.08)***	0.139	(1.03)	0.184	(1.19)
サンプル数	4,878		4,878		4,878	
決定係数	0.427		0.443		0.436	
ハウスマン検定統計量					72.43	***

- (14) 表2をみると、Z値が非常に大きい値を取っている為、銀行の預金額 $D_{i,t}$ と $t-1$ 期の貸出額残高 $L_{i,t-1}$ は見かけ上の回帰になっている可能性がある。そこで、どちらにも共通なドリフト項があるか否かを調べる必要があるため、共和分の検定を行った。まず、単位根検定をした結果どちらの変数も棄却できなかったため、 $I(1)$ である。次に $D_{i,t}$ を定数項、時間、と $L_{i,t-1}$ に回帰して残差を求め、次に一階階差をとった残差をラグ付きの残差に回帰する。定常性の仮定のもとでは、この変数の係数はゼロになるはずである。Engle-Granger 検定を用いた結果、P-value は 0.998 であり、これらの変数は共和分関係にあるといえるため、見かけ上の回帰であるという懸念は取り除かれた。

3.3 推定結果

これまで述べた金融政策の波及効果が現実に作用しているかどうかを実証的に検討することにしよう。まず日本銀行の金融調節の態度が銀行貸出にどのように影響するかを調べてみた。具体的には、インタレストチャネル効果は(12)式で見るとコール・レートの変化、貸出金利の変化を通じて均衡貸出水準に近くように貸出額が調整される影響(b_5)である。一方レンディングチャネル効果は、金融政策によって生じる預金残高の動きが、貸出額に与える影響(b_6, b_7)を指したものである。ここで預金の流出入で場合分けしたのは、先の2節で紹介したモデルでは $x_{i,t}$ が正規分布に従うと仮定していた。だが、本論文が対象とした標本データによると、図1を見ると分かるが $x_{i,t}$ が単層の分布でなく、二層のヒストグラムで描かれている。それゆえ、預金額の流出入が正と負で分けた分析を行う。



推計結果は、表3で示されている。まず、インタレストチャネルの推定結果から検討するが、表3の推定結果から係数値($b_5, b_{12}, b_{13}, b_{14}, b_{15}$)に注目すると、全ての係数においてプラスに出ており、インタレストチャネルが効いていることがわかる。このことはインタレストチャネルがわが国においても妥当と

する有力な根拠を提供している。

次にレンディングチャネル効果の推定結果について検討する。金融政策変更により預金残高の動きが貸出額に与える影響をみれば、レンディングチャネルが効いているかどうか分かる。表3の推定結果をみるとグループによって推定結果は異なっている。係数値($b_6, b_7, b_{16}, b_{17}, b_{18}, b_{19}, b_{20}, b_{21}, b_{22}, b_{23}$)に注目すると、都市銀行については、預金額の変動が貸出額を変更させていないが、逆に地方銀行と第二地方銀行については貸出を変更させ、信託銀行については貸出額を大幅に変更していることがわかる。ここからわかることは、都市銀行は豊富な資産を保有しているため、金融引締めがあっても自己資産を売り切りして貸出を変更しないでもやっていけるのに対し、その他の銀行である地方銀行と第二地方銀行と信託銀行は貸出を大幅に減らさなければならない。結果として、レンディングチャネルは都市銀行については有効でない。この結果は、Kashap/Stein [1995] が主張している「大銀行よりも小銀行を通じてレンディングチャネルは波及する」仮説と整合的である。

さらにレンディングチャネル効果とインタレストチャネル効果のどちらが有効に効いているのかについて検討する。金融政策変更によりコール・レートの変化、貸出金利の変化を通じて均衡貸出水準に近づくように貸出額が調整される影響(b_5)と金融政策によって生じる預金残高の動きが、貸出額に与える影響(b_6, b_7)が大きいかを比較すれば、預金の流入があるケース(b_6/b_5)においては1より大きい、預金の流出があるケース(b_7/b_5)は1より小さいことから、金融引締めがおこなわれた時期はインタレストチャネルがより効いていることがわかる。だが、都市銀行と地方銀行と第二地方銀行と信託銀行についてそれぞれ個別について見ると、預金の流出入額($x_{i,t}$)が負のケースを対象とした場合、ランダムイフェクトモデルを最尤法で推定した結果をみると、 $b_6 + b_{16} / b_5 + b_{12} (= 0.872)$ 、 $b_6 + b_{17} / b_5 + b_{13} (= 2.44)$ 、 $b_6 + b_{18} / b_5 + b_{14} (= 1.28)$ 、 $b_6 + b_{19} / b_5 + b_{15} (= 2.11)$ とでており、都市銀行を除くと全て1より大きいことから、都市銀行を除いた他の銀行についてはレンディングチャネル効果の方が凌駕していることがわかる。また、預金の流出入額($x_{i,t}$)が正のケースを対象

としたケースにおいてもほぼ同様の結果が得られた。

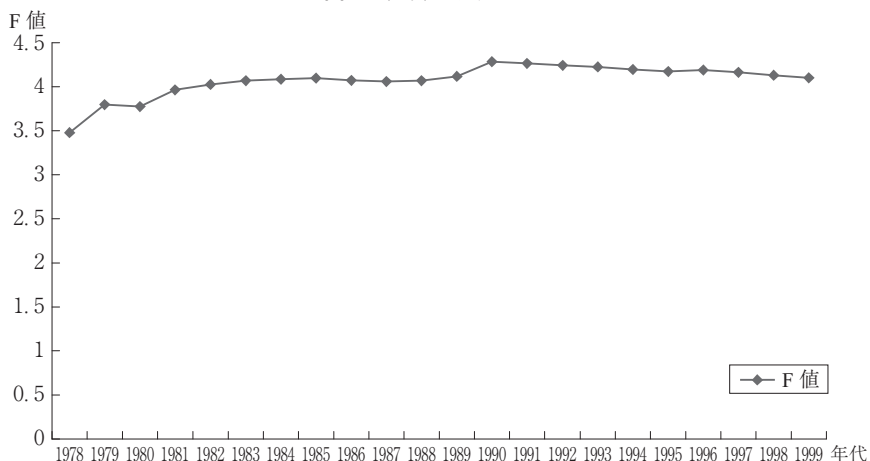
ところで、以上の推定結果では日本の銀行業の貸出の推移について、その趨勢的特長をとらえる形で分析してきたが、最後にいつ構造変化が起こったかを

表4 被説明変数 貸出額の変化分 (90年代)

	Random Effect ML		Fixed Effect OLS		Random Effect OLS	
	係数	Z 値	係数	Z 値	係数	Z 値
ペナルティーコスト	-0.112	(-11.5)***	-0.123	(-10.5)***	-0.112	(-11.3)***
預金の流出入の分散	0.849	(0.23)	0.122	(2.14)***	0.849	(0.22)
貸出約定金利	0.233	(12.01)***	0.161	(3.39)***	0.233	(11.90)***
預金金利	-0.883	(-2.93)***	0.167	(-3.72)***	-0.883	(-2.91)***
均衡水準との乖離(5)	0.943	(2.93)***	0.178	(6.66)***	0.943	(2.90)***
預金の流入(6)	0.143	(1.06)	0.277	(1.64)*	0.143	(1.05)
預金の流出(7)	0.352	(8.28)***	0.534	(7.68)***	0.352	(8.20)***
都市銀行(8)	0.702	(3.49)***			0.702	(3.46)***
地方銀行(9)	0.602	(0.33)			0.602	(0.33)
第二地方銀行(10)	0.106	(0.58)			0.106	(0.58)
信託銀行(11)	0.223	(0.12)			0.223	(0.12)
(5) × (8)	0.191	(9.07)***	0.007	(0.19)	0.191	(0.90)
(5) × (9)	0.195	(5.89)***	0.066	(1.38)	0.195	(0.58)
(5) × (10)	0.216	(4.99)***	0.100	(1.92)**	0.216	(0.49)
(5) × (11)	0.077	(1.65)*	0.458	(4.67)***	0.077	(0.16)
(6) × (8)	0.051	(0.96)	0.307	(1.81)*	0.401	(0.29)
(6) × (9)	0.130	(0.10)	0.108	(0.59)	0.062	(0.42)
(6) × (10)	0.070	(0.16)	0.512	(2.07)***	0.339	(0.18)
(6) × (11)	0.066	(0.69)	0.265	(1.32)	0.088	(0.58)
(7) × (8)	0.339	(1.77)*	0.036	(0.06)	0.051	(0.95)
(7) × (9)	0.062	(0.43)	0.693	(0.50)***	0.130	(0.10)
(7) × (10)	0.401	(2.97)***	0.307	(4.04)***	0.070	(0.15)
(7) × (11)	0.088	(0.58)	0.357	(2.74)***	0.066	(0.69)
定数項	0.610	(0.35)	0.123	(1.25)	0.610	(0.35)
サンプル数	1,327		1,327		1,327	
決定係数	0.631		0.724		0.627	
ハウスマン検定統計量					135	***

(15) ここでは、長期信用銀行を基準としているため、長期信用銀行についてはどちらの効果も大きいのか、係数比較することができていないことに注意されたい。

図2 逐次チャウテスト



逐次的チャウ・テストを行うことで、もう少し分析対象の期間を絞って考察する。図2は、銀行貸出の変化率について逐次的チャウ・テストによって求めたF値を図示したものである。図2から1990年頃に銀行業の貸出行動に構造変化があったことが読み取れる。このことは、1990年頃を境として貸出が制度的な要因よりもむしろマクロ経済的な要因（バブル崩壊の影響）をより受けているため、貸出行動に変化が見られるようになったと解釈することができる。そこで、1990年以降の期間（金融緩和政策が行われた時期）に絞り、金融政策の波及効果が銀行業の貸出行動に与える影響を調べてみた。推定結果は表4に記載してある。先の全期間を対象とした表3と比較しても、ほとんど類似した結果が得られている。これより、インタレストチャンネルはほとんどの銀行に対して影響があるが、レンディングチャンネルは都市銀行には影響を与えていないという本論文の推定結果の頑健性が確かめられたといえる。

4. 結 び

以上、ここ26年間の銀行の貸出行動を振り返ってみると、パネルデータを用いた実証分析の結果から、日本銀行が銀行部門の準備金の操作を通じて金利

の水準を変化させ、銀行の貸出行動により多く影響を与えてきたと考えられる。すなわち、日本銀行が公定歩合の変更、コール・レートの変更などにより銀行部門の借入れ金利を変更させるため、都市銀行を除いた他の銀行は貸出を減らさなければならないということが示された。これより、インタレストチャネルはすべての銀行に有効に利いているが、保有資産の少ない地方銀行にはレンディングチャネルがみられる。

参 考 文 献

- 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」, 『日本銀行調査統計局』 Working Paper Series 02-3, pp. 1-38。
- 畠田敬 [1997], 「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』 No. 22, pp. 15-31。
- 星岳雄 [1997], 「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」, 『金融研究』 第16巻1号, pp. 105-136。
- 星岳雄 [2000], 「金融政策と銀行行動：20年後の研究状況」, 福田慎一, 堀内昭義, 岩田一政編『マクロ経済と金融システム』 pp. 23-56。
- 堀敬一 [1999], 「金融政策の波及経路と銀行行動」, 小佐野広, 本多佑三編『現代の金融と政策』 郵政研究所研究叢書, pp. 111-141。
- Bernanke, B. S., and A. S. Blinder [1992], "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission", *American Economic Review*, 82, pp. 901-921.
- Bernanke, B. S., and M. Gertler [1995], "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission", *Journal of Economic Performance*, 9, pp. 27-48.
- Diamond, D. [1993], "Seniority and Maturity of Debt Contracts", *Journal of Financial Economics*, 33, pp. 341-368.
- Givoly, D. and D. Palmon [1985], "Insider Trading and the Exploitation of Inside Information: Some Empirical Evidence", *Journal of Business*, 58, pp. 69-87.
- Kashap, A. K., and J. C. Stein, and D. W. Wilcox [1993], "Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance", *American Economic Review*, 83, pp. 78-98.
- Kashap, A. K., and J. C. Stein [1995], "The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 42, pp. 151-195.
- Romer, C. D., and D. H. Romer [1990], "New Evidence on the Monetary Transmission Mechanism", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 149-213.