

1999 年以降の日本の銀行貸出チャンネル： 構造 VAR による実証分析

卓 涓 涓

1. はじめに

金融政策が実体経済に効果を与える経路の一つに銀行貸出チャンネルがある。銀行貸出チャンネルとは、銀行の貸出資金調達能力に限られており、銀行貸出量が預金量や総資産額などに直接制約されている場合、金融政策が、銀行預金および銀行準備の変化を通じ、銀行貸出量に影響を与えることにより、企業の生産・投資行動に影響を及ぼすチャンネルである。

不完全な資本市場において、企業の経営者（借り手）と外部の投資家（貸し手）の間に情報の非対称性が存在し、またその非対称の度合いに応じ、企業は資金調達を行う際一定の資本コストを払う必要がある。銀行は、資金の仲介業務に特化した専門機関として、企業の資本コストの低減を可能にする情報生産機能を持つため、銀行貸出が、企業にとって、社債などの資金調達手段と不完全代替である。この場合、金融政策は、銀行の貸出供給を通じて借り手である企業の投資需要に影響を与えた上、実体経済に影響を及ぼすことが可能になる。

この金融政策波及経路における銀行貸出チャンネルの重要性について、Bernanke and Blinder (1988) は、従来の IS-LM 分析枠組みに銀行貸出が取り組まれた CC-LM モデルを用い、検討した。また、Bernanke and Blinder (1988) では、銀行貸出と債券が不完全な代替関係にある場合、「流動性の罫」（貨幣と債券が完全な代替関係にある）が存在しても、金融政策は、貸出市場を通じて実体経済に影響を及ぼすことが可能であり、その有効性が依然保持されることも示された。

1999 年 2 月、日本銀行は、バブル経済の崩壊によって停滞する日本経済を回復させるために、ゼロ金利政策を採用した。このゼロ金利政策が実体経済に効果を与える経路の一つとして、ゼロ金利をある期間続けるとのコミットメントによって、短期金融市場での銀行の資金調達コスト（金利）の上昇を防ぎ、金融機関の流動性懸念を緩和させるという効果が想定されていた。

また、2001 年 3 月から 2006 年 3 月までの間、日本銀行は、ゼロ金利下で追加的な金融緩和を行うために、長期国債の買入れを増額し、量的緩和政策を行なった。この量的緩和政策が実体経済に効果を与える経路の一つとして、ポートフォリオ・リバランス効果が想定されている。これは、日本銀行が、市中銀行の長期国債を買い入れ、無リスクの日銀当座預金の

供給を増やすことで、市中銀行がよりリスク資産を保有することを可能とし、この結果、銀行貸出が増大するという効果である。

したがって、1999 年以降、日本において銀行貸出チャンネルが存在していたか否かを分析することは、ゼロ金利政策と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。

本稿では、構造ベクトル自己回帰モデル（構造 VAR モデル）を用い、1999 年以降の銀行貸出チャンネルの有効性を考察する。

本稿は、既存研究に対し、以下の二つの点において貢献を行う。まず、第一に、銀行間の属性の差異や貸出先企業の規模を考慮し、業態別、および、企業規模別に、1999 年以降の銀行貸出チャンネルの有効性を実証分析する。分析の結果、日本銀行による長期国債の買い入れ増額が、地方銀行の与信行動、とりわけその中小企業向けの与信行動に比較的大きな影響を与えた可能性が示される。これは、銀行貸出チャンネルは、貸出資金の調達能力が限られている小規模の銀行に強く機能し、また、エージェンシー・コストの高い中小企業向けの貸出に強く作用すると Kashyap and Stein (1994) で示されたことと整合的である。

第二に、本稿では、推計期間を 1999 年から 2012 年までとし、また、1999 年以降、いわゆる「ゼロ金利政策」の採用により、多くの期間金融政策スタンスが必ずしもコール・レートには反映されていないことを考慮し、日銀当座預金残高を金融政策変数として用い推計を行う。推計において、Christiano, Eichenbaum and Evans (1999) で提示された「ブロック・リカーシブ」識別アプローチを用い、金融政策ショックに対する各変数のインパルス応答を求める。分析の結果、1999 年以降、対中小企業貸出においては、日本銀行による国債など大規模な資産買い入れによるポートフォリオ・リバランス効果が存在していた可能性が示された。一方、対大企業・中堅企業貸出においては、ポートフォリオ・リバランス効果が見られなかった。

2013 年 4 月以降、デフレ脱却に向け、日本銀行は「量的・質的金融緩和」を推進している。その効果の波及経路の一つに、日本銀行が、市中銀行の長期国債を買い入れ、無リスクの日銀当座預金の供給を増やすことで、市中銀行がよりリスク資産を保有することを可能とし、この結果、銀行貸出が増大するというポートフォリオ・リバランス効果が想定されている。本稿の分析結果は、近年の日本銀行の金融政策の効果を議論する上でも、一定のインプリケーションを与えると期待される。

本稿の構成は、以下の通りである。第 2 節では、銀行貸出チャンネルに関する先行研究をサーベイする。第 3 節では、実証分析で用いる構造 VAR モデルおよびデータを概説する。第 4 節では、推計結果を考察する。第 5 節は、結論である。

2. 先行研究

本節では、金融政策効果の波及経路における銀行貸出チャンネルに関する先行研究を、日本に関する分析を中心に概観する。

まず、理論分析については、Bernanke and Blinder (1988) は、伝統的な IS-LM モデルに銀行貸出チャンネルを導入したモデルを提示している。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、債券と貸出が不完全代替であることを想定し、貨幣、債券、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。

Bernanke and Blinder (1988) のモデルに基づき、Kashyap and Stein (1994) は、銀行貸出チャンネルが機能するための必要条件として、(1) 企業にとって、各資金調達手段 (銀行貸出と債券) は不完全代替であり、負債構造の変化によって投資行動が影響を受ける、(2) 銀行にとって、貸出と債券は不完全代替であり、中央銀行は、預金準備率の調整を通して、銀行貸出に影響を与えられる、(3) 価格が硬直的である、という三つの条件を提示した。¹⁾ 必要条件 (3) については、価格が伸縮的である場合には、貨幣は実物経済に対し影響を与えないため、金融政策は中立的となる。したがって、金融政策が総需要に影響を与えるためには、前提となる条件であり、銀行貸出チャンネルというよりも金融政策そのものの有効性を問うものである。必要条件 (1) は「バランズ・シート概念」 (balance sheet view)、必要条件 (1), (2) は「(銀行) 貸出概念」 (lending view) と呼ばれることが多い。

宮川・石原 (1997) は、Bernanke and Blinder (1988) の提示した CC-LM モデルに、資金供給主体である銀行の行動を明示的に導入した。宮川・石原 (1997) では、与信行動が受けている預金制約や自己資本制約を定式化し、銀行の利潤最大化に関する 1 階条件を求め、貸出市場の均衡における貸出量と貸出金利は、それぞれ三つのケース (マネー・ビュー、レンディング・ビュー、クレジット・クランチ) において、検討した。また、比較静学に基づき、ハイパワードマネーと銀行の自己資本の変化が外生変数である場合、内生変数である国民所得、貸出量、債券金利、および、貸出と債券金利のスプレッドに与える効果を分析した。

次に、実証分析については、多くの先行研究は、マクロデータを用い、実体経済の変動に対する銀行貸出の説明力に焦点をあて、検証を行なった。

岩淵 (1990) は、1975 年 1 月から 1989 年 3 月までの月次データを用い、コール・レート、マネーサプライ、鉱工業生産指数、消費者物価指数、貸出、為替レートの 6 変数からなる構造 VAR モデルによって、日本における金融変数と実体変数との間の動学的な関係について実証分析を行なった。その結果、マネー・ショックを凌駕するほどの貸出アベイラビリティのショックの影響が検出されなかったことを示した。

Ueda (1993) は、1969 年 1 月から 1989 年 10 月までの月次データを用い、予測分散分解によって、ハイパワードマネー、マネーサプライ (M_1 , M_2)、銀行貸出、コール・レートという 5 つの変数の生産の変動に対する説明力を検証した上、因果性テストを行い、マネーとクレジットのいずれが経済活動に対してより大きなインパクトを与えるのかを分析した。その結果、日本において銀行貸出チャンネルのほうが相対的に重要であった可能性を示した。

細野 (1995) は、1965 年から 1992 年までの四半期データを用い、マネーとクレジットと実体経済との関係を実証分析した。実質 GDP、実質マネー (GDP デフレータで実質化した $M_2 + CD$)、実質銀行貸出 (GDP デフレータで実質化した全国銀行民間向け貸出残高)、長期金利 (利付電々債利回り) の 4 変数について共和分検定を行い、その結果、GDP、マネー、長期金利の 3 変数は共和分関係にあるものの、GDP と銀行貸出は共和分関係にないことを示した。また、グレンジャー因果性テストによってマネーおよびクレジットの生産に対する短期的な予測力を検定した結果、全期間に亘り、実質マネーと長期金利の変化は GDP の変化に影響を及ぼすが、実質銀行貸出は GDP に対する追加的な予測力を持っていなかったことを示した。但し、標本期間を 1979 年以前と以後に分割して検定を行なった結果、80 年代以降実質銀行貸出が予測力を持っていた可能性を示した。

上記の金融政策波及経路における銀行貸出チャンネルの重要性に関する実証分析の他に、金融政策が銀行の資産選択行動に影響を及ぼすか否かということに重点を置いて、銀行バランス・シート変数を用い、検証を行なった先行研究も多く存在している。

中川 (2003) は、1980 年 1 月から 2000 年 12 月までの月次データを用い、金融政策や銀行のバランス・シートの構造が貸出供給に与える影響について、業態別に検証した。預金比率 (預金・CD のその他負債に対する比率)、資本比率 (資本の預金・CD 以外の負債に対する比率)、有担保翌日物コール・レートから貸出比率 (貸出のその他資産に対する比率) への因果関係について検定を行い、1980 年代において、金融政策や銀行のバランス・シートの構造が貸出供給に影響を与えたことが検出されず、銀行貸出チャンネルが機能していなかったことが示された。一方、1990 年代において、銀行のバランス・シートが悪化することで、金融政策の貸出供給に与えた影響が大きくなった可能性が示された。

畠田 (1997) は、1965 年第 4 四半期から 1994 年第 3 四半期までの四半期データを用い、Bernanke and Blinder (1992)、Gertler and Gilchrist (1993) に従い、コールレート、実質 GNP、消費者物価指数、銀行バランス・シート変数からなる 4 変数 VAR モデルを使い、日本において銀行貸出チャンネルが存在していたか否かを検証した。銀行バランス・シート変数に関しては、貸出量、対大企業貸出量、対中小企業貸出量、有価証券、預金量、CD+準通貨を用い、それぞれモデルに加え、コール・レートのインパルスに対する応答関数を推計した。その結果、日本において銀行貸出チャンネルは少なくとも中小企業を通じて存在していたことを示した。

畠田（1997）での銀行バランス・シート変数の扱い方とは対照的に、林・勝浦（2010）は、預金制約やポートフォリオ選択が貸出供給に与える影響を考慮し、預金と貸出を同時にモデルに入れて実証分析を行なった。林・勝浦（2010）は、1987 年 1 月から 2007 年 12 月までの月次データを用い、コールレート、マネタリーベース、鉱工業生産指数、消費者物価指数、銀行バランス・シート変数（預金と貸出）からなる構造 VAR モデルによって、金融政策が銀行のバランス・シートの調整に与えた影響を実証分析した。銀行バランス・シート変数の先決の順序については、預金が貸出より先に決定されるとした。また、金融政策のスタンスが、1999 年以降のゼロ金利政策と量的緩和政策の採用によって大きく変わったことを考慮し、林・勝浦（2010）は、標本期間を 1999 年以前と以後に分割し、検証を行なった。金融政策ショックに対する銀行バランス・シート変数のインパルス応答関数の推計結果より、ゼロ金利政策が導入される前の期間において、金融政策（つまりコールレートとマネタリーベース）が銀行のバランス・シートの調整に影響を与えたことが示された。一方、ゼロ金利政策が導入された後の期間において、金融政策が銀行のバランス・シートの調整に影響を与えなかったことが示された。

銀行のバランス・シートの構造は、業態によって異なり、また、地域の産業構造などからの影響も受けるため、金融政策が各銀行のバランス・シートの調整に与える影響が必ずしも同じとは限らない。一部の先行研究は、この銀行間に存在している差異に焦点をあて、検証を行なった。

Ford, *et al.* (2003) は、1965 年 1 月から 1999 年 6 月までの月次データを用い、コールレート、株価指数、銀行バランス・シート変数、鉱工業生産指数、消費者物価指数からなる構造 VAR モデルによって、日本において銀行貸出チャンネルが存在していたか否かを銀行別、および、企業規模別に実証分析した。銀行バランス・シート変数に関しては、Ford, *et al.* (2003) は、預金制約やポートフォリオ選択が貸出供給に与える影響を考慮し、預金、有価証券、および、貸出を同時にモデルに入れた。また、金融自由化が企業の資金調達や銀行の資産選択に与えた影響を考慮し、標本期間を 1984 年以前と以後に分割し、検証を行なった。その結果、金融政策の銀行貸出チャンネルを通じる効果は、銀行別、および、企業規模別に異なっていたことが示され、また、銀行貸出チャンネルは、小規模の銀行や中小企業に強く機能していたことも示された。

大越（2011）は、銀行の健全性と資金調達能力の地域差に着目し、1980 年 1 月から 2009 年 12 月までの月次データを用い、金融政策が銀行貸出チャンネルを通じて各地域経済活動に及ぼす効果、および、その効果の相違について実証分析した。推計にあたり、鉱工業生産、消費者物価指数、コール・レート、マネタリーベースからなる 4 変数 VAR モデルに、都道府県別の銀行貸出と鉱工業生産を加えた 6 変数の構造 VAR モデルを用いた。また、林・勝浦（2010）と同様に、標本期間を 1999 年以前と以後に分割し、検証を行なった。但し、

1999 年以後の期間については、ゼロ金利政策の導入によってコール・レートがゼロ近傍で推移していたこと、また量的緩和政策の導入によって金融市場調節の誘導目標が資金量に変わったことから、マネタリーベースショックを金融政策ショックとして捉え、分析結果を考察した。その結果、金融政策ショックが各地域の銀行貸出と生産に及ぼす効果は非対称的であることが示されたものの、銀行の健全性が劣る地域と銀行の資金調達コストが高い地域ほど、金融政策ショックの生産への影響が大きいという金融政策効果の地域間の相違が検出されなかったことが示された。

日本においては、1999 年以降、多くの期間、いわゆる「ゼロ金利政策」が採用されており、金融政策スタンスが必ずしもコール・レートには反映されていない。したがって、量的緩和政策を考慮した金融政策手段を政策変数として用いた分析を行なった方が適切だと考えられる。また、量的緩和政策期間、日本銀行は、ゼロ金利下における一層の金融緩和効果を狙い、国債の買入れを増額した。こうした日本銀行による国債の買入れ額の増加が、銀行がより有利な運用先を求めてポートフォリオの再構成を行い、貸出を増加するというポートフォリオ・リバランス効果をもたらすことが期待され、銀行バランス・シートの調整に影響を与えていた可能性が考えられる。

量的緩和政策期間、国債購入増によるポートフォリオ・リバランス効果については、本多・黒木・立花（2010）は、2001 年 3 月から 2006 年 2 月までの月次データを用い、生産高、物価、金融政策変数（日銀当座預金残高）、銀行貸出の 4 変数からなる VAR モデルによって、量的緩和政策の銀行貸出チャンネルを通じた効果を検証した。量的緩和ショックに対する銀行貸出のインパルス応答関数の推定結果より、銀行貸出は量的緩和ショックに対して減少し、経済に拡張的な刺激を与えなかったことが示され、量的緩和政策期間、銀行貸出チャンネルが機能していなかったことが示された。

また、本多・立花（2011）は、推計期間を 1996 年 1 月から 2010 年 3 月までとし、本多・黒木・立花（2010）のモデルを拡張した上、量的緩和政策の効果を検証した。本多・立花（2011）では、本多・黒木・立花（2010）と同様な分析の結果、すなわち、量的緩和政策の株価経路を通じたポートフォリオ・リバランス効果が存在していたことが示された。

しかしながら、先述の通り、Kashyap and Stein（1994）が指摘するように、銀行貸出チャンネルは、その貸出資金調達能力が限られている中小の銀行に強く作用し、また、エージェンシー・コストのが高いが中小企業向けの貸出に強く機能するとされる。したがって、銀行別、および、企業規模別に、銀行貸出チャンネルの存在を分析することも意義があると思われる。

さらに、日本銀行は、2001 年 9 月から 2006 年 9 月までの間、長期国債の買入れを増額し、量的緩和政策を行なったが、この量的緩和政策が実体経済に効果を与える経路の一つとして、ポートフォリオ・リバランス効果が想定されている。これは、日本銀行が、市中銀行の長期

国債を買い入れ、無リスクの日銀当座預金の供給を増やすことで、市中銀行がよりリスク資産を保有することを可能とし、この結果、銀行貸出が増大するという効果である。したがって、近年の日本における銀行貸出チャンネルを分析する際、ポートフォリオ・リバランス効果が機能していたかどうかを分析することも意義があると思われる。

以上の考察に基づき、本稿では、上記の量的緩和政策期間期待されていた銀行貸出チャンネルにおけるポートフォリオ・リバランス効果を考慮し、預金、国債、貸出を銀行バランス・シート変数として同時にモデルに加え、1999 年以降の銀行貸出チャンネルの有効性を業態別に、および、企業規模別に検討する。

3. モデルおよびデータ

3.1 モデル

本節では、実証分析で用いる構造 VAR モデルを概説する。

構造ベクトル自己回帰モデル (structural vector autoregressive model: 構造 VAR モデル) は、金融政策の実証分析において、重要な分析手段として役割を果たしてきた。

まず、VAR モデルは、一変量の自己回帰 (Autoregressive: AR) モデルの拡張版であり、多変量確率過程の構造を記述する多変量時系列モデルである。すなわち、複数の変数で構成される変数ベクトルを、自らの過去の値で回帰する時系列モデルである。また、構造 VAR においては、経済に発生するショックは、その本源的段階まで遡り相互に独立な段階まで分解され、経済学的に解釈可能な「構造ショック」として識別することができる。

具体的には、いま、 t 期において n 個の変数からなる経済システムを考え、そのベクトルを $X_t = (X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt})'$ とする。同じく n 個の構造ショックベクトルを $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{nt})'$ 、その共分散行列を Σ_ε ($n \times n$) とする。これらの経済変数 X_t は、同時点で相互に依存し、過去の互いの値にも依存すると共に、構造ショックの影響を受けて変動していると考ええる。それらの依存関係は、次のような構造形を用いて表される。

$$B_0 X_t = B_1 X_{t-1} + B_2 X_{t-2} + \dots + B_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

但し、 $B_0, B_1, \dots, B_p$ は、変数間の経済学的な相互依存関係を示した係数行列 ($n \times n$) である。²⁾ また、この構造形 (1) を、ラグオペレータ L を使った表現に書き換えると、

$$B(L) X_t = \varepsilon_t \quad (2)$$

となる。但し、 $B(L)$ は $B(L) = B_0 - B_1 L - B_2 L^2 - \dots - B_p L^p$ 、ラグオペレータ L に関する p 次の多項式である。³⁾

構造 VAR モデルでは、構造ショック ε_t は異なった時点間では相関を持たず、また、同時点での相関関係もない、平均がゼロの同一な分布にしたがって発生する確率変数と想定される。すなわち、経済に発生するショックが様々であるが、そこで分解され識別される構造シ

ショック ε_t は、相関関係のない始源的攪乱項であると仮定される。この仮定の下で、各構造ショック ε_t の独立した動学的な影響（いわゆるインパルス反応）を分析することが可能となる。なお、各ショックの分散の大きさは本来それぞれ異なるが、係数行列を調整することで、各分散は 1 に規準化できる（つまり共分散行列 Σ_ε が単位行列）。この仮定を用いれば、構造ショックの識別の議論における計算が容易となり、したがって本節でも $\Sigma_\varepsilon = I$ と仮定して議論を進める。

一方、係数行列 $B_0, B_1, \dots, B_p$ への制約に関しては、識別アプローチにより異なるが、マクロ計量モデルに課されたような先験的かつ恣意的な仮定が比較的少ないといえよう。但し、課された制約数が少ないかわりに、分析可能な経済システムの変数の数 (n) は限定されている。⁴⁾

次に、識別を議論するための準備として、VAR モデルの VMA (Vector Moving Average, ベクトル移動平均) モデルの表現を説明する。VMA モデルは一変量 MA (Moving Average, 移動平均) モデルのベクトル版である。

有限次数の AR モデルが、定常性の条件を満たすと、現在および過去の攪乱項で説明される無限次数の MA モデルとして表現できる。たとえば定常性の条件を満たす AR (1) モデル ($y_t = \varphi_1 y_{t-1} + u_t$, $|\varphi_1| < 1$, u_t はホワイト・ノイズ) の場合は、右辺に逐次代入を繰り返すことで、ホワイト・ノイズ u_t の無限大期までのラグで説明される MA (∞) モデル ($y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \varphi_1^i u_{t-i}$) に変換できる。⁵⁾

一変量の場合と同様に、定常性の条件を満たす (1) 式あるいは (2) 式の VAR モデルが、

$$X_t = D_0 \varepsilon_t + D_1 \varepsilon_{t-1} + D_2 \varepsilon_{t-2} \dots \quad (3)$$

$$\text{或は} \quad X_t = D(L) \varepsilon_t \quad (4)$$

という無限次の VMA モデル（いわゆる構造 VMA モデル）として表すことができる。但し、 $D(L)$ は $D(L) = D_0 + D_1 L + D_2 L^2 \dots$, L はラグオペレータ、 D_j は $n \times n$ の係数行列 ($j=0, 1, 2, \dots$)。この表現は、識別制約の議論において（主に長期的な制約を議論する際に）利用される。

構造 VMA モデルの係数 $D_0, D_1, D_2 \dots$ は、構造ショックがある時点 (t 期) で 1 単位与えられたときの変数 X への波及効果を示している (t 期の効果は D_0 行列の係数、 $t+1$ 期の効果は D_1 行列の係数、 $\dots$)。すなわちそれぞれの構造ショックのインパルス応答は、VMA モデルを推計することで求められる。

次に、構造 VAR モデルの識別について説明する。基本的なステップが以下のような 2 つから成る。まず構造 VAR モデルに対応する誘導形 VAR モデルを推計し、その推計結果と識別制約から構造 VAR の係数ベクトルおよび構造ショック系列を導出する。

具体的には、構造 VAR モデル (1) 式に対応する誘導形 VAR モデルは、

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + u_t \quad (5)$$

或いは $A(L)X_t = u_t$ ($A(L) = I - A_1L - A_2L^2 - \dots - A_pL^p$) と表される。ここで、係数行列 $A_1, A_2, \dots, A_p$ は、 $A_i = B_0^{-1}B_i$ ($i=1, \dots, p$)、 u_t は誘導形の誤差項ベクトル $u_t = B_0^{-1}\varepsilon_t$ 、 u_t の共分散行列は $\Sigma_u = B_0^{-1}\Sigma_\varepsilon(B_0^{-1})'$ である。つまり構造モデルの両辺に B_0^{-1} を乗じたものが対応する誘導形 VAR モデルとなる。

一方、有限次の誘導形 VAR を無限次の誘導形 VMA (∞) 表現に変換することで、

$$X_t = u_t + C_1u_{t-1} + C_2u_{t-2} + \dots \quad (6)$$

或は $X_t = C(L)u_t$ ($C(L) = I + C_1L + C_2L^2 + \dots$) が得られる。

(5) 式の誘導形 VAR は、システムの各式の最小二乗推定量が、漸近的に最尤推定量と一致することが知られている。最小二乗法が適用できるため、推計自体は容易となるが、誘導形を用いた推計結果が経済学的に解釈できない。そのため、誘導形モデルに識別制約を課して構造モデルに変換することが必要とされる。

一般に、構造モデルの導出には、誘導形から構造形への変形に用いる変換行列 R ($n \times n$) を使う。(6) 式の誘導形 VMA は次のように変換される。

$$\begin{aligned} X_t &= C(L)u_t \\ &= C(L)RR^{-1}u_t \\ &= D(L)\varepsilon_t \end{aligned} \quad (7)$$

したがって構造形への識別の問題は、 R の n^2 個の要素をいかに決定するかという問題に言い換えることができる。

ここで (7) 式の変換より $\varepsilon_t = R^{-1}u_t$ が得られ、また、前述の規準化仮定 $\Sigma_\varepsilon = I$ により、構造ショックの共分散行列は、 $\Sigma_\varepsilon = R^{-1}\Sigma_u(R^{-1})' = I$ となる。ここから、

$$\Sigma_u = RR' \quad (8)$$

という条件式が得られる。共分散行列 Σ_u は対称行列であるため、(8) 式は $n(n+1)/2$ 本の独立した条件式に相当する。したがって行列 R の n^2 個の要素を決定するには、 $n(n-1)/2$ 本の条件式を追加する必要がある。それにより R が決定され、誘導形の推計値から構造モデルの係数行列 $D(L)$ および構造ショック ε の系列が識別される。また、これらの追加される条件が「識別制約」となる。

したがって構造 VAR の識別の問題は、どのような識別制約を仮定するかに帰着する。変換行列 R が識別制約のいかんにより異なり、また、それに基づき導出された構造 VAR モデルも異なる。そのため、妥当な識別制約をいかに選定するかが構造 VAR 分析の肝心となる。

次に、識別制約のタイプについて説明しよう。識別制約は、構造モデルの係数行列 ((1) 式の $B(L)$ 、或は、(3) 式の $D(L)$) に対して課されるものである。代表的な識別制約のタイプは、「短期制約」(或は「同時点制約」)、すなわち変数間の同時点の関係 B_0 に関する制約、および「長期制約」、すなわち構造ショックの累積的な効果 ($D_0, D_1, D_2, \dots$ の合計) に

関する制約の 2 種類がある。⁶⁾ 前者の短期制約は、さらに (i) B_0 の構造が「逐次 (リカーシブ) な」場合、すなわち変数間の同時点の依存関係が順次拡大していく場合と、(ii) 非リカーシブな場合に大別される。Sims (1980) によって提唱された識別制約は、短期のリカーシブな制約である。

本稿では、短期のリカーシブな制約に基づき、構造 VAR を識別する。ここで、短期のリカーシブな識別制約について、少し詳しく説明する。短期のリカーシブな識別制約では、変数の同時点関係を示す係数行列 B_0 が、以下のような対角より右上方の要素がすべてゼロである下三角行列と仮定される。

$$B_0 = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 & \cdots & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ b_{n1} & b_{n2} & b_{n3} & \cdots & b_{nn} \end{bmatrix} \quad (9)$$

この仮定により、変数間の依存関係が逐次的に拡大していくものになる。すなわち、変数相互の同時点間の依存関係においては、最初の変数 X_1 は他の変数とは独立して決定され、変数 X_2 は変数 X_1 にのみ依存し、変数 X_3 は変数 X_1 および変数 X_2 に依存し、最後の X_n は他の変数すべてに依存するしたがって、 n 変数からなる経済システムの中において、最も外生的な変数が第 1 番目に配置され、逆に最も内生的な変数が最後に置かれることになる。

B_0 が下三角行列と仮定されるため、その逆行列 B_0^{-1} も同じく下三角となる。また、(5) 式および (7) 式の表現から $B_0^{-1} = R$ が成立している。したがって短期のリカーシブな制約によって変換行列 R も下三角行列となり、 n 変数システムでは $n(n-1)/2$ 本のゼロ制約が課せられ、変換行列 R の各要素が過不足なく識別される。

推計においては、一般に (8) 式にコレスキー分解 (Cholesky decomposition) という一意な分解を用い、変換行列 R を直接導出する。すなわち、推計される誘導形 VAR の共分散行列 Σ_u に対してコレスキー分解を行い、係数行列 B_0 のリカーシブ制約に対応した変換行列 R が識別される。

また、構造 VAR による金融政策の分析においては、Christiano, Eichenbaum and Evans (1999) で提示された、変数を非金融変数、政策変数、および金融変数との変数グループに分けて、その上逐次構造を仮定する「ブロック・リカーシブ」という識別方法がある。

Christiano, Eichenbaum and Evans (1999) は、VAR モデルを構成する 7 つの変数 (実質 GDP, GDP デフレーター, 物価, フェデラル・ファンド・レート, 準備預金, 非借入準備, マネーサプライ) を、次のような 3 つのグループに区分した。

$$X_t = [Y_t \ R_t \ M_t]' \quad (10)$$

但し、 Y_t (3×1 のベクトル) は実質 GDP, GDP デフレーター, 物価の 3 変数からなる非金融

変数グループベクトル, R_t はフェデラル・ファンド・レートにより示される金融政策の政策変数, M_t (3×1 のベクトル) は準備預金, 非借入準備, マネーサプライの 3 変数からなる金融変数ベクトルである。

Christiano, Eichenbaum and Evans (1999) では, (1) 生産決定や物価の調整には時間を要するため, 政策変数と金融変数は, 同時点での非金融変数に影響を与えない, (2) 政策決定時, 生産指数や物価指数などの同時点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, と想定され, 以下のブロック単位でリカーシブ制約が課された。

$$B_0 = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix} \quad (11)$$

但し, b_{11} , b_{31} , b_{33} は (3×3), b_{21} は (1×3), b_{32} は (3×1) の行列或いはベクトル, b_{22} はスカラー, 0 はそれぞれに対する 0 行列或いは 0 ベクトルである。

Christiano, Eichenbaum and Evans (1999) は, $B_0^{-1}(B_0^{-1})' = \Sigma_u$ が満たされる限り, b_{11} , b_{33} ブロック内にどのような制約が課されても, 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, 推計においては, コレスキー分解 (b_{11} , b_{33} ブロック内にも下三角行列を仮定する) を用いて求めた金融政策ショックに対する各変数のインパルス応答は, そのような仮定をしない場合のインパルス応答と同じとなる。

本稿では, Christiano, Eichenbaum and Evans (1999) で提示された「ブロック・リカーシブ」識別アプローチを用い, 1999 年以降金融政策の銀行貸出チャンネルに与えた影響を分析する。

推定にあたり, まず, 本多・黒木・立花 (2010) に従い, 生産高, 物価, 金融政策変数 (日銀当座預金残高), 銀行貸出からなる VAR モデルを用いる。但し, Sims (1992) などでは指摘された「物価パズル」の現象を考慮し, 先行価格指標をモデルに加える。その上, 2 節で考察した預金制約やポートフォリオ選択が貸出供給に与える影響, また量的緩和政策期間期待されていた銀行貸出チャンネルにおけるポートフォリオ・リバランス効果を考慮し, 預金, 国債を銀行バランス・シート変数として同時にモデルに加え, 先行価格, 生産高, 物価, 金融政策変数 (日銀当座預金残高), 預金, 国債, 貸出の 7 変数からなるモデルを用い, さらなる検証を行う。

3.2 データ

本稿では, 標本期間は 1999 年 4 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。先行価格指標としては, 日本銀行国際商品指数 (OCI) を用いた。生産量としては,

鉱工業生産指数を用いた。物価としては、全国消費者物価指数（生鮮食品を除く総合）を用いた。以上の 3 変数のデータはすべて 2005 年を基準年とし、季節調整済のデータである。

政策変数としては、日銀当座預金残高を用いた。それは、標本期間においては、多くの期間、いわゆる「ゼロ金利政策」が採用されており、金融政策スタンスが必ずしもコール・レートには反映されておらず、また、量的緩和政策期間、日本銀行の金融市場調節の誘導目標を日銀当座預金残高としていたからである。日銀当座預金残高の月次データは、「Astra Manager」より入手した。

銀行バランス・シート変数（預金、国債、貸出金）のデータは、日本銀行の「国内銀行の資産・負債等（銀行勘定）」より入手した。銀行を都市銀行、地方銀行（地方銀行と第二地方銀行）に業態別に分類した。また、対大企業・中堅企業貸出金については、法人向けの貸出金から中小企業向けの貸出金を差し引いたものを用いた。

すべての変数のデータについては、対数に変換した。また、推定にあたっては、照山（2001）や本多・黒木・立花（2010）に従い、変数の水準を用いて推定を行なった。ラグ次数に関しては、シュワルツ情報量基準（SIC）に基づき、すべてのモデル（5 変数モデルおよび 7 変数モデル）において 1 期のラグを選択した。

4. 推定結果

4.1 5 変数 VAR

最初に、国際商品指数、鉱工業生産指数、コア消費者物価指数、日銀当座預金残高、銀行貸出からなる 5 変数モデルの推計結果を考察する。以下では、金融政策ショックに対する各変数のインパルス応答に焦点を絞り議論する。図 1 から図 9 までは、金融政策のショック（日銀当座預金残高の増加ショック）が、発生時点から 60 ヶ月先までの各変数に与える動学的影響を示している。金融政策ショックの大きさは、1 標準偏差である。実線はインパルス応答関数の点推定を表し、点線は上下 2 標準誤差の幅の信頼空間を示している。

まず、物価のインパルス応答に関しては、金融緩和ショックに対し、コア消費者物価が持続的に上昇し、Sim（1992）などでは指摘された「物価パズル」といった現象は見られなくなる。これは、推計では国際商品指数を先行価格指標として用いることにより、「物価パズル」が解消されると考えられる。また、生産のインパルス応答に関しては、24 ヶ月前後にピークに達し、その後、金融緩和の効果が減衰する傾向がみられる。

次に、金融緩和ショックに対する銀行貸出のインパルス応答を考察する。まず、図 1（d）より、銀行全体の貸出のインパルス応答は、遅れて反応し、12 ヶ月後に減少幅が縮小しはじめ、24 ヶ月後に増加傾向に転じる。この反応の遅れは、畠田（1997）でも述べられている通り、銀行と企業との間に存在する情報の非対称性により、銀行は新規投資計画の調査、

図1 日銀当座預金残高ショックに対するインパルス応答関数 (銀行全体)

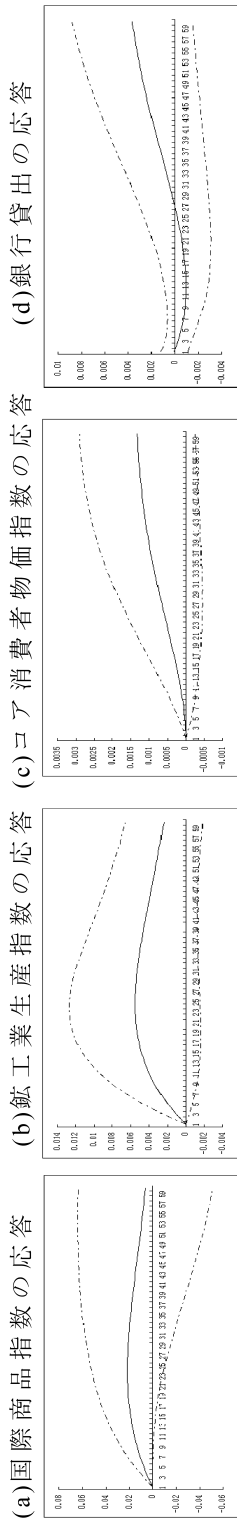


図2 日銀当座預金残高ショックに対するインパルス応答関数 (銀行全体の対大企業貸出)

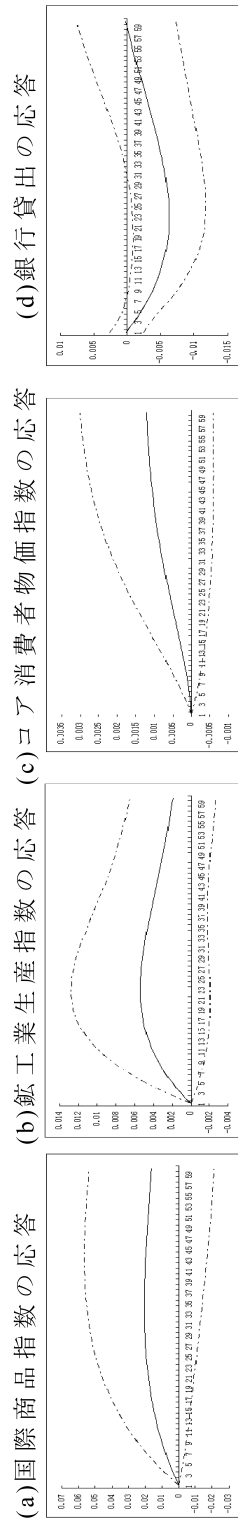


図3 日銀当座預金残高ショックに対するインパルス応答関数 (銀行全体の対中小企業貸出)

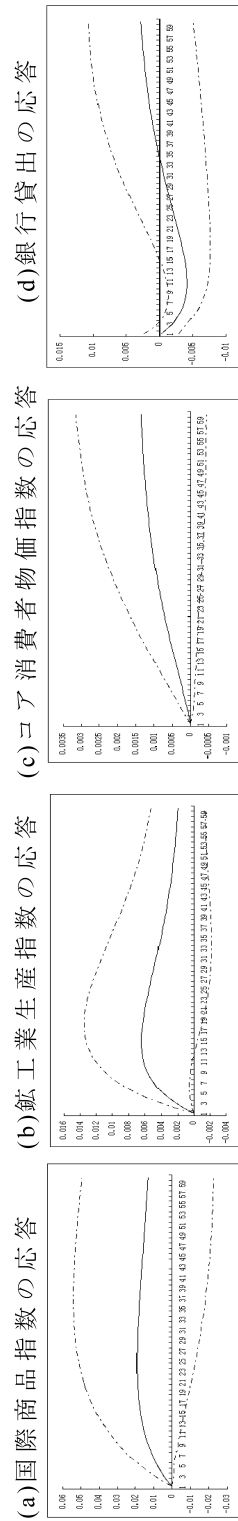


図 4 日銀当座預金残高ショックに対するインパルス応答関数 (都市銀行)

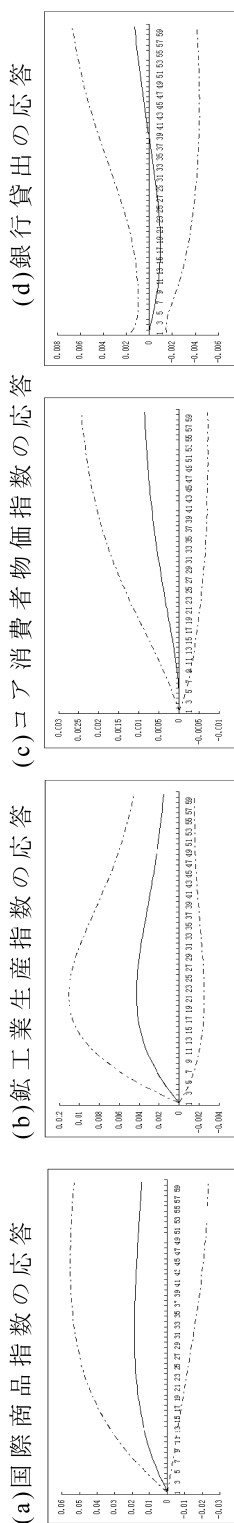


図 5 日銀当座預金残高ショックに対するインパルス応答関数 (都市銀行の対大企業貸出)

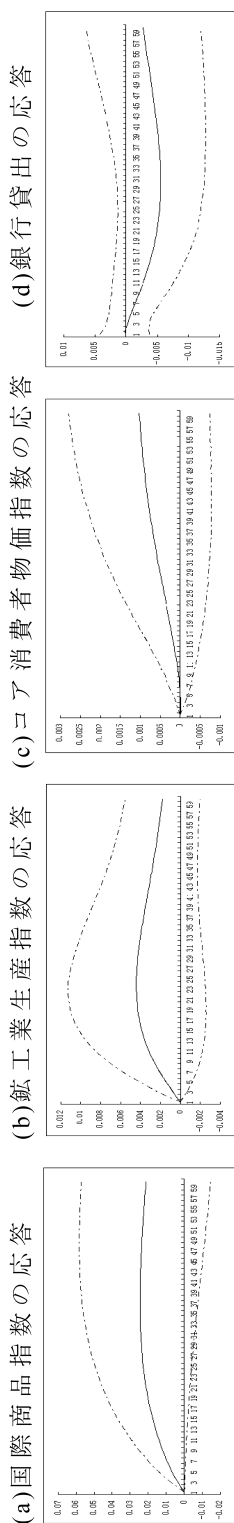


図 6 日銀当座預金残高ショックに対するインパルス応答関数 (都市銀行の対中小企業貸出)

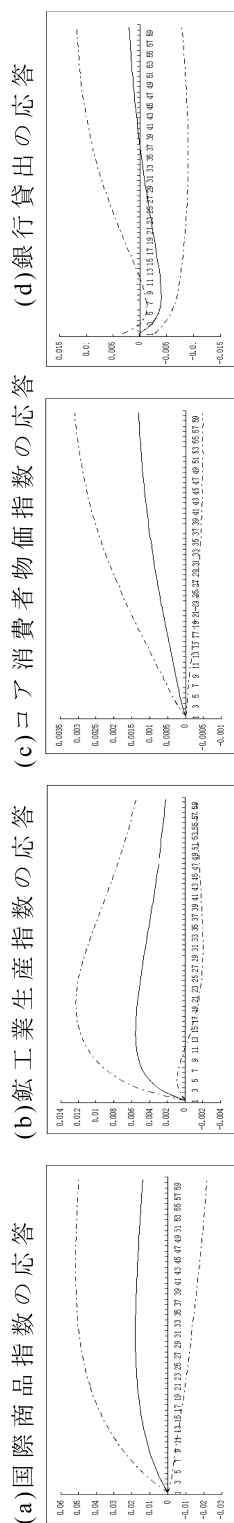


図 7 日銀当座預金残高ショックに対するインパルス応答関数 (地方銀行)

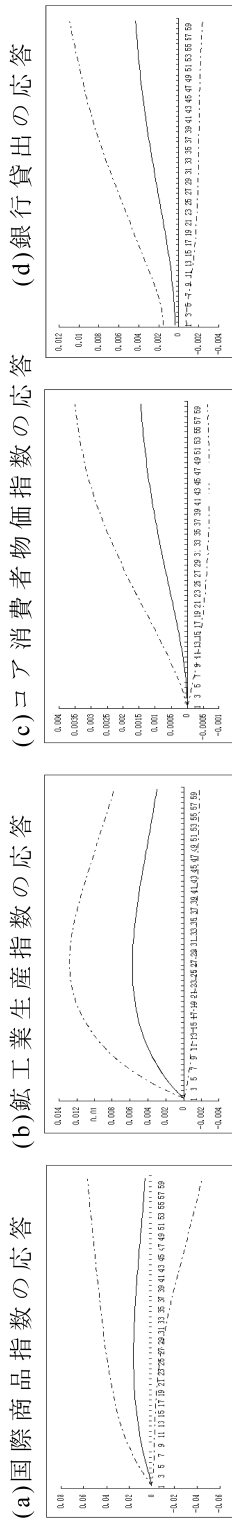


図 8 日銀当座預金残高ショックに対するインパルス応答関数 (地方銀行の対大企業貸出)

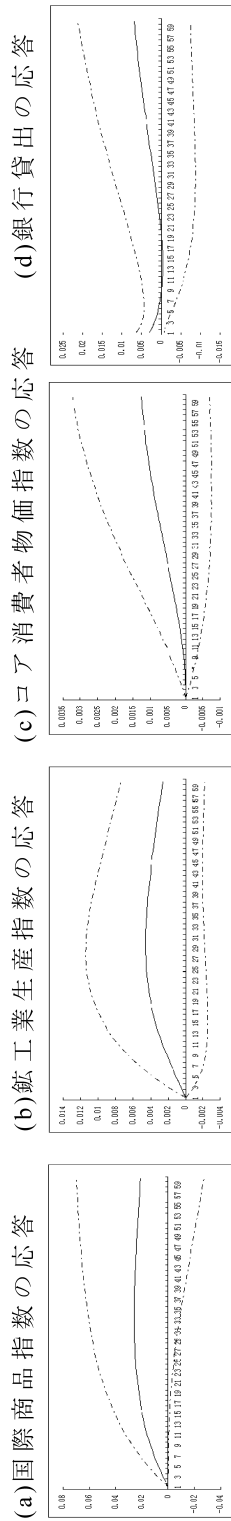
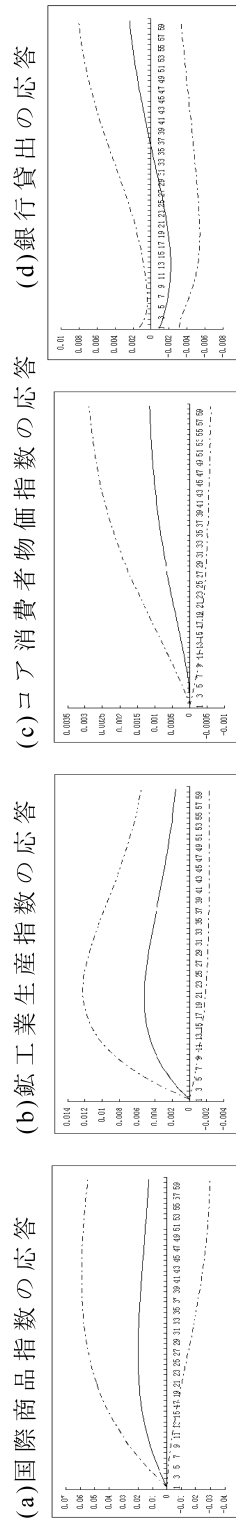


図 9 日銀当座預金残高ショックに対するインパルス応答関数 (地方銀行の対中小企業貸出)



審査等に時間や費用をかけるとも考えられる。

銀行全体の貸出のインパルス応答を企業規模別でみたものが、図 2 (d)、図 3 (d) である。まず、銀行全体の対大企業貸出のインパルス応答は、図 2 (d) より、金融緩和ショックに対し、全期間に亘り、負の反応を示している。一方、銀行全体の対中小企業貸出のインパルス応答は、図 3 (d) より、金融緩和ショックに対し、遅れて反応し、12 ヶ月後に負の反応の幅が減少しはじめ、36 ヶ月後に正の反応に転じる。

都市銀行の貸出のインパルス応答に関しては、まず、その全体の貸出のインパルス応答は、図 4 (d) より、銀行全体と比べ、約 12 ヶ月遅れて増加傾向に転じる。また、企業規模別でみると、対大企業貸出のインパルス応答は、図 5 (d) より、銀行全体と同じ、全期間に亘り、負の反応を示している。一方、対中小企業貸出のインパルス応答は、図 6 (d) より、銀行全体と同じ、36 ヶ月後に正の反応に転じる。

地方銀行の貸出のインパルス応答に関しては、まず、その全体の貸出のインパルス応答は、図 7 (d) より、銀行全体と異なり、金融緩和ショックに対し、増加し続ける。また、企業規模別でみると、対大企業貸出のインパルス応答は、図 8 (d) より、銀行全体と異なり、24 ヶ月後に増加傾向に転じる。一方、対中小企業貸出のインパルス応答は、図 9 (d) より、銀行全体と同じ、36 ヶ月後に増加傾向に転じる。

以上の結果より、量的緩和政策期間、日本銀行による大規模な資産買い入れにより、銀行がより有利な運用先を求めてポートフォリオの再構成を行い、貸出、とりわけ中小企業向けの貸出を増加するというポートフォリオ・リバランス効果がもたらされる可能性が示される。また、業態別にみると、地方銀行の貸出姿勢がより積極的な傾向にある可能性が示される。

4.2 7 変数 VAR

次に、預金制約、および、量的緩和政策期間日本銀行による国債の買い入れ増額が銀行のポートフォリオ選択に与える影響を考慮し、Bernanke and Blinder (1992)、畠田 (1997)、Ford, *et al.* (2003) に従い、上記の 5 変数モデルに、銀行バランス・シートの負債側の預金、および、資産側の国債を加え、国際商品指数、鉱工業生産指数、コア消費者物価指数、日銀当座預金残高、銀行預金、保有国債、および、銀行貸出の 7 変数からなる VAR を推定する。図 10 から図 18 までは、金融政策のショック（つまり日銀当座預金残高の増加ショック）が、発生時点から 60 ヶ月先までの各変数に与える動学的影響を示している。

まず、物価のインパルス応答に関しては、5 変数モデルの推計結果と同じ、金融緩和ショックに対し、コア消費者物価が持続的に上昇し、「物価バズル」といった現象は見られなくなる。また、生産のインパルス応答に関しては、その増加幅は、12 ヶ月前後にピークに達し、その後、緩やかに減少し、長期的に元の水準に戻る。

次に、金融緩和ショックに対する銀行バランス・シート変数（つまり銀行預金、保有国債、

銀行貸出)のインパルス応答を考察する。まず、図 10, 図 11, 図 12 より、銀行全体の預金量のインパルス応答は、金融緩和ショックに対し、正の反応を示す。一方、銀行全体の保有国債は、遅れて反応し、18 ヶ月後に負の反応に転じる。

保有国債の反応とは対照的に、銀行全体の貸出のインパルス応答は、図 10 (f) より、金融緩和ショックに対し、24 ヶ月後に正の反応に転じる。さらに、企業規模別でみると、対大企業貸出のインパルス応答は、図 11 (f) より、42 ヶ月後に正の反応に転じる。対中小企業貸出のインパルス応答は、図 12 (f) より、18 ヶ月後に正の反応に転じる。

都市銀行に関しては、まず、図 13, 図 14, 図 15 より、預金量のインパルス応答は、金融緩和ショックに対し、正の反応を示す。一方、保有国債は、最初の約 36 ヶ月は正の反応を示し、その後ほぼ元の水準に戻る。

都市銀行の貸出のインパルス応答は、図 13 (f) より、金融緩和ショックに対し、正の反応を示す。さらに、企業規模別でみると、対大企業貸出のインパルス応答は、図 14 (f) より、42 ヶ月後に正の反応に転じる。対中小企業貸出のインパルス応答は、図 15 (f) より、18 ヶ月後に正の反応に転じる。

地方銀行に関しては、まず、図 16, 図 17, 図 18 より、預金量のインパルス応答は、金融緩和ショックに対し、最初の約 6 ヶ月は正の反応を示し、その後ほぼ元の水準に戻り、21 ヶ月後に再度正の反応を示す。一方、保有国債は、遅れて反応し、22 ヶ月後に負の反応に転じる。

保有国債の反応とは対照的に、地方銀行の貸出のインパルス応答は、図 16 (f) より、金融緩和ショックに対し、28 ヶ月後に正の反応に転じる。さらに、企業規模別でみると、対大企業貸出のインパルス応答は、図 17 (f) より、最初の 3 ヶ月は正の反応を示すものの、その後負の反応に転じる。対中小企業貸出のインパルス応答は、図 18 (f) より、22 ヶ月後に正の反応に転じる。

以上の結果より、量的緩和政策が実施された期間において、日本銀行による国債の買い入れ額の増加が、銀行貸出、とりわけ中小企業向け貸出の増加を促すというポートフォリオ・リバランス効果が存在していた可能性が示される。また、業態別にみると、日本銀行による国債の買い入れ増額が、地方銀行の与信行動、とりわけその中小企業向けの与信行動に比較的大きな影響を与えた可能性も示される。

5. おわりに

本稿では、先行価格、生産高、物価、金融政策変数、銀行貸出の 5 変数からなる構造 VAR、および、預金と国債を加えた 7 変数の構造 VAR を用い、1999 年から 2012 年までの銀行貸出チャンネルの有効性を業態別、および、企業規模別に実証分析した。

図 10 日銀当座預金残高ショックに対するインパルス応答関数 (銀行全体)

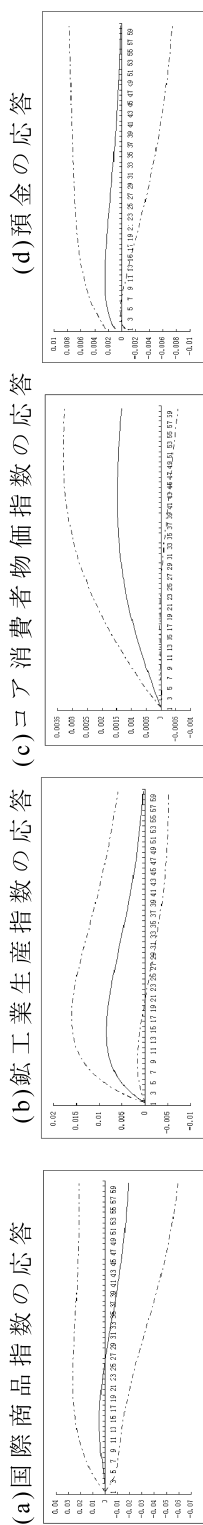


図 11 日銀当座預金残高ショックに対するインパルス応答関数 (銀行全体の対大企業貸出)

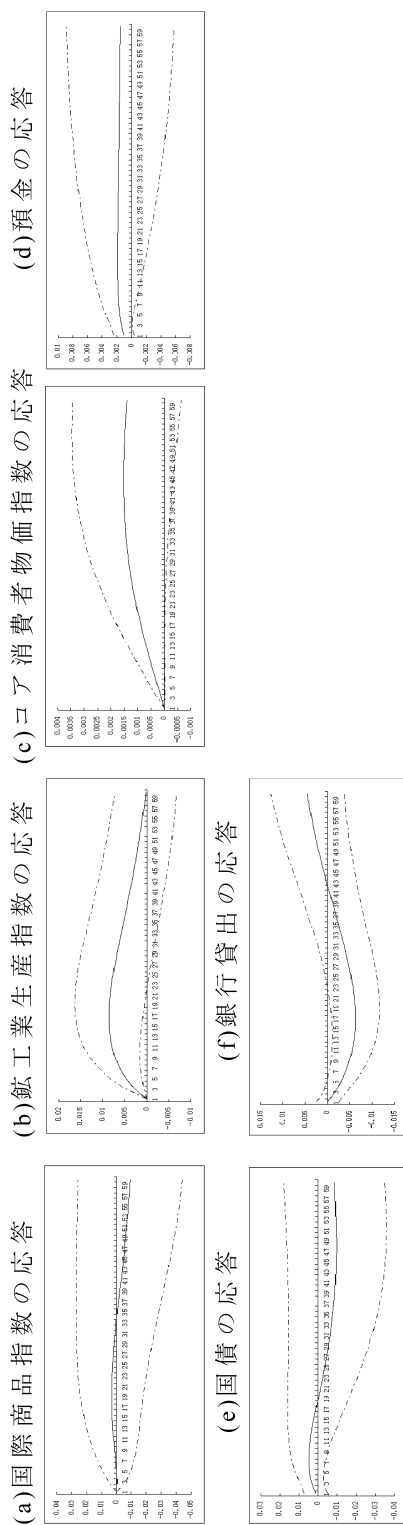
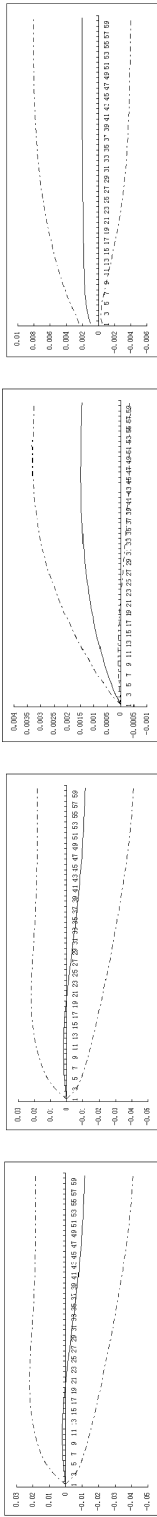


図 12 日銀当座預金残高ショックに対するインパルス応答関数（銀行全体の対中小企業貸出）

(a) 国際商品指数の応答 (b) 工業生産指数の応答 (c) コア消費者物価指数の応答 (d) 預金の応答



(e) 国債の応答 (f) 銀行貸出の応答

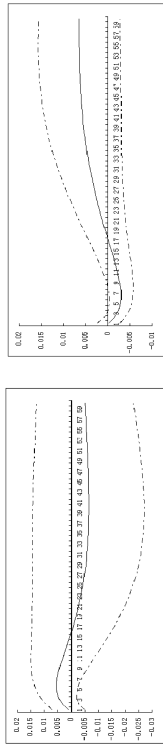
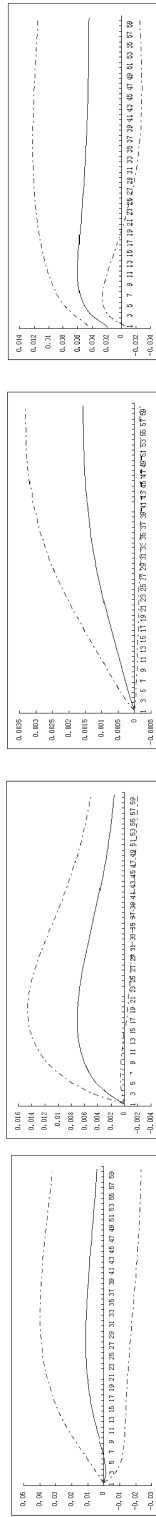


図 13 日銀当座預金残高ショックに対するインパルス応答関数（都市銀行）

(a) 国際商品指数の応答 (b) 工業生産指数の応答 (c) コア消費者物価指数の応答 (d) 預金の応答



(e) 国債の応答 (f) 銀行貸出の応答

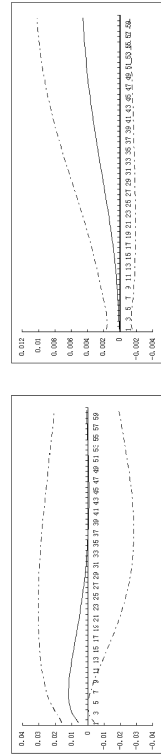


図 14 日銀当座預金残高ショックに対するインパルス応答関数 (都市銀行の対大企業貸出)

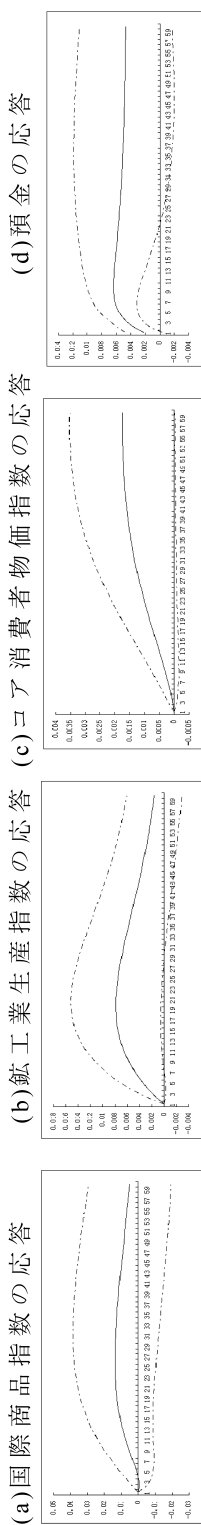


図 15 日銀当座預金残高ショックに対するインパルス応答関数 (都市銀行の対中小企業貸出)

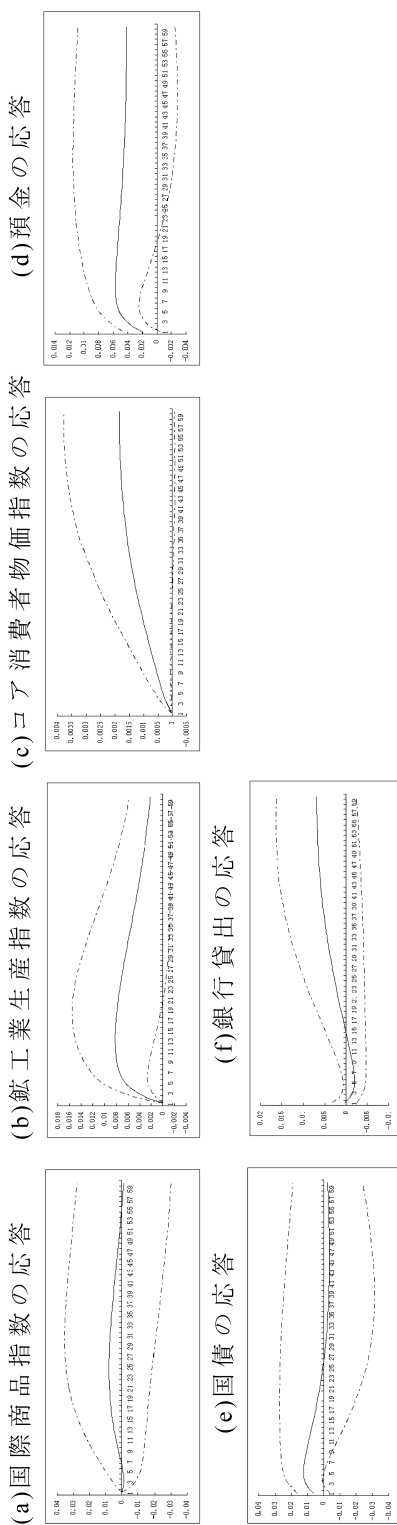
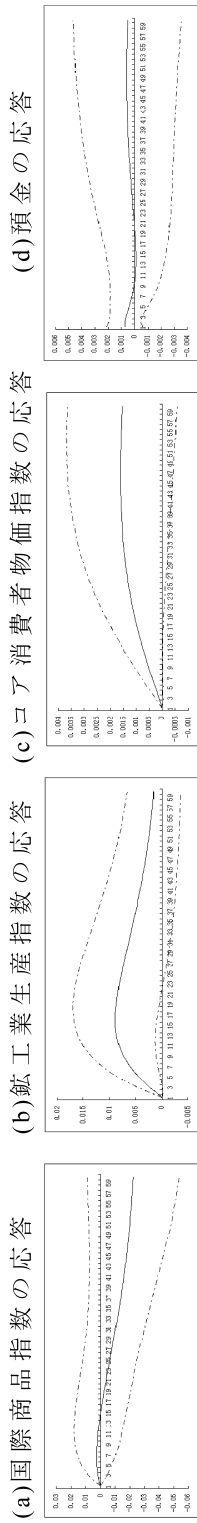
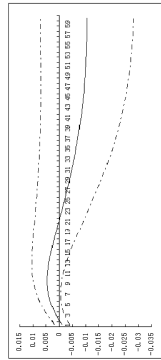


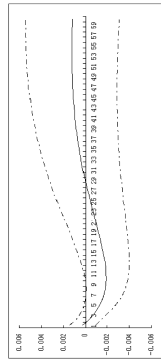
図 16 日銀当座預金残高ショックに対するインパルス応答関数 (地方銀行)



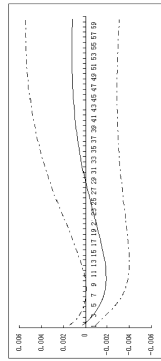
(a) 国際商品指数の応答



(b) 工業生産指数の応答



(c) コア消費者物価指数の応答



(d) 預金の応答

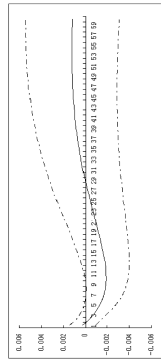
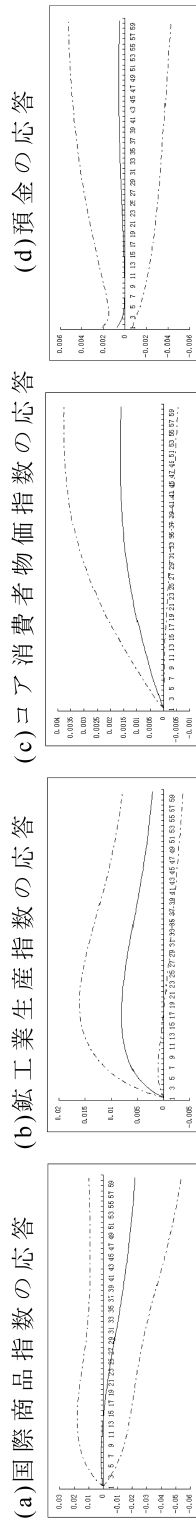
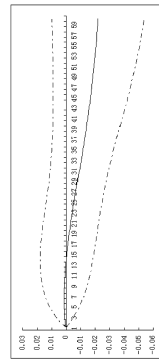


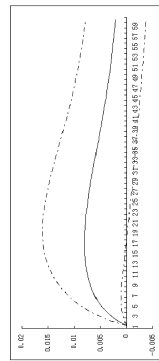
図 17 日銀当座預金残高ショックに対するインパルス応答関数 (地方銀行の対大企業貸出)



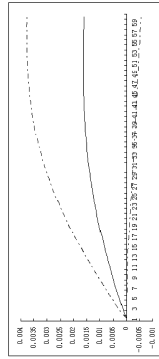
(a) 国際商品指数の応答



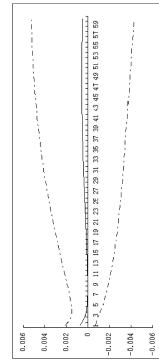
(b) 工業生産指数の応答



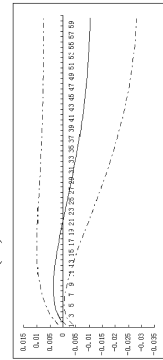
(c) コア消費者物価指数の応答



(d) 預金の応答



(e) 国債の応答



(f) 銀行貸出の応答

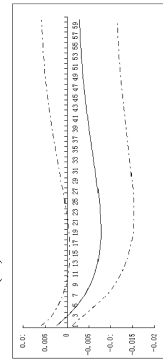
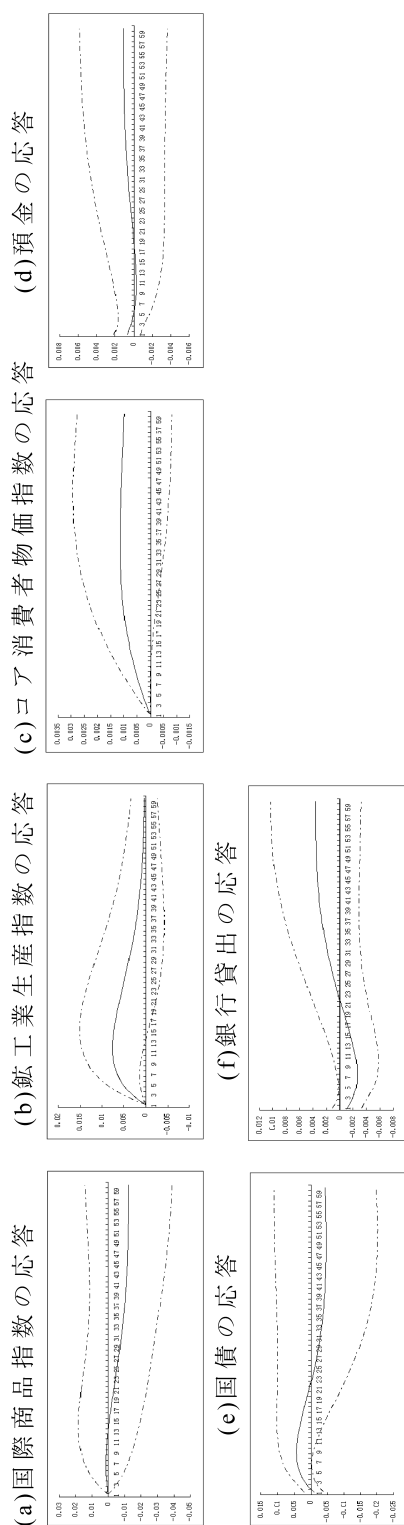


図 18 日銀当座預金残高ショックに対するインパルス応答関数（地方銀行の対中小企業貸出）



標本期間においては、多くの期間、いわゆる「ゼロ金利政策」が採用されており、金融政策スタンスが必ずしもコール・レートには反映されていないことを考慮し、日銀当座預金残高を金融政策変数として用いた。推計において、Christiano, Eichenbaum and Evans (1999) で提示された「ブロック・リカーシブ」識別アプローチを用い、金融政策ショック（量的緩和ショック）に対する各変数のインパルス応答を求めた。

分析の結果、量的緩和政策期間、日本銀行による国債など大規模な資産買い入れにより、銀行がより有利な運用先を求めてポートフォリオの再構成を行い、貸出、とりわけ中小企業向けの貸出を増加するというポートフォリオ・リバランス効果がもたらされた可能性が示された。また、業態別にみると、日本銀行による国債の買い入れ増額が、地方銀行の与信行動、とりわけその中小企業向けの与信行動に比較的大きな影響を与えた可能性も示された。

2013 年 4 月以降、日本銀行は、「量的・質的金融緩和政策」を行っている。その効果の波及経路の一つに、日本銀行による国債の買い入れを通じたポートフォリオ・リバランス効果を想定している。本稿の分析結果は、近年の日本銀行の金融政策の効果を議論する上でも、一定のインプリケーションを与えると期待される。

しかしながら、本稿の分析には、いくつかの課題が残されている。例えば、本稿では、量的緩和政策期間、金融政策ショックに対する銀行バランス・シート変数のインパルス応答を問題とし、銀行バランス・シート変数の同時点相関構造を特定せずに、コレスキー分解によって量的緩和ショックとその波及過程を識別したが、日本銀行の買い入れによって発生した国債のショック、および、その貸出に及ぼす動学的影響については、銀行バランス・シート変数の同時点依存関係を特定し、更なる検証を行う必要があると考えられる。

注

- 1) 必要条件 (2) に関し、白川 (2008) は、日本を含め金融市場の発達した主要国では準備預金制度は金融政策の手段としては使われていないが、銀行部門は準備預金の機会費用であるオーバーナイト金利を見ながら、積みのパターンを決定し、中央銀行はオーバーナイト金利の誘導目標の設定を通して、銀行の積みパターンに影響を与えるため、中央銀行が準備預金への影響力を完全に失うとは考えにくいとしている。
- 2) 単純化のため、定数項は省略して議論する。
- 3) ラグオペレータ L とは、任意の変数 y_t (スカラーあるいはベクトル) に対して、それを 1 回乗じることで 1 期ラグに変換する関数 (つまり $Ly_t = y_{t-1}$) であり、一般に $L^p y_t = y_{t-p}$ ($p=0, 1, 2, \dots$) と定義される。
- 4) 詳細は宮尾 (2006)、Sims (1980) を参照すること。
- 5) 導出の詳細は山本 (1988) を参照すること。
- 6) 同時点間制約でも D_0 行列、つまり構造ショックの各変数に対する最初の影響に制約が置かれる場合もある。

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』日本銀行金融研究所，10 月，第 9 巻第 3 号，79-118 頁。
- 大越利之（2011）「日本における金融政策の効果の地域間相違：VECM の推計による実証分析」『麗澤経済研究』麗澤大学，3 月，第 19 巻第 1 号，73-101 頁。
- 中山竜一（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。
- 照山博司（2001）「VAR による金融政策の分析：展望」『フィナンシャル・レビュー』財務省財務総合政策研究所，9 月，第 59 号，74-140 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。
- 林長青・勝浦正樹（2010）「金融政策による銀行のバランスシートの調整に関する実証分析」『名城論叢』第 11 巻第 2 号，33-45 頁。
- 細野薫（1995）「マネー，クレジットおよび生産」本多佑三編『日本の景気—バブルそして平成不況の動学実証分析』有斐閣，129-156 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」『フィナンシャル・レビュー』第 99 号，59-81 頁。
- 本多佑三・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。
- 宮尾龍蔵（2006）「金融政策の効果」『マクロ金融政策の時系列分析』第 2 章，日本経済新聞社，11-68 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』東京大学出版会，157-191 頁。
- 山本拓（1988）『経済の時系列分析』創文社。
- 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.
- 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.
- 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, No. 3, pp. 275-299.
- 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, No. 1, pp. 43-64.
- Kashyap, A. K. and J. C. Stein (1994) "Monetary Policy and Bank Lending" in N. G. Mankiw (ed.) *Monetary Policy*, Chapter 7, University of Chicago Press, pp. 221-261.
- Sims, C. A. (1980), "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Vol. 48, No. 1, pp. 1-48.
- Sims, C. A. (1992) "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: the Effects of Monetary Policy," *European Economic Review*, Vol. 36, No. 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 (ed.), *Japanese Monetary Policy*, Chicago, IL: University of Chicago Press, pp. 7-29.