

日本の金融政策効果波及経路における 銀行貸出経路の実証分析

—VARモデルに基づくアプローチ—

東京経済大学経済学部 熊本方雄
東京経済大学大学院経済学研究科 卓涓涓

1. はじめに

Bernanke and Blinder (1988) の先駆的な研究以降、金融政策効果波及経路における信用経路に関し、多くの分析が行われている¹⁾。銀行は、金融政策の変更に対し、銀行貸出を変化させることにより資産側を通じ金融政策の効果波及に影響を与える役割と、預金を変化させることにより、すなわち信用創造を行うことにより負債側を通じ金融政策の効果波及に影響を与える役割を持つ。前者は信用経路（または、credit view）、後者は金利経路（または、money view）と呼ばれる。

Bernanke and Blinder (1988)、Kashyap and Stein (1994) は、信用経路が存在するためには、(1) 銀行の資産運用において、銀行貸出と債券保有が完全代替でないこと、および、銀行の資金調達において、預金と他の準備預金制度対象外の資金調達手段が完全代替ではないこと、(2) 企業の資金調達において、銀行借入と社債等の債券発行は完全代替でないこと、および、(3) 総需要が銀行貸出金利に対して感応的であることの三つの条件が満たされる必要があると指摘する²⁾。

条件 (1) について、例えば、金融引締政策により、準備預金が減少したとする。このとき、銀行は、準備預金制度の対象である預金を減少させる必要があるが、この負債の減少に対し、銀行貸出を一定に維持するためには、社債等の準備預金制度対象外の負債や株式を発行し、負債側を一定の水準に維持するか、債券・株式等の証券保有を減少させ、資産側を負債側と同額減少させる必要がある。しかしながら、資産運用において、銀行貸出と債券保有が完全代替でなく、資金調達において、預金と他の準備預金制度対象外の資金調達手段が完全代替でないならば、資金調達能力が制約される結果、貸出供給が減少する。

条件 (2) について、資本市場が不完全であり、企業（借り手）と投資家（貸し手）の間に情報の非対称性が存在する場合、逆選択やモラル・ハザードの問題に起因するエージェンシー・コストが生じるため、企業は資金調達の際、外部プレミアム（社債発行による調達コストと内部留保による調達コストの差）を上乗せした資本コストを払う必要がある。一方、金融仲介市場において、銀行は、情報生産機能を通じ、企業の資本コストを軽減できるため、

資本市場で高い外部プレミアムを要求される企業にとっては、銀行借入が他の資金調達手段と比較し低コストとなり、この結果、これらの企業は、銀行借入以外に資金調達手段を持たないことになる。

以上より、条件 (1) が満たされる結果、金融政策による準備預金の変化が、貸出資金調達能力に制約がある銀行の貸出供給を変化させ、これが、条件 (2) が満たされる結果、銀行借入以外に資金調達手段を持たない企業の投資に影響を与え、条件 (3) が満たされる結果、総需要、実体経済に影響を与えるのである。

Bernanke and Blinder (1988) は、銀行の資産運用における銀行貸出と債券保有の不完全代替性、および、企業の資金調達における銀行借入と社債等の債券発行の不完全代替性を想定し、IS-LM モデルに、貨幣、債券に加え、三つ目の資産として、銀行貸出を導入した。この結果、商品市場 (commodity market) と信用市場 (credit market) の均衡条件を表す CC 曲線 (修正された IS 曲線) が準備預金に依存することを示した。これは、量的緩和政策が、LM 曲線のみならず、CC 曲線にも影響を与えることを意味し、貨幣と債券が完全代替となる「流動性の罫」が存在する場合でも、金融政策は、貸出市場を通じ実体経済に影響を与える。

周知の通り、日本銀行は、2001年3月より量的緩和政策を開始した。これは、2006年3月に解除されるものの、2013年4月、日本銀行は「量的・質的金融緩和 (異次元緩和)」の導入を決定し、金融調節手段 (金融市場調節の操作目標) を、無担保コール翌日物金利からマネタリー・ベースに変更すること、量的緩和政策を復活させ、これを2%の物価安定目標を達成するまで継続すること等を決定した。しかしながら、Krugman (1998a, b) が指摘する通り、1990年代後半以降、日本では「流動性の罫」が生じていた可能性がある。したがって、伝統的な IS-LM モデルに基づけば、日本銀行による量的緩和政策の効果は限定的であったと評価される一方、銀行貸出経路を考慮するならば、量的緩和政策は、銀行貸出の増加を通じ、実体経済に影響を与えていた可能性がある。

このため、日本において銀行貸出経路が存在していたか否かを分析することは、量的緩和政策の効果を評価する上で重要な意義を持つと思われる。本稿の目的は、日本において量的緩和政策が採用された2000年代以降、銀行貸出経路が存在していたか否かをベクトル自己回帰モデル (Vector Auto-Regressive, 以下 VAR) モデルの枠組みに基づいて、実証分析することである。

これまで、銀行貸出経路について、多くの実証分析が行われてきた。表1は、これら先行研究をまとめたものである。

VAR モデルを用いた分析においては、Granger の因果性検定、インパルス応答関数分析、予測誤差の分散分解分析等に基づき、短期金融市場金利等の金融政策スタンスを表す変数の変化に対し、銀行貸出が有意にどの程度反応するか、また、この銀行貸出の変化が、実体経

表1 先行研究

著者	分析対象国 標本期間/データ頻度	分析方法 (特徴)	変数	結果
Bernanke and Blinder (1988)	アメリカ 1974Q1-1985Q4/四半期	操作変数法	貨幣需要関数: m on m, i, p, y 借入需要関数: I on I, ρ, i, p, y	1980年代において、借入需要シヨックよりも貨幣需要シヨックがより重要となっている
Romer and Romer (1990)	アメリカ 1941M1-1984M12/月次	OLS, 2SLS, 操作変数法	"St. Louis equation" Δy on ラグ付き Δy , ラグ付き Δm , ダミー Δy on ラグ付き Δy , ラグ付き ΔI , ダミー	金融引締め政策への転換期 (Romer dates) に着目。貨幣(金利) 経路の方が信用経路よりも効果が大い。
Fackler (1990)	アメリカ 1960Q1-1984Q4/四半期	構造VAR	実質軍事支出, mb, m, p, i, y , 政府, および民間部門の非金融部門負債	政府, および民間部門の信用は, GNPに重要な, かつ異なった影響を与える。
岩淵(1990)	日本 1975M1-1989M3/月次	構造VAR	i, m, y (鉱工業生産指数), p, I, ex	マネー・シヨックを凌駕するほどの貸出シヨックの影響は観察されない。
Bernanke and Blinder (1992)	アメリカ 1959M7-1989M12/月次	VAR	$p, \ln(M1), \ln(M2),$ i (FFレート, TBレート, 国債金利), 非借入準備	FFレートがマクロ経済変数の予測における優れた指標であり, また金融政策は部分的に銀行の資産構成への変化を通じて働く。
Fackler and Rogers (1993)	アメリカ 1973Q2-1989Q1/四半期	構造VAR (為替相場経路も分析)	g, p, ex, m , 非金融部門負債, y, i	所得, 物価水準, 金利の変動を説明する上で, 信用は重要な役割を果たす。為替相場の変動が信用へ有意な影響を与える。
Gertler and Gilchrist (1993)	アメリカ 1975Q1-1991Q4/四半期	VAR (企業規模別)	y, π, i , 金融変数 (総貸出, ビジネス・ローン, 証券, 不動産ローン, 大定期性預金, 消費者ローン, N.E.C. 銀行貸出, CP, 買掛債務, 売掛債権)	金融引締め後, 小企業向け貸出は大企業向け貸出と比較減少し, 大企業による銀行, および, ノンバンクからの短期借入が増加する。
Kashyap, Stein and Wilcox (1993)	アメリカ 1963Q1-1989Q4/四半期	投資関数(3通り) VAR(Granger因果性)	"mix"変数 (銀行貸出/銀行貸出+CP), スプレッド (CPレート-TBレート), 投資・在庫変数, 景気循環的要因	mix変数は金融引締め期に有意に低下し, 経済活動の先行きに對して十分な予測力を持つ。
黒木(1993)	日本 1968年Q3-1991Q3/四半期	VAR(Granger因果性) 投資関数の推定 (企業規模別)	mix変数 (5通り), Δy , 金融引締めダミー 投資変数	金融引締めに伴い, mix変数はトレンドを下回るよう推移し, その傾向は小規模企業において顕著である。また, 小規模企業の投資はmix変数から有意な影響を受ける。
Ramey (1993)	アメリカ 1954M1-1991M12/月次	VECM	y (鉱工業生産指数), $\ln(M1), \ln(M2), I,$ 在庫, p , FFレート, TBレート, CPレート 金融政策指数 (Boshen and Mill(1992))	貨幣量 (M2) は産出量に對し高い予測力を持つのに對し, 銀行貸出は説明力を持たない。
Ueda(1993)	日本 1969M1-1989M10/月次	VAR	$mb, m(M1, M2), I, y, p, i$	金融変数 ($mb, M1, M2, I, I$) の中で, 銀行貸出が实体经济に對し, 最も高い説明力を持つ。また, 銀行貸出, コーレートは他の金融変数から影響を受けない一方, 他の金融変数に影響を与える。
Dale and Halden (1994)	イギリス 1974M6-1992M10/月次	VAR (個人, 企業部門別)	y (鉱工業生産指数), 小売り売上高, I, d ex , 株価	金融政策効果及経路において, 銀行は重要な役割を果たすが, その程度は部門によって異なる。
Gertler and Gilchrist (1994)	アメリカ 1960Q1-1991Q4/四半期	VAR (製造業企業規模別)	売上高, 在庫, 短期負債	金融引締め後, 小企業の売上高は, 大企業のそれと対照的に減少する。また小企業の銀行借入は急速に減少する。

日本の金融政策効果波及経路における銀行貸出経路の実証分析

著者	分析対象国 標本期間/データ頻度	分析方法 (特徴)	変数	結果
Miron, Romer and Weil (1994)	アメリカ 1890-1991	event study OLS	金融引縮めースプレッド ($p-i$) , mix y (鉱工業生産指数) on l	金融市場の構造変化に伴う銀行貸出経路の重要性の変化は観察されない。
細野(1995)	日本 1965Q1-1992Q4/四半期	共和分検定 VAR (Grangerの因果性)	$y, M/P, L/P, i$ (利付電債利回り)	$y, M/P, i$ には共和分関係は存在するが、 y と L/P には共和分関係は存在しない。また、 M/P と y に i に対し予測力を持つが、 L/P は予測力を持たない。
Oliner and Rudebusch (1995)	アメリカ 1973Q4-1991Q2/四半期	OLS (製造業企業規模別)	mix変数 (3通り) on ラグ付きmix変数, 金融政策指数	金融引縮後、大企業と小企業の銀行借入とノンバンク借入は異なった動きをしておらず、金融引縮めが他の資金調達手段と比較し銀行借入を制限するとは言えない。
Peek and Rosengren (1995)	アメリカ(New England) 1989Q2-1994Q4/四半期	OLS, 2SLS (銀行の健全性別)	Δ on ラグ付き i , ラグ付き自己資本	金融政策は、資本制約に直面する銀行よりも資本制約のない銀行を通じて、实体经济により大きな影響を与える。
Oliner and Rudebusch (1996)	アメリカ 1962Q2-1992Q4/四半期	OLS 投資関数の推定 (製造業企業規模別)	投資 on ラグ付き投資, キャッシュ・フロー- l , ラグ付き純売上高, ラグ付き資本コスト	金融引縮め後、小企業においては、内部資金と投資が同時に縮小するが、大企業ではこの関係は見られない。小企業については、内部資金と外部資金が不完全代替である。
Walsh and Wilcox (1995)	アメリカ 1959M1-1994M12/月次	VAR	$y, \Delta y, FF$ レート, プレミアムレート, l	銀行貸出供給に対するショックは、銀行貸出額、産出量の重要な決定要因である。銀行の貸出ショックは、預金保険料、預金準備、自己資本、信用規制の影響を受ける。
島田(1997)	日本 1965Q1-1994Q3/四半期	VAR (企業規模別)	i, y, p , 銀行のバランスシート変数 (l), 有価証券, d, CD	銀行は預金の減少に対し、短期的には貸出より証券保有で調整する。CD等による外部資金調達の効果は小さい。大企業向け貸出は一時的には減少するが、中小企業向け貸出は一貫して減少する。大企業は、金融機関、非金融機関借入(金融機関借入金, 非金融機関借入金) が利用可能であるが、中小企業は資金制約を受けている。
宮川・石原(1997)	日本 1977M3-1995M11/月次	VAR(Granger因果性) (銀行業態別, 企業規模別)	ハイパワードマネー, i , 鉱工業生産指数 銀行自己資本, 安全資産/危険資産	マクロ経済全体では、ハイパワードマネーが实体经济に影響を与える一方、貸出経路は確認されない。一方、中小企業については、貸出経路が存在し、自己資本に対するショックが産出量に影響を与える。
Kakes (2000)	オランダ 1979Q1-1993Q4/四半期	VECM	ρ, i (長期金利), y , 銀行の債券保有額, l	銀行は外生のショックに対し債券をバッファーストックとして利用する。銀行貸出は金融政策の効果波及において重要ではない。
Holtentöller (2002)	ドイツ 1975M1-1998M12/月次	VAR	世界輸出価格, y (鉱工業生産指数), p, i, i , スプレッド($p-i$), l , 実質実効為替相場	金融政策が産出量に与える影響は、信用経路により説明可能である。金融引縮はスプレッド(外部ファイナンス・プレミアム)を拡大する。
Safaeri and Cameron (2003)	カナダ 1956Q1-1997Q2/四半期	SVAR	y, p, mb, i, m, l (個人向け貸出, 企業向け貸出, 総貸出)	個人向けの貸出が産出量に影響を与えるのに対し、企業向け貸出は影響を与えないことから、消費者の方が信用制約に直面している。
中川(2003)	日本 1980M1-2000M12/月次	VAR(Granger因果性) (銀行業態別)	貸出比率, 預金比率, 資本比率 (資本/預金以外負債), i	銀行規模により負債構造の与える影響が異なる。80~90年代にかけて貸出経路のマクロ的な重要性が高まっている。
Chiades and Gambaorta (2004)	イタリア 1984M1-1998M12/月次	SVECM	y (鉱工業生産指数), p, i, ex , スプレッド($p-i$), 賃金指数, ドイツ p , ドイツ i , 米国商品価格指数	金融政策は、金利経路、信用経路を通じ、有意に産出量、物価水準に影響を与える。

Iülsewig, Winker and Worms (2002)	ドイツ 1975Q1-1998Q4 / 四半期	SVECM	l, i , 銀行保有株式, y, π, i (債券金利, 短期金融市場金利)	銀行貸出経路の存在の証拠となる長期的な借入需要、貸出供給開数が存在する。金融政策は貸出供給を変化させるが、その程度は小さい。
Ford, Agung, Ahmed and Santoso (2003)	日本 1965M1-1999M6 / monthly	SVAR	i , 株価指数, 銀行のバランス・シート変数 (d, i , 証券, l), y (鉱工業生産指数), p	金融引締は、資本市場の不完全性の影響が深刻な小規模の銀行、企業に対して影響を与える。
Brissimis and Magginas (2005)	アメリカ, ドイツ, 日本, フランス, イギリス, イタリア 1977Q1-1999Q4 / 四半期 (ドイツ, フランス, イタリアは、1998Q4)	VECM (6ヶ国を比較)	y, p, l, d, s , スプレッド ($\rho-i$)	アメリカとイギリスにおいては、銀行貸出経路は金融政策効果波及経路ではないが、日本では重要な役割を果たす。その他のヨーロッパ3ヶ国はその中間である。金融構造の変化が金融政策の効果に影響を与える。
Ludi and Ground (2006)	南アフリカ 1987Q1-2004Q4 / 四半期	VECM	l, d, y, i	銀行貸出は、借入需要側の要因によって決定され、借入需要は消費者の需要によって決定される。
本多・黒木・立花(2010)	日本 2001M1-2006M2 / 月次 (ボート・フォワード・バランス効果を分析)	SVAR	y (鉱工業生産指数), p , 日銀当座預金目的額, 金融変数 (金利, 株価, ex, l)	量的緩和政策は、株価の上昇と円の減価を通じて生産量を増加させる一方、名目金利を上昇させ、銀行貸出を減少させる。

済変数に有意にどの程度影響を与えるか等を分析することで、金融政策効果波及経路における銀行貸出の役割を分析する。このような分析には、例えば、Bernanke and Blinder (1992), Ueda (1993), Dale and Halden (1993), Walsh and Wilcox (1995), Holtemöller (2002), 本多・立花 (2011) 等が含まれる。しかしながら、これらの分析では、銀行貸出の変化が、借入需要に起因するものか、または、貸出供給に起因するものかという識別問題が生じる。金融政策の変化は、銀行の貸出活動に影響を与えると同時に、金利経路を通じて、企業の投資行動にも影響を与える。したがって、マクロデータから事後的に確認される銀行貸出の変化が、銀行の貸出供給能力の変化によるものであるか、企業の投資行動に伴う借入需要の変化によるものであるかを識別できないのである。

これに関し、マクロデータの利用に伴う識別性の問題を解決するため、主として、以下の五つの方法が提示されている。

第一に、「mix 変数」を用いる方法である。Kashyap, Stein and Wilcox (1993) は、銀行貸出と代替的な他の資金調達手段に着目し、金融引締政策が、貸出供給の減少を通じ銀行貸出を減少させる場合には、企業は代替的な手段による資金調達が増大させる一方、借入需要の減少を通じ銀行貸出を減少させる場合には、代替的な手段による資金調達も減少するとした。以上の考察に基づき、Kashyap, Stein and Wilcox (1993) は、銀行借入額と CP 発行額の合計に対する銀行借入額の比率として定義される mix 変数を用い、金融引締政策後に mix 変数が有意に低下するか、または、mix 変数が実体経済の先行きに対して説明力を持つかを分析した。このような分析には、黒木 (1993), Miron, Romer and Weil (1994), Oliner and Rudebusch (1995) 等がある。

第二に、企業規模別の資金調達行動の差異、または、銀行規模別の貸出行動の差異に着目する方法である。Gertler and Gilchrist (1993) は、大企業と小企業の資金調達行動の差異に着目し、金融引締政策後、小企業向け貸出は大企業向け貸出よりも大きく減少すること、および、大企業による銀行借入とノンバンクからの短期借入が増加することを示した。同様に、Gertler and Gilchrist (1994) は、金融引締政策後、小企業の売上高は大企業のそれよりも大きく減少し、また、小企業の銀行借入が急速に減少することを示した。このような金融引締後の大企業と小企業の反応の差異を、金利経路に基づき説明することは困難である。したがって、この結果は、銀行からの借入依存度が高く、財務体質が健全でなく、エージェンシー・コストの高い小企業ほど、銀行貸出経路が強く働くことを意味する。また、Kashyap and Stein (2000) は、貸出資金調達能力、収益性、健全性に劣る銀行ほど、銀行貸出経路が強く働くことを示した。このような分析には、Oliner and Rudebusch (1995, 1996), Peek and Rosengren (1995), 島田 (1997), 宮川・石原 (1997), Ford, *et al* (2003), 中川 (2003) 等が含まれる。この方法は、データに着目し、識別問題を解決する方法であるため、分析手法により識別問題を解決する後述の方法と同時に行うことができる。

第三に、構造 VAR (Structural VAR, 以下 SVAR) モデルを用いることで、貸出供給ショックを構造ショックとして識別し、これが、実体経済の変動にどの程度影響を与えるかを分析する方法である。このような分析には、Safaei and Cameron (2003) がある。Fackler (1990), 岩淵 (1990), Fackler and Rogers (1993), 本多・黒木・立花 (2010) も SVAR モデルを用いた信用経路の実証分析を行っているが、銀行貸出 (信用) 市場が均衡式として定式化されているため、そこで推計される銀行貸出ショックには、借入需要ショックと貸出供給ショックが混在しており、識別性の問題は解決できていない。したがって、本稿では、借入需要関数と貸出供給関数をそれぞれ推計できるように SVAR モデルを定式化する。

第四に、共和分分析, または、これに基づいたベクトル誤差修正モデル (Vector Error Correction Model, 以下 VECM) を用いる方法である。先述の通り、銀行貸出経路が存在するためには、企業の資金調達において、銀行借入と債券が完全代替でないこと、銀行の資金運用において貸出と債券保有が代替的でないことに加え、総需要が銀行貸出金利に対し感応的であることが必要となる。したがって、共和分分析に基づき、長期的に安定的な総需要関数 (IS 曲線), 借入需要関数, 貸出供給関数が存在するかどうかを分析することで、借入需要と貸出供給を識別し、銀行貸出経路の存在を分析するものである。このような分析には、Ramey (1993), 細野 (1995), Kakes (2000), Hülsewig, Winker and Worms (2002), Chiades and Gambacorta (2004), Brissimis and Magginas (2005), Ludi and Ground (2006), Cătao and Pagan (2009) 等が含まれる。

第五に、銀行に対するサーベイ・データを利用し、銀行の貸出供給態度を直接的に測る方法である。例えば、アメリカの連邦準備制度は、四半期ごとに *Senior Loan Officer Opinion Survey* を実施し、アメリカで営業する銀行に対するアンケート調査を基に、貸出基準 (credit standard), 資金需要に関する DI を公表している。例えば、貸出基準に関しては、「あなたの銀行は、過去 3 か月間、大企業と中企業に対する商工業貸付 (C&I loans) や与信枠 (credit lines) に適用される貸出基準を変化させたか」という問いに対し、「1=かなり緩和した (considerably), 2=やや緩和した (somewhat), 3=変化なし, 4=やや引き締めた, 5=かなり引き締めた」という 5 段階で回答するようになっている。Lown and Morgan (2002) は、「引き締めた (4+5)」の割合から「緩和した (1+2)」の割合を引いた値を銀行の貸出供給態度を表す指標と定義し、これを用いた VAR モデルによる分析を行っている。同様の分析には、Peek, Rosengren and Tootell (2003), Bassett, *et al.* (2010), Ciccarelli, Maddaloni and Peydró (2010) 等がある。但し、この分析方法を日本に应用することは困難である。日本銀行が実施する「全国企業短期経済観測調査」の中に金融機関の貸出態度に関する項目があるが、これは、回答企業からみた金融機関の貸出態度についての判断 (「1. 緩い」, 「2. さほど厳しくない」, 「3. 厳しい」) である。このため、銀行が貸出基準を変化させていない場合でも、借入需要が増加した場合には、銀行貸出市場が逼迫するため、企業は

「3. 厳しい」と回答する可能性があり、この意味において、貸出供給と借入需要を識別できないのである。

また、近年では、Ehrmann, *et al.* (2003), 細野 (2010) のようにマイクロデータを用いた分析も行われている。これは、金融政策に対する貸出の変化が銀行間で異なっていれば、このマイクロレベルの違いは、貸出供給曲線のシフトの違いとみなせるからである。

以上の先行研究に基づき、本稿では、銀行規模、または、貸出先の企業規模を考慮した上で、mix 変数による分析、SVAR モデル（非リカーシブ、ブロック・リカーシブ）による分析、共和分分析に基づいた VECM による分析を用い、2000 年代以降の日本の銀行貸出経路の存在を実証分析する。

本稿の構成は、以下の通りである。第 2 章では、Bernanke and Blinder (1998) に基づき、モデルを提示する。第 3 章では、このモデルに基づき、mix 変数による分析、SVAR モデルによる分析、および、VECM による分析を行う。第 4 章は、結論である。

2. モデル

本章では、Bernanke and Blinder (1988) モデルに基づき、銀行貸出経路を考慮したマクロ経済モデルを提示する。

先述の通り、Bernanke and Blinder (1988) は、伝統的な IS-LM モデルに銀行貸出を導入したモデルを提示した。伝統的な IS-LM モデルでは、貨幣と債券の二つの資産が存在しており、債券と銀行貸出は完全代替であることが想定されている。これに対し、Bernanke and Blinder (1988) では、債券と銀行貸出が不完全代替であることを想定し、貨幣、債券、銀行貸出の三つの資産が存在する状況下で、債券の金利、貸出の金利、所得水準が決定されるモデル (CC-LM モデル) を提示した。但し、Bernanke and Blinder (1988) では、物価水準が一定とされているため、本稿では、物価水準を考慮したモデルへと拡張する。なお、以下では、単純化のため、現金通貨は存在しないと想定し、預金金利をゼロと基準化する。

まず、Kashyap, Stein and Wicox (1993) に従い、銀行借入需要関数を定式化する。企業は、実質投資 I に必要な資金のうち、 α の割合を銀行借入、 $1-\alpha$ の割合を CP、社債等の他の代替的な手段により調達すると想定し、銀行貸出金利を ρ 、債券金利を i と表示する。また、銀行借入により資金を調達する場合、他の手段で調達する場合と比較し、 $f(\alpha)$ に等しい費用を削減できると想定する。但し、 $f'(\cdot) > 0$ 、 $f''(\cdot) < 0$ である。これは、先述の通り、銀行は他の資金の貸手よりも効率的に借手の監視を行うことができるため、資金の貸手と借手間の情報の非対称性により発生する逆選択やモラル・ハザード等に関わるエージェンシー費用を軽減できることを表している。このとき、借手は、 $\{\alpha\rho_i + (1-\alpha)i_i - f(\alpha)\}I_i$ を最小化するように、最適な銀行借入比率 α を、

$$\rho - i = f'(\alpha) \quad (1)$$

と設定する。したがって、最適な銀行借入比率 α は、

$$\alpha^* = F(\rho - i) \quad (2)$$

となる。但し、 $F(\cdot) = f'^{-1}(\cdot)$ 、 $F'(\cdot) < 0$ である。

また、実質投資関数を

$$I = I(Y, k), \quad I_Y > 0, \quad I_k < 0 \quad (3)$$

と定式化する。但し、 Y は実質所得、 k は資本の調達費用を表し、

$$k = \alpha^* \rho + (1 - \alpha^*) i - f(\alpha^*) \quad (4)$$

で定義される。(1) 式を用いれば、 $\partial k / \partial \rho = \alpha^* + \{(\rho - i) - f'(\alpha^*)\} \times \{\partial \alpha^* / \partial (\rho - i)\} = \alpha^* > 0$ 、 $\partial k / \partial i = 1 - \alpha^* - \{(\rho - i) - f'(\alpha^*)\} \times \{\partial \alpha^* / \partial (\rho - i)\} = 1 - \alpha^* > 0$ となるため、資本調達費用は、 ρ 、 i の増加関数となる。(3) 式は、企業の投資は生産活動の規模の増加関数、資本の調達費用の減少関数であることを意味する。以上より、名目銀行借入需要関数は、

$$L^d(\rho, i, Y) = \alpha^*(\rho - i) \times I(Y, \rho, i) \times P_t \quad (5)$$

-?+ - +--

と定式化できる。他の資金調達手段である債券金利 i の上昇は、 α^* の上昇を通じ、銀行借入需要を増大させる一方、 k の上昇を通じ投資を減少させ、銀行借入需要を減少させるため、 i に関する符号条件は定まらない。

一方、名目銀行貸出供給関数を

$$L_t^s = \lambda(\rho, i) \times (1 - \gamma) D_t \quad (6)$$

+ - +

と定式化する。但し、 γ は準備預金率、 D_t は銀行が受け入れた預金である。 $\lambda(\rho, i)$ は準備預金を差し引いた保有資産のうち銀行貸出に回す割合を表し、銀行貸出金利の増加関数、債券金利の減少関数と想定する。

次に、準備預金の均衡式を

$$RS_t^s = (\gamma + \theta(i)) D_t \quad (7)$$

-

と定式化する。(7) 式の左辺 RS_t^s は中央銀行によって決定される準備預金の供給、右辺は準備預金に対する需要を表す。但し、 $\theta(i)$ は、法定準備を上回る準備預金の総預金に対する比率を表し、債券金利の減少関数であると想定する。

先述の通り、本稿では、現金通貨が存在せず、預金金利をゼロと仮定したため、預金市場

の均衡式は,

$$m(i_t)RS_t = D^d(i_t, Y_t) \times P_t \quad (8)$$

と定式化できる。(8)式の左辺は、名目預金供給量を表す。但し、 $m(i) = 1/(\gamma + \theta(i))$ は通貨乗数である。一方、右辺は名目預金需要を表し、実質預金需要 D^d は債券金利と預金金利（ゼロと基準化）のスプレッドの減少関数、実質所得の増加関数であることを示している。現金通貨が存在しないという想定の下では、準備預金 RS はベース・マネーと等しくなるため、(8)式は貨幣市場の均衡式、すなわち LM 曲線と解釈できる。

次に、財市場を,

$$Y_t^d = Y^d(\rho_t, i_t) \quad (9)$$

$$Y_t^s = Y^s(P_t) \quad (10)$$

と表す。(9)式は、IS 曲線を表し、財に対する総需要は銀行貸出金利、債券金利の減少関数であると想定する。総需要が銀行貸出金利に依存することは、銀行貸出経路が存在するための必要条件である。(10)式は総供給 (AD) 曲線を表し、総供給は一般物価水準の増加関数であることを意味する。

最後に、金融政策ルールを,

$$RS_t = RS(Y_t, P_t) \quad (11)$$

と定式化する。(11)式は、中央銀行は準備預金（中央銀行当座預金）を金融調節手段として用い、実質所得、または、一般物価水準が上昇すると、準備預金の供給を減少させ、金融引締政策を採用することを表している。金融調節手段としてコール・レート（金利ターゲット）と準備預金（マネタリー・ターゲット）のどちらが採用されているかは、別途、検証する必要があるが、ここでは、2001年3月以降の量的緩和政策に対応するよう準備預金を金融調節手段として定式化した。

ここで、(5)~(11)式を、対数線形近似する。なお、小文字は金利を除き自然対数値を表す。

$$l_t^d - p_t = a_{ld} + a_{ld,y}y_t - a_{ld,\rho}\rho_t + a_{ld,i}i_t, \quad a_{ld,y}, a_{ld,\rho} > 0, a_{ld,i} \geq 0 \quad (12)$$

$$l_t^s = a_{ls} + a_{ls,\rho}\rho_t - a_{ls,i}i_t + d_t, \quad a_{ls,\rho}, a_{ls,i} > 0 \quad (13)$$

$$rs_t = a_{rsd} - a_{rsd,i}i_t + d_t, \quad a_{ls,i} > a_{rsd,i} > 0 \quad (14)$$

$$d_t - p_t = a_{da} + a_{dd,y}y_t - a_{dd,i}i_t, \quad a_{dd,y}, a_{dd,i} > 0 \quad (15)$$

$$y_t^d = a_{yd} - a_{yd,i}i_t - a_{yd,\rho}p_t, \quad a_{yd,i}, a_{yd,\rho} > 0 \quad (16)$$

$$y_t^s = a_{ys} + a_{ys,\rho}p_t, \quad a_{ys,\rho} > 0 \quad (17)$$

$$rs_t^s = a_{rss} - a_{rss,y}y_t - a_{rss,\rho}p_t + \varepsilon_{rss,t} \quad (18)$$

なお、(12)、(14) 式において、 $a_{is,i} > a_{rs,i} > 0$ が成立すると仮定している。この仮定は、法定準備を上回る準備預金に対する需要の債券金利に対する半弾力性が十分に小さいことを意味し、市中銀行が法定準備を上回る準備預金を保有していた 2000 年以降においては、妥当な仮定であると考えられる。

ここで、(14) 式を (13) 式に代入し d_t を消去すると、

$$l_t^s = (a_{is} - a_{rsd}) + a_{is,\rho}p_t - (a_{is,i} - a_{rsd,i})i_t + rs_t^s \quad (19)$$

を得る。 $a_{is,i} > a_{rsd,i} > 0$ より、銀行貸出供給は、債券金利 i の減少関数となる。また、(12)、(13) 式より得られる銀行貸出市場の均衡式を IS 曲線 (16) 式に代入し、銀行貸出金利 ρ を消去すると、

$$y_t = \frac{a_{yd}(a_{id,\rho} + a_{is,\rho}) - a_{yd,\rho}(a_{yd} - a_{is} + a_{rss})}{a_{yd,\rho} + a_{is,\rho} + a_{id,y}a_{yd,\rho}} - \frac{a_{yd,\rho}}{a_{yd,\rho} + a_{is,\rho} + a_{id,y}a_{yd,\rho}} p_t \quad (20)$$

$$- \frac{a_{yd,i}(a_{id,\rho} + a_{is,\rho}) + a_{yd,\rho}(a_{id,i} + a_{is,i} - a_{rsd,i})}{a_{yd,\rho} + a_{is,\rho} + a_{id,y}a_{yd,\rho}} i_t + \frac{a_{yd,\rho}}{a_{yd,\rho} + a_{is,\rho} + a_{id,y}a_{yd,\rho}} rs_t^s$$

を得る。(20) 式は、財 (commodities) 市場と信用 (credit) 市場を均衡させる実質所得と債券金利の組合せを表し、CC 曲線と呼ばれる。CC 曲線は IS 曲線と同様、 $y-i$ 平面上で右下がりであるが、準備預金 rs に依存するため、量的緩和政策により、 rs が増大すると、右方シフトすることが特徴である。これは、準備預金の増大によるマネー・ストック (預金) の増加が、(19) 式を通じて銀行貸出を増加させ、この結果、投資、総需要が増大するためである。したがって、貨幣需要の金利半弾力性が無限大となる「流動性の罫」が発生し、LM 曲線が水平となっている状況下でも、量的緩和政策は実質所得を増大させる効果を持つ。

(14) 式を (15) 式に代入し d_t を消去すると、準備預金に関し表現された LM 曲線

$$rs_t - p_t = (a_{rsd} + a_{dd}) + a_{dd,y}y_t - (a_{rsd,i} + a_{dd,i})i_t \quad (21)$$

を得る。(21) 式は、所与の準備預金の供給によって支持される預金の供給が、預金需要と等しくなることを意味する。

以上より、本稿のモデルでは、(12)、(16)～(18)、(19)、(21)式の6本の式より、実質所得 y 、物価水準 p 、準備預金、債券金利 i 、銀行貸出 L 、銀行貸出金利 ρ の6変数が内生変数として決定される。

3. 実証分析

3.1. 「mix 変数」による分析

3.1.1. 分析方法

本節では、Kashyap, Stein and Wilcox (1993) に従い、mix 変数を用いた銀行貸出経路の実証分析を行う。mix 変数は、企業のバランス・シートにおける銀行借入額 (L) と他の代替的な手段 (CP, 社債等) による資金調達額 (O) の合計に対する銀行貸出額の比率 $L/(L+O)$ として定義され、これは、第2章のモデルにおける α に相当する。

(2) 式より、準備預金 rs の増加に対する mix 変数 α の変化は、

$$\frac{d\alpha^*}{dRS} = F' \cdot \frac{d(\rho-i)}{dRS} \quad (22)$$

で与えられる。ここで、条件 (1) が満たされないならば、すなわち、銀行の資産運用において、銀行貸出と債券保有は完全代替であるならば、スプレッド $\rho-i$ は変化しない (またはスプレッドが存在しない) ため、 α^* も変化しない。一方、銀行貸出と債券保有が完全代替でなく、準備預金の増加に対して、貸出供給が借入需要よりも相対的に大きく増加するならば、スプレッド $\rho-i$ は縮小する。このとき、 $F' < 0$ であるため、mix 変数 α^* は上昇する³⁾。

これに対し、準備預金の増加に対する銀行借入額 $L = \alpha^* I$ の変化

$$\frac{dL}{dRS} = \frac{d\alpha^*}{dRS} I + \alpha^* \frac{dI}{dRS} \quad (23)$$

には、準備預金の変化に対する投資需要の変化 dI/dRS が含まれるため、これが識別問題を生じさせることがわかる。また、準備預金の増加に対する他の手段による資金調達額 $O = (1-\alpha^*)I$ の変化は、

$$\frac{dO}{dRS} = -\frac{d\alpha^*}{dRS} I + (1-\alpha^*) \frac{dI}{dRS} \quad (24)$$

で与えられる。したがって、準備預金 rs の増加に対して、銀行借入額が増加し、他の手段による資金調達額が減少する結果、 $dO/dRS < 0$ となるならば、これは、 $da^*/dRS > 0$ のときのみ生じることがわかる。

以上の考察より、以下では、 $[y, p, rs, \rho-i, mix_t]$ からなる5変数 VAR モデルに基づいたインパルス応答関数分析、予測誤差の分散分解分析により、銀行貸出経路の実証分析を行

う。なお、変数は、外生性が高いと考えられる順序で並べた。すなわち、銀行貸出経路が存在するならば、量的緩和と政策により準備預金 rs が増加すると、貸出供給曲線が右方シフトし、この結果、借入需要曲線に沿って銀行貸出金利が低下するため、スプレッド $\rho - i$ が縮小し、これが企業の資金調達行動の変化を通じ、mix 変数 mix を上昇させると想定した。

3.1.2. データ

標本期間は 2000 年第 1 四半期から 2012 年第 4 四半期までとし、データの入手可能性より、四半期データを用いた推定を行う。実質所得 y には、名目 GDP を物価水準でデフレートした値の対数値、物価水準 p には消費者物価指数の対数値を用いた。なお、以上のデータは、*Economist Intelligence Unit* より入手した。準備預金 rs には、後述する SVAR モデルと VECM の分析と整合的となるように、都市銀行、地方銀行、第二地方銀行の預け金の合計を用いる⁴⁾。銀行貸出金利 ρ には、国内銀行新規貸出約定平均金利を用いる。その際、後述する短期信用、長期信用、総信用に関する 3 通りの mix 変数の定義と対応するよう、それぞれ、短期、長期、総合新規約定平均金利を用いた。なお、以上のデータは、日本銀行より入手した。債券金利 i については、貸手である銀行については、銀行貸出と代替的な資産運用手段である国債の利回り、一方、借手である企業については、銀行借入と代替的な資金調達手段である社債等の利回りが好ましいと考えられる。但し、脚注 3 で述べた通り、社債等の利回りには、倒産確率等モデル外の要因も含まれるため、ここでは、債券金利 i として、10 年物の国債利回りをを用いた。

mix 変数については、財務省の「法人企業統計」に基づき、短期信用（流動性負債） $mixs$ 、長期信用（固定負債） $mixl$ 、総信用（流動性負債＋固定負債） $mixt$ に関する 3 通りの変数を作成した。また、Gertler and Gilchrist (1994) が指摘する通り、企業規模別の資金調達行動に差異がある可能性を考慮するため、(a) 資本金 1,000 万円～1 億円、(b) 1 億円～10 億円、(c) 10 億円以上、(d) 全規模の 4 段階に分類し、それぞれ、上記の 3 通りの mix 変数を作成した⁵⁾。

表 2 は、上記の 4 段階に分類された企業の負債項目の平均値を表したものである。これらの項目より、それぞれの mix 変数を、

$$mixs = \frac{\text{金融機関借入 (流動)}}{\text{金融機関借入 (流動)} + \text{その他の借入金 (流動負債)} + \text{その他流動負債}}$$

$$mixl = \frac{\text{金融機関借入 (固定)}}{\text{金融機関借入 (固定)} + \text{社債 (固定)} + \text{その他の借入金 (固定)} + \text{その他固定負債}}$$

$$mixt = \frac{\text{金融機関借入 (総)}}{\text{金融機関借入 (総)} + \text{社債 (総)} + \text{その他の借入金 (総)} + \text{その他流動負債} + \text{その他固定負債}}$$

表2 記述統計量：mix 変数

	(a)1,000万-1億円	(b)1-10億円	(c)10億円以上	(d)全規模
【億円】				
総負債	528646	167390	583788	1279824
流動負債	194751	79336	212115	486202
支払手形・買掛金	66878	32178	72476	171532
金融機関借入金	53894	20960	51411	126265
その他の借入金	20920	6999	14635	42554
引当金	2351	1609	3987	7947
その他流動負債	50708	17591	69605	137904
固定負債	166947	44027	185837	396811
社債	3691	1607	48876	54174
金融機関借入金	111318	22200	75977	209496
その他の借入金	24591	6026	10547	41163
引当金	5518	5907	25364	36789
その他固定負債	21829	8286	25073	55188
【%】				
mix変数平均				
短期信用(<i>mixs</i>)	0.43	0.46	0.38	0.41
長期信用(<i>mixl</i>)	0.69	0.58	0.47	0.58
総信用(<i>mixt</i>)	0.57	0.51	0.43	0.50
mix変数変動係数				
短期信用(<i>mixs</i>)	0.11	0.18	0.13	0.13
長期信用(<i>mixl</i>)	0.05	0.13	0.03	0.04
総信用(<i>mixt</i>)	0.06	0.15	0.06	0.07

と定義した⁶⁾。

また、表 2 の下段は、上記のように定義された mix 変数の平均と変動係数を示している。平均は、短期信用では、1～10 億円の企業において最も高く、10 億円の企業において最も低い。また、長期信用と総信用では、資本金が大きい企業ほど低い。この結果は、資本金が小さい企業ほど銀行借入に依存している一方、資本金が大きい企業ほど銀行借入以外の代替的な資金調達手段を持つことを意味する。また、変動係数は、短期信用、長期信用、総信用のいずれにおいても、1～10 億円の企業において最も高い。この結果は、10 億円以上の企業においては、銀行借入と他の資金調達手段の代替性が高いため、金融政策の変化に対し、それぞれの項目が同程度の率で変化することにより、mix 変数の変動が小さくなる可能性、一方、1 億円未満の企業においては、銀行貸出が、1～10 億円以上の企業に対するよりも、すぐには変化せず、また、他の手段による資金調達も変化しないことから、mix 変数の変動が小さくなる可能性を意味する。脚注 5 で示した通り、製造業では資本金 1 億円以上の企業が大企業に分類されるが、卸売業、サービス業、小売業では資本金 1 億円以上の企業は大企業に分類される。したがって、以上の結果は、銀行貸出供給行動は、中堅企業（中小企業の中で規模の大きな企業、または、大企業の中で規模の小さな企業）と他の企業の間で差異がある可能性を意味する。

3.1.3. 分析結果

ラグ次数は、1 年間の調整ラグを想定し、ラグ次数を 4 とした。

図 1 は、準備預金へのインパルス（正の 1 標準偏差のショック）に対する各変数のインパルス応答関数を 12 期間（3 年間）に関し示したものである。まず、短期信用、長期信用、総信用のいずれの場合においても、準備預金に対する量的緩和ショックは、実質 GDP に対し、3～4 期間において有意な正の影響を与え、物価水準に対し、有意ではないが正の影響を与えている。また、スプレッドに対し、短期信用については、3～5 期間において正の影響を与えているが、長期信用、総信用については、有意ではないが概ね負の影響を与えている。これは、量的緩和ショックに対し、貸出供給が増大したため、銀行貸出金利が低下したからと解釈できる。最後に、mix 変数に対し、短期信用、長期信用、総信用のいずれの場合においても、資本金 1,000 万～1 億円の企業については有意な影響を与えないこと、1～10 億円の企業については有意な正の影響を与えること、10 億円以上の企業については有意な負の影響を与えることがわかる。この結果は、量的緩和ショックに対し、資本金の小さな企業（1,000 万～1 億円）に対する銀行貸出はすぐには変化しないため mix 変数に有意な影響を与えないが、資本金の比較的大きな中堅企業（1～10 億円）に対する銀行貸出は増加するため、mix 変数が上昇したからと解釈できる。また、資本金の大きな大企業（10 億円以上）は、CP、社債等の代替的な手段による資金調達を増大させるため、mix 変数が低下したと

図 1 量的緩和政策ショックに対するインパルス応答関数：mix 変数

図 1-1 短期信用 (mixs)

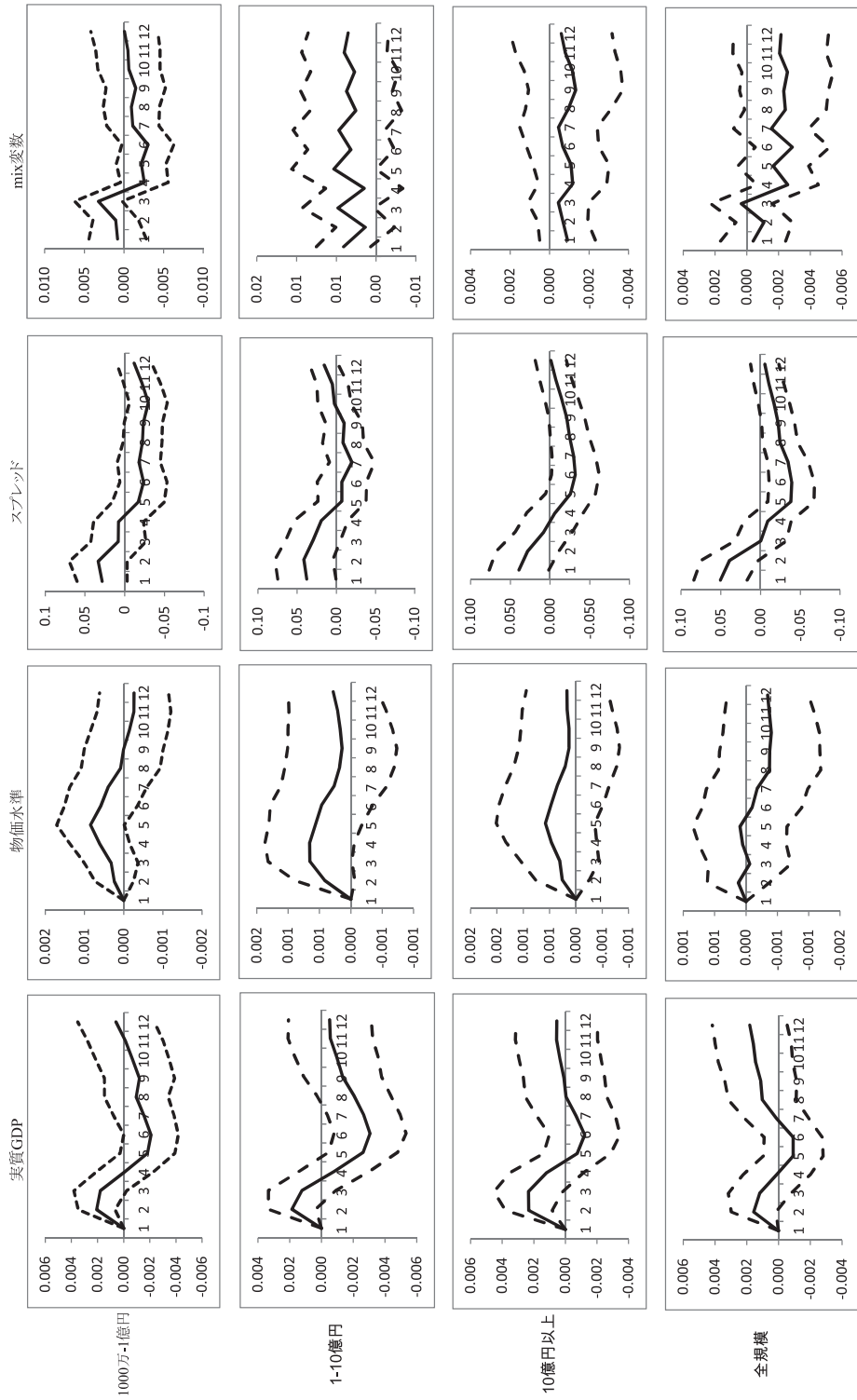


図 1-2 長期信用 (*mixt*)

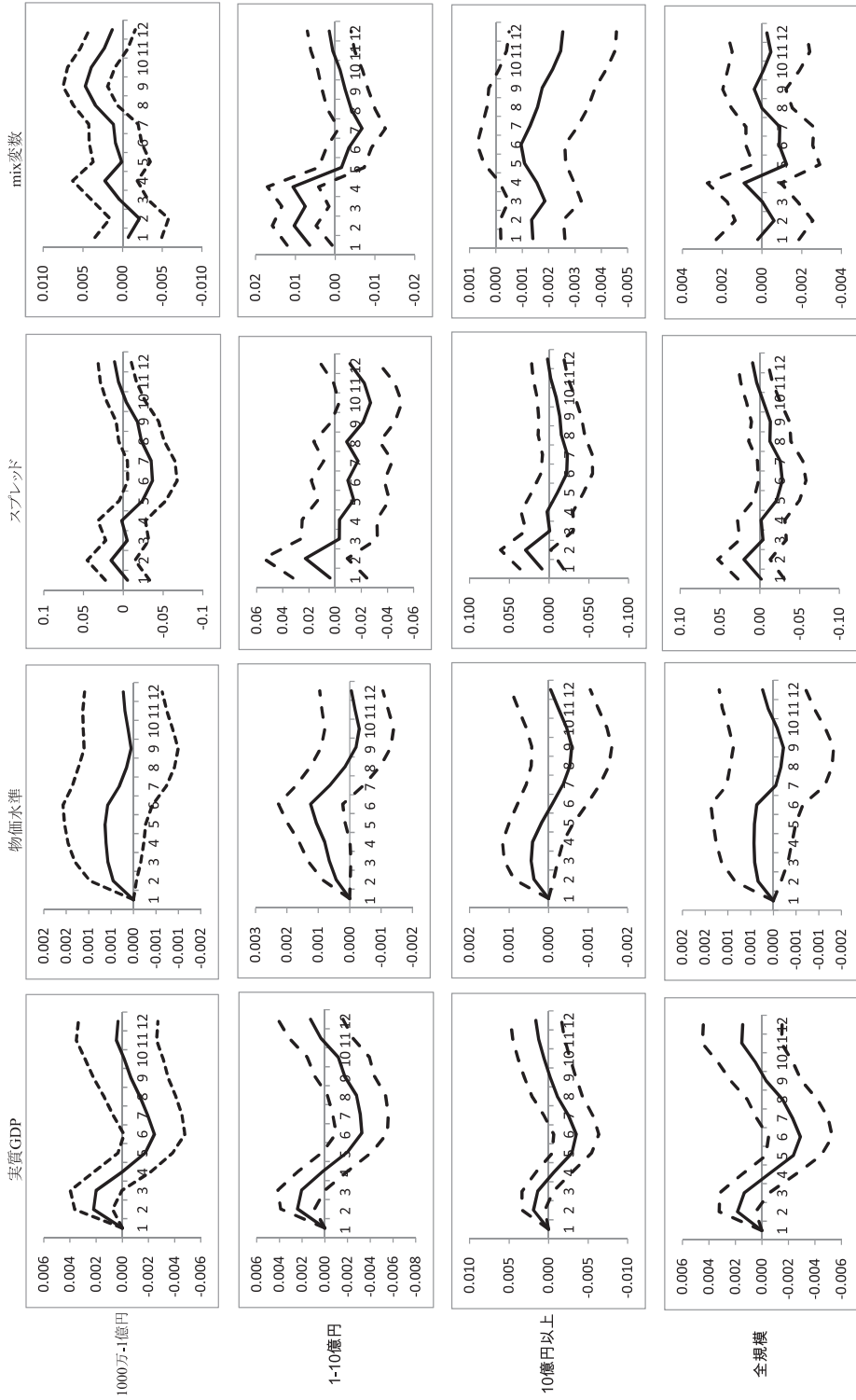
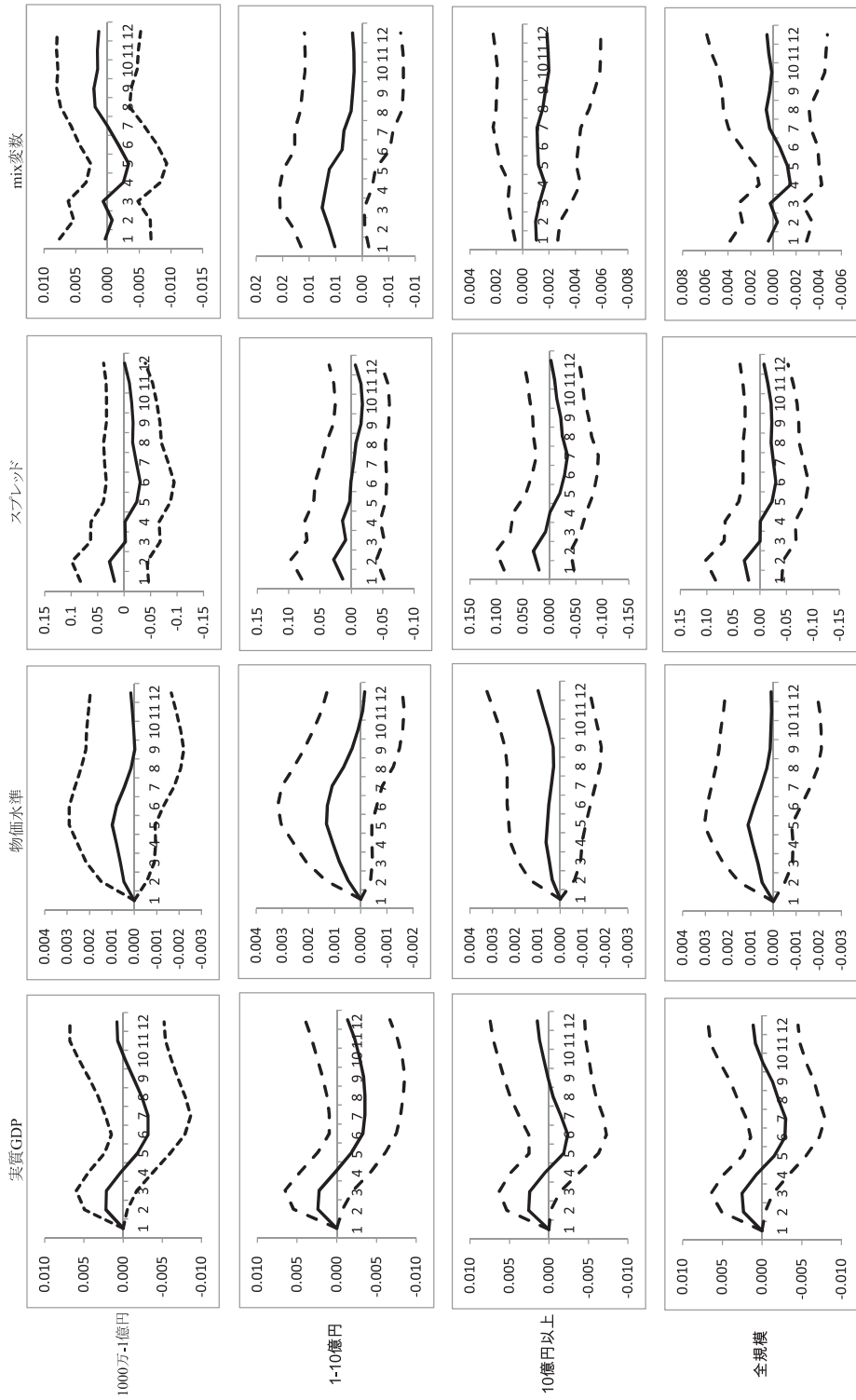


図 1-3 総信用 (*mixt*)



考えられる⁷⁾。これは、Friedman and Kuttner (1993) が、大企業の CP 等の発行需要の変化は、銀行借入需要よりも早く、かつ、大きく変化すると指摘したことと整合的である。

表 3 は、各変数の予測誤差におけるそれぞれの変数に対するショックの寄与度を表す分散分解の結果を、1~4 期間 (1 年目)、5~8 期間 (2 年目)、9~12 期間 (3 年目)、および、12 期間 (3 年間) の平均値で表したものである。まず、準備預金の変化が、どの程度スプレッドに影響を与えるかについて (表では、 $rs \rightarrow \rho - i$)、短期、長期、総信用のいずれにおいても、資本金 1,000 万~1 億円、1~10 億円、10 億円以上の企業に与える影響は大きく異ならない。次に、スプレッドの変化が、どの程度 mix 変数に影響を与えるかについて ($\rho - i \rightarrow mix$)、長期信用では、1~10 億円の企業に対し、大きな影響を与えている。同様に、準備預金の変化が、どの程度 mix 変数に影響を与えるかについて ($rs \rightarrow mix$)、短期、長期、総信用のいずれにおいても、1~10 億円の企業に対し、大きな影響を与えている。最後に、mix 変数の変化が、企業の設備投資の変化を通じ、どの程度実質 GDP に影響を与えるかについて ($mix \rightarrow y$)、短期信用では、1,000 万~1 億円の企業、長期、総信用では、1~10 億円の企業に対し、大きな影響を与えている。

以上の結果は、量的緩和政策は、中堅企業、すなわち、中小企業の中では信用力の高いより規模の大きな企業、または、大企業の中では銀行借入依存度が高い規模の小さな企業に対する貸出供給を増加させ、これが実体経済により大きな影響を与えることを意味する。また、この結果は、エージェンシー・コストの高い小企業ほど、銀行貸出経路がより強く働くとする Gertler and Gilchrist (1994) の結果は、2000 年代後半の日本には妥当していないことを意味する。

但し、mix 変数を用いた分析には、以下の問題点が存在することに留意が必要である。第一に、(22) 式では、銀行の資産運用において、銀行貸出と債券保有は不完全代替であることが想定されているが、もし、完全代替であるならば (22) 式のスプレッドはゼロとなり、準備預金の変化に対し mix 変数は変化しない。このため、準備預金のショックに対する mix 変数のインパルス応答が有意でないことは、貸出供給が変化しなかったことによるのか、銀行貸出と債券保有が完全代替であったことによるのかを識別できない。

第二に、(22) 式では、先述の通り、量的緩和政策により準備預金が増加すると、貸出供給が増大 (貸出供給曲線が右方シフト) するため、銀行貸出金利の低下を通じスプレッドが縮小し、この結果、(借入需要曲線に沿って) 銀行借入の比率が増加し、mix 変数が変化することを想定している。その際、企業は、負債を構成する各項目を瞬時に調整でき、このためスプレッドのみが mix 変数を決定する要因であることが想定されている。しかしながら、実際には、大企業にとっては、銀行と貸借契約を結ぶよりも CP、社債等を発行し資金調達の方がより迅速に資金調達できる場合もある。このような場合、資本金が 10 億円以上の企業のインパルス応答関数で観察されたように、スプレッドが低下したにも関わらず、CP、

表3 予測誤差の分散分解：mix 変数

$rs \rightarrow \rho-i$	短期信用(mixs)			長期信用(mixl)			総信用(mixt)					
	1000万-1億円 1-10億円	10億円以上 10億円以上	全規模 1000万-1億円	1-10億円 10億円以上	10億円以上 10億円以上	全規模 1000万-1億円	1-10億円 10億円以上	10億円以上 10億円以上	全規模 1000万-1億円	1-10億円 10億円以上	10億円以上 10億円以上	全規模
1-4期	5.6	9.0	12.3	0.8	1.7	2.6	1.0	3.0	3.1	3.4	3.4	1.0
5-8期	6.3	8.9	15.6	5.8	3.1	4.2	4.6	6.2	3.4	6.3	6.3	2.3
9-12期	9.4	8.6	18.0	9.0	6.8	5.8	6.4	8.4	4.4	9.6	9.6	2.9
全期間	7.1	8.8	15.3	5.2	3.8	4.2	4.0	5.9	3.6	6.4	6.4	2.1
$\rho-i \rightarrow mix$	短期信用(mixs)			長期信用(mixl)			総信用(mixt)					
1000万-1億円	1-10億円	10億円以上	全規模	1000万-1億円	1-10億円	10億円以上	全規模	1000万-1億円	1-10億円	10億円以上	全規模	
1-4期	0.3	0.5	1.0	1.9	15.3	12.3	11.7	2.1	3.3	6.5	1.3	
5-8期	4.4	2.5	6.0	9.9	23.3	9.3	11.8	11.8	6.9	5.0	1.2	
9-12期	5.3	6.2	8.7	8.0	25.8	7.2	11.4	9.2	14.6	3.6	1.1	
全期間	3.3	3.1	5.2	6.6	21.5	9.6	11.6	7.7	8.3	5.0	1.2	
$rs \rightarrow mix$	短期信用(mixs)			長期信用(mixl)			総信用(mixt)					
1000万-1億円	1-10億円	10億円以上	全規模	1000万-1億円	1-10億円	10億円以上	全規模	1000万-1億円	1-10億円	10億円以上	全規模	
1-4期	2.3	6.8	1.9	1.1	17.7	11.6	0.5	0.8	23.9	9.4	3.0	
5-8期	5.0	7.5	6.2	2.2	23.6	11.7	2.3	4.8	27.5	9.1	3.6	
9-12期	3.8	7.8	7.3	7.3	20.8	16.4	1.9	5.0	20.1	12.0	3.2	
全期間	3.7	7.4	5.1	3.5	20.7	13.3	1.6	3.5	23.8	10.2	3.3	
$mix \rightarrow y$	短期信用(mixs)			長期信用(mixl)			総信用(mixt)					
1000万-1億円	1-10億円	10億円以上	全規模	1000万-1億円	1-10億円	10億円以上	全規模	1000万-1億円	1-10億円	10億円以上	全規模	
1-4期	3.4	0.2	4.2	1.0	1.2	1.7	0.7	1.1	0.2	1.7	1.6	
5-8期	12.8	3.6	12.8	0.8	8.1	2.5	2.8	7.6	5.7	6.1	8.4	
9-12期	12.4	18.1	11.2	0.7	10.0	2.5	3.3	9.6	16.0	5.1	11.0	
全期間	9.5	7.3	9.4	0.8	6.4	2.2	2.2	6.1	7.3	4.3	7.0	

社債等により資金調達を行い、この結果、mix 変数が低下する可能性もある。

3.2. 非リカーシブ SVAR モデルによる分析

3.2.1. 分析方法

次に、非リカーシブ SVAR モデルを用いた実証分析を行う。その際、借入需要関数と貸出供給関数をそれぞれ推計できるように SVAR モデルを定式化する。

分析に用いる変数からなる $k \times 1$ ベクトルを X_t と表し、 X_t の構造型 VAR モデルが

$$AX_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + B\varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d.(0, I_k) \quad (25)$$

によって表されると想定する。但し、 p はラグ次数、 A は $k \times k$ 同時点係数行列、 $A_i (i=0, 1, 2, \dots, p)$ は $k \times k$ 係数行列、 B は $k \times k$ 行列、 ε_t は $k \times 1$ 構造ショック・ベクトルである。各構造ショックは、同時点で互いに相関を持たない（正規直交）ため、 ε_t の分散共分散行列は $k \times k$ 単位行列となる。

一方、(25) 式に対応する誘導型 VAR モデルを、

$$X_t = C_1 X_{t-1} + C_2 X_{t-2} + \dots + C_p X_{t-p} + u_t, \quad u_t \sim i.i.d.(0, \Sigma_u) \quad (26)$$

と表す。但し、 $C_i (i=1, 2, \dots, p)$ は $k \times k$ 係数行列である。

このとき、(25)、(26) 式より、

$$C_i = A^{-1}A_i, \quad (i=1, 2, \dots, p) \quad (27)$$

$$u_t = A^{-1}B\varepsilon_t \quad (28)$$

$$\Sigma_u = A^{-1}BB'(A^{-1})' \quad (29)$$

を得る。したがって、(28) 式の推定結果から、構造ショック ε_t を $\varepsilon_t = AB^{-1}u_t$ として識別できる。行列 A 、 B には、合わせて $2k^2$ 個のパラメータが含まれているのに対し、推定される分散・共分散行列 Σ_u は対称行列であるため、 $k(k+1)/2$ 個の要素を含んでいる。したがって、 $2k^2 - k(k+1)/2 = k(3k-1)/2$ 個の制約条件を追加する必要がある。これに関し、 A の対角要素を 1 と基準化し k 個の制約を課し、さらに B を対角行列とし、 $k^2 - k = k(k-1)$ 個の制約を課すならば、同時係数行列 A に対し、残り $k(k-1)/2$ 個の識別制約を追加する必要がある。

ここで、第 2 章で提示したモデルに線形トレンド項と攪乱項を含め、これを、構造型 VAR モデルによって表すと

$$\begin{aligned}
 & \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & a_{yd,i} & a_{yd,\rho} & 0 \\ -1/a_{ys,p} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{rss,y} & a_{rss,p} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -a_{dd,y}/(a_{rsd,i}+a_{dd,i}) & -1/(a_{rsd,i}+a_{dd,i}) & 1/(a_{rsd,i}+a_{dd,i}) & 1 & 0 & 0 \\ -a_{ld,y}/a_{ld,\rho} & -1/a_{ld,\rho} & 0 & -a_{ld,i}/a_{ld,\rho} & 1 & 1/a_{ld,\rho} \\ 0 & 0 & -1 & a_{ls,i}-a_{rsd,i} & -a_{ls,\rho} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ p_t \\ rs_t \\ i_t \\ \rho_t \\ l_t \end{bmatrix} \\
 & = \mu + \delta t + A(L) \begin{bmatrix} y_t \\ p_t \\ rs_t \\ i_t \\ \rho_t \\ l_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{66} \end{bmatrix} \varepsilon_t \quad (30)
 \end{aligned}$$

となる。但し、 $\varepsilon_t = [\varepsilon_{yd,t}, \varepsilon_{ys,t}, \varepsilon_{rss,t}, \varepsilon_{dd,t}, \varepsilon_{ld,t}, \varepsilon_{ls,t}]'$ は構造ショック・ベクトルであり、 $\varepsilon_{yd,t}$, $\varepsilon_{ys,t}$, $\varepsilon_{rss,t}$, $\varepsilon_{dd,t}$, $\varepsilon_{ld,t}$, $\varepsilon_{ls,t}$ は、それぞれ、総需要ショック、総供給ショック（コスト・プッシュ・ショック）、金融政策ショック（貨幣供給ショック）、貨幣需要ショック、借入需要ショック、貸出供給ショックである。

(30) 式の同時点係数行列 A の 1 行目は IS 曲線 (16) 式、2 行目は AS 曲線 (17) 式、3 行目は金融政策ルール（貨幣供給ルール）(18) 式、4 行目は貨幣需要関数 (21) 式、5 行目は借入需要関数 (12) 式、6 行目は貸出供給関数 (19) 式に対応している。

(30) 式より、同時点係数行列 A において、15 個のゼロ制約に加え、 $a_{42}+a_{43}=0$ 、 $a_{62}+a_{65}=0$ 、 $a_{53}=-1$ という 3 個の制約により、18 個の制約条件が存在することがわかる⁸⁾。一方、(30) 式は 6 変数 SVAR モデルであるため、同時点係数行列 A に対する追加的な制約条件が 15 個のとき丁度識別となる。したがって、15 個のゼロ制約のみを課した場合には、丁度識別となるが、以下の実証分析では、これら 15 個のゼロ制約に加えて、借入需要関数における債券金利 i の係数に $-a_{ld,i}/a_{ld,\rho}=0$ という制約を課し、過剰識別制約として推定を行う⁹⁾。これは、銀行借入依存度が高い中小企業は、CP や社債等の発行による資金調達に限られているため、債券金利に反応しない可能性があること、また、CP や社債等により資金調達が可能な場合でも、借入需要関数における債券金利は社債利回りが好ましいと考えられるが、実証分析では、第 1 章と同様、国債利回りのデータを用いるため、理論モデルと整合的でなくなるからである。なお、過剰識別制約は、尤度比 (LR) 検定により行う。

3.2.2. データ

標本期間は 2000 年 1 月から 2012 年 12 月までとし、月次データを用いて推定を行う。生産量 y には名目 GDP の四半期のデータを Chow and Lin (1971) の手法を用いて、月次データに補完 (interpolate) したものをを用いた¹⁰⁾。物価水準 p には消費者物価指数、債券金利 i

には 10 年物国債利回りをを用いた。以上のデータは、*Economist Intelligence Unit* より入手した。

また、先述の通り、本稿では銀行規模、企業規模による影響を考慮するため、銀行を業態別に国内銀行、都市銀行、地方銀行（地方銀行と第二地方銀行）の三つの分類し、また貸出先を全法人向け貸出と中小企業向け貸出に分けて分析を行った¹¹⁾。したがって、銀行貸出 l として、(i) l_{aa} ：国内銀行の全法人向け貸出（以下、全銀行→全企業）、(ii) l_{as} ：国内銀行の中小企業向け貸出（以下、全銀行→中小企業）、(iii) l_{ca} ：都市銀行の全法人向け貸出（以下、都市銀行→全企業）、(iv) l_{cs} ：都市銀行の中小企業向け貸出（以下、都市銀行→中小企業）、(v) l_{ra} ：地方銀行の全法人向け貸出（以下、地方銀行→全企業）、および、(vi) l_{rs} ：地方銀行の中小企業向け貸出（以下、地方銀行→中小企業）の 6 通りのデータを用いる。なお、国内銀行の全法人向け貸出は、 $l_{aa}=l_{ca}+l_{ra}$ 、 $l_{as}=l_{cs}+l_{rs}$ として算出した。また、これに対応させるため、準備預金 rs には、国内銀行のバランス・シートの資産側の預け金 rs_a 、都市銀行の預け金 rs_c 、地方銀行の預け金 rs_r をそれぞれ用いる。なお、国内銀行の準備預金は $rs_a=rs_c+rs_r$ として算出した。さらに、銀行貸出金利 ρ には、国内銀行新規貸出約定平均金利 ρ_a 、都市銀行の新規貸出約定平均金利 ρ_c 、地方銀行の新規貸出約定平均金利 ρ_r をそれぞれ用い、国内銀行新規貸出約定平均金利 ρ_a は、貸出額をウェイトとした ρ_c と ρ_r の加重平均として算出した。以上のデータは、日本銀行より入手した。

3.2.3. 分析結果

ラグ次数 p は、1 年間の調整ラグを想定し、 $p=12$ とした。

表 4 は推定された同時点係数行列 \hat{A} を示しており、符号条件を違反する係数に網掛けを施している。また、「*」は 2 標準偏差の水準で有意であることを示す。IS 曲線については、全銀行→中小企業、都市銀行→全企業、地方銀行→全企業において、銀行貸出金利が符号条件を違反した。AS 曲線については、都市銀行→全企業、地方銀行→中小企業の場合を除き、符号条件が満たされていない。これは、標本期間において、デフレ圧力による物価水準の低下が、実質 GDP を増加させた可能性を意味する。金融政策ルールは、すべてのケースにおいて、物価水準の係数が符号条件を違反した。これは、デフレ圧力を懸念した日本銀行が量的緩和政策により準備預金を増加させたものの、その効果が十分ではなかったため（その程度は抑えることができたかもしれないが）、物価水準が低下したことを反映した可能性がある。また、貨幣需要関数は、都市銀行→全企業、地方銀行→全企業、地方銀行→中小企業において、符号条件を違反した。とりわけ、表では、地方銀行→全企業、地方銀行→中小企業において、準備預金のみ網掛けが施されているが、貨幣需要関数は、債券金利の係数を 1 として基準化しているため、準備預金の係数を 1 として基準化した場合には、すべての変数（物価水準、実質 GDP、債券金利）が符号条件を違反することを意味する。したがって、金

融政策ルール（貨幣供給ルール）と貨幣需要関数が識別できておらず、貨幣需要関数に金融政策ショックが部分的に含まれていると考えられる。借入需要関数については、すべてのケースでいずれかの符号条件を違反した。とりわけ、表では、全銀行→全企業、都市銀行→中小企業、地方銀行→中小企業において、銀行貸出のみに網掛けが施されているが、借入需要関数は、銀行貸出金利の係数を1として基準化しているため、銀行貸出の係数を1として基準化した場合には、すべての変数（物価水準、実質GDP、銀行貸出金利）が符号条件を違反することを意味する。貸出供給関数についても、すべてのケースでいずれかの符号条件を違反した。貸出供給が準備預金と銀行貸出の増加関数であることは、銀行貸出経路が存在するための必要条件であるが、準備預金の係数については、地方銀行→全企業が符号条件を違反し、銀行貸出金利の係数については、都市銀行→中小企業の場合を除き、符号条件を違反した。以上の同時点係数行列 A の推定結果からは、金融政策ショックが識別できていない可能性が示される一方、銀行貸出経路の存在に必要な長期的に安定的なIS曲線、借入需要関数、貸出供給関数の存在は確認できなかった。

図2は、金融政策ショックに対する各変数のインパルス応答関数を36期間（3年間）に関し示したものである。点線は、ブートストラップにより計算された95%信頼区間を示している。図より、量的緩和ショックに対し、銀行貸出金利は低下する一方、全銀行→全企業、全銀行→中小企業、都市銀行→全企業、都市銀行→中小企業では銀行貸出が増加している。この結果は、貸出供給の増加（貸出供給関数の右方シフト）により、借入需要関数に沿って、銀行貸出金利が低下するとともに、均衡における銀行貸出が増加したことを意味する。とりわけ、都市銀行→全企業では、銀行貸出が有意に正の反応をしている。一方、地方銀行→全企業、地方銀行→中小企業では、銀行貸出が減少している。この結果は、量的緩和ショックに対し、借入需要が減少（借入需要関数の左方シフト）したため、貸出供給関数に沿って、銀行貸出金利が低下するとともに、均衡における銀行貸出が減少したことを意味する。これは、長引く不況の中、日本銀行が量的緩和政策を行ったものの、その効果が十分ではなかったため（その程度は抑えることができたかもしれないが）、実質GDPが減少し、この結果、地方では借入需要が減少したことを反映した可能性がある。また、全銀行→中小企業、都市銀行→全企業、地方銀行→全企業、地方銀行→中小企業では、量的緩和政策の後に物価水準が低下する、いわゆる「物価パズル」が観察された。

表5は、分散分解の結果を、1～12期間（1年目）、13～24期間（2年目）、25～36期間（3年目）、および、全期間（36期間）の平均値で表したものである。まず、準備預金の変化が、どの程度、銀行貸出に影響を与えるか（量的緩和政策が、どの程度、貸出供給関数をシフトさせるか、表では、 $rs \rightarrow l$ ）については、短期的（1～12期間）には都市銀行→全企業、長期的（25～36期間）、全期間では都市銀行→中小企業に最も大きな影響を与えている。次に、この銀行貸出の変化が、どの程度、銀行貸出金利に影響を与えるか（貸出供給関数のシ

表 4 同時点係数行列の推定値

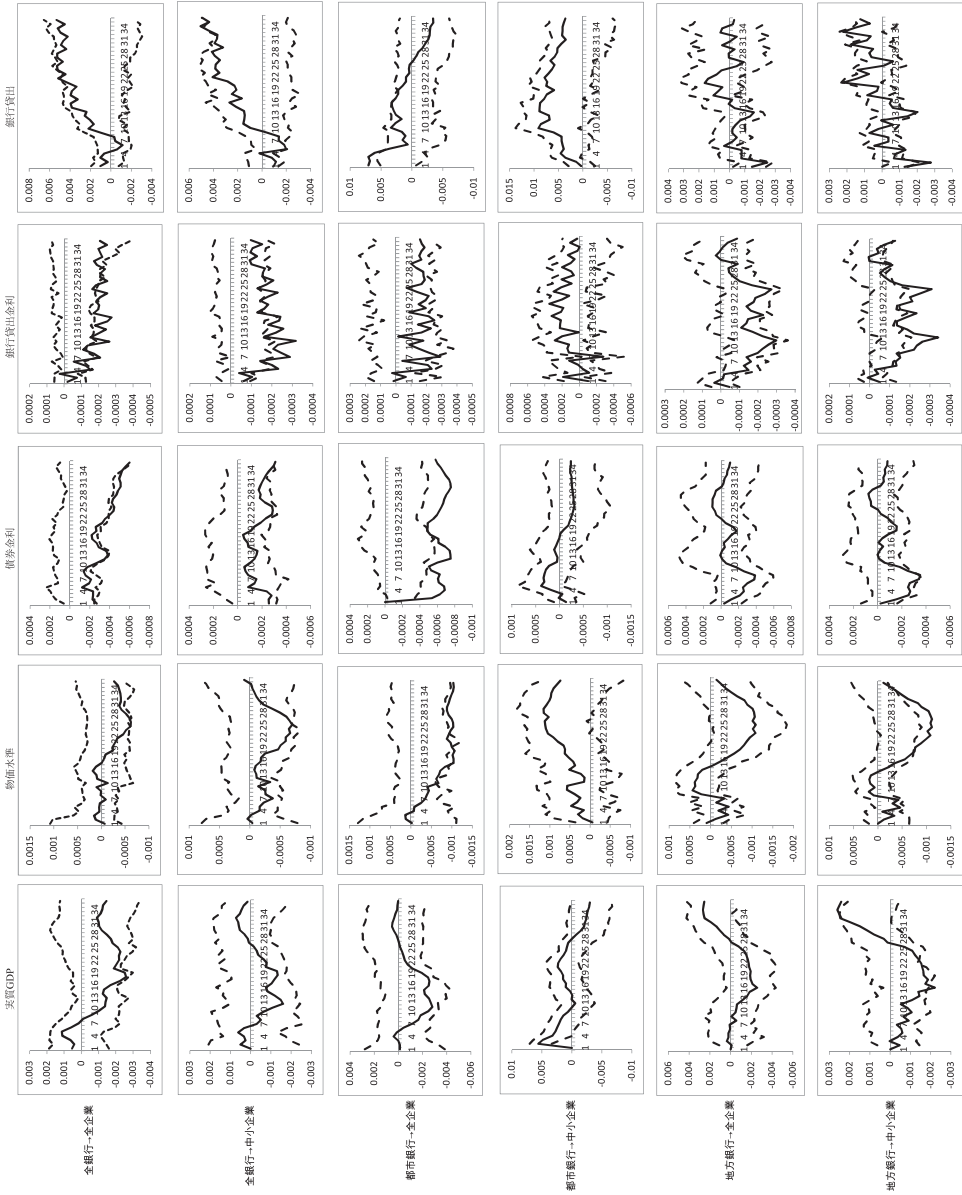
全銀行→全企業												
行列A						行列B						
	y	p	rs	i	ρ	l	y	p	rs	i	ρ	l
IS曲線	1.0000	0.0000	0.0000	0.3522	4.1886	0.0000	0.0079*	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
AS曲線	0.0008	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0019*	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
金融政策ルール	7.9292*	-13.1536*	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.129*	0.0000	0.0000	0.0000
貨幣市場均衡式	-0.0246	-0.0621	0.0010	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.001*	0.0000	0.0000
借入需要関数	-0.0552	-0.0351	0.0000	0.0000	1.0000	-0.0370	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0008*	0.0000
貸出供給関数	0.0000	0.0000	-0.0092	0.4465	6.2629	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0093*
LR過剰識別性検定	Chi-Square(1)=0.0436, p-value=0.8347											
全銀行→中小企業												
行列A						行列B						
	y	p	rs	i	ρ	l	y	p	rs	i	ρ	l
IS曲線	1.0000	0.0000	0.0000	0.2382	-2.1023	0.0000	0.0068*	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
AS曲線	0.0345	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0018*	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
金融政策ルール	7.4867*	-11.9673	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1347*	0.0000	0.0000	0.0000
貨幣市場均衡式	-0.0254	-0.0183	0.0009	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0010*	0.0000	0.0000
借入需要関数	0.0078	-0.0620	0.0000	0.0000	1.0000	0.0466	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0007*	0.0000
貸出供給関数	0.0000	0.0000	-0.0070	-0.9432	-6.1685	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0099*
LR過剰識別性検定	Chi-Square(1)=0.1015, p-value=0.7501											
都市銀行→全企業												
行列A						行列B						
	y	p	rs	i	ρ	l	y	p	rs	i	ρ	l
IS曲線	1	0	0	-2.7043	-0.7883	0	0.0071*	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
AS曲線	-0.0002	1	0	0	0	0	0.0000	0.0019*	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
金融政策ルール	9.3739	-22.3233*	1	0	0	0	0.0000	0.0000	0.1636*	0.0000	0.0000	0.0000
貨幣市場均衡式	0.0491	-0.0554	0.002	1	0	0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0010*	0.0000	0.0000
借入需要関数	-0.0346	-0.0788	0	0	1	-0.052	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0012*	0.0000
貸出供給関数	0	0	-0.0315*	0.2939	7.9319*	1	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0134*
LR過剰識別性検定	Chi-Square(1)=1.159, p-value=0.2817											
都市銀行→中小企業												
行列A						行列B						
	y	p	rs	i	ρ	l	y	p	rs	i	ρ	l
IS曲線	1.0000	0.0000	0.0000	1022.0895	51.0440	0.0000	1.0463	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
AS曲線	0.0024	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0019*	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
金融政策ルール	43.3477	-17.8176	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.2877	0.0000	0.0000	0.0000
貨幣市場均衡式	-0.1025	-0.3596	0.0165	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0031	0.0000	0.0000
借入需要関数	-0.0362	-0.0693	0.0000	0.0000	1.0000	-0.0297	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0011*	0.0000
貸出供給関数	0.0000	0.0000	-0.0137	-0.7643	5.7163	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0124*
LR過剰識別性検定	Chi-Square(1)=0.001, p-value=0.9745											

地方銀行→全企業												
行列A						行列B						
	y	p	rs	i	l	y	p	rs	i	ρ	l	
IS曲線	1.0000	0.0000	0.0000	51.6748	0.0000	0.3184	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
AS曲線	0.2474	1.0000	0.0000	0.0000	-694.9770	0.0000	0.0024	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
金融政策ルール	1.5129	-5.1296	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1130*	0.0000	0.0000	0.0000	
貨幣市場均衡式	-0.0223	-0.0931	-0.0002	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0010*	0.0000	0.0000	
借入需要関数	0.2445	-1.0118	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0026	0.0000	
貸出供給関数	0.0000	0.0000	0.0045	-1.1298*	2.0784*	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0045*	
LR過剰識別性検定	Chi-Square(1)=0.1939, p-value=0.6597											
地方銀行→中小企業												
行列A						行列B						
	y	p	rs	i	l	y	p	rs	i	ρ	l	
IS曲線	1.0000	0.0000	0.0000	3.9295	0.0000	0.0084	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
AS曲線	-0.0215	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0018*	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
金融政策ルール	1.1351	-1.6696	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1147*	0.0000	0.0000	0.0000	
貨幣市場均衡式	-0.0873	-0.1027	-0.0006	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0011*	0.0000	0.0000	
借入需要関数	-0.0105	-0.0815*	0.0000	0.0000	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0006*	0.0000	
貸出供給関数	0.0000	0.0000	-0.0029	-2.3744*	9.9875	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0067*	
LR過剰識別性検定	Chi-Square(1)=0.0118, p-value=0.9134											

rs → l	全銀行→全企業	全銀行→中小企業	都市銀行→全企業	都市銀行→中小企業	地方銀行→全企業	地方銀行→中小企業
1-12期	1.8	3.8	18.4	11.4	15.3	10.6
13-24期	8.8	6.7	12.4	35.7	11.0	11.7
25-36期	19.3	17.6	11.7	43.7	7.7	12.0
全期間	10.0	9.3	14.2	30.3	11.3	11.4
l → p	全銀行→全企業	全銀行→中小企業	都市銀行→全企業	都市銀行→中小企業	地方銀行→全企業	地方銀行→中小企業
1-12期	12.0	24.2	17.7	11.8	7.5	14.8
13-24期	9.6	13.2	15.2	13.2	6.9	8.3
25-36期	10.8	12.0	17.1	12.0	6.7	9.3
全期間	10.8	16.4	16.6	12.3	7.0	10.8
ρ → y	全銀行→全企業	全銀行→中小企業	都市銀行→全企業	都市銀行→中小企業	地方銀行→全企業	地方銀行→中小企業
1-12期	5.3	11.3	14.8	4.4	57.8	3.9
13-24期	5.8	12.0	22.3	8.6	51.7	9.6
25-36期	4.8	14.5	18.3	7.3	43.9	11.7
全期間	5.2	12.8	18.3	6.7	50.9	8.4
l → y	全銀行→全企業	全銀行→中小企業	都市銀行→全企業	都市銀行→中小企業	地方銀行→全企業	地方銀行→中小企業
1-12期	2.4	2.5	2.5	2.9	1.0	1.8
13-24期	7.1	4.0	6.0	2.8	4.4	4.9
25-36期	9.3	4.0	15.1	4.3	6.0	9.1
全期間	6.3	3.5	8.4	3.4	3.8	5.4

表5 予測誤差の分散分解：非リカーシブSVAR

図2 量的緩和政策ショックに対するインパルス応答関数：非リカーシブSVAR



フトが、どの程度、借入需要関数に沿って、銀行貸出金利を低下させるか、 $l \rightarrow \rho$) については、短期的にも長期的にも都市銀行→全企業に対し、最も大きな影響を与えている。次に、この銀行貸出金利の変化が、どの程度、実質 GDP に影響を与えるか（銀行貸出金利の変化が、どの程度、IS 曲線を通じて総需要を変化させるか、 $\rho \rightarrow y$) については、短期的にも長期的にも地方銀行→全企業に対し、突出して大きな影響を与えている。但し、地方銀行→中小企業の分析においても、これと同じ地方銀行の貸出金利 ρ_r と実質 GDP y のデータを用いているが、二つの結果が大きく異なっていることから、不安定な推定結果を反映した可能性があると考えられる。最後に、銀行貸出の変化が、どの程度、実質 GDP に影響を与えるか ($l \rightarrow y$) については、短期的には大きな差は観察されないが、長期的、全期間では都市銀行→全企業が、最も影響を与えている。

以上の結果は、準備預金の変化が、貸出供給の変化を通じ銀行貸出金利を変化させ、これが総需要に影響を与えるという銀行貸出経路は、都市銀行の全企業向け貸出で、最も強く確認されることを意味する。この結果は、量的緩和政策は、中堅企業（中小企業の中では信用力の高いより規模の大きな企業、大企業の中では銀行借入依存度が高い規模の小さな企業）に対する貸出供給を最も増加させるという先の mix 変数を用いた分析とも整合的である。一方、総じて、都市銀行の方が地方銀行よりも貸出資金調達能力、収益性、健全性が高いと考えられることから、この結果は、銀行貸出経路は、貸出資金調達能力、収益性、健全性に劣る銀行ほど、より強く働くとした Kashyap and Stein (2000) の結果は、2000 年代後半の日本には妥当していないことを意味する。

但し、非リカーシブ SVAR モデルを用いた分析では、金融政策ショックが識別できていない可能性が示される一方、銀行貸出経路の存在に必要な長期的に安定的な IS 曲線、借入需要関数、貸出供給関数の存在については確認できなかった。

したがって、以上の推定方法の問題点を解決するため、以下では、ブロック・リカーシブ SVAR モデルによる分析と VECM による分析を行う。

3.3. ブロック・リカーシブ SVASR モデル

3.3.1. 分析方法

非リカーシブ SVAR モデルでは、金融政策ルール（貨幣供給ルール）と貨幣需要関数が識別できておらず、この結果、金融政策ショックが識別できていない可能性が示された。

これに関し、Christiano, Eichenbaum and Evans (1999) によって提唱されたブロック・リカーシブ SVAR モデルを用いると、構造モデルを特定化しなくても金融政策ショックに対する各変数のインパルス応答関数を正しく導出できることが知られている。

これは、変数ベクトル X_t を、非金融変数 X_{1t} 、政策変数 rs_t 、および、金融変数 X_{2t} の 3 つのブロック

$$X_t = [X_{1t}, rs_t, X_{2t}]' \quad (31)$$

に分割し、(i) k_1 個の非金融変数からなるベクトル X_{1t} は、金融政策に対し、同時点で反応しない、すなわち、金融政策ショック $\varepsilon_{rs,t}$ と直交する、(ii) 日本銀行は準備預金 rs_t を設定する時、 k_2 個 ($k_1+1+k_2=k$) からなる金融変数ベクトル X_{2t} を観察しない、と想定する。(i) の仮定は、生産量の決定や物価水準の調整には時間を要するため、金融政策変数と金融変数は、同時点で非金融変数に影響を与えないこと、(ii) の仮定は政策決定時、同時点の生産指数や物価指数等の情報のみが利用可能であるため、金融政策の情報集合には、同時点の非金融変数が含まれるが、金融変数が含まれないことを意味する。このとき、(30) 式における同時点係数行列 A は、

$$A = \begin{bmatrix} A_{11} & 0 & 0 \\ (k_1 \times k_1) & (k_1 \times 1) & (k_1 \times k_1) \\ A_{21} & A_{22} & 0 \\ (1 \times k_1) & (1 \times 1) & (1 \times k_2) \\ A_{31} & A_{32} & A_{33} \\ (k_2 \times k_1) & (k_2 \times 1) & (k_2 \times k_2) \end{bmatrix} \quad (32)$$

となる。

本論文では、非金融変数ベクトル X_1 として、実質所得 y 、消費者物価指数 p を用い ($k_1=2$)、金融変数ベクトル X_2 として、債券金利 i 、銀行貸出金利 ρ 、銀行貸出 l を用いた ($k_2=3$)。

したがって、6 変数 VAR モデルであるため ($k=6$)、先述の通り、丁度識別のためには A に対し、追加的に 15 個の制約が必要となる。一方、 A_{11} 、 A_{33} にはリカーシブ (再帰) 性を仮定していないため、(32) 式は、 $k_1 + (k_1 \times k_2) + k_2 = 11$ 個の制約しか含んでいない。

これに関し、Christiano, Eichenbaum, and Evans (1999) は、金融政策ショックの識別とその経済への波及過程の分析に関心を限定する場合には、 A_{11} 、 A_{33} のブロック内にどのような制約を課しても、金融政策のショックの識別とその経済への波及過程の分析に影響を与えないことを示した。したがって、以下では、 A を下三角行列としたコレスキー (Cholesky) 分解を用いる。但し、上記の制約を課す場合、貸出供給ショックと借入需要ショックが識別できないことには留意が必要である。

3.3.2. データ

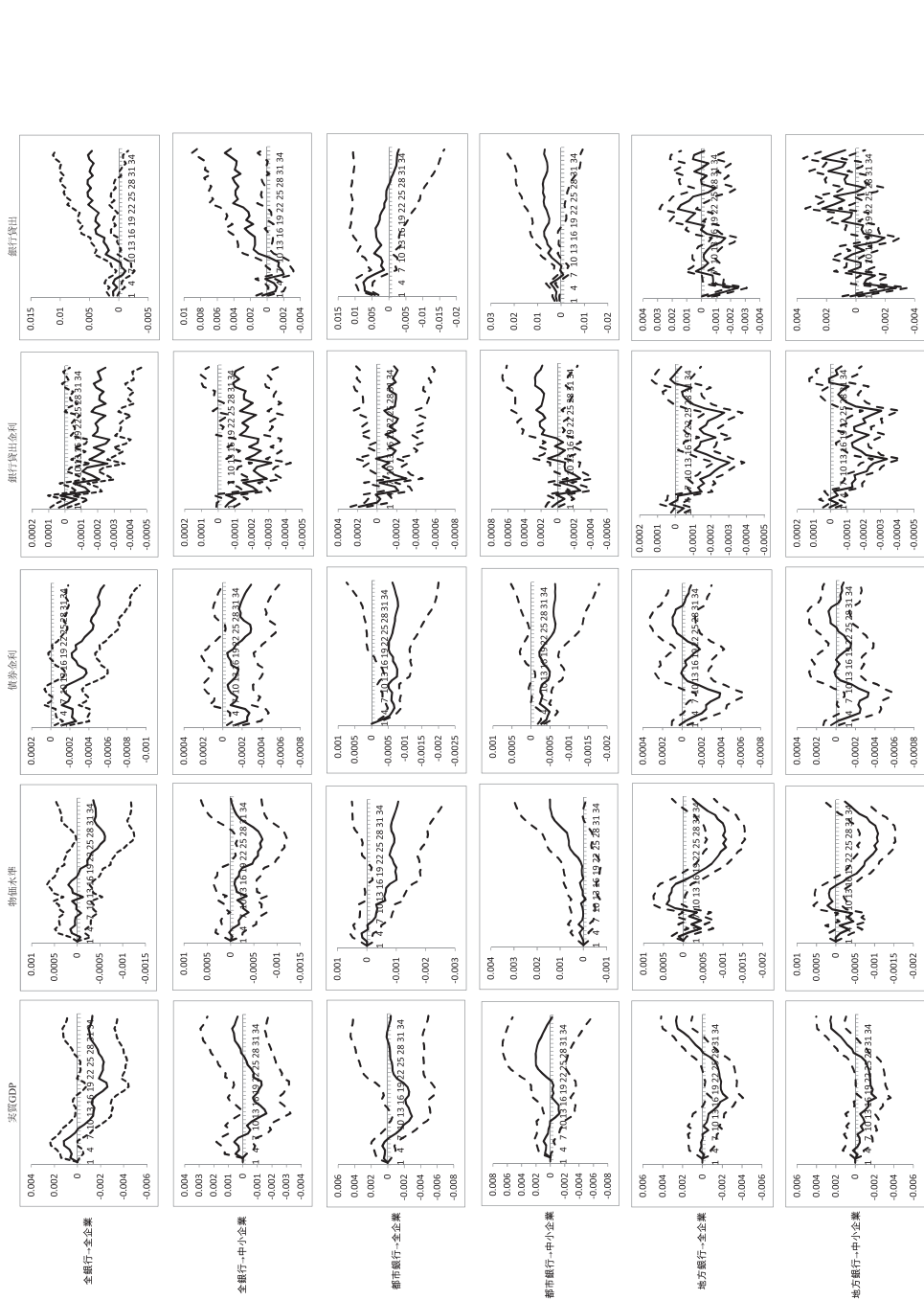
分析に用いるデータは、3.2 の非リカーシブ SVAR の分析で用いたデータと同じである。

3.3.3. 分析結果

ラグ次数 p は、1 年間の調整ラグを想定し、 $p=12$ とした。

図 3 は、金融政策ショックに対する各変数のインパルス応答関数を 36 期間 (3 年間) に

図3 量的緩和政策ショックに対するインパルス応答関数：ブロック・リカーシブSVAR



関し示したものである。ここでは、3.2の非リカーシブSVARモデルの分析とほぼ同様の形状のインパルス応答関数が得られた。すなわち、量的緩和政策ショックに対し、銀行貸出金利が低下する一方、全銀行→全企業、全銀行→中小企業、都市銀行→全企業、都市銀行→中小企業において銀行貸出が増加している。とりわけ、都市銀行→全企業、都市銀行→中小企業では、銀行貸出が有意に正の反応をしており、その反応の大きさは、都市銀行→全企業の方が大きくなっている。これに対し、地方銀行→全企業、地方銀行→中小企業では、銀行貸出金利は低下している一方、銀行貸出が減少している。

表6は、分散分解の結果を、1~12期間、13~24期間、25~36期間、および、全期間の平均値で表したものである。ここでも、非リカーシブSVARモデルの分析とほぼ同様の結果が得られた。まず、準備預金の変化が、どの程度、銀行貸出に影響を与えるか ($rs \rightarrow l$) については、短期的には都市銀行→全企業、長期的には都市銀行→中小企業、全期間では都市銀行→全企業、都市銀行→中小企業に大きな影響を与えている。次に、この銀行貸出の変化が、どの程度、銀行貸出金利に影響を与えるか ($l \rightarrow \rho$) については、短期的にも長期的にも、大きな差異は観察されない。次に、この銀行貸出金利の変化が、どの程度、実質GDPに影響を与えるか ($\rho \rightarrow y$) については、長期的には大きな差異は観察されないが、短期的、全期間では都市銀行→全企業に大きな影響を与えている。最後に、銀行貸出の変化が、どの程度、実質GDPに影響を与えるか ($l \rightarrow y$) については、短期的には大きな差異は観察されないが、長期的、全期間では都市銀行→全企業が最も影響を与えている。

以上の分析結果は、量的緩和政策による銀行貸出経路は、都市銀行の全企業向け貸出で、最も強く確認されることを意味する。

なお、3.2の非ブロック・リカーシブSVARモデルでは、量的緩和政策の後で物価水準が低下するという「物価パズル」が観察された。Sims (1992) は、物価パズルを解消する方法の一つとして商品価格指数のような先行指数を導入することを提唱している。なぜならば、先行物価指標の上昇を観察した中央銀行は、将来、インフレ率が上昇することを予測し、準備預金を内生的に縮小させると考えられるが、先行物価指標を情報集合に含まない場合、将来のインフレ予想に対応した内生的な縮小は、外生的な準備預金の縮小として金融政策ショックに含まれてしまう。その後、先行物価指標の上昇が、時間の経過とともに一般物価水準を上昇させるならば、あたかも外生的な準備預金の縮小が、一般物価水準を上昇させたようにインパルス応答関数に現れるのである。本稿でも、先行物価指標として、国際商品価格指数を含めた7変数SVARモデルの推定を行ったが、物価パズルは必ずしも解消できなかったため、この結果は掲載していない。

表6 予測誤差の分散分解：ブロック・リカーシブSVAR

$r_s \rightarrow l$	全銀行→全企業	全銀行→中小企業	都市銀行→全企業	都市銀行→中小企業	都市銀行→全企業	都市銀行→中小企業	地方銀行→全企業	地方銀行→中小企業
1-12期	1.6	3.8	20.3	7.0	15.6	10.2	10.2	10.2
13-24期	9.0	6.8	15.5	16.6	11.2	11.3	11.3	11.3
25-36期	19.7	17.8	14.4	31.9	7.7	12.3	12.3	12.3
全期間	10.1	9.4	16.7	18.5	11.5	11.3	11.3	11.3
$l \rightarrow \rho$	全銀行→全企業	全銀行→中小企業	都市銀行→全企業	都市銀行→中小企業	都市銀行→全企業	都市銀行→中小企業	地方銀行→全企業	地方銀行→中小企業
1-12期	3.6	3.3	2.3	5.2	6.9	6.2	6.2	6.2
13-24期	8.0	5.8	5.2	8.7	6.9	5.8	5.8	5.8
25-36期	7.9	5.8	8.7	8.5	6.3	5.4	5.4	5.4
全期間	6.5	5.0	5.4	7.5	6.7	5.8	5.8	5.8
$\rho \rightarrow y$	全銀行→全企業	全銀行→中小企業	都市銀行→全企業	都市銀行→中小企業	都市銀行→全企業	都市銀行→中小企業	地方銀行→全企業	地方銀行→中小企業
1-12期	4.1	4.9	10.2	6.4	2.9	1.6	1.6	1.6
13-24期	7.8	8.9	13.1	10.7	9.1	7.3	7.3	7.3
25-36期	9.0	12.8	10.9	9.5	11.8	11.5	11.5	11.5
全期間	7.0	8.9	11.3	8.8	7.9	6.9	6.9	6.9
$l \rightarrow y$	全銀行→全企業	全銀行→中小企業	都市銀行→全企業	都市銀行→中小企業	都市銀行→全企業	都市銀行→中小企業	地方銀行→全企業	地方銀行→中小企業
1-12期	1.6	1.2	2.7	1.6	1.8	2.1	2.1	2.1
13-24期	6.4	2.4	12.7	1.4	4.8	3.4	3.4	3.4
25-36期	7.8	2.7	20.2	2.9	6.3	4.5	4.5	4.5
全期間	5.3	2.1	12.3	2.1	4.3	3.4	3.4	3.4

3.4. VECM による分析

3.4.1. 分析方法

先述の通り、3.2 の非リカーシブ SVAR モデルでは、銀行貸出経路の存在において必要となる長期的に安定的な IS 曲線、借入需要曲線、貸出供給曲線の存在が観察できなかった。

したがって、本節では、変数間の共和分関係を考慮した VECM を用いた分析を行い、長期的に安定的な IS 曲線、借入需要関数、貸出供給関数が存在するかを分析する。

誘導型 VAR モデル (26) 式において、 X_t の各系列が非定常系列である場合、

$$X_t = \Delta X_t + X_{t-1}$$

$$X_{t-s} = X_{t-1} - \sum_{i=1}^{s-1} \Delta X_{t-i}, s = 1, 2, \dots, p$$

という関係式を代入すると、VECM 表現

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Gamma X_{t-1} + u_t \quad (33)$$

を得る。但し、 $\Gamma = -(I - \sum_{i=1}^p C_i)$ 、 $\Gamma_j = -(I - \sum_{i=1}^j C_i)$ となる $k \times k$ 正方行列である。(33) 式における ΓX_{t-1} は誤差修正項であり、長期のレベル解を表す。

このとき、 X_t の各系列が、共通の確率的トレンドを共有しているかどうか、すなわち共和分関係をもつかどうかは、Johansen (1988) の共和分検定を用いて分析できる。

X_t に r 個 ($0 \leq r \leq k$) の共和分関係があれば、 Γ のランク (階数) は r となり、 $\Gamma = \alpha\beta'$ と分解できる。但し、 β は $k \times r$ 共和分行列、 α は長期的均衡値への調整速度を表す $k \times r$ 調整係数行列であり、 $t-1$ 期における長期的均衡値からの乖離 $\beta' X_{t-1}$ が、 t 期にかけて、どの程度修正されるかを表す。

誘導型 VAR モデルが、本稿のように、定数項とトレンド項を含み

$$X_t = C_1 X_{t-1} + C_2 X_{t-2} + \dots + C_p X_{t-p} + \mu + \delta t + u_t \quad (34)$$

となる場合、 $\mu = \alpha\mu_1 + \alpha_1\mu_2$ 、但し、 $\mu_1 = (\alpha'\alpha)^{-1}\alpha'\mu$ となる $r \times 1$ 行列、 $\mu_2 = (\alpha_1'\alpha_1)^{-1}\alpha_1'\mu$ となる $(k-r) \times 1$ 行列と分解でき、同様に、 $\delta = \alpha\delta_1 + \alpha_1\delta_2$ 、但し、 $\delta_1 = (\alpha'\alpha)^{-1}\alpha'\delta$ となる $r \times 1$ 行列、 $\delta_2 = (\alpha_1'\alpha_1)^{-1}\alpha_1'\delta$ となる $(k-r) \times 1$ 行列と分解できるため、(34) 式は、

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \alpha \begin{pmatrix} \beta \\ \mu_1 \\ \delta_1 \end{pmatrix}' \bar{X}_{t-1} + \alpha_1 \mu_2 + \alpha_1 \delta_2 t + u_t \quad (35)$$

と表せる。但し、 $\bar{X}_{t-1} = \begin{pmatrix} X_{t-1} \\ 1 \\ t \end{pmatrix}$ となる $(k+2) \times 1$ ベクトル、 $\begin{pmatrix} \beta \\ \mu_1 \\ \delta_1 \end{pmatrix}$ は $(k+2) \times r$ 行列であ

る¹²⁾。

データの水準において線形トレンドが存在しなければ、階差において定数（ドリフト）項は存在しないので $\delta_1 = \delta_2 = \mu_2 = 0$ となる。このとき、長期的な共和分関係に定数項が存在しなければ $\mu_1 = 0$ 、存在する場合には共和分ベクトルに定数項 $\mu_1 \neq 0$ を含める。一方、水準において線形トレンドが存在する場合には、階差において定数項 $\mu_2 \neq 0$ を含め、共和分ベクトルに定数項 $\mu_1 \neq 0$ と線形トレンド $\delta_1 \neq 0$ を含める。このとき、水準において2次のトレンドが存在しなければ、階差において線形トレンドは存在しないので $\delta_2 = 0$ となる。以下では、 $\delta_2 = 0$ と想定する。

(33) 式における行列 Γ のランクは、独立な共和分ベクトルの数に等しく、またランクは非ゼロの特性根の数に等しい。このため、独立な共和分ベクトルの数は、特性根の有意性を検定することで確認できる。

ここで、 $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$ となる n 個の特性根が得られたと想定する。このとき、 $\lambda_i = 0$ 、 $i = r+1, \dots, n$ であるならば、 $\text{rank}(\Gamma) = r$ であり、 $\ln(1 - \lambda_i) = 0$ 、 $i = r+1, \dots, n$ となる。これに関し、Johansen の共和分検定においては、以下の二つの統計量が用いられる。

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i), \quad \lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

但し、 $\hat{\lambda}_i$ は行列 Γ の特性根の推定値、 T は観測数であり、 $\hat{\lambda}_i$ は最尤推定法により得られる。

λ_{trace} 統計量は、 $\text{rank}(\Gamma) = r$ という帰無仮説に対し、 $\text{rank}(\Gamma) = n$ という対立仮説を検定するトレース検定、 λ_{max} 統計量は、 $\text{rank}(\Gamma) = r$ という帰無仮説に対し、 $\text{rank}(\Gamma) = r+1$ という対立仮説を検定する最大固有値検定に用いられる。

共和分検定によりランクが決定したならば、得られた共和分関係がどの長期的な均衡関係に対応しているかを分析するため、共和分ベクトルに対し制約を課し、尤度比検定行う。

本稿では、銀行貸出経路の存在に必要となる長期的に安定的な IS 曲線、借入需要曲線、貸出供給曲線が存在するかを分析するため、得られた共和分関係が、これら三つの均衡関係に対応しているかを検定する。例えば、共和分ランクが $r=3$ である場合には、共和分ベクトル $(\beta \ \mu_1' \ \delta_1')' = (H_1 \varphi_1, H_2 \varphi_2, H_3 \varphi_3)$ において、

$$H_1 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, \quad H_2 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, \quad H_3 = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ -1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (36)$$

という制約を検定する。但し、 φ_i は第 i 番目の共和分関係に対応する $s_i \times 1$ パラメータ・ベ

クトルであり、 $s_1, s_2, s_3=5$ である。制約 H_1, H_2, H_3 は、それぞれ、IS 曲線、借入需要曲線、貸出供給曲線に対応している。また、 H_2 の 2 列目は、借入需要関数における借入需要 l と物価水準 p の係数の和がゼロという制約、 H_3 の 1 列目は、貸出供給関数における貸出供給 l と準備預金 rs の係数の和がゼロという制約を表している。この検定に用いられる尤度比検定は、自由度 $\sum_{i=1}^r (k-r+1-s_i)$ の χ 二乗分布に従う。

一方、共和分ランクが $r=1, 2$ である場合には、それらが、IS 曲線、借入需要曲線、貸出供給曲線のいずれの関係を表すかを、それぞれの組合せの推定結果から判断する。また、共和分ランクが $r=4, 5$ である場合には、四つ目の共和分関係を AS 曲線、五つ目の共和分関係を貨幣需要関数と想定し、追加的に制約を課す。AS 曲線を四つ目の共和分関係として優先するのは、銀行貸出経路を通じ変化した総需要が、一般物価水準に影響を与える経路が存在するかを分析するためである。なお、共和分ランクが $r=0$ である場合、つまり Γ が 0 である場合には、(33) 式は階差変数に対する VAR ($p-1$) モデルとなる。

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (37)$$

3.4.2. データ

分析に用いるデータは、3.2 の非リカーシブ SVAR、3.3 のブロック・リカーシブ SVAR の分析で用いたデータと同じである。

3.4.3. 分析結果

単位根検定

まず、 X_t の各系列に対し単位根検定を行った。単位根検定には ADF (Augmented Dickey-Fuller) 検定と PP (Phillips-Perron) 検定を用いた。ラグ次数 p は、1 年間の調整ラグを想定し、(水準において) $p=12$ とし、推定式には定数項と線形トレンド項を含めた。

この結果を示したものが、表 7 である。水準については、単位根を持つという帰無仮説は、ADF 検定に基づけば、 l_{rs} (有意水準 10%)、PP 検定に基づけば、 rs_a (10%)、 rs_r (1%)、 ρ_a (1%)、 ρ_c (1%)、 ρ_r (5%) で棄却された。一方、階差については、単位根を持つという帰無仮説は、ADF 検定に基づけば、 ρ_r 、 laa 、 lra で棄却できないが、PP 検定に基づけば全ての変数で棄却された。ADF 検定と PP 検定で非整合的な結果が観察されたが、以下では、全ての変数は $I(1)$ 変数と想定し分析を行う。

共和分検定

次に Johansen の共和分検定を行った。ラグ次数 p は、単位根検定と整合的になるよう (水準において) $p=12$ とし、推定式には定数項と線形トレンド項を含めた。

表7 単位根検定

変数	水準			階差		
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
	t-statistic	Adj. t-statistic	t-statistic	Adj. t-statistic	t-statistic	Adj. t-statistic
y	-2.3224	-2.2346	-10.5641***	-10.4926***	1.9657E-15	-10.4926***
p	-2.5049	-2.2831	-10.3479***	-10.3479***	5.1356E-15	-10.3479***
rs_a	-2.4227	-3.3289*	-19.7683***	-19.7683***	3.5787E-20	-19.7683***
rs_c	-2.3600	-3.0271	-16.5753***	-18.4309***	6.6796E-22	-18.4309***
rs_r	-1.6554	-7.1806***	-3.6239**	0.0313	0.0313	-31.3459***
i	-1.9312	-2.2545	-10.5505***	-10.4305***	2.0871E-15	-10.4305***
ρ_a	-1.7887	-5.9142***	-8.0363***	-28.6148***	3.6147E-10	-28.6148***
ρ_c	-2.3021	-10.4276***	-11.8009***	-62.7600***	1.7879E-17	-62.7600***
ρ_r	-1.7640	-3.6901**	-1.8204	0.6897	0.6897	-54.3760***
l_{aa}	-2.0592	-1.3305	-2.7864	0.2048	0.2048	-14.9747***
l_{as}	-3.3388	-1.6430	-3.2915*	0.0718	0.0718	-18.6997***
l_{ca}	-1.9238	-1.8360	-14.0312***	-14.0935***	1.3824E-20	-14.0935***
l_{cs}	-2.0851	-2.5340	-4.4384***	0.0026	0.0026	-18.3490***
l_{ra}	-3.0056	-1.8890	-1.5089	0.8222	0.8222	-17.6833***
l_{rs}	-4.6937***	-1.3789	-4.5235***	0.0020	0.0020	-18.7621***
						4.1056E-21

この結果を示したものが表 8 である。トレース検定に基づけば、共和分ランクの数は、全銀行→全企業で 3 個、全銀行→中小企業で 3 個、都市銀行→全企業で 2 個、都市銀行→中小企業で 3 個、地方銀行→全企業で 4 個、地方銀行→中小企業で 4 個となった。一方、最大固有値検定では、全銀行→中小企業で 4 個となった以外はトレース検定と同様の結果が得られた。以下では、トレース検定の結果に基づき分析を行う。

VECM

共和分推定の結果を示したものが表 9 である。表では、符号条件を満たさない推定値に網掛けを施している。

全銀行→全企業の共和分行列 β については、IS 曲線は、債券金利が符号条件を満たさず有意、銀行貸出金利が符号条件を満たし有意、借入需要関数は、すべての変数（実質 GDP、銀行貸出金利）が符号条件を満たさず有意となった。一方、貸出供給関数については、すべての変数が、符号条件を満たし有意となった。但し、尤度比検定では、制約条件は棄却された。調整係数行列 α については、IS 曲線は、実質 GDP (Δy) が符号条件を満たすが有意ではなく、借入需要関数は、銀行貸出 (Δl) が符号条件を満たさず有意となった。一方、貸出供給関数は、銀行貸出が符号条件を満たし有意となった。この結果は、 $t-1$ 期に長期的に安定的な関係以上に銀行貸出が増加すると、 t 期に銀行貸出が長期的に安定的な関係に向かって減少することを意味する。また、銀行貸出金利 ($\Delta \rho$) も符号条件を満たし有意となった。この結果は、 $t-1$ 期に長期的に安定的な関係以上に銀行貸出が大きい場合、 t 期にこの水準と整合的になるよう銀行貸出金利が長期的に安定的な関係に向かって上昇することを意味する。以上より、全銀行の全企業向け貸出においては、長期的に安定的な IS 曲線、借入需要関数は存在しないが、貸出供給関数は存在することがわかる。

全銀行→中小企業の共和分行列 β については、IS 曲線は、債券金利が符号条件を満たすが有意ではなく、銀行貸出金利が符号条件を満たさず有意、借入需要関数は、すべての変数（実質 GDP、銀行貸出金利）が符号条件を満たさず有意、貸出供給関数は、すべての変数（債券金利、銀行貸出金利）が符号条件を満たさず有意となった。この結果、尤度比検定では、制約条件が棄却されている。調整係数行列 α については、IS 曲線は、実質 GDP が符号条件を満たすが有意ではなく、借入需要関数は、銀行貸出が符号条件を満たさず有意、貸出供給関数は、銀行貸出が符号条件を満たし有意となった。以上より、全銀行の中小企業向け貸出においては、長期的に安定的な IS 曲線、借入需要関数、貸出供給関数は存在しないことがわかる。

都市銀行→全企業については、共和分ランク $r=2$ であったため、IS 曲線と借入需要関数、IS 曲線と貸出供給関数、借入需要関数と貸出供給関数の 3 通りの組合せについて分析を行った。まず、IS 曲線と借入需要関数の組合せの共和分行列 β については、IS 曲線は、債券

表 8 共和分検定

全銀行→全企業						
		λ_{\max}		λ_{trace}		
H_0	H_1	検定統計量	90%臨界値	H_1	検定統計量	90%臨界値
$r=0$	$r=1$	63.4698	44.4972	$r \geq 1$	190.2471	117.7082
$r \leq 1$	$r=2$	47.8865	38.3310	$r \geq 2$	126.7774	88.8038
$r \leq 2$	$r=3$	36.3437	32.1183	$r \geq 3$	78.8909	63.8761
$r \leq 3$	$r=4$	19.1774	25.8232	$r \geq 4$	42.5471	42.9152
$r \leq 4$	$r=5$	16.6316	19.3870	$r=5$	23.3697	25.8721
全銀行→中小企業						
		λ_{\max}		λ_{trace}		
H_0	H_1	検定統計量	90%臨界値	H_1	検定統計量	90%臨界値
$r=0$	$r=1$	91.6813	44.4972	$r \geq 1$	234.6994	117.7082
$r \leq 1$	$r=2$	54.1943	38.3310	$r \geq 2$	143.0181	88.8038
$r \leq 2$	$r=3$	47.2204	32.1183	$r \geq 3$	88.8238	63.8761
$r \leq 3$	$r=4$	25.9352	25.8232	$r \geq 4$	41.6034	42.9152
$r \leq 4$	$r=5$	10.6111	19.3870	$r=5$	15.6683	25.8721
都市銀行→全企業						
		λ_{\max}		λ_{trace}		
H_0	H_1	検定統計量	90%臨界値	H_1	検定統計量	90%臨界値
$r=0$	$r=1$	57.8669	44.4972	$r \geq 1$	161.6505	117.7082
$r \leq 1$	$r=2$	39.9416	38.3310	$r \geq 2$	103.7836	88.8038
$r \leq 2$	$r=3$	31.9531	32.1183	$r \geq 3$	63.8419	63.8761
$r \leq 3$	$r=4$	20.6237	25.8232	$r \geq 4$	31.8888	42.9152
$r \leq 4$	$r=5$	8.3430	19.3870	$r=5$	11.2651	25.8721
都市銀行→中小企業						
		λ_{\max}		λ_{trace}		
H_0	H_1	検定統計量	90%臨界値	H_1	検定統計量	90%臨界値
$r=0$	$r=1$	60.8163	44.4972	$r \geq 1$	190.5454	117.7082
$r \leq 1$	$r=2$	49.0091	38.3310	$r \geq 2$	129.7291	88.8038
$r \leq 2$	$r=3$	42.1527	32.1183	$r \geq 3$	80.7199	63.8761
$r \leq 3$	$r=4$	24.5789	25.8232	$r \geq 4$	38.5673	42.9152
$r \leq 4$	$r=5$	11.1321	19.3870	$r=5$	13.9884	25.8721
地方銀行→全企業						
		λ_{\max}		λ_{trace}		
H_0	H_1	検定統計量	90%臨界値	H_1	検定統計量	90%臨界値
$r=0$	$r=1$	92.4156	44.4972	$r \geq 1$	250.7460	117.7082
$r \leq 1$	$r=2$	68.8110	38.3310	$r \geq 2$	158.3303	88.8038
$r \leq 2$	$r=3$	35.7678	32.1183	$r \geq 3$	89.5193	63.8761
$r \leq 3$	$r=4$	29.8374	25.8232	$r \geq 4$	53.7516	42.9152
$r \leq 4$	$r=5$	15.3065	19.3870	$r=5$	23.9142	25.8721
地方銀行→中小企業						
		λ_{\max}		λ_{trace}		
H_0	H_1	検定統計量	90%臨界値	H_1	検定統計量	90%臨界値
$r=0$	$r=1$	113.4964	44.4972	$r \geq 1$	286.8726	117.7082
$r \leq 1$	$r=2$	76.0998	38.3310	$r \geq 2$	173.3761	88.8038
$r \leq 2$	$r=3$	48.5933	32.1183	$r \geq 3$	97.2764	63.8761
$r \leq 3$	$r=4$	28.9954	25.8232	$r \geq 4$	48.6831	42.9152
$r \leq 4$	$r=5$	10.9628	19.3870	$r=5$	19.6877	25.8721

表9 共和分推定

全銀行一先企業		共和分行列係		調整係数行列係	
y	p	rs	i	c	t
IS 曲線	1	0	0	-13.0148	0.0008***
借入需要関数	4.9281*** (0.3341)	-1	0	-75.5921	0.0032***
貸出供給関数	0	0	-1	6.6219	-0.0258***
尤度比検定	$\chi^2(3)=37.6410$	p 値=3.3670E-08			(0.0069)
全銀行一中小企業					
IS 曲線	1	0	0	-12.7483	0.0003***
借入需要関数	6.2732*** (0.4551)	-1	0	-91.0463	0.0050***
貸出供給関数	0	0	-1	-7.4151	-0.0663
尤度比検定	$\chi^2(3)=51.1439$	p 値=4.5587E-11			(0.0063)
都市銀行一先企業					
IS 曲線	1	0	0	-12.8956	0.0005***
借入需要関数	3.7941*** (0.2908)	-1	0	-58.3791	0.0027***
貸出供給関数	0	0	-1	9.5023	-0.0416***
尤度比検定	$\chi^2(4)=33.4372$	p 値=9.7194E-07			(0.0003)
都市銀行一中小企業					
IS 曲線	1	0	0	-13.0775	0.0010***
借入需要関数	1.6359*** (0.2434)	-1	0	-29.1068	-0.0007
貸出供給関数	0	0	-1	11.2843	-0.0399***
尤度比検定	$\chi^2(4)=33.7485$	p 値=8.3912E-07			(0.0114)
地方銀行一先企業					
IS 曲線	1	0	0	-12.9313	0.0006***
借入需要関数	-8.1726*** (0.7501)	-1	0	96.2414	-0.0012
貸出供給関数	0	0	-1	0.4518	-0.0015
AS 曲線	-0.6382*** (0.0914)	1	0	3.6795	-0.0004***
尤度比検定	$\chi^2(3)=27.3378$	p 値=5.0014E-06			(0.0001)
地方銀行一中小企業					
IS 曲線	1	0	0	-12.8892	0.0006***
借入需要関数	-7.1143*** (0.4629)	-1	0	82.3866	-0.0043***
貸出供給関数	0	0	-1	0.2156	-0.0090
AS 曲線	-0.5168*** (0.0601)	1	0	2.1007	-0.0003***
尤度比検定	$\chi^2(1)=9.0693$	p 値=0.0026			(0.0001)
全銀行一先企業					
IS 曲線	1	0	0	-13.0148	0.0008***
借入需要関数	4.9281*** (0.3341)	-1	0	-75.5921	0.0032***
貸出供給関数	0	0	-1	6.6219	-0.0258***
尤度比検定	$\chi^2(3)=37.6410$	p 値=3.3670E-08			(0.0069)
全銀行一中小企業					
IS 曲線	1	0	0	-12.7483	0.0003***
借入需要関数	6.2732*** (0.4551)	-1	0	-91.0463	0.0050***
貸出供給関数	0	0	-1	-7.4151	-0.0663
尤度比検定	$\chi^2(3)=51.1439$	p 値=4.5587E-11			(0.0063)
都市銀行一先企業					
IS 曲線	1	0	0	-12.8956	0.0005***
借入需要関数	3.7941*** (0.2908)	-1	0	-58.3791	0.0027***
貸出供給関数	0	0	-1	9.5023	-0.0416***
尤度比検定	$\chi^2(4)=33.4372$	p 値=9.7194E-07			(0.0003)
都市銀行一中小企業					
IS 曲線	1	0	0	-13.0775	0.0010***
借入需要関数	1.6359*** (0.2434)	-1	0	-29.1068	-0.0007
貸出供給関数	0	0	-1	11.2843	-0.0399***
尤度比検定	$\chi^2(4)=33.7485$	p 値=8.3912E-07			(0.0114)
地方銀行一先企業					
IS 曲線	1	0	0	-12.9313	0.0006***
借入需要関数	-8.1726*** (0.7501)	-1	0	96.2414	-0.0012
貸出供給関数	0	0	-1	0.4518	-0.0015
AS 曲線	-0.6382*** (0.0914)	1	0	3.6795	-0.0004***
尤度比検定	$\chi^2(3)=27.3378$	p 値=5.0014E-06			(0.0001)
地方銀行一中小企業					
IS 曲線	1	0	0	-12.8892	0.0006***
借入需要関数	-7.1143*** (0.4629)	-1	0	82.3866	-0.0043***
貸出供給関数	0	0	-1	0.2156	-0.0090
AS 曲線	-0.5168*** (0.0601)	1	0	2.1007	-0.0003***
尤度比検定	$\chi^2(1)=9.0693$	p 値=0.0026			(0.0001)

金利が符号条件を満たさず有意、銀行貸出金利は符号条件を満たすが有意ではなく、借入需要関数は、すべての変数（実質 GDP、銀行貸出金利）が符号条件を満たさず有意となった。調整係数行列 α については、IS 曲線は、実質 GDP が符号条件を満たすが有意ではなく、借入需要関数は、銀行貸出が符号条件を満たさず有意ではなかった。次に、IS 曲線と貸出供給関数の組合せの共和分行列 β については、IS 曲線は、債券金利が符号条件を満たさず有意、銀行貸出金利は符号条件を満たすが有意ではなく、貸出供給関数は、すべての変数が符号条件を満たし、銀行貸出金利は有意に推定された。調整係数行列 α については、IS 曲線は、実質 GDP が符号条件を満たし有意、貸出供給関数は、銀行貸出が符号条件を満たさないが有意ではなく、銀行貸出金利が符号条件を満たし有意となった。最後に、借入需要関数と貸出供給関数の組合せの共和分行列 β については、借入需要関数は、実質 GDP が符号条件を満たさず有意、貸出供給関数は、債券金利が符号条件を満たさず有意となった。調整係数行列 α については、借入需要関数は、銀行貸出が符号条件を満たさず有意、貸出供給関数は、銀行貸出が符号条件を満たさないが有意ではなく、銀行貸出金利が符号条件を満たし有意となった。尤度比検定では、いずれの組合せにおいても制約条件は棄却されたが、IS 曲線と貸出供給関数の組合せにおいて、 p 値が最も大きくなった。以上より、都市銀行の全企業向け貸出においては、銀行貸出金利に関し符号条件と整合的な IS 曲線、または、借入需要関数と、長期的に安定的な貸出供給関数が存在することがわかる。

都市銀行→中小企業の共和分行列 β については、IS 曲線は、債券金利が符号条件を満たさず有意、銀行貸出金利は符号条件を満たし有意、借入需要関数は、すべての変数（実質 GDP、銀行貸出金利）が符号条件を満たさず有意、貸出供給関数は、債券金利が符号条件を満たさないが有意ではなく、銀行貸出金利が符号条件を満たし有意となった。この結果、尤度比検定では、制約条件が棄却された。調整係数行列 α については、IS 曲線は、実質 GDP が符号条件を満たし有意、借入需要関数は、銀行貸出が符号条件を満たさず有意、貸出供給関数は、銀行貸出、銀行貸出金利ともに符号条件を満たさないが有意ではなかった。以上より、都市銀行の中小企業向け貸出においては、長期的に安定的な IS 曲線、借入需要関数、貸出供給関数は存在しないことがわかる。

地方銀行→全企業については、共和分ランク $r=4$ であったため、IS 曲線、借入需要関数、貸出供給関数に加え、四つ目の共和分関係が AS 曲線に対応するかを分析するため、(36) 式の制約に加え、

$$H_4 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (38)$$

という制約を課した。共和分行列 β については、IS 曲線は、すべての変数（債券金利、銀行貸出金利）が符号条件を満たさず有意、借入需要関数は、すべての変数（実質 GDP、銀行貸出金利）が符号条件を満たし有意、貸出供給関数は、債券金利が符号条件を満たさず有意、銀行貸出金利が符号条件を満たし有意、AS 曲線は、実質 GDP が符号条件を満たし有意となった。尤度比検定では、1% 有意水準の下、制約条件は棄却されなかった。調整係数行列 α については、IS 曲線は、実質 GDP が符号条件を満たすが有意ではなかった。借入需要関数は、銀行貸出が符号条件を満たし有意となった。この結果は、 $t-1$ 期に長期的に安定的な関係以上に借入需要が増加すると、 t 期に借入需要が長期的に安定的な関係に向かって減少することを意味する。貸出供給関数は、銀行貸出が符号条件を満たすが有意ではなく、銀行貸出金利が符号条件を満たし有意、AS 曲線は、実質 GDP が符号条件を満たし有意となった。以上より、地方銀行の全企業向け貸出においては、長期的に安定的な IS 曲線、貸出供給関数は存在しないが、借入需要関数が存在することがわかる。

地方銀行→中小企業では、地方銀行→全企業と同様の結果が得られた。すなわち、共和分行列 β については、IS 曲線は、すべての変数（債券金利、銀行貸出金利）が符号条件を満たさず有意、借入需要関数は、すべての変数（実質 GDP、銀行貸出金利）が符号条件を満たし有意、貸出供給関数は、債券金利が符号条件を満たさず有意、銀行貸出金利が符号条件を満たし有意、AS 曲線は、実質 GDP が符号条件を満たし有意となった。但し、尤度比検定では、制約条件が棄却された。調整係数行列 α については、IS 曲線は、実質 GDP が符号条件を満たすが有意ではなく、借入需要関数は、銀行貸出が符号条件を満たし有意、貸出供給関数は、銀行貸出が符号条件を満たすが有意ではなく、銀行貸出金利が符号条件を満たし有意、AS 曲線は、物価水準が符号条件を満たし有意となった。以上より、地方銀行の全企業向け貸出においては、長期的に安定的な IS 曲線、貸出供給関数は存在しないが、借入需要関数は存在することがわかる。

以上の共和分ベクトル、および、調整係数行列の推定結果より、全銀行→全企業、都市銀行→全企業のように、貸手に都市銀行を含み、かつ、借手に大企業を含む場合には、長期的に安定的な貸出供給関数が存在すること、また、地方銀行→全企業、地方銀行→中小企業のように貸手が地方銀行の場合には、長期的に安定的な借入需要関数が存在することがわかる。

図4は、金融政策ショックに対する各変数のインパルス応答関数を36期間（3年間）に関し示したものである¹³⁾。なお、都市銀行→全企業については、共和分ベクトル、および、調整係数行列の推定結果が良好であったIS曲線と貸出供給関数の組合せのインパルス応答関数を掲載している。ここでも3.2の非リカーシブSVARによる分析、3.3のブロック・リカーシブSVARによる分析と同様の結果が得られた。すなわち、量的緩和政策ショックに対し、ほぼ全てのケースについて、銀行貸出金利が低下する一方、銀行貸出は、全銀行→全企業、全銀行→中小企業、地方銀行→全企業、地方銀行→中小企業では、短期的には減少するが、中長期的には増加へと転じている。これに対し、都市銀行→全企業、都市全銀行→中小企業では、銀行貸出は、短期的にも増加し、とりわけ、都市銀行→全企業における増加は顕著である。先述の共和分推定において、都市銀行→全企業、都市全銀行→中小企業においては、貸出供給は銀行貸出の増加関数、借入需要は銀行貸出金利の減少関数として推定された。したがって、この結果は、貸出供給が増加したため、借入需要関数に沿って、銀行貸出金利が低下するとともに、均衡における銀行貸出が増加したことを意味する。一方、地方銀行→全企業、地方銀行→中小企業においても、貸出供給は銀行貸出金利の増加関数、借入需要は銀行貸出金利の減少関数として推定されている。したがって、この結果は、量的緩和政策ショック後、借入需要が減少したため、貸出供給関数に沿って、銀行貸出金利が低下するとともに、均衡における銀行貸出が減少したことを意味する。この解釈は、先述の通りである。また、地方銀行→全企業、地方銀行→中小企業においては、量的緩和政策ショックに対し、実質GDP、物価水準が負の反応をしている。

表10は、分散分解の結果を、1~12期間、13~24期間、25~36期間、および、全期間の平均値で表したものである。まず、準備預金の変化が、どの程度、銀行貸出に影響を与えるか（ $rs \rightarrow l$ ）については、短期的には地方銀行→全企業、長期的には都市銀行→大企業において大きな影響を与えている。次に、この銀行貸出の変化が、どの程度、銀行貸出金利に影響を与えるか（ $l \rightarrow \rho$ ）については、短期的にも長期的にも都市銀行→中小企業において大きな影響を与えている。次に、この銀行貸出金利の変化が、どの程度、実質GDPに影響を与えるか（ $\rho \rightarrow y$ ）については、短期的には大きな差は観察されないが、長期的、全期間では地方銀行→全企業、地方銀行→中小企業の貸出に大きな影響を与えている。但し、インパルス応答関数分析より、地方銀行の貸出は、量的緩和政策ショック後に減少し、また、実質GDPも減少していたことから、この結果は、銀行貸出経路の存在を意味するものではない。最後に、銀行貸出の変化が、どの程度、実質GDPに影響を与えるか（ $l \rightarrow y$ ）については、短期、長期、全期間で都市銀行→全企業が、最も影響を与えている。

以上、共和分推定に基づいた分析より、貸手として都市銀行を含み、借手として大企業を含む場合には、長期的に安定的な貸出供給関数が存在すること、また、貸手が地方銀行の場合には長期的に安定的な借入需要関数が存在することが示された。また、インパルス応答関

図4 量的緩和政策ショックに対するインパルス応答関数：VECM

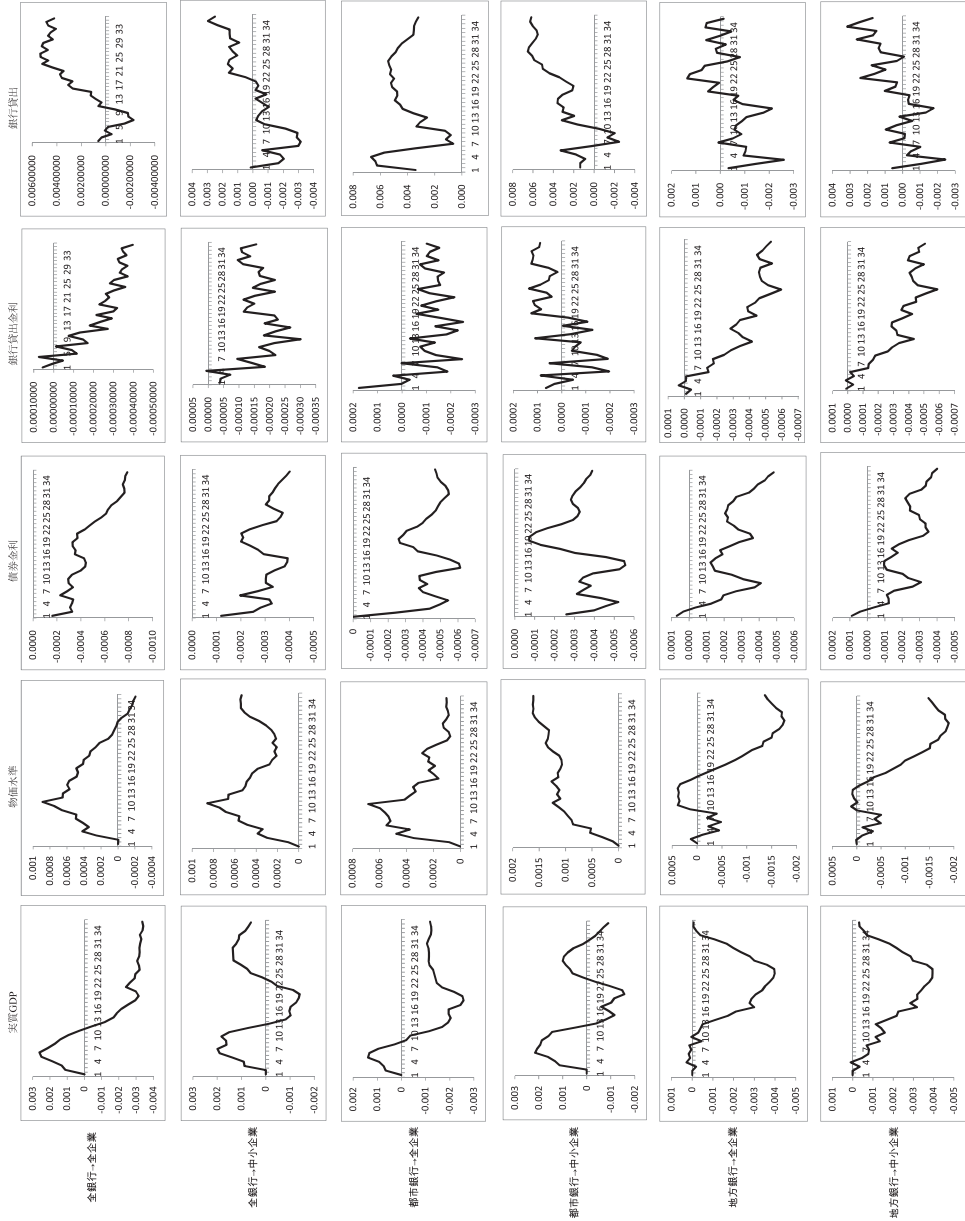


表 10 予測誤差の分散分解：VECM

$rs \rightarrow l$	全銀行→全企業	全銀行→中小企業	都市銀行→全企業	都市銀行→中小企業	地方銀行→全企業	地方銀行→中小企業
1-12期	1.7	9.0	14.0	2.8	17.8	6.7
13-24期	3.7	5.5	9.0	2.7	12.5	4.8
25-36期	5.9	3.3	9.4	4.8	4.1	3.8
全期間	3.8	5.9	10.8	3.4	11.5	5.1
$l \rightarrow \rho$	全銀行→全企業	全銀行→中小企業	都市銀行→全企業	都市銀行→中小企業	地方銀行→全企業	地方銀行→中小企業
1-12期	3.1	3.3	2.7	7.3	6.4	5.7
13-24期	4.3	3.7	4.2	9.5	4.1	3.8
25-36期	2.9	3.6	3.6	11.2	2.3	2.8
全期間	3.4	3.5	3.5	9.3	4.3	4.1
$\rho \rightarrow y$	全銀行→全企業	全銀行→中小企業	都市銀行→全企業	都市銀行→中小企業	地方銀行→全企業	地方銀行→中小企業
1-12期	0.8	1.7	3.7	1.5	2.0	1.5
13-24期	2.1	3.5	3.9	2.0	11.8	10.2
25-36期	3.8	5.3	4.2	3.6	14.3	14.5
全期間	2.2	3.5	3.9	2.5	9.3	8.8
$l \rightarrow y$	全銀行→全企業	全銀行→中小企業	都市銀行→全企業	都市銀行→中小企業	地方銀行→全企業	地方銀行→中小企業
1-12期	2.4	0.8	5.1	0.7	1.2	2.3
13-24期	5.6	2.2	16.2	2.1	2.7	2.5
25-36期	5.2	3.0	20.4	2.9	3.2	1.9
全期間	4.4	2.1	14.2	1.9	2.4	2.2

数、分散分解に基づいた分析より、準備預金の変化が、銀行貸出供給の変化を通じ銀行貸出金利を変化させ、これが総需要に影響を与えるという銀行貸出経路は、都市銀行の全企業向け貸出で、最も強く確認されることが示された。

4. おわりに

本稿では、VAR モデルの手法に基づき、2000 年以降、日本において金融政策効果波及経路における銀行貸出経路が存在していたかどうかを実証分析した。分析においては、銀行貸出の変化が、借入需要と貸出供給のどちらに起因するかという識別問題に留意し、分析を行った。具体的には、銀行規模、または、貸出先の企業規模を考慮した上で、mix 変数を用いた VAR モデル、非リカーシブ SVAR モデル、ブロック・リカーシブ SVAR モデル、共和分分析に基づいた VECM という 4 通りの手法を用いた。

mix 変数を用いた分析では、量的金融緩和政策は、中堅企業、すなわち、中小企業の中では信用力の高いより規模の大きな企業、または、大企業の中では銀行借入依存度が高い規模の小さな企業に対する銀行貸出供給を増加させ、これが実体経済により大きな影響を与えていることが示された。また、非リカーシブ SVAR モデル、ブロック・リカーシブ SVAR モデル、VECM を用いた分析では、準備預金の変化が、銀行貸出供給の変化を通じ銀行貸出金利を変化させ、これが総需要に影響を与えるという銀行貸出経路は、都市銀行の全企業向

け貸出で、最も強く確認されることが示された。また、VECMに基づいた分析では、貸手として都市銀行を含み、借手として大企業を含む場合には、長期的に安定的な貸出供給関数が存在すること、また、地方銀行貸出においては、長期的に安定的な借入需要関数が存在することが示された。地方銀行貸出においては、量的緩和政策後、銀行貸出が負の反応をしていたが、この結果は、長引く不況の中、日本銀行が量的緩和政策を行ったものの、その効果が十分ではなかったため（その程度は抑えることができたかもしれないが）、実質 GDP が減少したため、地方では借入需要が減少した結果、貸出供給関数に沿って、銀行貸出金利が低下するとともに、均衡における銀行貸出が減少したと解釈できる。

以上の結果は、銀行貸出経路は、エージェンシー・コストの高い小企業ほど、より強く働くとする Gertler and Gilchrist (1994) の結果、および、銀行貸出経路は、貸出資金調達能力、収益性、健全性に劣る銀行ほど、より強く働くとした Kashyap and Stein (2000) の結果は、2000 年代後半の日本には妥当していないことを意味する。

したがって、2000 年以降の量的緩和政策は、都市部における大企業向けの貸出を増加させたかもしれないが、その効果は、まだ地方における貸出や中小企業向け貸出には波及していないと言える。

注

- 1) 金融政策の効果波及経路における信用経路のサーベイ論文には、Bernanke (1993), Kashyap and Stein (1994), Bernanke and Gertler (1995), 古川 (1995), 宮川・石原 (1997), 星 (1997, 2000) 等がある。
- 2) 金融政策が実体経済に影響を与えるためには、物価水準が伸縮的でなく、貨幣の中立性が満たされないと条件が必要であるが、これは金利経路についても成立する必要がある。
- 3) 一方、借入需要が貸出供給よりも相対的に大きく増加するならば、スプレッド $\rho - i$ は拡大する。したがって、準備預金に対するスプレッドの反応を分析することでも銀行貸出経路の存在を分析できる。但し、Kashyap, Stein and Wilcox (1993) はスプレッドの変化を用いた分析においては、倒産確率等モデル外の要因による測定誤差が含まれるため、好ましくないと指摘している。
- 4) 預け金には準備預金の他、他行への預金も含まれているが、都市銀行、地方銀行別の準備預金のデータは 2005 年以降しか入手可能でなかったため、代理変数として預け金を用いた。
- 5) 中小企業基本法では、中小企業の資本金は、製造業では 3 億円以下、卸売業では 1 億円以下、サービス業、小売業では 5,000 万円以下となっているため、本稿における分類は、大企業と中小企業の分類には対応していない。
- 6) Kashyap, Stein and Wilcox (1993) は、短期信用に着目し、mix 変数を短期銀行借入/(短期銀行借入+CP 発行残高)と定義している。しかしながら、「法人企業統計」においては、銀行借入は、保険会社、ノンバンクからの借入も含む「金融機関借入」に分類されており、また、CP の発行残高は、満期が 1 年未満の社債の残高も含む「その他流動負債」に分類されている。このため、Kashyap, Stein and Wilcox (1993) に対応する mix 変数は作成できなかった。

- 7) 黒木 (1993) においても、金融政策ショックに対する mix 変数の反応の方向は、最も規模の大きな企業において、符号条件と逆になっている。
- 8) a_{ij} は行列 A_0 の第 i 行第 j 列の要素を表す。
- 9) 実証分析で用いた計量経済分析ソフト (JMulTi) の性質上、 $a_{42}+a_{43}=1$, $a_{62}+a_{65}=1$, $a_{53}=-1$ という制約は課すことができなかった。但し、VECM による分析では、これらの制約を課した分析を行う。
- 10) 補完する際の関連系列 (related series) には鉱工業生産指数を用いた。
- 11) 信託銀行はデータの制約上標本から除外した。
- 12) すなわち、 r 個の共和分ベクトルを $\beta'_1=(\beta_{11} \beta_{21} \cdots \beta_{k1})$, $\beta'_2=(\beta_{12} \beta_{22} \cdots \beta_{k2})$, \dots , $\beta'_r=(\beta_{1r} \beta_{2r} \cdots \beta_{kr})$, また、 $\mu'_i=(\mu_{i1} \mu_{i2} \cdots \mu_{ir})$, $\delta'_i=(\delta_{i1} \delta_{i2} \cdots \delta_{ir})$ としたとき、

$$\begin{pmatrix} \beta \\ \mu'_i \\ \delta'_i \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \cdots & \beta_{1r} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \cdots & \beta_{2r} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{k1} & \beta_{k2} & \cdots & \beta_{kr} \\ \mu_{11} & \mu_{12} & \cdots & \mu_{1r} \\ \delta_{11} & \delta_{12} & \cdots & \delta_{1r} \end{pmatrix}$$

と表記している。

- 13) 実証分析で用いた計量経済分析ソフト (EViews) の性質上、VECM では、信頼区間は示されていない。

参考文献

- 岩淵純一 (1990) 「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, 79-118 頁。
- 中川竜一 (2003) 「銀行資産と金融政策の有効性」川口慎二・古川顕 [編] 『現代日本の金融システム—金融機関行動と公的支援』郵便貯金振興会, 43-57 頁。
- 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』22 号, 15-31 頁。
- 古川顕 (1995) 「金融政策とクレジット・ビュー」『金融経済研究』第 9 号, pp.10-27
- 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, 105-136 頁。
- 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』第 2 章, 東京大学出版会, 23-56 頁。
- 細野薫 (1995) 「マネー、クレジットおよび生産」本多祐三 [編] 『日本の景気—バブルそして平成不況の動学実証分析—』第 6 章, 有斐閣, 129-156 頁。
- 細野薫 (2010) 「銀行のバランス・シートは金融政策の有効性に影響するか」『金融危機のミクロ経済分析』第 6 章, 東洋経済新報社, 189-220 頁。
- 本多祐三・黒木祥弘・立花実 (2010) 「量的緩和政策—2001 年から 2006 年にかけての日本の経験に基づく実証分析」『ファイナンス・レビュー』第 99 号, 59-81 頁。
- 本多祐三・立花実 (2011) 「金融危機と日本の量的金融緩和政策」岩井克人・瀬古美喜・翁百合編 『金融危機とマクロ経済』第 3 章, 東京大学出版会, 51-74 頁。
- 宮川努・石原秀彦 (1997) 「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』5 章, 東京大学出版会, 157-191 頁。
- Bassett, W. F., M. B. Chosak, J. C. Driscoll and E. Zakrajšek (2010) "Identifying the macroeconomic

- effects of bank lending supply shocks,” in paper presented at the *Federal Reserve Day Ahead Conference on Financial Market & Institutions*, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Bernanke, B. S. (1993) “Credit in the macroeconomy,” *FRBNY Quarterly Review*, Spring 1992-93 pp. 50-70.
- Bernanke, B. S. and A. S. Blinder (1988) “Credit, money, and aggregate demand,” *American Economic Review, Papers and Proceedings* vol. 78, pp. 435-439.
- Bernanke, B. S. and A. S. Blinder (1992) “The Federal funds rate and the channels of monetary transmission,” *American Economic Review* vol. 82, pp. 901-921.
- Bernanke, B. S. and M. Gertler (1995) “Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission,” *Journal of Economics Perspectives* 9, pp. 27-48.
- Brissimis, S. N., and N. S. Magginas (2005) “Changes in financial structure and asset price substitutability: A test of the bank lending channel,” *Economic Modelling*, vol. 22, pp. 879-904.
- Cătao, L. A. V. and A. Pagan (2009) “The credit channel and monetary transmission in Brazil and Chile: A structured VAR approach,” *NCER Working Paper Series* #53.
- Chiades, P., and L. Gambacorta (2004) “The Bernanke and Blinder model in an open economy: The Italian case,” *German Economic Review*, vol. 5 (1), pp. 1-34.
- Chow, G. C., and A. Lin (1971) “Best linear unbiased interpolation, distribution and extrapolation of time series by related series,” *Review of Economics and Statistics*, vol. 53 (4), pp. 372-375.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum, and C. L. Evans (1999) “Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?” in J. B. Taylor and M. Woodford (eds.) *Handbook of Macroeconomics* Vol. 1A, Amsterdam: Elsevier Science B. V., pp. 65-148.
- Ciccarelli, M., A. Maddaloni and J-L. Peydró (2010) “Trusting the bankers: A new look at the credit channel of monetary policy,” *ECB Working Paper Series*, No. 1228.
- Dale, S. and A. G. Halden (1993) “Bank behavior and the monetary transmission mechanism,” *Bank of England Quarterly*, vol. 33 (4), pp. 478-491.
- Dickey, D. A., and W. A. Fuller (1979) “Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root,” *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, pp. 427-431.
- Dickey, D. A., and W. A. Fuller (1981) “Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root,” *Econometrica*, vol. 49 (4), pp. 1057-1072.
- Ehrmann, M., L. Gambacorta, F., Martínez-Pagés, P. Sevestre and A. Worms (2003) “Financial systems and the role of banks in monetary policy transmission in the euro area” in I. Angeloni, A. Kashyap and B. Mojon (eds.) *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*, Chapter 14, Cambridge University Press, pp. 235-269.
- Fackler, J. S. (1990) “Federal credit, private credit, and economic activity,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 22 (4), pp. 444-464.
- Fackler, J. S., and J. H. Rogers (1993) “An empirical open-economy macro model with credit,” *Journal of Macroeconomics*, vol. 15 (2), pp. 203-224.
- Ford, J. L., J. Agung, S. S. Ahmed, and B. Santoso (2003) “Bank behavior and the channel of monetary policy in Japan, 1965-1999,” *Japanese Economic Review*, Vol. 54 (3), pp. 275-299.
- Friedman, B. M. and K. N. Kuttner (1993) “Economic activity and short-term credit markets: An

- analysis of prices and quantities," *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2, pp. 193-283.
- Gertler, M. and S. Gilchrist (1993) "The role of credit market imperfections in the monetary transmission mechanism: Arguments and evidence," *The Scandinavian Journal of Economics*, vol. 95 (1), pp. 43-64.
- Gertler, M., and S. Gilchrist (1994) "Monetary policy, business cycles, and the behavior of small manufacturing firms," *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 109 (2), pp. 309-340.
- Holtmøller, O. (2003) "Further VAR evidence for the effectiveness of a credit channel in Germany," *Applied Economics Quarterly*, vol. 49, pp. 359-381.
- Hülsewig, O., P. Winker and A. Worms (2004) "Bank lending in the transmission of monetary policy: A VECM analysis for Germany," *Advances in macroeconomic modeling, Papers and Proceedings of the 3rd IWH Workshop in Macroeconometrics*, pp. 239-264.
- Johansen, S. (1988) "Statistical analysis of cointegration vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12 (2-3), pp. 231-254.
- Kakes, J. (2000) "Identifying the mechanism: Is there a bank lending channel of monetary transmission in the Netherlands?" *Applied Economics Letters*, vol. 7, 63-67.
- Kashyap, A. K. and J. C. Stein (1994) "Monetary policy and bank lending" in N. G. Mankiw (eds.) *Monetary Policy* Chapter.7, University of Chicago Press, pp. 221-261.
- Kashyap, A. K. and J. C. Stein (2000) "What do a million observations on banks say about the transmission of monetary policy?" *American Economic Review* vol. 90, pp. 407-428.
- Kashyap, A. K., J. C. Stein and D. W. Wilcox (1993) "Monetary policy and credit conditions: Evidence from the composition of external finance," *American Economic Review*, vol. 83, pp. 78-98.
- Krugman, P. R. (1998a) *Japan's trap*. <http://web.mit.edu/Krugman/www/japtrap.html>.
- Krugman, P. R. (1998b) *Further notes on Japan's liquidity trap*, <http://web.mit.edu/Krugman/www/liquid.html>.
- Lown, C. and D. P. Morgan (2002) "The credit cycle and the business cycle: New finding using the loan officer opinion survey," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 38 (6), pp. 1575-1597.
- Ludi, K. L. and M. Ground (2006) "Investigating the bank-lending channel in South Africa: A VAR approach," *University of Pretoria, Department of Economics Working Paper Series*, 2006-04.
- Miron, J. A., C. D. Romer and D. N. Weil (1994) "Historical perspective on the monetary policy transmission mechanism" in N. G. Mankiw (eds.) *Monetary Policy* Chapter.8, University of Chicago Press, pp. 263-306.
- Oliner, S. D. and G. D. Rudebusch (1995) "Is there a bank lending channel for monetary policy?" *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, vol. 95 (2), pp. 3-20.
- Oliner, S. D. and G. D. Rudebusch (1996) "Is there a broad credit channel for monetary policy?" *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, vol. 96 (1), pp. 3-13.
- Romer, C. D. and D. H. Romer (1990) "New evidence on the monetary transmission mechanism," *Brookings Papers on Economic Activity* vol. 21, pp. 149-214
- Peek, J. and E. S. Rosengren (1995) "Bank lending and the transmission of monetary policy," in J. Peek and E. S. Rosengren (eds.), *Is Bank Lending Important for the Transmission of Monetary*

- Policy?* Series 39. Federal Reserve of Boston Conference, pp. 47-68.
- Peek, J., E. S. Rosengren and G. M. B. Tootell (2003) "Identifying the macroeconomic effect of loan supply shocks," *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 35 (6), pp. 931-946.
- Phillips, P., and P. Perron (1988), "Testing for a unit root in time series," *Biometrika*, vol. 75 (2), pp. 335-346.
- Ramey, V. (1993) "How important is the credit channel in the transmission of monetary policy?" *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 39, pp. 1-45.
- Safaei, J. and N. E. Cameron (2003) "Credit channel and credit shocks in Canadian macrodynamics – A structural VAR approach," *Applied Financial Economics*, vol. 13, pp. 267-277.
- Sims, C. A. (1992) "Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy," *European Economic Review*, vol. 36 (5), pp. 975-1000.
- Ueda, K. (1993) "A comparative perspective on Japanese monetary policy: Short-run monetary control and the transmission mechanism," in K. J. Singleton (eds.), *Japanese Monetary Policy*, Chicago, IL: University of Chicago Press, pp. 7-29.
- Walsh, C. E., and J. A. Wicox (1995) "Bank credit and economic activity," in J. Peek and E. S. Rosengren (Eds.), *Is Bank Lending Important for the Transmission of Monetary Policy?* Series 39. Federal Reserve of Boston Conference, pp. 83-112.