

2016 年度

博士論文要旨

(指導教員：熊本方雄教授)

論文題名「日本における量的緩和政策と銀行
貸出経路」

英文題名 (Quantitative Easing Policy and the
Bank Lending Channel in Japan)

東京経済大学大学院

経済学研究科博士後期課程

学籍番号 11DE002

氏名 卓涓涓

要旨

本論文では、日本において量的緩和政策が採用された 2000 年代以降、金融政策の効果波及経路の一つである銀行貸出経路が存在していたか否かを実証分析した。

銀行貸出経路とは、銀行の貸出資金調達能力が限られており、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経路を意味する。この銀行貸出経路の重要性について、Bernanke and Blinder (1988)は、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、および銀行の資金運用における銀行貸出と債券保有の不完全代替性を想定し、IS-LM モデルに、貨幣、債券に加え、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) が銀行準備に依存することを示した。これは、量的金融政策が、LM 曲線のみならず、CC 曲線にも影響を与えることを意味するため、貨幣と債券が完全代替となる「流動性の罍」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ることを意味する。

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。量的緩和政策は、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、マネタリーベースへと変更すること、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などが決定された。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「流動性の罍」が生じていた可能性が指摘されている。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考えられる。一方、先述の通り、銀行貸出経路が存在すれば、量的緩和政策は、銀行貸出の増加を通じて、実体経済に影響を与えていた可能性がある。

但し、1990 年代後半以降、日本の金融システムにおいて、不良債権問題の深刻化に伴う金融市場の不安感の高まりや日本版金融ビッグバンによる間接金融から直接金融へという構造変化が生じた。これらの構造変化は、とりわけ、銀行貸出経路に影響を与えたと考えられる。例えば、深刻化した不良債権問題により、「貸し渋り」が発生するなど銀行による金融仲介機能が十分に機能しなかったことからわかるように、銀行のリスク許容度の変化

が、銀行貸出経路を通じた金融政策の効果に対し影響を与えたと考えられる。また、日本版金融ビッグバンは、企業の資金調達行動、および、投資家の資産運用行動における間接金融から直接金融へという流れの中、企業の銀行からの借入依存度の低下は、銀行貸出経路を通じた金融政策の効果小さくしたと予想される。

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した本論文の研究は、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。

これまで、多くの実証分析が VAR モデルを用い、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した。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。

したがって、本論文では、識別問題を解消するため、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、符号制約 VAR モデルによる分析、共和分分析に基づいた VECM による分析、ベイズ推定による分析、およびパネルデータによる分析を行ない、2000 年代以降の日本の銀行貸出経路の存在を実証分析した。

本論文では、まず、第 2 章では、日本の金融政策の変遷について概観した。ここでは、伝統的金融政策と 1999 年以降の非伝統的金融政策（ゼロ金利政策、量的緩和政策、包括的金融政策）について概観した。

第 3 章では、マクロデータを用いた実証分析に用いるモデルとして、Bernanke and Blinder(1988)モデルに基づいたマクロ経済モデルを提示した。ここでは、IS 曲線、AS 曲線、金融政策ルール（貨幣供給ルール）、貨幣需要関数、借入需要関数、貸出供給関数の 6 本の式より、実質所得 y 、物価水準 p 、準備 rs 、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た。なお、ベイズ推定を用いた実証分析では、このモデルを動学的な要素を考慮し、上記の 6 本の式に金融政策ショックの 1 次自己相関過程を加えた 7 本の式より、実質所得 y 、物価水準 p （インフレ率 π ）、準備 rs 、債券金利 i 、銀行貸出

l, 銀行貸出金利 ρ , 金融政策ショック v の 7 変数が内生変数として決定されるモデルへと拡張した。

第 4 章～8 章では、このモデルに基づき、マクロデータを用い、2000 年代以降の日本の銀行貸出経路の存在を実証分析した。その際、マクロデータの利用に伴う識別性を解消するため、第 4 章では mix 変数を用いた VAR モデル、第 5 章では SVAR モデル（非リカーシブ、ブロック・リカーシブ）、第 6 章では符号制約 VAR モデル、第 7 章では共和分分析に基づいた VECM、第 8 章ではベイズ推定という 5 通りの手法を用い分析を行なった。また、その際、銀行規模、または、貸出先の企業規模を考慮し分析を行なった。

最後に、第 9 章では、ミクロデータを用いた分析を行なった。ミクロデータを用いた実証分析に用いるモデルは、Ehrmann, *et al.* (2003)等に基づき、貸出市場において独占競争的に行動する個別銀行の利潤最大化問題を解くことで導出した。この結果、銀行の健全性を示す財務変数（すなわち、貸手と借手間の情報の非対称性を代理する指標として、銀行の資金調達および貸出供給に影響する財務変数）と金融政策変数との交差項を含むパネル推定式を提示した。また、マクロデータを用いた分析と同様、銀行規模、貸出先の企業規模を考慮し分析を行なった。

本論文の実証分析では、概ね（第 6 章を除き）、2000 年以降の日本においては、銀行貸出経路は、収益性や健全性の高い銀行、また、規模の大きな企業に対し、より強く機能することが示された。この結果は、銀行貸出経路は、エージェンシー・コストの高い小企業に強く機能するとした Gertler and Gilchrist (1994)の結果、および、銀行貸出経路は、貸出資金の調達能力が限られ、信用割当を生じやすい小規模の銀行ほど、より強く機能するとした Kashyap and Stein (2000)の結果は、2000 年以降の日本には妥当していないことを意味する。とりわけ、都市銀行の全企業向け貸出においては、長期的に安定的な貸出供給関数が存在すること、一方、地方銀行の貸出においては、長期的に安定的な借入需要関数が存在するが、量的緩和ショックに対し、借入需要が減少することが示された。これは、長引く不況の中、日本銀行が量的緩和政策を行なったものの、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。

これらの結果は、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、まだ中小企業向け貸出や地方における貸出には波及していないことを意味する。

それでは、今後、日本において銀行貸出経路を効果的に機能させるためには、どのような政策的対応が必要となるのであろうか。

第一に、信用保証制度の更なる拡充と規制改革の推進による金融技術革新の促進である。1990年代におけるバブルの崩壊とこれに伴う不良債権問題、金融不安の顕在化は、銀行のリスク許容度を低下させ、これが、信用リスクの高い中小企業向けの貸出が増加していない要因と考えられる。大企業が都市圏に偏在している傾向が強いことに対し、地方圏に立地する中小企業の割合は比較的高い。このため、中小企業は、地方銀行の主要な融資対象となっている。中小企業向け貸出は、中小企業が大企業より収益性や健全性に劣ることから、比較的高いリスクの資産とされており、また、地方銀行は、都市銀行と比べ、リスクマネジメントのノウハウが不足しているため、地方銀行から中小企業への長期安定的な資金供給が比較的困難である。一方、中小企業は、資金面での安心が得られないため、成長に向けた主体的な戦略策定や積極的な投資を行わず、この結果、資金需要が抑えられる。したがって、地域における資金需要、とりわけ、中小企業の資金需要を喚起するために、信用保証制度の更なる拡充を図ること、規制緩和によって金融技術革新を促進させることで、銀行に新たなリスクヘッジ手段を提供・普及することが有効であると考えられる。

第二に、地方における資金需要の喚起である。地方において、少子高齢化の進展による人口減少が進む中、貸出規模の縮小が予想される。このような中、地方の資金需要を喚起するために、まず、地方銀行の情報生産能力が深化する必要がある。銀行は、融資取引を円滑に遂行させるために、審査活動を通じて、企業の返済能力やプロジェクトの質に関する情報を事前に収集・分析し、融資実行後もモニタリング活動を通じて、必要に応じ、企業に対して担保の追加徴求や資産売却のアドバイスを行なう。銀行は、このような審査やモニタリングの情報生産活動を通じて、企業と産業の成長をサポートしている。このため、金融調査研究会（2015）の提言でも言及されたように、融資現場の行員が担当企業のビジネス内容に一層精通するとともに、その企業と産業の成長性を見極めることで、財務情報などの定量的な情報による判断のみに頼らずに銀行本体でもこれまで以上にリスクを取り込むことが可能となる。また、この過程で鍛えられた企業成長力に対する目利き能力を活かし、コンサルティングや販路拡大などのためのビジネス交流会の開催などの資金面の支援にとどまらないきめ細かいサポートを一層推進することによって、企業のバリューチェーン拡大につながる提案も可能となる。こうして地方銀行の情報生産能力の深化を図ることで、企業の事業再生や再チャレンジの環境整備などがより一層推進され、企業の資金需

要の喚起にもつながると期待される。また、地方銀行による地域経済活性化への取り組みが重要となる。人口減少は、地域経済に、消費市場の規模縮小を招く一方、深刻な人手不足を生み出している。このため、人口減少に歯止めをかけることは地域経済の持続的発展を実現させる上で必要不可欠なことである。また、人口減少に歯止めをかけるためには、地域経済の活性化が必要とされる。地域銀行は、地域の特色や強みを活かした企業・産業の育成を支援し、また、地域経済の将来を見据えたまちづくりにも関与することで、地域経済を活性化させ、この結果、既存企業の引き留めや新規企業の呼び込みなども可能となろう。

東京經濟大学大学院

經濟学研究科博士後期課程

学籍番号 11DE002

氏名 卓涓涓

2016 年度

博士論文

(指導教員：熊本方雄教授)

論文題名「日本における量的緩和政策と銀行貸出経路」

英文題名 (Quantitative Easing Policy and
the Bank Lending Channel in Japan)

東京経済大学大学院

経済学研究科博士後期課程

学籍番号 11DE002

氏名 卓涓涓

目次

第1章 はじめに.....	1
1.はじめに.....	1
2.日本の金融政策.....	3
3.金融政策の効果波及経路.....	4
4.金融市場の変遷.....	6
5.貸出供給と借入需要の識別.....	8
図表.....	13
第2章 日本の金融政策.....	22
1.はじめに.....	22
2.伝統的な金融政策手段.....	23
3.非伝統的な金融政策手段.....	27
3-1.非伝統的金融政策.....	28
3-2.政策金利ゼロ制約下における金融政策手段.....	35
4.おわりに.....	40
図表.....	42
第3章 日本の金融政策効果波及経路.....	63
1.はじめに.....	63
2.金融政策の効果波及経路.....	64
3.モデル.....	70
4.結びにかえて.....	74
第4章 mix 変数を用いたアプローチ.....	76
1.はじめに.....	76
2.先行研究.....	77
3.実証分析.....	80
3-1.分析方法.....	80
3-2.データ.....	82
3-3.分析結果.....	84
4.おわりに.....	85
図表.....	87

参考資料.....	94
第5章 構造 VAR モデルに基づくアプローチ.....	97
1.はじめに.....	97
2.先行研究.....	98
3.実証分析.....	103
3-1. 非リカーシブ SVAR モデルによる分析.....	103
3-1-1.分析方法.....	103
3-1-2.データ.....	105
3-1-3.分析結果.....	106
3-2. ブロック・リカーシブ SVAR モデル.....	108
3-2-1.分析方法.....	108
3-2-2.データ.....	109
3-2-3.分析結果.....	110
4.おわりに.....	111
図表.....	112
参考資料.....	123
第6章 符号制約 VAR モデルに基づくアプローチ.....	129
1.はじめに.....	129
2.先行研究.....	129
3.実証分析.....	138
3-1.分析方法.....	138
3-2.データ.....	141
3-3.分析結果.....	141
4.おわりに.....	143
図表.....	144
参考資料.....	152
第7章 共和分分析に基づくアプローチ.....	155
1.はじめに.....	155
2.先行研究.....	155
3.実証分析.....	159

3-1.分析方法.....	159
3-2.データ.....	162
3-3.分析結果.....	163
4.おわりに.....	168
図表.....	170
参考資料.....	178
第8章 バイズ推定によるアプローチ.....	181
1.はじめに.....	181
2.モデル.....	182
2-1.基本モデル.....	182
2-2. カリブレーション.....	185
3.実証分析.....	186
3-1.分析方法.....	186
3-2. データと事前分布.....	187
3-3.分析結果.....	188
4.おわりに.....	190
図表.....	192
第9章 パネルデータ分析によるアプローチ.....	198
1.はじめに.....	198
2.先行研究.....	199
3.モデル.....	202
4.実証分析.....	207
4-1.データ.....	207
4-2.分析結果.....	208
5.おわりに.....	211
図表.....	212
第10章 おわりに.....	218
1.はじめに.....	218
2. 論文の要約.....	219
3. 政策的インプリケーション.....	226

4. 今後の課題.....	228
参考文献.....	230

第1章 はじめに

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信用経路がある。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、多くの分析が行なわれている。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な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。後述するように、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的でないこと、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的でないこと、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。Bernanke and Gertler (1995)では、(1), (2)を指して銀行貸出経路、(2)のみを指してバランス・シート経路と呼ぶ。

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等を発行し、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。

但し、後述するように、1990年代後半以降、深刻化した不良債権問題により、「貸し渋り」が発生するなど銀行による金融仲介機能が十分に機能しなかったことから、金融政策の銀行貸出経路を通じた効果が銀行のリスク許容度の変化に影響されたと考えられる。また、日本版金融ビッグバンは、企業の資金調達行動において、間接金融から直接金融へという構造変化をもたらしつつあると評価できることから、銀行からの借入依存度の低下は、銀行貸出経路を通じた金融政策の効果を小さくしたと予想される。

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。本論文の目的は、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実証分析することである。その際、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性の問題に留意し、分析を行なう。

以下では、日本の金融政策とその効果波及経路のそれぞれの概要を説明した上、1990 年代後半以降の金融システムの構造変化が企業の資金調達行動へ与えた影響を考察し、最後に、分析の際留意すべき識別性問題への解決方法を提示する。なお、日本の金融政策とその効果波及経路のそれぞれの詳細は第 2 章と第 3 章で述べるとする。

2. 日本の金融政策

日本銀行の供給する通貨、いわゆるマネタリーベースは、銀行による信用創造のプロセスを通じて、経済に供給されていく。日本銀行は、利用可能な政策手段を通じて、マネタリーベースを調節することにより、銀行の預金通貨の創造に働きかけ、最終的には経済活動に影響を及ぼす。

日本銀行の金融調節の政策手段として、従来、貸出政策（公定歩合操作）、公開市場操作および準備率操作の 3 つが挙げられる。そのうち、公定歩合操作とそれに基づく日銀貸出政策は戦後、短期金融市場や国債市場が未発達なゆえに経済成長に必要とされる通貨の供給が日本銀行貸出に依存せざるをえなかったことや、金利規制の実施による預金金利や貸出金利など各種の金利が公定歩合に連動していたことから、最も重要な政策手段として利用されていた。しかしながら、1980 年代以降の金融自由化に伴う短期金融市場の相次ぐ新設により、政策運営において市場機能が一段と重視された中、市場を通じた資金供給である公開市場操作は、次第に重要となり、1995 年央以降は中心的な手段となっている。

1990 年代初頭のバブル崩壊以降、日本経済は長期にわたる深刻な景気低迷に陥った。その間、日本銀行は、景気低迷に対処するため、政策金利を一貫して引下げ、1998 年 9 月には名目金利のゼロ制約に直面することになった。しかしながら、景気は一向に改善せず、むしろ 1998 年末頃から消費者物価指数が前年比マイナスに転じるなど、デフレ状態に陥った。こうした状況の下、日本銀行は 1999 年 2 月に「ゼロ金利政策」という過去に例のない金融政策を手探りで実施し、所要準備を上回る大量の資金を供給することによって「量的緩和」を追求するとともに、将来の短期金利の予想経路に働きかける「時間軸政策」を導入した。

2000 年 8 月に、ゼロ金利政策が一時的に解除されたが、2000 年末からの経済情勢の悪化

を受け、2001年3月より、日本銀行は、操作目標を日本銀行当座預金残高とする「量的緩和政策」を開始した。量的緩和政策においては、政策継続のコミットメントを消費者物価指数の前年比の実績値に紐付かせるなど「時間軸政策」を強化する一方、新たに「特定資産購入」の非伝統的政策手段を導入し、長期国債の購入増などにより(1)プレミアムの低下を促すポートフォリオ・リバランス効果と、(2)将来の短期金利の経路に関する市場の予想に影響を与えるシグナル効果を追求した。

量的緩和政策は2006年3月に解除されるものの、日本経済が世界金融危機の影響で再びデフレ状態に陥った状況に対処するため、日本銀行は、2010年10月に、「包括的金融緩和政策」の実施に踏み切った。包括的金融緩和政策においては、日本銀行は、時間軸の条件を、「中長期的な物価安定の目途」で示した1%という物価上昇率に明確に結びつけることとした上、具体的な政策運営指針を、実質ゼロ金利政策の継続を含めた様々な措置を踏まえて、より能動的な表現で示すこととした。また、バランス・シート上に「資産買入等の基金」を創設し、期間が長めの資金供給オペに加え、長期・短期の国債、さらには、CP、社債、指数連動型上場投資信託（ETF）、不動産投資信託（J-REIT）といったリスク性資産の買入れを進め、「特定資産購入」の強化を図った。

3. 金融政策の効果波及経路

日本銀行は、上記の利用可能なあらゆる政策手段を駆使し、インターバンク金利、または、マネタリーベースや銀行準備などを目標値に誘導することにより、国全体の財やサービスに対する総需要の規模や変化を調整し、金融政策の最終目標（物価の安定、完全雇用の達成、国際収支の均衡）を達成させよう努めている。金融政策の効果は、こうした日本銀行の金融調節によってもたらされるインターバンク金利、または、マネタリーベースや銀行準備などの変化を出発点に、様々な経路を通じて経済全体に波及していく。以下では、金融政策の効果波及経路について説明する。

金融政策の効果波及経路とは、政策金利の変化が、短期金融市場金利さらには中長期的な金利を変化させ、これが、資産価格、為替相場、銀行貸出金利等の金融市場条件の変化をもたらすことを通じ、消費、投資、純輸出等の総需要や輸入財価格を変化させる結果、最終的に一般物価水準を変化させる経路を意味する（図1-1）。

Mishkin (1995)、Kuttner and Mosser (2002)は、金融政策の効果波及経路を「金利経路」、「資産価格経路」、「信用経路」、「為替相場経路」の四つに分類している。

金利経路とは、伝統的なケインズ・モデルで説明されるように、金融政策が、実質金利の変化を通じ、消費や投資に影響を与える経路である。

資産価格経路とは、金融政策が、資産価格の変化を通じ、消費や投資に影響を与える経路である。消費に関して言えば、ライフ・サイクル仮説で示されるように、消費は、人的資産（賃金）と金融資産からなる生涯所得によって決定され、生涯所得に対する限界消費性向は金利に依存する。ここで、例えば、金融引締政策により金利が上昇したとすると、割引率が上昇するため、金融資産の価値が低下し、その結果、消費が減少することになる。また、投資に関して言えば、Tobinの q 理論で示されるように、金融引締政策により金利が上昇したとすると、証券価格が低下するため、Tobinの q （企業の市場価値/資本の再取得価格）が低下し、この結果、新規の工場や設備などへの投資の費用が、その市場価値と比較し、相対的に上昇するため投資が減少することになる。

信用経路は、さらに、「銀行貸出経路」と「バランス・シート経路」に分類される。銀行貸出経路とは、銀行の貸出資金調達能力が限られており、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経路である。一方、バランス・シート経路とは、例えば、金融引締政策により金利が上昇したとき、キャッシュ・フローの減少、および、証券価格の低下を通じ、企業のバランス・シートを悪化させ、モラル・ハザードや逆選択の可能性を増大させ、エージェンシー・コストが上昇する結果、銀行貸出量が減少し、投資が減少する経路を意味する。

最後に、為替相場経路とは、金融政策が、為替相場の変化を通じ、純輸出に影響を与える経路、また、為替相場の変化が、輸入財価格に変化を通じ、インフレ率に影響を与える経路を意味する。

白川（2008）に基づけば、金融政策のこの四つの波及経路を通じた実体経済への影響は、金融システムの状況によって変わってくる。1990年代後半以降、日本の金融システムにおいては、構造変化が生じたと考えられる。1980年代後半以降の預金金利の自由化や資本市場の整備により、大企業を中心とした「企業の銀行離れ」が進む中、銀行は、土地担保価値の上昇を背景に中小企業への貸出を増加させた。しかしながら、バブルの崩壊による地価の急落とともに、これらの貸出の多くが不良債権化した。さらに、1997年秋に発生した金融危機により、多くの金融機関が破綻したため、金融市場の不安感が高まり、この結果、銀行の「貸し渋り」や「貸し剥し」が社会問題となった。また、1996年11月に、橋本総理

の主導の下で始まった「日本版金融ビッグバン」により、日本の金融システムの自由化は、さらに進展し、間接金融から直接金融へという構造変化をもたらした。

このような構造変化は、上記の四つの波及経路のうち、とりわけ、銀行貸出経路に影響を与えたと考えられる。まず、深刻化した不良債権問題により、「貸し渋り」が発生するなど銀行による金融仲介機能が十分に機能しなかったことからわかるように、銀行のリスク許容度の変化が、銀行貸出経路を通じた金融政策の効果に対し影響を与えたと考えられる。また、日本版金融ビッグバンは、企業の資金調達行動、および、投資家の資産運用行動における間接金融から直接金融へという流れの中、企業の銀行からの借入依存度の低下は、銀行貸出経路を通じた金融政策の効果を小さくしたと予想される。

このような中、先述の通り、日本銀行は、2001年3月から2006年3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。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、1990年代後半以降の構造変化の中、銀行貸出経路が存在していたかどうかを分析することは、例えば、2013年4月に実施された「異次元金融緩和策」の効果の評価の上でも、重要な意義を持つと思われる。

4. 金融市場の変遷

Bernanke and Blinder (1988), Kashyap and Stein (1994)に基づけば、企業の資金調達において、銀行借入と社債等の債券発行が完全代替的でないことは、銀行貸出経路が存在するための必要条件とされる。しかしながら、先述の通り、1996年11月に、橋本総理の主導の下で始まった「日本版金融ビッグバン」は、企業の資金調達行動において、間接金融から直接金融へという構造変化をもたらしつつあると評価できることから、銀行からの借入依存度の低下は、銀行貸出経路の機能発揮に影響を与えたと考えられる。以下では、日本版金融ビッグバンが、企業の資金調達行動に与えた影響を考察する。

日本版金融ビッグバンは、企業の資金調達手段の多様化に取り組み、株式の上場・公開の円滑化を目指し、証券取引所の上場基準等の見直しを行なった。また、次世代を担う高い成長可能性を有した企業を対象として、東京証券取引所と大阪証券取引所ではそれぞれ

新たな市場であるマザーズとヘラクレスが創設された。さらに、1998年に資産の流動化に関する法律（SPC法）が施行された。SPC法の成立に伴い、証券化の対象となる資産が多様化し、信用力の低い企業でも、収益性と安全性の高い資産を利用し、比較的低コストでの資金調達が可能となった。

こうした日本版金融ビッグバンによる資本市場の改革により、資金の需要側である企業は資金調達手段の選択肢が広がり、この結果、企業の銀行借入離れの動きが加速化したことが考えられる。

一方、日本版金融ビッグバンにより、デリバティブ取引に対応した法制度の整備や会計制度の国際標準化が進められたことで、CDS (credit default swap) など高度な金融技術を基に開発された信用リスク・ヘッジのための商品が、銀行によるリスク資産の圧縮に活用されるようになった。こうした規制緩和に伴う金融革新が銀行の貸出債権の流動化を可能にし、この結果、銀行の貸出態度が弾力化し、銀行借入が企業にとって依然として重要な資金調達手段である可能性が考えられる。

図1-2は、企業の資金需要および資金調達の変化を表したものである。図1-2より、1990年代前半、バブルの崩壊に伴い、企業部門の資金需要が過不足から余剰へと転換し、企業の民間金融機関貸出での資金調達比率がマイナスに変わっていることがわかる。また、1990年代後半から始まった日本版金融ビッグバンは企業の社債・株式の発行による資金調達の円滑化をもたらしたため、1999年から2005年までの間、銀行借入による資金調達比率は、株式発行の増加とともに、さらに低下していることがわかる。

これを規模別でみたものが、図1-3である。図では、企業を大企業、中堅企業、中小企業に分けている。まず、図1-3(a)より、大企業は、2001年以降、リーマン・ショックが発生する前の2007年までの間、銀行借入金への依存度が比較的大きく低下していることがわかる。さらに、1997年から、有価証券の発行による資金調達の比率が増加している。とりわけ、株式での資金調達比率は1990年代前半の横ばいの状態から上昇に転じていることがわかる。2008年のリーマン・ショック以降は、銀行借入金の比率が増加しているが、その比率は有価証券のそれより低い水準にある。

同様に、図1-3(b)より、中堅企業は、銀行借入金への依存度が大企業より依然として高いものの、日本版金融ビッグバンにより、資本市場を通じた資金調達への道が開かれたことで、有価証券での調達比率が2001年以降、大きく増加していることがわかる。

一方、図1-3(c)より、大企業、中堅企業より信用力の劣る中小企業の資金調達が依然、銀

行借入金に偏っている。企業の信用力を前提とした株式や社債といった有価証券の比率が2001年以降増加しているが、その比率は銀行借入金のそれより低い水準に留まっていることがわかる。

以上、日本版金融ビッグバンにより、企業の資金調達における銀行借入金の重要性は、大企業、中堅企業においては、相対的に低下しているといえるが、中小企業においては、依然、銀行依存の状況にあることがわかる。

このような中、先述の通り、2001年3月から2006年3月までの間、日本銀行は、長期国債の買入れを増額し、量的緩和政策を行なった。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。

したがって、1990年代後半以降、日本版金融ビッグバンの進展により企業の資金調達構造が変化しつつある中、銀行貸出経路が存在していたかどう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。

5. 貸出供給と借入需要の識別

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

そのうち、多くの先行研究がベクトル自己回帰（Vector Auto-Regressive, 以下VAR）モデルの枠組みに基づいた分析である。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)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、以下の七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、エージェント・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)、畠田 (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こなうことができる。

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なっているが、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、本論文では、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、符号制約（sign restrictions）VAR モデルを用い、構造ショックに対し、各変数が正と負のどちらの方向に動くのかという理論的な符号制約を課すことで、少なくとも貸出供給ショックと金融政策ショックという 2 つの構造ショックを識別する方法である。その際、構造ショックの識別方法に関して、収縮的な金融政策ショックは、政策金利の上昇として定義され、これが、生産量と物価水準を低下させると仮定される。また、貸出供給ショックは銀行貸出と貸出金利を逆方向に動かすショックとして識別される。このような分析には、Halvorsen and Jacobsen (2009), Musso (2009), Busch, *et al.* (2010), De Nicoló and Lucchetta (2010), Deryugina and Ponomarenko (2011), Eickmeier and Ng (2011), Helbling, *et al.* (2011), Peersman (2011), Tamási and Vilási (2011), Hristov, *et al.* (2012), Gambetti and Musso (2012), Kabashi and Suleva (2016)等がある。

第五に、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)等が含まれる。

第六に、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 (2006)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なっている。同様の分析には、Peek, Rosengren and Tootell (2003), Bassett, *et al.* (2010), Ciccarelli, Maddaloni and Peydró (2010), De Bondt, *et al.* (2010)等がある。但し、この分析方法を日本に応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。

第七に、パネルデータ分析を用いる方法である。伝統的な *monetary view* に基づけば、情報の非対称性が存在しない場合には、外部金融プレミアムはゼロとなり、預金以外の資金調達手段にかかる金利が政策金利と等しくなり、すべての銀行は金融政策に対し同じ反応をする。一方、情報の非対称性が存在する場合には、銀行は預金以外の手段で資金を調達する際、一定の調達コストを払う必要があり、また、その必要とされる調達コストは銀行によって異なる。したがって、金融政策に対する貸出行動の反応は、*monetary view* に基づいた全銀行共通の反応をベースに、それに上乗せされる銀行個別の貸出行動の変化としてとらえられる。以上の考察に基づき、Ehrmann, *et al.* (2003)は、借入需要は銀行の健全性に関係がなく、常に一定であると想定することで、金融政策に対する貸出量の変化における銀行間の差異を供給側の要因として識別し、また、その差異は、銀行の健全性を示す財務変数（すなわち、貸手と借手の間の情報の非対称性を代理する指標として、銀行の資金調達および貸出供給に影響する財務変数）と政策金利との交差項で表された銀行貸出の供給曲線のシフトの違いだとみなせることを示し、個別銀行の財務変数と政策金利との交差項を含むパネル推定式を用い、銀行貸出経路の存在を実証分析している。同様の分析には、Alfaro, *et al.* (2004), 井上 (2009), 細野 (2010), Carrera (2011)等がある。

上記の七つの方法のほか、本論文では、ベイズ推定に基づく方法を提示する。この方法は、SVARモデルに基づく方法と同様、貸出供給ショックと借入需要ショックをそれぞれ構造ショックとして識別し、また、それらの実体経済の変動に与える影響を分析する方法である。但し、SVARモデルを用いる方法では、非線形推定のため、経済学的解釈の付けにくい係数がしばしば推定される。これに対し、ベイズ推定を用いる方法では、後述するよう

に、事前分布を通じて追加的な情報を取り入れることができるため、標本数が少ない場合でも、経済学的に解釈可能な係数が推定できる。

以上の考察に基づき、本論文では、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、符号制約 VAR モデルによる分析、共和分分析に基づいた VECM による分析、ベイズ推定による分析、およびパネルデータによる分析を用い、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。

本論文の構成は、以下の通りである。第 2 章では、日本の金融政策について政策手段を中心に考察を行なう。第 3 章では、金融政策の効果波及経路を論述した上、Bernanke and Blinder (1998)に基づき、本論文の分析に用いるマクロ経済モデルを提示する。このモデルに基づき、第 4 章では mix 変数による分析を行ない、第 5 章では SVAR モデルによる分析を行ない、第 6 章では符号制約 VAR モデルによる分析を行ない、第 7 章では VECM による分析を行なう。第 8 章では、実証分析に用いるマクロ経済モデルを動学的な要素を考慮したモデルへと拡張し、その上、ベイズ推定による分析を行なう。第 9 章では、Ehrmann, *et al.*(2003)などに基づき、銀行の貸出供給に影響する財務変数と金融政策変数との交差項を含むパネル推定式を提示し上、パネルデータによる分析を行なう。第 10 章は、各章の総括と本論文の結論である。

図表

図 1-1 金融政策の効果波及経路

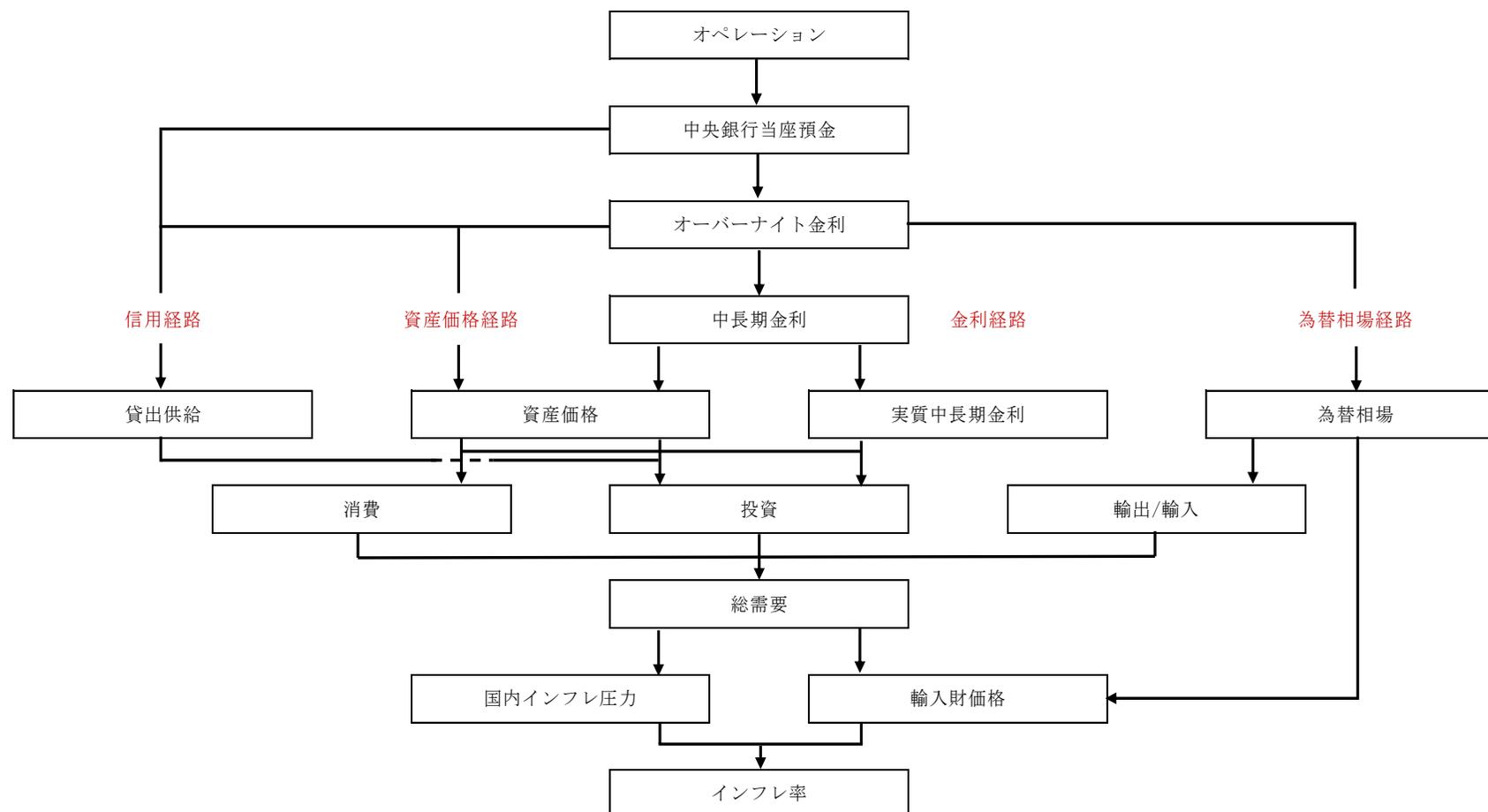
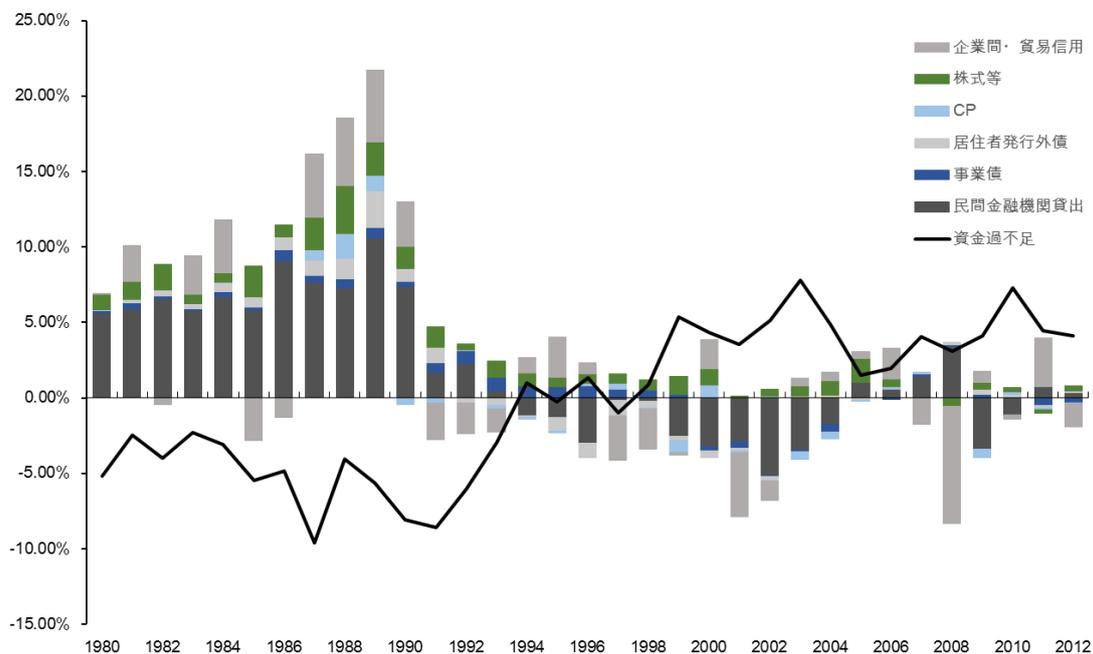


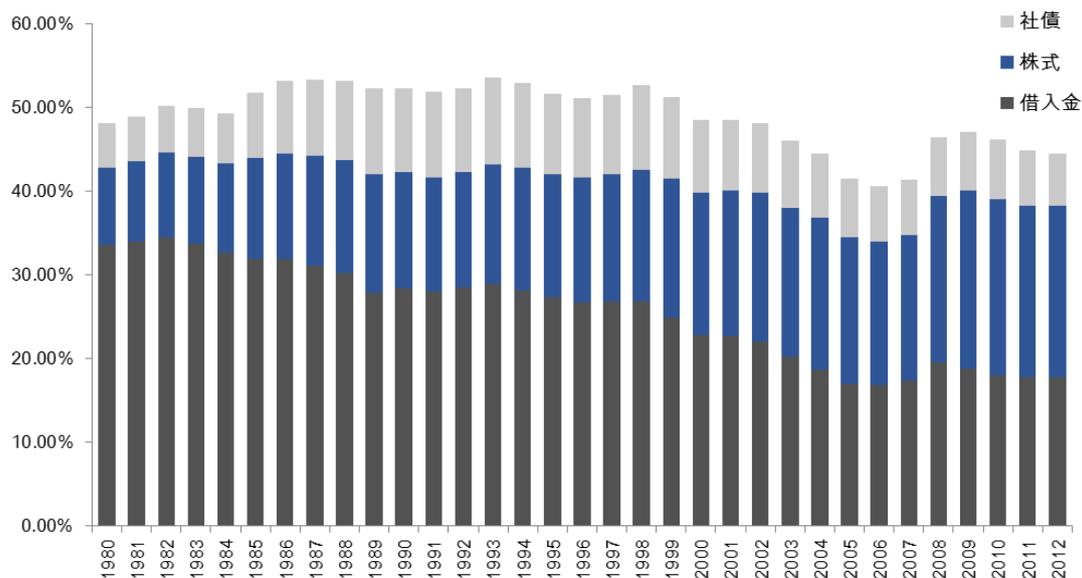
図 1-2 企業の資金需要と資金調達の変化



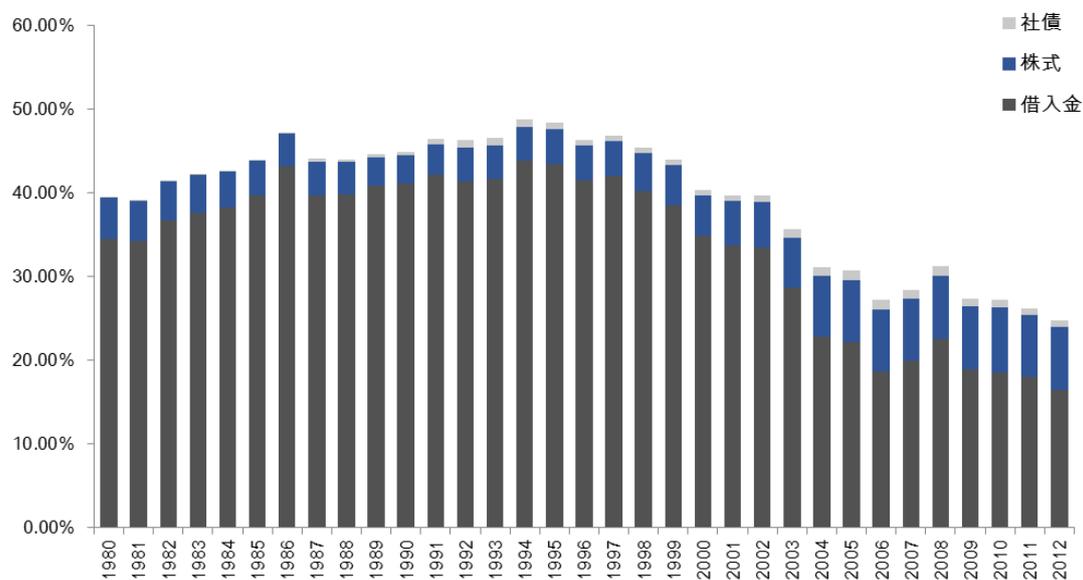
(出所) 内閣府「国民経済計算」, 日本銀行「資金循環統計」より作成

図 1-3 企業の資金調達構造

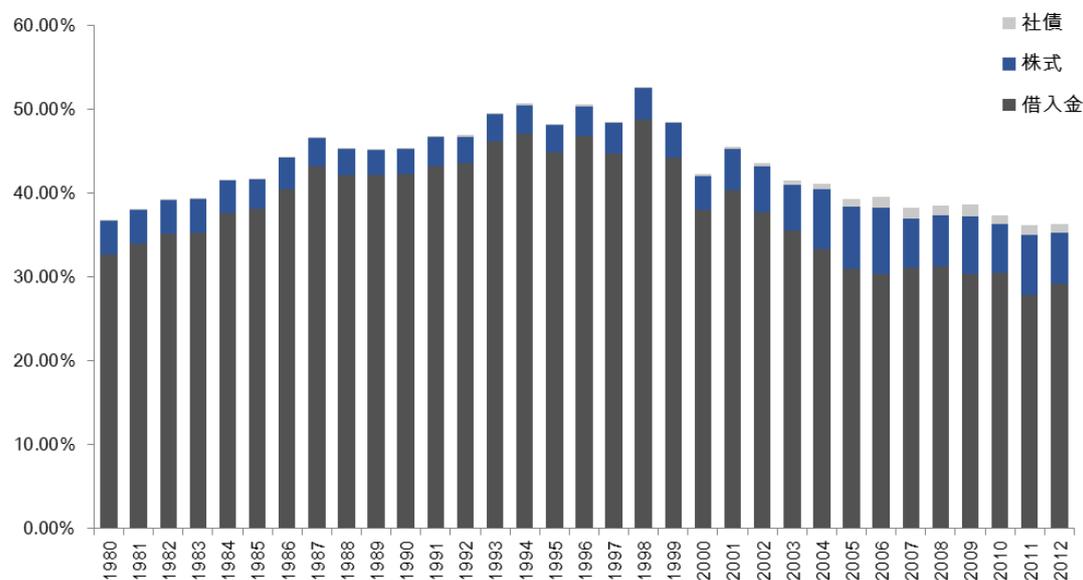
(a) 大企業



(b) 中堅企業



(c) 中小企業



(注 1) 借入金＝短期借入金＋長期借入金。

(注 2) 株式＝資本金＋資本準備金。

(注 3) 大企業は資本金 10 億円以上の法人，中堅企業は 1 億円以上 10 億円未満の法人，中小企業は 1000 万円以上 1 億円未満の法人を意味する。

(出所) 財務省「法人企業統計」より作成

表 1-1 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_{-1}, i, p, y 借入需要関数： l on l_{-1}, ρ, i, p, y	1980年代において、借入需要ショックよりも貨幣需要ショックがより重要となっている
Fackler (1990)	アメリカ 1960Q1-1984Q4/四半期	SVAR	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 1975M1-19893M/月次	SVAR	i, m, y, p, l, ex	マネー・ショックを凌駕するほどの貸出ショックの影響は観察されない。
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 Δl , 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きい。
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	SVAR (為替相場経路も分析)	政府支出, 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, 大口定期性預金, 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し減少し, 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	VAR(Granger因果性) 投資関数(3通り)	mix変数, y , 金融政策指数 投資・在庫変数 on mix変数, スプレッド (CPレート-TBレート), 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対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 on mix変数, ラグ付き投資, i , Δ 売上高	金融引き締めに伴い, 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	$y, \ln(M1), \ln(M2), l$, 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 ($M2$) は産出量に対し高い予測力を持つのに対し, 銀行貸出は説明力を持たない。
Ueda(1993)	日本 1969M1-1989M10/月次	VAR	$mb, m(M1, M2), l, y, p, i$	金融変数 ($mb, M1, M2, l, i$) の中で, 銀行貸出が実体経済に対し, 最も高い説明力を持つ。また, 銀行貸出, コール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。

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
Dale and Halden (1994)	イギリス 1974M6-1992M10/月次	VAR (個人, 企業部門別)	y , 小売り売上高, l , d , ex , 株価	金融政策効果波及経路において, 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, 大企業のそれを下回る。また小企業の銀行借入は急速に減少する。
Miron, Romer and Weil (1994)	アメリカ 1890-1991	event study OLS	金融引締め→スプレッド ($\rho-i$), mix変数 y 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 i は y 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	金融引締め後, 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, 金融引締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)	Δl 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。
Walsh and Wilcox(1995)	アメリカ 1959M1-1994M12/月次	VAR	y , Δp , FFレート, プレ임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。
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 -1 , ラグ付き純売上高, ラグ付き資本コスト	金融引締め後, 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。
畠田(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) i , y , p , 企業のバランスシート変数 (金融機関借入金, 非金融機関借入金)	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 , 長期金利, y , 銀行の債券保有額, l	銀行は外生的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。

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
Holtemöller (2002)	ドイツ 1975M1-1998M12/月次	SVAR	世界輸出価格, y, p, i , スプレッド($\rho-i$), 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。金融引締はスプレッド(外部ファイナンス・プレミアム)を拡大する。
Hülsewig, Winker and Worms (2002)	ドイツ 1975Q1-1998Q4/四半期	SVECM	l , 銀行保有株式, y, π , 債券金利, i	銀行貸出経路の存在の証拠となる長期的な借入需要, 貸出供給関数が存在する。金融政策は貸出供給を変化させるが, その程度は小さい。
Ehrmann, Gambacorta, Martínez-Pagés, Sevestre and Worms (2003)	ユーロ圏 BankScope 1992-1999/年次 フランス 1993Q1-2000Q3/四半期 ドイツ 1993Q1-1998Q4/四半期 イタリア 1986Q4-1998Q4/四半期 スペイン 1991Q1-1998Q4/四半期	GMM パネルデータ分析 (国別)	貸出変化率 on マクロ経済変数 (y, p, i) 変化率, 銀行バランス・シート変数 (規模 s , 流動性 Liq , 自己資本 Cap), 銀行バランス・シート変数 s × マクロ経済変数 (y, p, i) 変化率, 貸出変化率 s , 銀行ダミー (国毎に推計式を調整)	金融引締め後, 銀行貸出が減少する。政策金利変更の銀行規模と自己資本を通じる効果が薄い一方, 流動性資産を通じる効果が大きい。
Ford, Agung, Ahmed and Santoso (2003)	日本 1965M1-1999M6/月次	SVAR (銀行規模別, 企業規模別)	i , 株価指数, 銀行のバランス・シート変数 (d , 証券, l), y, 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。
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。
Peek, Rosengren and Tootell (2003)	アメリカ 1978Q1-1998Q4/四半期	OLS サーベイ・データ利用	y on y (予測値) / y (予測値) の主要構成要素 (在庫, 設備投資, 耐久財支出, 住宅投資, 消費, 輸出, 政府支出), 銀行部門の資産合計に対する CAMEL ランク「5」の銀行の資産比率 在庫 on 銀行部門の資産合計に対する CAMEL ランク「5」の銀行の資産比率, 不況期ダミー, 銀行部門の資産合計に対する CAMEL ランク「5」の銀行の資産比率 × 不況期ダミー CAMEL5 on ラグ付き y の主要構成要素, FFレート, M2, スプレッド, 消費者信頼感指数, 新規失業保険申請件数 y on y (予測値) / y (予測値) の主要構成要素 (在庫, 設備投資, 耐久財支出, 住宅投資, 消費, 輸出, 政府支出), 銀行部門の資産合計に対する CAMEL ランク「5」の銀行の資産比率, 上記 CAMEL5 に関する推定の残差	信用経路が存在するとの仮説が支持される。また, 過去20年間において, 貸出供給ショックはマクロ経済変数に大きな影響を与えていた。
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。
Chiades and Gambacorta (2004)	イタリア 1984M1-1998M12/月次	SVECM	y, p, i, ex , スプレッド($\rho-i$), 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。

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
Brissmis 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 , 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。
Lown and Morgan (2006)	アメリカ 1968Q1-1984Q1, 1990Q2-2000Q2/四半期	VAR 投資関数の推定 サーベイ・データ利用	y, π, p, i, l , "credit standards"(貸出供給態度を表す指標)" y, π, p, i, l , 借入需要/貸出供給を識別する追加変数(貸出金利, カバレッジレシオ, 銀行資本/銀行資産, 倒産率, 中期経済予測, スプレッド), "credit standards" 投資 on (予想売上高-在庫) _t , 短期金利 _t , 貸出基準 _t , Δ 在庫 _t , Δ 売上高 _t , Δ 短期金利 _t , Δ 貸出基準 _t	貸出基準は, 貸出金利より, 貸出と産出量に対し高い説明力を持つ。
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。
Halvorsen and Jacobsen (2009)	ノルウェー, イギリス 1988Q2-2009Q1/四半期	符号制約VAR	π, y (トレンド除去), mix変数, 実質実効為替レート, 実質住宅価格, i , 貿易量で加重平均された外国短期金利	負の貸出供給ショックは産出量を減少させ, 物価に低下圧力をもたらす。産出量の変動に占める貸出供給ショックの比重が比較的大きいことから, 景気変動において銀行部門が重要な役割を果たしていることを示唆している。
Musso (2009)	アメリカ, ユーロ圏 1980Q1-2008Q2/四半期	符号制約VAR	$y, p, i, i-p, m, l, m/l$, 一般政府への貸付	貨幣, 信用, およびそれらに関連するショックは景気循環において重要な役割を果たしている。
Bassett, Chosak, Driscoll and Zakrajšek (2010)	アメリカ 1991Q3-2010Q2/四半期 (VAR 1992Q1-2010Q2)	パネルデータ分析 VAR サーベイ・データ利用	$standards$ on マクロ経済変数(TBレート, 国債金利, 実質GDP, クレジットスプレッドインデックス, 予測分散指数) _t , 銀行固有要因 ($standards$, 借入需要変化指数, 純利鞘, 滞納率, 融資比率, 預金比率, 簿価と時価の比率, 株式収益率, 株式収益率のボラティリティ) _t y, π, l , クレジットスプレッドインデックス, FFレート目標値, 上記パネル推定の残差の加重平均	貸出供給ショックは, 実質GDPと銀行の融資能力に大きな影響を与える一方, クレジットスプレッドインデックス, FFレート, およびインフレーションへ与える影響が小さい。また, 貸出供給ショックの影響が, 貸出態度が厳しい場合と緩い場合とで非対称的である
Busch, Schamagl and Scheithauer (2010)	ドイツ 1991Q1-2009Q2/四半期	符号制約VAR	l, y, p, ρ, i , 社債スプレッド	インパルス応答関数分析の結果より, リーマン・ショック後の3四半期, 金融政策は中立的となっているが, 強い負の貸出供給ショックは観察される。その一方で, 歴史的要因分解の結果より, 過去の貸出供給と金融政策ショックの遅れの影響で, 貸出供給ショックと金融政策ショックが企業向け貸出に累積的な負の影響を与えた。しかしながら, これらの企業向け貸出への負の影響は, その他の正のショックで相殺される。

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
Ciccarelli, Maddaloni and Peydró (2010)	アメリカ, ユーロ圏 1992Q3-2009Q4/四半期	SVAR サーベイ・データ利用	y, π, i , 信用変数 ("lending standards (貸出供給態度を表す指標)", "pure supply (バランスシート調整に起因する貸出供給態度変化を表す指標)", "borrower quality (経済見通しと企業・業種の固有リスクに関する回答の平均値)", "demand for loans (借入需要に関する回答変化を表す指標)")	信用経路は家計, 企業, 銀行のバランスシートを通じて機能し, 金融政策のGDPとインフレーションへ与えた影響を増幅させる。商工業貸付においては, 銀行貸出経路を通じた効果より大きいものに対し, 住宅金融においては借入需要を通じた効果が最も大きい。経済危機の最中に, ユーロ圏における企業への与信供給制限, および, アメリカにおける住宅ローンへの貸出態度の慎重化はGDPの大幅な減少に寄与した。
De Bondt, Maddaloni, Peydró and Scopel(2010)	ユーロ圏 2002Q4-2009Q3/四半期	パネルデータ分析 サーベイ・データ利用	l/y on BLS変数(貸出基準, 利鞘, 貸出量, 担保要件, 融資契約, 満期, 担保掛目, 業種・企業固有の見通し, 経済予測, 借入需要) マクロ経済変数(i, y, l , スプレッド, 株式市場のボラティリティ)	銀行貸出経路, バランスシート経路, および, リスクテイキング経路が存在する。また, 価格要因, 非価格要因, および, 貸出基準は信用と景気循環に影響を与える。
De Nicoló and Lucchetta (2010)	G7諸国 1980Q1-2009Q3/四半期	符号制約VAR	$\Delta y, \pi, \Delta l, \Delta p$	G7諸国では, 総需要ショックは景気循環において最も重要な役割を果たしている。借入需要ショックは銀行貸出の変動において最も重要な役割を果たしている。
Deryugina and Ponomarenko (2011)	ロシア 1999Q1-2010Q4/四半期	符号制約VAR	y, p, ρ, l , 預金	リーマン・ショック後, 収縮的な貸出供給ショックと金融政策ショックは, 銀行貸出を有意に減少させる。
細野(2010)	日本 1975-1999/本決算	OLS, 操作変数法, GMM パネルデータ分析 (銀行業態別, 金融政策スタンス別, 産業別)	貸出残高伸び率 on 銀行バランス・シート変数 i_t , 銀行バランス・シート変数 i_{t-1} , 貸出残高伸び率 i_t , 業態ダミー, 年次ダミー 貸出(対数値) on 銀行バランス・シート変数 i_t , 銀行バランス・シート変数 i_{t-1} , 貸出(対数値) i_t , 年次ダミー	金融政策の波及経路として銀行貸出経路が存在する。銀行が金融政策の変化に対して, どの程度貸出を変化させるかは, 当該銀行のバランスシートの状況によって, 経済的にも重要な差異がある。また, 銀行の自己資本が毀損している状況では, 金融緩和策の効果は減殺される。
本多・黒木・立花(2010)	日本 2001M1-2006M2/月次	SVAR (ポर्टフォリオ・リバランス効果を分析)	y, 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。
Eickmeier and Ng (2011)	アルゼンチン, オーストラリア, オーストリア, ベルギー, ブラジル, カナダ, 中国, チリ, フィンランド, フランス, ドイツ, インド, インドネシア, イタリア, 日本, 韓国, マレーシア, メキシコ, オランダ, ノルウェー, ニュージーランド, ペルー, フィリピン, 南アフリカ, サウジアラビア, シンガポール, スペイン, スウェーデン, スイス, タイ, トルコ, イギリス, アメリカ 1983Q4-2009Q4/四半期	符号制約VAR	y, π, l , 社債/国債スプレッド, i , 国債利回り, 株価, 為替レート, 原油価格, 銀行貸出の対GDP比率, 社債利回り, 社債/短期金利スプレッド	ユーロ圏と日本に比べ, アメリカでは, 負の信用供給ショックは国内GDPと外国GDPにより大きな負の影響を与える。信用供給ショックに対し, 国内外の信用市場と株式市場が明確に反応している。為替レートの応答は, ドルへの「質への逃避」の仮説と整合的である。また, イギリスは, 国際金融センターとして, ショックに対しても有意に反応している。

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
Helbling, Huidrom, Kose and Otrok (2011)	G7諸国 1999Q1-2010Q4/ 四半期	符号制約VAR	y (グローバル・ファクター), 生産性(グローバル・ファクター), π (グローバル・ファクター), i (グローバル・ファクター), 信用(グローバル・ファクター), 信用スプレッド, デフォルト率	リーマンショック後の世界経済危機において, 信用市場ショックが世界的な経済活動に大きな影響を与えた。また, アメリカ発の信用ショックは世界経済の成長に大きな影響を与えた。
Peersman (2011)	ユーロ圏 1999M6-2010M8/月次	符号制約VAR	$y, p, l, \rho, mb, i, l-mb$	貸出供給ショックは経済活動と物価の変動に比較的大きな影響を与える。貸出供給ショックは主として, 長期金利またはスプレッドの変動による銀行のリスク許容度の変化に起因するものである。
Tamási and Vilási (2011)	ハンガリー 1995Q1-2009Q4/四半期	符号制約VAR	y, p, i , 名目実効相場, $l, \rho-i$, デフォルト率	2008年以降の経済危機において, 信用供給ショックは経済活動を低下させる主な原因ではない。
Hristov, Hülsewig and Wollmershäuser (2012)	ユーロ圏11カ国 2003Q1-2010Q2/四半期	符号制約VAR	y, p, i, ρ, l	金融危機において, 貸出供給ショックは銀行貸出と実質GDPの成長に有意に影響を与えた。ショックのタイミングと大きさから, 国家間の異質性が存在することがわかる。
Gambetti and Musso (2012)	ユーロ圏, イギリス, アメリカ 1980Q1-2010Q4/ 四半期	符号制約VAR	y, π, l, ρ, i	貸出供給ショックは経済活動と信用市場に大きな影響を与える。2008年から2009年までの間, 貸出供給ショックは経済活動を低下させる主な要因である。
Kabashi and Suleva (2016)	マケドニア 2000Q1-2012Q3/四半期	符号制約VAR	$\Delta y, \pi, i, \rho, \Delta l$	貸出供給ショックは銀行貸出と貸出金利に大きな影響を与えない。金融政策は, 銀行貸出を通じた効果が大きい一方, 貸出金利を通じた効果が限定的である。

(注) y は産出量, p は物価指数, π はインフレ率, i は名目短期金利, ρ は銀行貸出金利, mb はマネタリーベース, m はマネーサプライ, l は銀行貸出, d は預金, ex は名目為替レートである。添え字-1は, 前期値を表す。

第2章 日本の金融政策

1. はじめに

銀行の重要な機能に預金通貨の創造がある。これは銀行の主要業務である受信・与信業務に基づく機能である。銀行が貸出を行なう場合、貸し出されたお金が通常、借り手の預金口座に記入される。借り手は預金を基に小切手を切るなどして、支払を行なう。支払を受けた側は、受け取った小切手を自分の取引銀行の預金口座に振り込む。こうして銀行間における預金の振替が発生するが、この過程においては、現金は必要とされない。その一方、取引動機や予備的動機から、預金が引き出され、現金に交換される場合もあるため、銀行は受け入れた預金の一部を支払準備（または預金準備）として現金で保有しておく必要がある。なお、その準備額は当初貸し出された金額の一部であるため、貸出の大部分は預金として銀行システム内に留まり、貸付に回すことになる。こうして与信と受信が連鎖的に繰り返されることで、預金通貨は創造され、供給量が増加していく。

上述の銀行による信用創造のプロセスにおいて、基礎となるお金は、日本銀行が供給する通貨、いわゆるマネタリーベースである。日本銀行は、利用可能な政策手段を通じて、マネタリーベースを調節することにより、銀行の預金通貨の創造に働きかけ、最終的には経済活動に影響を及ぼす。

これまで日本銀行による利用された政策手段について、銀行を中心とする戦後の金融システムにおいては、公定歩合操作とそれに基づく日銀貸出政策が、最も重要な政策手段として活用されていたが、1980年代以降の金融自由化に伴う短期金融市場の相次ぐ新設で、政策運営において市場機能が重視され、市場を通じた資金供給である公開市場操作が次第に重要な政策手段となってきた。1990年代後半以降、デフレとゼロ金利制約の下、「ゼロ金利政策」や「量的緩和政策」など過去に例のない政策の導入に伴い、「時間軸政策」、「特定資産購入」、「量的緩和」といった非伝統的政策手段が採用された。

本章は、日本の金融政策について政策手段を中心に考察を行なう。本章の構成は、以下の通りである。第2節では、伝統的な金融政策手段を説明する。第3節では、1999年以降実施された非伝統的金融政策を概観した上、実施期間中に採用された非伝統的手段とその期待効果を論述する。第4節は、本章のまとめである。

2. 伝統的な金融政策手段

日本銀行による金融政策手段としては通常、貸出政策（公定歩合操作）、公開市場操作および準備率操作の3つが挙げられる。戦後、短期金融市場や国債市場が未発達なゆえに経済成長に必要とされる通貨の供給が日本銀行貸出に依存せざるをえなかったこと、および、金利規制の実施により預金金利や貸出金利など各種の金利が公定歩合に連動していたことから、公定歩合操作とそれに基づく日銀貸出政策が、最も重要な政策手段として利用されていた。しかし、金融自由化の進展に伴う短期金融市場の相次ぐ新設で、金融政策運営において市場機能が一段と重視され、1995年央以降、市場を通じて資金を供給する公開市場操作が中心となっている。以下、それぞれの政策手段の概要を説明する。

(1) 貸出政策（公定歩合操作）

貸出政策は、日本銀行が市中銀行に直接資金を貸出す際の貸付条件や貸出量をコントロールすることにより、市中銀行の企業などへの貸付に影響を与えるものである。その政策の中核を担っていたのが公定歩合の変更であった。公定歩合は、日本銀行が市中銀行に対して貸出を行なう際に適用される金利のことであり、規制金利時代には預金金利など各種の金利との直接的な連動関係があったため、金融政策の基本的スタンスを示す代表的な政策金利でもあった。その水準を変更することは公定歩合操作と呼ばれた。

公定歩合は従来、コール・レート（金融機関同士の短期資金の貸借市場での金利）を下回る水準に設定されていたため、市中銀行にとって、日本銀行からの借入は最も安価な資金調達手段であった。尚且つ、戦後の日本の金融システムは銀行中心の相対型間接金融であり、市中銀行は企業の旺盛な資金需要を恒常的な日銀借入によって満たすというオーバーローン体質を持っていた。したがって、日本銀行による公定歩合操作は、市中銀行の資金調達コストの変化を通じ、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ことに有効に作用したのである。

日本銀行による公定歩合操作は、市中銀行の資金調達コストを左右するコスト効果を持つほか、経済の先行き見通しに関する日本銀行の見解の変更を示唆するアナウンスメント効果も有する。すなわち、公定歩合の変更は、日本銀行の経済先行き見通しに関する見解や今後の金融政策運営における決意などを表明するシグナルとして市場で受け止められる。例えば、公定歩合の引上げにより、市場では今後金融が一段と逼迫するとの予想が生じたとすると、市中銀行は、資金調達コストの上昇への懸念などから、貸出を手控える可能性

がある。また、企業は、資金調達が困難になるとの予測などから、生産計画や投資計画を再検討する可能性も考えられる。

なお、公定歩合操作などの効果を補完するため、日本銀行は、1947年から、いわゆる窓口指導により、市中銀行に対し、その貸出計画を金融情勢に応じ適当と認める範囲に収めるように直接規制していたが、1980年代に入り各行の自主計画を尊重する運営となり、1989年から1991年までの金融引締め局面において政策効果を高めるために再活用されたのを最後に、1991年7月から窓口指導そのものが正式に廃止された¹。

公定歩合操作とそれに基づく日銀貸出政策が、長年にわたり、最も重要な政策手段として利用されていた。しかしながら、金融自由化・国際化の進展とともに、TB（短期国債）市場やCP（コマーシャルペーパー）市場など短期金融市場が相次ぎ創設されるなか、日本銀行では、金融政策運営の有効性と機動性を確保するために、短期金融市場への働きかけを強めるかたちで金利機能を一層活用していく必要があるとの認識が強まり、1988年11月に短期金融市場の運営の見直しが行なわれ、公開市場操作による市場金利の誘導を軸とする金融調節を行なうための環境整備が進められた。この結果、経済成長のための資金供給に利用された日銀貸出の役割が次第に低下していった。また、金利自由化の進展に伴い、公定歩合は預金金利など各種の金利との直接的な連動性がなくなり、その変更の各種の金利への影響も相対的に後退していった。

このような環境変化により、日本銀行では、1995年3月からは、金融調節の基本的な指標を公定歩合から無担保コールレート（オーバーナイト物）に変更し、同年7月以降は、コール・レートを公定歩合を下回る水準に誘導するようになった。また、こうした点を踏まえ、翌1996年1月には、日銀貸出を政策手段として利用しないことを表明した。但し、2001年2月に導入された補完貸付制度（ロンバード型貸付制度）により、コール・レートが公定歩合を上回った場合には、金融機関はいつでも公定歩合で日本銀行から借りられるようになったため、公定歩合は現在、コール・レートの上限を画し、短期金利の変動を安定化させる役割を果たしている。「公定歩合」という政策金利としての意味合いの強かった名称も2006年8月以降は、「基準割引率および基準貸付利率」という名称に変更されている。

¹ 金融自由化の進展に伴い、市中銀行の経営が自己責任原則に基づく収益重視に変わりつつある中、日本銀行は、個別銀行の資金コストや収益力などにかかわらず「過去の横並びが先行きの計画に投影されるくらい」があるという窓口指導の弊害が大きくなってきているとの認識を強め、窓口指導を廃止することとした。詳細は伊藤・小池・鎮目（2015）を参照のこと。

(2) 公開市場操作

公開市場操作とは、日本銀行が短期金融市場において国債などの有価証券や手形の売買を通じ、市中銀行の現金準備を増減させ、また市場金利に影響を与えることにより、市中銀行の与信活動や通貨供給量を調節する政策手段のことをいう。公開市場操作は、日本銀行が国債などの有価証券や手形の購入を通して短期金融市場に資金を供給する買いオペレーション（買いオペ）と、国債などの有価証券や手形の売却によって短期金融市場から資金を吸収する売りオペレーション（売りオペ）に大別される。

公開市場操作は、1962年11月から、市中銀行が日銀借入に過度に依存する状況、いわゆるオーバーローンの弊害を是正するために実施された新金融調節方式の一環として、経済成長に応じた通貨の供給に活用されるようになった。当初は、市中銀行が政府短期証券を保有していないことから、オペレーションの対象銘柄が長期国債、政府保証債、地方債、金融債、電力債に限定されたが、1966年1月以降は政府短期証券の対市中売却が行なわれるようになり、また1972年6月からは手形オペレーションが開始した。1988年11月に日本銀行主導で行なわれた短期金融市場運営の見直し以降は、CPオペ、TBオペが導入されたほか、手形オペの対象範囲の拡大や国債のレポ・オペの導入など、オペレーション手段の多様化が進められてきた（表2-1）。

この中、手形の買入オペは、日本銀行が手形売買市場から、市中銀行の保有する手形あるいはそれを担保として市中銀行の振出した手形を買い入れる、というカタチで実行され、銀行券要因や財政要因による短期的・季節的な資金過不足を均す手段、いわゆる一時的オペとして利用される。CPオペ、TBオペおよび国債のレポ・オペはそれぞれCP、TBおよび国債のレポ取引を対象とした買いオペであり、そのいずれも手形の買入オペと同様に、短期的な資金過不足を調整するために用いられている。一方、短期金融市場における余剰資金を吸収する手段として、売出手形（日本銀行が自己を受取人および支払人として振出し引受を完了した為替手形）の売却、いわゆる手形売出オペのほか、FB（政府短期証券）オペ（日本銀行によるFBを対象とした売却操作）も利用されている。なお、1999年4月のFBの公募入札制への移行を契機に、TB買い現先オペとFB売り現先オペが統合され、また2009年2月のTBとFBの国庫短期証券への統合につれ、国庫短期証券売買オペとして実施されている。

2006年6月に、手形買入オペの電子化に伴い、共通担保資金供給オペレーション（共通担保オペ）が導入された。手形買入オペの対象担保は従来、原手形と国債が中心であった

が、2001年1月の日本銀行当座預金取引のRTGS（即時グロス決済）化により、共通担保化、すなわち、日本銀行に差し入れられた国債、社債、CPなどすべての日銀適格担保が利用可能な対象となった。また、共通担保化となったことで、オペ期間中の随時の担保の入れ替えや、手形買入の即日スタートも可能となった。共通担保オペには、全店オペ（日本銀行本支店管下の金融機関などを広くオペ先とする貸付）と本店オペ（日本銀行本店管下の金融機関などのみをオペ先とする貸付）がある。このうち、本店オペは、即日オペといった超短期の資金供給から比較的長めの期間まで多様な期間で運営され、日本銀行の有する短期資金供給手段の中でも中核的な位置付けとして活用されている²。

日本銀行では、共通担保オペなど、銀行券要因や財政要因に基づく当座預金の短期的な増減に対応する一時的オペを行なっているほか、経済規模や決済規模の拡大などに伴う銀行券の趨勢的な増加に対応する長期国債買入といった永続的オペも実行している。これは、長期的な資金需要に対し、一時的オペだけで対応しようとする、オペの実行回数の増大や1回当たりの金額の大幅な引上げなどから、円滑な資金供給を行なえない恐れがあるため、経済成長による銀行券需要の趨勢的な増加に対し、永続的オペを利用するのが効率的だと考えられるからである。他方、当座預金の短期的な変動に対し、永続的オペで調節を行なおうとすると、永続的オペの売買両方向での頻繁な操作により、日々の長期金利形成に攪乱的な影響がもたらされる恐れがあるため、当座預金の短期的な増減の調節では、一時的オペが活用されている。こうして当座預金の変動の性格に応じて一時的オペと永続的オペを使い分けていることで、金融市場に攪乱的な影響を与えずに、資金需給を円滑にコントロールすることが可能となる。

(3) 準備率操作

準備預金制度では、市中銀行に対し、受け入れている預金の一定割合以上の金額を一定期間内に、日本銀行の当座預金に預け入れることが義務付けられている。その預け入れを義務付けられた割合は「準備率」という。

準備率操作は、日本銀行が準備率を上下させることにより、市中銀行のコスト負担の増減を通じ、その貸出態度などに影響を与えることを指す。つまり、準備預金は、準備預金制度に基づき、有利息資金を強制的に無利息で運用されるものである。そのため、市中銀行においては、その積み期間中に貸出などの運用に回せず犠牲とされた機会費用の負担が

² 詳細は白川（2008）を参照のこと。

求められる。したがって、準備率の変更は、そうした準備預金積立コストを増減させるというコスト効果をもたらす。また、それに加え、準備率の変更に伴い市中銀行が貸出に振り向けられる資金量の変動するという流動性効果も生じる。日本銀行による準備率操作は、コスト効果と流動性効果を通じ、市中銀行の貸出行動に影響を及ぼし、ひいては物価や景気の動向にも所要の効果をもたらす。

準備率操作は、1957年に施行された「準備預金制度に関する法律」により、金融政策の手段として導入されたが、短期金融市場が発達したことで、日本銀行による準備率の変更は、1991年10月を最後に、現在では政策手段として利用されていない。

但し、準備預金制度の存在により、日本銀行当座預金に対する需要が安定的かつ予測可能なものとなり、日本銀行によるオーバーナイト金利の誘導が比較的容易になる。すなわち、準備預金制度が存在する下、市中銀行の日本銀行当座預金に対する需要動機は、資金決済需要という本源的な動機のほか、準備預金制度に基づく需要（準備需要）もある。準備需要が日々の資金決済需要を安定的に上回る場合には、決済需要の変動が準備需要の中で吸収され、日本銀行当座預金に対する需要が準備需要だけで満たされる。尚且つ、市中銀行は、準備保有の機会費用であるオーバーナイト金利と日本銀行の発表するオーバーナイト金利の誘導目標水準を比較しながら、積みのパターンを決定するため、積み期間中、金利裁定が働き、オーバーナイト金利は目標水準に向かい収斂していく。その一方で、決済需要が準備需要を上回り、日本銀行当座預金に対する需要が決済需要に左右される場合には、日本銀行は、オペレーションにより、誘導目標水準に対応する量の当座預金の需要量を供給することになる。

なお、日本銀行は2008年11月から、所要準備額を超える金額について利息を付す措置、いわゆる補完当座預金制度を導入した。補完貸付制度に適用される利率がコール・レートの上限を画するのに対し、補完当座預金制度に適用される利率がコール・レートの下限を画することになった。

3. 非伝統的な金融政策手段

1990年代初頭のバブル崩壊以降、日本経済は長期にわたる深刻な景気低迷に陥った。その間、日本銀行は、景気低迷に対処するため、1991年7月から1998年9月にかけて10回にわたり政策金利を6%から0.25%までに引下げた。しかしながら、景気は一向に改善せず、むしろ1998年末頃から消費者物価指数が前年比マイナスに転じるなど、デフレ状態に陥

った。こうした中、日本銀行は1999年2月に「ゼロ金利政策」という過去に例のない金融政策を手探りで導入した。

その後、2000年8月にデフレ懸念の払拭が展望できる情勢になったとして、ゼロ金利政策が一時的に解除されたが、2000年末からの経済情勢の悪化を受け、2001年3月に、日本銀行は、操作目標を日本銀行当座預金残高とする「量的緩和政策」を導入した。2005年10月以降、消費者物価指数の前年比がプラスに転じ、また景気の持ち直しが確認されたことから、日本銀行は2006年3月に、量的緩和政策の解除に踏み切った。

しかしながら、2008年秋以降、リーマン・ショックに端を発した金融危機による、海外経済の大幅且つ急速な落ち込みから、日本経済は、輸出が著しく減少したなど、再び景気の低迷に陥った。2009年11月に公表された内閣府の月例経済報告では、日本経済は「緩やかなデフレ状況にある」と認定された。デフレ脱却に向け、日本銀行は、2010年10月に、「包括的金融緩和政策」という非伝統的金融政策を実施した。

以下では、「ゼロ金利政策」、「量的緩和政策」、および「包括的金融緩和政策」のそれぞれの概要を説明した上、政策金利ゼロ制約下採用された金融政策手段とその予想される効果を論述する。

3-1. 非伝統的金融政策

(1) ゼロ金利政策

バブル崩壊後、企業の破綻や金融機関のバランス・シート毀損を背景に、金融機関による過剰債務の調整、いわゆるデレバレッジが続いた。その調整過程において、景気の悪化、不良債権の増加、物価の下落、および為替円高が相互に影響しながら進行する悪循環が発生し、経済成長率とインフレ率は低下した。1997年には山一証券や北海道拓殖銀行といった大手金融機関が破綻するなど大規模な金融危機が発生し、1998年夏にはインフレ率がゼロ%を下回った³。こうした状況の下、日本銀行は、政策金利を一貫して引下げ、1998年9月には0.25%とゼロ近傍に達し、名目金利のゼロ制約（名目金利をゼロ以下に低下させることができないこと）に直面することになった（図2-1）。

その後、政策金利を0.25%まで引き下げても金融システム不安が収まる気配を見せないという状況を踏まえ、日本銀行は、1998年11月には、(1)CP オペの積極的活用、(2)企業金融支援のための臨時貸出制度の創設、および(3)社債等を担保とするオペレーションの導

³ 詳細は白川（2012）、黒田（2014）を参照のこと。

入、の3つの措置を講じ、金融システム不安とその企業金融や実体経済への悪影響を緩和することに資することを狙っていた⁴。

1998年末から1999年にかけて、長期金利は大幅に上昇し、為替相場は円高気味の展開が続いていた。株価も、こうした長期金利の上昇や円高の動きを受け、軟調に推移していた。これら相場の動きは、経済の先行きに対してマイナスの影響をもたらす恐れがあると見て、1999年2月に、日本銀行は、無担保コールレート（オーバーナイト物）を当初0.15%前後を目指し、その後市場の状況を踏まえながら、徐々に一層の低下を促す、という「ゼロ金利政策」の採用に踏み切った。同年3月には無担保コールレート（オーバーナイト物）は0.04%まで低下し、ほぼゼロ金利が実現した。さらに、一段の緩和効果を狙うとともに、政策運営のわかりやすさを追求するということから、同年4月9日には「デフレ懸念の払拭が展望できるような情勢になるまでゼロ金利を継続する」点についての合意が得られ、この方針は4月13日の総裁記者会見で表明された⁵。

2000年に向かって、小渕政権による景気対策における公共投資などに加え、輸出と設備投資に依存した景気回復が進んだ。とりわけ、輸出増加の効果は大きく、米国を中心とした世界的なIT関連需要の増大により、生産拠点であるアジアへの電子部品などのIT関連財の輸出が急増した。その結果、日本経済は2%成長まで立ち直った。ゼロ金利を非常時の政策としていた速水総裁は、企業の収益回復が、賃金上昇を通じて、徐々に家計に波及するとの見方（いわゆる「ダム論」）を示し、2000年春以降、ゼロ金利解除の意欲を滲ませていた⁶。2000年8月11日の金融政策決定会合において、日本銀行は、「日本経済は、かねてより『ゼロ金利政策』解除の条件としてきた『デフレ懸念の払拭が展望できるような情勢』に至ったものと考えられる。」として、「ゼロ金利政策」を解除し、無担保コールレート（オーバーナイト物）の誘導目標を0.25%に引き上げた⁷。

⁴ その中、臨時貸出制度は企業向けの融資を増大させた金融機関には、貸出増加額の50%まで0.5%の金利で日本銀行がリファイナンスするというものである。植田（2005）は、これらの措置は、特定資産を大量に購入することで、資産価格に影響を与えようとする政策であり、ゼロ金利周辺で採用可能な非伝統的金融政策手段の一つであったとしている。

⁵ 詳細は植田（2005）を参照のこと。

⁶ 速水総裁は、ゼロ金利の効果を認めつつも、ゼロ金利政策が長期化する負の側面として、家計利子収入の減少や、不採算企業の延命による構造改革遅延などを指摘することも少なくなかった。詳細は小池（2006）を参照のこと。

⁷ 2000年8月11日の対外公表文においては、日本銀行は、ゼロ金利政策の解除に踏み切った背景となる経済情勢について、「日本経済は、マクロ経済政策からの支援に加え、世界景気の回復、金融システム不安の後退、情報通信分野での技術革新の進展などを背景に、大きく改善した。現在では、景気は回復傾向が明確になってきており、今後も設備投資を中心に緩やかな回復が続く可能性が高い。そうした情勢のもとで、需要の弱さに由来する物価低下圧力は大きく後退した。」という認識を示している。

(2) 量的緩和政策

2000 年半ば以降、米国経済の急速な減速に伴う世界的な IT 需要の冷え込みにより、輸出が減少に転じ、景気回復テンポが鈍化した。また、消費の低迷も続いていたことから、物価低下圧力が強まる懸念が高まっていた。こうした状況を受け、日本銀行は再度緩和方向へ金融政策の修正を行ない、2001 年 2 月 9 日には、公定歩合を 0.5% から 0.35% に引き下げるとともに、補完貸付制度（いわゆるロンバート型貸出制度）などの流動性供給方法の改善策の導入を表明した⁸。同月 28 日には、無担保コールレート（オーバーナイト物）を 0.25% から 0.15% に、公定歩合を 0.35% から 0.25% に引き下げた（図 2-1）。

2 度にわたる公定歩合の引き下げにも関わらず、デフレ懸念が強まり、金融緩和要求に対してもゼロに張り付いた政策金利をさらに引き下げる余地はなかった。こうした状況から、同年 3 月には、日本銀行は、金利ではなく当座預金の量を操作目標とする「量的緩和政策」を導入することを決定した。

量的緩和政策は、(1) 金融市場調節の操作目標を無担保コールレート（オーバーナイト物）から日本銀行当座預金残高に変更し、所要準備を大幅に上回る資金供給を行なうとともに、(2) 実施期間の目処として「消費者物価指数（全国、除く生鮮食品）の前年比上昇率が安定的にゼロ% 以上となるまで継続する」ことを明確し、さらに(3) 日本銀行当座預金を円滑に供給するうえで必要と判断される場合には、「銀行券ルール」（金融調節上の必要から行なう国債買入れを通じて日本銀行が保有する長期国債の残高について銀行券発行残高を上限とするというルール）に基づき長期国債の買入れを増額すること、の 3 つの柱で構成されている。

日本銀行当座預金残高目標値について、量的緩和政策が導入された当初は 5 兆円程度とされたが、経済情勢の悪化に応じて累次にわたって引き上げられ、2004 年 1 月には 30～35 兆円程度まで拡大された（図 2-2）。また、目標値を円滑に達成させるため、長期国債の購入額も当初の月額 4 千億円から累次にわたって引き上げられ、2002 年 10 月以降は月額 1 兆 2 千億円にまで増大された（図 2-3、表 2-2）。このような潤沢な資金供給を反映し、無

⁸ 補完貸付制度は、日本銀行が予め定めた条件に基づき、銀行などからの借入れ申込みを受けて、差し入れられている担保価額の範囲内で受動的に実行する貸付制度であり、公定歩合による受動的貸出実行メカニズムを通じて市場金利の安定化を図ることを目的としている。補完貸付制度のほか、日本銀行は、市場に返済圧力がかからない形で短期の流動性供給を行なう観点から、短期国債買い切りオペの積極活用を改善策として採用した。また、比較的長めの短期資金を地方所在の金融機関を含めて幅広く安定的に供給していく体制を整備する観点から、既に導入方針を決定している手形オペ（全店買入）について、2001 年 7 月までに実施に移すべくさらに準備作業を急ぐこととし、同年 3 月中にオペ対象先選定手続を開始することを決定した。

担保コールレート（オーバーナイト物）は、ゼロ金利政策時の 0.02～0.03% を下回り、0.001% まで低下した。

また、2003 年 7 月から 2006 年 3 月までの間、日本銀行は、時限的な措置として資産担保証券の買入も実施した⁹。この措置は、資産担保証券市場の活性化を通じて企業金融の円滑化を図ることにより、金融緩和の波及メカニズムを強化するという観点から行なわれたものであった。さらに、2003 年 10 月、日本銀行は、量的緩和政策の継続期間について、(1)直近公表の消費者物価指数の前年比上昇率が、単月でゼロ%以上となるだけでなく、基調的な動きとしてゼロ%以上であると判断できることが必要である、(2)消費者物価指数の前年比上昇率が、先行き再びマイナスとなると見込まれないことが必要である、(3)(1)と(2)は必要条件であって、これが満たされたとしても、経済・物価情勢によっては、量的緩和政策を継続することが適当であると判断する場合も考えられる、という認識を示し、量的緩和政策継続のコミットメントを明確化した。

2005 年 5 月には、当座預金残高の一時的な「目標割れ」が容認され、同年の夏以降、景気回復、株高、デフレ脱却期待などから、量的緩和政策の解除の時期と方法が議論となった¹⁰。2006 年 3 月 9 日には、日本銀行は、量的緩和政策解除ための条件が満たされたとして、量的緩和政策を解除し、金融市場調節の操作目標を当座預金残高から無担保コールレート（オーバーナイト物）に変更した¹¹。同時に、日本銀行は、(1)政策金利の誘導水準をゼロ%とする、(2)当座預金残高の削減は、短期の資金オペレーションにより対応し、数カ月程度の期間を目途に進めていく、(3)長期国債の買入れは、これまでと同じ金額、頻度で実施していく、(4)補完貸付については、適用金利を据え置くとともに、利用日数に関する上限を設けない臨時措置を当面継続する、といった措置を講じた。

量的緩和政策の解除にあたり、日本銀行は、金融政策運営の透明性をしっかりと確保す

⁹ 量的緩和政策の実施期間中、非伝統資産の購入について、資産担保証券買入のほか、2002 年 11 月から 2004 年 9 月までの間、日本銀行は、株式等保有額が中核的自己資本（Tier1）を超えている銀行を対象に、その保有する株式の買入を行なった。ただ、この時限措置は、銀行保有株式の価格変動リスクが銀行経営の大きな不安定要因となっている状況下、金融システムの安定を確保するとともに、銀行が不良債権問題の克服に着実に取り組める環境を整備するという観点から行なわれたものであり、当座預金の供給ないしオーバーナイト金利のコントロールという金融政策の目的達成のためのものではない。詳細は白川（2008）を参照のこと。

¹⁰ 詳細は小池（2006）を参照のこと。

¹¹ 2006 年 3 月 9 日の対外公表文においては、日本銀行は、量的緩和政策の解除に踏み切った背景となる経済情勢に関して、「物価面では、消費者物価指数の前年比はプラスに転じている。この間、経済全体の需給ギャップは緩やかな改善が続いている。ユニット・レーバ・コストの動きをみても、生産性の上昇は続いているが、賃金は増加に転じており、下押し圧力は基調として減少している。さらに、企業や家計の物価見通しも上振れてきている。こうしたもとで、消費者物価指数の前年比は、先行きプラス基調が定着していくとみられる。」という認識を示している。

る観点から、「物価の安定」についての明確化を含め、金融政策運営の新たな枠組みを導入した。新たな政策運営の枠組みは、(1)各政策委員が政策判断の念頭に置く「中長期的な物価安定の理解」（中長期的にみて物価が安定していると理解する物価上昇率）を1年ごとに明示する、(2)2つの「柱」((a)先行き1年から2年の経済・物価情勢に関する最も蓋然性が高いと判断される見通しが、物価安定の下での持続的な成長の経路を辿っているかという観点から点検すること、および、(b)より長期的な視点を踏まえつつ、物価安定の下での持続的な経済成長を実現するとの観点から、金融政策運営に当たって重視すべき様々なリスクを点検すること)に従い経済・物価情勢を点検する、(3)2つの「柱」に基づく点検を踏まえ、「当面の金融政策運営の考え方」を定期的に公表する、という3つのステップから構成されている¹²。

量的緩和政策が解除されて以降、原油高など景気後退の懸念材料はあるものの、企業設備投資の大幅な増加が継続するなど企業の景況感の底堅さが示され、また雇用と賃金の改善を反映した個人消費の増加基調により、消費者物価の前年比プラス基調が続き、景気は、内需と外需、企業部門と家計部門のバランスがとれた形で息の長い拡大を続けると予想された¹³。こうした経済・物価情勢が着実に改善していることを踏まえ、日本銀行は、ゼロ金利を維持し続けると、将来的には経済・物価が大きく変動する可能性があるとし、同年7月14日には、無担保コールレート（オーバーナイト物）の誘導水準を「ゼロ%」から「0.25%前後」にまで引き上げ、いわゆる「ゼロ金利政策」を解除した（図2-1）。

(3) 包括的金融緩和政策

2007年年末頃から、日本経済は、米国を中心とする金融不安、景気の減速、原油・原材料価格の高騰などから、景気が緩やかながら弱まりを示した。2008年9月以降は、いわゆるリーマン・ショックを契機に、金融不安が世界的な金融危機へと発展し、世界景気は一段と下振れ、世界同時不況と呼ぶべき事態に至った。こうした中、日本経済の状況も一変し、外需の大幅な減少に伴う企業部門の急速な悪化が始まった。家計部門については、雇

¹² 「中長期的な物価安定の理解」については、日本銀行は、「委員間の意見に幅はあったが、現時点では、海外主要国よりも低めという理解であった。消費者物価指数の前年比で表現すると、0~2%程度であれば、各委員の「中長期的な物価安定の理解」の範囲と大きくは異ならないとの見方で一致した。また、委員の中心値は、大勢として、概ね1%の前後で分散していた。「中長期的な物価安定の理解」は、経済構造の変化等に応じて徐々に変化し得る性格のものであるため、今後原則としてほぼ1年ごとに点検していくこととする。」と説明していた。

¹³ 詳細は日本銀行（2006）を参照のこと。

用者所得の伸び悩みなどから、個人消費が緩やかな減少を示すようになった。また、金融面においては、日経平均株価は、輸出の急減による企業業績の悪化懸念などから、大きく下落し、リーマン・ブラザーズの破綻の翌月 10 月には 7000 円の大台を割り込んだ。社債利回り（AA 格）の対国債スプレッドは幾分拡大が進み、短期社債である CP は発行金利が急上昇し、発行残高も急激に縮小した¹⁴。

こうした急速に厳しさを増す景気後退の下、日本銀行は、(1)政策金利の引き下げ、(2)金融市場の安定確保、(3)企業金融円滑化の支援という 3 つの柱を中心に、様々な措置を講じていった。具体的には、まず、金融危機前に 0.5% であった政策金利の誘導水準は 2008 年 10 月から同年 12 月にかけて相次ぎ引き下げ、0.1% まで低下させた（図 2-1）。また、金融市場の安定確保のため、G7 等諸外国の通貨当局と協調して米ドル資金供給オペレーションを導入したほか、補完当座預金制度の導入、長期国債買入れの増額、適格担保範囲の拡大等の措置を実施した。さらに、企業金融円滑化の観点から、個別企業の信用リスクを負担する形で企業金融支援特別オペ、CP や社債の買入れオペ、民間企業債務の適格担保要件緩和等の異例の措置も導入した（表 2-3）。

2009 年入り後、海外需要の激減に伴う輸出の急減が内需にまで波及し、1-3 月期において、個人消費や民間設備投資などの減少に加え、在庫積み上がりのテンポも減速したことから、実質 GDP が -3.1%（年率 -11.9%）と大幅な減少を記録した。4-6 月期からは実質 GDP が前期比で増加に転じたものの、国内民需が牽引する自律的な回復といえる状況に至らず、経済活動水準が低い状態のままであった。その結果、需給ギャップが大幅なマイナスとなり、継続的な物価下落圧力が生じていた¹⁵。同年 11 月に公表された内閣府の月例経済報告では、「物価の動向を総合してみると、緩やかなデフレ状況にある」と宣言された。

デフレに対応するため、日本銀行は、短期金融市場における長めの金利の更なる低下を促すことを通じて金融緩和の一段の強化を図るとの観点から、同年 12 月 1 日に固定金利方式の共通担保資金供給オペレーションを新しい資金供給手段として導入した。また、翌 2010 年 6 月 15 日には、日本銀行は、デフレからの脱却に向けた潜在成長率や生産性の引き上げにおいて、企業や金融機関などの民間経済主体の果たす役割が大きいとし、民間経済主体の革新的な経済活動を促す環境を整備する立場から、成長基盤強化に向けた民間金融機関の自主的な取り組みを金融面から支援するための新たな資金供給の枠組みを時限措

¹⁴ 詳細は内閣府（2009）を参照のこと。

¹⁵ 詳細は内閣府（2009）を参照のこと。

置として導入した（表 2-4）。

2010 年夏には、輸出の弱さが次第に明確となるとともに、急激な円高が企業マインドに影響を及ぼし、また、秋に入ると猛暑効果の反動や環境対応車購入補助金制度（いわゆる「エコカー補助金」）終了の影響も加わって、景気は足踏み状態となった¹⁶。こうしたなか、日本銀行は、金融緩和を一段と強力に推進するため、同年 10 月 5 日には、「包括的な金融緩和政策」（包括緩和政策）の実施に踏み切った。包括緩和政策は、(1)金利誘導目標の変更、(2)「中長期的な物価安定の理解」に基づく時間軸の明確化、(3)資産買入等の基金の創設、という 3 つの措置からなる。

その具体的な内容に関しては、まず、一つ目の措置は、無担保コールレート（オーバーナイト物）を、0 から 0.1%程度に推移するよう促す、ということである。この措置は、実質ゼロ金利政策を採用していることを明確化することとしている。

次に、二つ目の措置は、「中長期的な物価安定の理解」に基づき、物価の安定が展望できる情勢になったと判断するまで、実質ゼロ金利政策を継続していく、ということである。この措置は時間軸政策に関するものであり、また、「中長期的な物価安定の理解」という判断基準については、「消費者物価指数の前年比で 2%以下のプラスの領域にあり、委員の大勢は 1%程度を中心と考えている」と解釈されている。

最後に、三つ目の措置は、国債、CP、社債、指数連動型上場投資信託（ETF）、不動産投資信託（J-REIT）など多様な金融資産の買入れと固定金利方式・共通担保資金供給オペレーションを行なうため、バランス・シート上に基金を創設する、ということである。また、その基金の規模については、買入資産（5 兆円程度）と、固定金利方式・共通担保資金供給オペレーション（30 兆円程度）を合わせ、35 兆円程度としている（図 2-3、表 2-4）。この措置は、短期金利の低下余地が限界的となっている状況の下、長めの市場金利の低下と各種リスク・プレミアムの縮小を促し、更なる緩和効果を追求することを目的としており、日本銀行にとって異例性の強い措置であるとされている。

景気は 2011 年初頭に改善がみられたが、3 月に発生した東日本大震災による生産設備の毀損、サプライチェーンにおける障害、電力供給の制約などの影響から、一部の生産活動が大きく低下し、実質 GDP が第 1 四半期から 2 四半期連続の減少となった¹⁷。こうした情勢の下、日本銀行は、金融・決済機能の維持、金融市場の安定確保、経済の下支えの 3 つ

¹⁶ 詳細は内閣府（2010）を参照のこと。

¹⁷ 詳細は内閣府（2011）を参照のこと。

の観点から、潤沢な資金供給や金融緩和の一段の強化など様々な措置を講じ、また、被災地の金融機関を対象に、復旧・復興に向けた資金需要への対応を資金面から支援するための「被災地金融機関を支援するための資金供給オペレーション」を実施していた(表 2-4)。

2012 年入り後、日本経済は、東日本大震災からの復興需要もあって、夏場にかけて景気回復に向けた動きが見られた。しかしながら、年央以降、世界経済の減速などを背景に、輸出、生産を始めとして、下降傾向を示し、実質 GDP が 7-9 月期には前期比-0.9% (年率-3.5%) と大幅なマイナス成長を記録するなど、景気は急速に弱い動きとなっていた¹⁸。

経済の停滞を打開するために、同年 12 月の衆議院選挙で政権に復帰した自民党の安倍晋三首相は、選挙期間中から、「大胆な金融緩和」、「財政出動」、「成長戦略」という「3本の矢」からならアベノミクスを訴え、また、政権についた翌 2013 年 1 月 22 日には、「大胆な金融緩和」に向けて、日本銀行と政策連携強化の共同声明を発表した。共同声明では、日本銀行は、2%の物価安定の目標を導入し、これをできるだけ早期に実現することを目指すとされている。同年 3 月 20 日に着任した黒田総裁は、4 月 4 日に、共同声明にある 2%の物価安定の目標を、「二年程度の期間を念頭において、できるだけ早期に実現する」ため、「量的・質的金融緩和」の導入を決めた。これに伴い、「包括的な金融緩和政策」は廃止された。

3-2. 政策金利ゼロ制約下における金融政策手段

前節の考察より、1990 年代後半以降、名目金利のゼロ制約に直面するなか、日本銀行は、デフレに対処するため、1999 年 2 月に「ゼロ金利政策」という過去に例のない金融政策を手探りで実施し、所要準備を上回る大量の資金を供給することによって「量的緩和」を追求するとともに、将来の短期金利の予想経路に働きかける「時間軸政策」を導入した。2000 年 8 月に、ゼロ金利政策が一時的に解除されたが、2000 年末からの経済情勢の悪化を受け、2001 年 3 月より、日本銀行は、操作目標を日本銀行当座預金残高とする「量的緩和政策」を開始し、政策継続のコミットメントを消費者物価指数の前年比の実績値に紐付かせるなど「時間軸政策」を強化する一方、新たに「特定資産購入」の非伝統的政策手段を導入した。量的緩和政策は 2006 年 3 月に解除されるものの、日本経済が世界金融危機の影響で再びデフレ状態に陥った状況に対処するため、日本銀行は、2010 年 10 月に、「包括的な金融緩

¹⁸ 詳細は内閣府(2012)を参照のこと。

和政策」の実施に踏み切った。包括的金融緩和政策において、日本銀行は、「時間軸政策」の運営指針をより能動的な表現で示す一方、バランス・シート上に「資産買入等の基金」を創設し、「特定資産購入」の強化を図った。

以下では、上記の非伝統的金融政策の下採用された政策手段「時間軸政策」,「特定資産購入(特定資産の購入による中央銀行バランス・シートの資産構成の変更)」,「量的緩和(中央銀行のバランス・シートの規模の拡張)」のそれぞれの概要とその予想される効果を論述する¹⁹。

(1) 時間軸政策

時間軸政策とは、政策金利がゼロ近辺にまで低下した場合でも、日本銀行が、ゼロ金利を将来にわたり継続するとコミットすることで、民間経済主体の将来の短期金利予想を低下させ、より長期の金利を低水準に抑制し、更なる緩和効果を生み出す政策である(図2-4)。その波及メカニズムは、「金利の期間構造」に関する期待理論に依拠している。すなわち、不確実性に伴うリスクへの対価や市場参加者の選好を反映したターム・プレミアムが一定である下、長期金利は短期金利の期待動向を反映して変化することになるため、日本銀行が、将来においてプラスの金利が望ましいと判断する場合でもゼロ金利を継続することを現時点でコミットすることを通じ、短期金利の将来経路に関する市場の期待形成に働き掛けることにより、長期金利を押し下げ、イールド・カーブを一段とフラット化させる。但し、時間軸政策が成功して、かなり先の経済はこの政策が採られなかった場合よりも好転するという期待が生まれれば、ある満期から先の長期金利は上昇し、イールド・カーブはスティープ化する可能性も考えられる²⁰。

時間軸政策は、ゼロ金利政策の採用時に初めて導入された。日本銀行は、「デフレ懸念の払拭が展望できるような情勢になるまで」ゼロ金利政策を継続することを明確にしたことを通じ、短期金利の将来経路に関する市場の期待形成に働き掛けることにより、長期金利を押し下げ、イールド・カーブのフラット化を図った。また、ゼロ金利をある期間続けるとのコミットメントがアナウンスされたことで、短期金融市場での銀行の資金調達コスト(金利)の上昇が抑えられ、金融機関の流動性懸念が緩和された²¹。

¹⁹ 政策金利ゼロ制約下における金融政策手段とその予想される効果について、詳細は Bernanke and Reinhart (2004), 植田 (2005), 白川 (2008) 等を参照のこと。

²⁰ 詳細は植田 (2005) を参照のこと。

²¹ 詳細は植田 (2000), 白塚・藤木 (2001), 山口 (2000) を参照のこと。

量的緩和政策下においても時間軸政策が採用された。但し、ゼロ金利政策解除の経緯から、「日本銀行にはデフレバイアスがある」という認識が生じる下、日本銀行は、こうした認識を解消するため、量的緩和政策継続のコミットメントを消費者物価指数の前年比の実績値に紐付かせ、裁量余地の乏しい政策コミットメントを設定した。その結果、量的緩和政策は、ゼロ金利政策よりもイールド・カーブをフラット化させており、この点においては大きな効果を発揮したとされる²²。

包括的金融緩和政策の際、日本銀行は、デフレ脱却に向けた政策姿勢をより明確にするため、時間軸の条件を、「中長期的な物価安定の目途」で示した1%という物価上昇率に明確に結びつけることとした上、具体的な政策運営指針を、実質ゼロ金利政策の継続を含めた様々な措置を踏まえて、より能動的な表現で示すこととした。この結果、新しい時間軸政策として、「当面、消費者物価の前年比上昇率1%を目指して、それが見通せるようになるまで、実質的なゼロ金利政策と金融資産の買入れ等の措置により、強力に金融緩和を推進していく」というものを採用した。但し、物価が安定している場合であっても、金融面での不均衡の蓄積を含めたリスク要因が存在する可能性があるため、経済の持続的な成長を確保する観点から、「リスク要因を点検し、問題が生じていない」との「ただし書き」を付した²³。

(2) 特定資産の購入による中央銀行バランス・シートの資産構成の変更

このタイプの政策は、日本銀行による長期国債や社債などの特定の金融資産の購入増は、需給面からこれらの特定資産の価格を動かし、経済を刺激しようとする政策である。さらに、このタイプの政策は、(1)一時的に機能麻痺に陥った市場の流動性を回復させるためのオペと、(2)機能低下した市場における市場価格を動かすためのオペ、の2つに分けられる²⁴。

なお、Eggertsson and Woodford (2003)の提示した「無効性命題 (irrelevance proposition)」に基づけば、(1)民間部門の効用が金融資産の価格変動リスクに依存しないことと、(2)公開市場操作が将来の金融または財政政策に関する市場予想に影響を与えないことが成立する場合、上述のオペは実体経済に影響を及ぼさないことになる。

このタイプの政策は、量的緩和政策の採用時に初めて正式に導入された。日本銀行はそ

²² 詳細は黒田 (2014) を参照のこと。

²³ 詳細は白川 (2012) を参照のこと。

²⁴ 詳細は植田 (2012) を参照のこと。

の期間中に長期国債や資産担保証券を購入していた（表 2-2）。そのうち、長期国債の購入ペースが最も大きかった。以下では、長期国債オペ増額による日本銀行の資産構成変化の効果に焦点を絞り議論を行なう。

長期国債オペ増額による日本銀行の資産構成変化の効果は、その波及経路に基づき、(1)ポートフォリオ・リバランス効果と、(2)将来の短期金利の経路に関するシグナル効果、の2つに分けられる²⁵。まず、ポートフォリオ・リバランス効果については、例えば、長期国債買入れオペによる長期国債とマネタリーベースの交換で金融市場の流動性を向上させる効果である。すなわち、長期国債は、通常流動性の比較的高い資産とされているが、金利が十分低下している時ほど、将来景気回復に伴う金利上昇によるキャピタル・ロスが生じるリスクが高まることから、その換金性が低くなる。そのため、民間部門にとっては、外部から資金調達を行なう際、長期国債の担保としての価値が現金と比べて低い。したがって、日本銀行による長期国債オペの増額が流動性プレミアムの削減につながると期待される²⁶。次に、シグナル効果に関しては、例えば、日本銀行による長期国債の購入増が量的緩和継続への期待を強める方向に働きかける効果である。つまり、日本銀行が長期国債オペを増額すれば、市場では、将来にわたって量的緩和を続けないと日本銀行が金利上昇によるキャピタル・ロスを被ることになると予想され、その結果、量的緩和継続への信認が高まる²⁷。

包括的金融緩和政策の実施期間中も特定資産購入が採用された。但し、包括緩和政策下、日本銀行は、バランス・シート上に「資産買入等の基金」を創設し、期間が長めの資金供給オペに加え、長期・短期の国債、さらには、CP、社債、指数連動型上場投資信託（ETF）、不動産投資信託（J-REIT）といったリスク性資産の買入れを進めた。これは、長めの市場金利の低下と各種リスク・プレミアムの縮小を促すことによって、最終的な資金調達主体である企業や家計が直面する金融環境を、一段と緩和的なものにすることを狙っていた²⁸。

(3) 中央銀行のバランス・シートの規模の拡張

このタイプの政策は、日本銀行は、短期金利をゼロにまで低下させるよう、短期国債を買い続け、必要な以上の資金を供給する政策である。但し、白川（2008）に基づけば、短

²⁵ 詳細は鶴飼（2006）を参照のこと。

²⁶ 詳細は Goodfriend（2000）を参照のこと。

²⁷ 詳細は Clouse, *et al.*（2003）を参照のこと。

²⁸ 詳細は白川（2012）を参照のこと。

期金利がゼロに到達すると、短期国債の買入オペはゼロ金利の金融資産同士の交換となるため、オペレーション先である民間金融機関は短期国債買入に応じるインセンティブを失ってしまう。したがって、このタイプの政策は、先述の特定資産購入の政策との組み合わせでない限り実行できないとされる。他方、先述の特定資産購入の政策はこのタイプの政策を必要とせず、単独で実行できる。

ゼロ金利政策の実施期間中、日本銀行は、金利ゼロという状態を安定的に推移させるよう、このタイプの政策のみを実行し、金融機関に保有が義務づけられている 1 日平均約 4 兆円の所要準備を 1 兆円ほども上回る資金供給を続けていた。こうした中、金融機関サイドでは、「殆どコストのかからない資金をいつでも調達できる」という安心感が定着し、超過準備（所要準備を上回る準備預金）を保有する動機が低下していた。この結果、日本銀行が供給した余剰資金の 7 割前後は、資金仲介を行っている短資会社などに積み上がっていた。また、1999 年夏頃から、日本銀行がマーケット・オペレーションを通じ、ほぼゼロの金利で資金を供給しようとしても、金融機関がそれに応じてこないような場合、いわゆるオペの札割れ現象も頻繁に起きていた²⁹。

量的緩和政策下においては、日本銀行は、このタイプの政策と先述の特定資産購入の政策を組み合わせる形で実行し、当座預金供給増による量の拡大を図った。その量の拡大の効果については、効果の波及経路に則して、(1)ポートフォリオ・リバランス効果と、(2)シグナル効果、の 2 つに分けられる。まず、ポートフォリオ・リバランス効果に関しては、日本銀行の公開市場操作によるベース・マネーの供給増に伴い、オペレーションの対象とされた貨幣以外の金融資産が減少する。もし減少した金融資産が貨幣と不完全代替ならば、投資家はポートフォリオを元に戻そうとして、減少した金融資産を購入する。こうした投資家のポートフォリオの再調整が、貨幣と不完全代替の関係にある金融資産の価格を上昇させ、その利回りのうちプレミアム部分を低下させる。プレミアムの低下が、証券価格（トービンの q ）の変化を通じて投資に影響を及ぼしたり、資産効果を通じて消費に影響を与える。次に、シグナル効果については、日本銀行当座預金の供給増は、「消費者物価指数に基づく量的緩和政策継続のコミットメントが確実に守られる」という市場の安心感の醸成に寄与することを通じ、短期金利の将来経路に関する市場の期待を安定化させることによ

²⁹ 詳細は翁・白塚・藤木（2000）、日本銀行「金融政策決定会合議事要旨（1999 年 9 月 21 日開催分）」を参照のこと。

り、長期金利の低位安定をもたらす³⁰。

4. おわりに

日本銀行の供給する資金は、銀行による信用創造のプロセスを通じて、経済に供給されていく。日本銀行は、利用可能な政策手段を駆使し、資金供給量を調節することにより、銀行の信用創造に働きかけ、最終的には経済活動に影響を与える。本章では、日本の金融政策について政策手段を中心に考察を行なった。

日本銀行は通常、貸出政策（公定歩合操作）、公開市場操作および準備率操作の3つの政策手段を通じて、マネタリーベースを調節する。そのうち、公定歩合操作とそれに基づく日銀貸出政策は戦後、短期金融市場や国債市場が未発達なゆえに経済成長に必要とされる通貨の供給が日本銀行貸出に依存せざるをえなかったことや、金利規制の実施により預金金利や貸出金利など各種の金利が公定歩合に連動していたことから、最も重要な政策手段として利用されていた。しかしながら、1980年代以降の金融自由化に伴う短期金融市場の相次ぐ新設により、政策運営において市場機能が一段と重視された中、市場を通じた資金供給である公開市場操作は、次第に重要となり、1995年以降は中心的な手段となっている。

1990年代初頭のバブル崩壊以降、日本経済は長期にわたる深刻な景気低迷に陥った。その間、日本銀行は、景気低迷に対処するため、政策金利を一貫して引下げ、1998年9月には名目金利のゼロ制約に直面することになった。しかしながら、景気は一向に改善せず、むしろ1998年末頃から消費者物価指数が前年比マイナスに転じるなど、デフレ状態に陥った。こうした状況の下、日本銀行は1999年2月に「ゼロ金利政策」という過去に例のない金融政策を手探りで実施し、所要準備を上回る大量の資金を供給することによって「量的緩和」を追求するとともに、将来の短期金利の予想経路に働きかける「時間軸政策」を導入した。

2000年8月に、ゼロ金利政策が一時的に解除されたが、2000年末からの経済情勢の悪化を受け、2001年3月より、日本銀行は、操作目標を日本銀行当座預金残高とする「量的緩和政策」を開始した。量的緩和政策においては、政策継続のコミットメントを消費者物価指数の前年比の実績値に紐付かせるなど「時間軸政策」を強化する一方、新たに「特定資産購入」の非伝統的政策手段を導入し、長期国債の購入増などにより(1)プレミアムの低

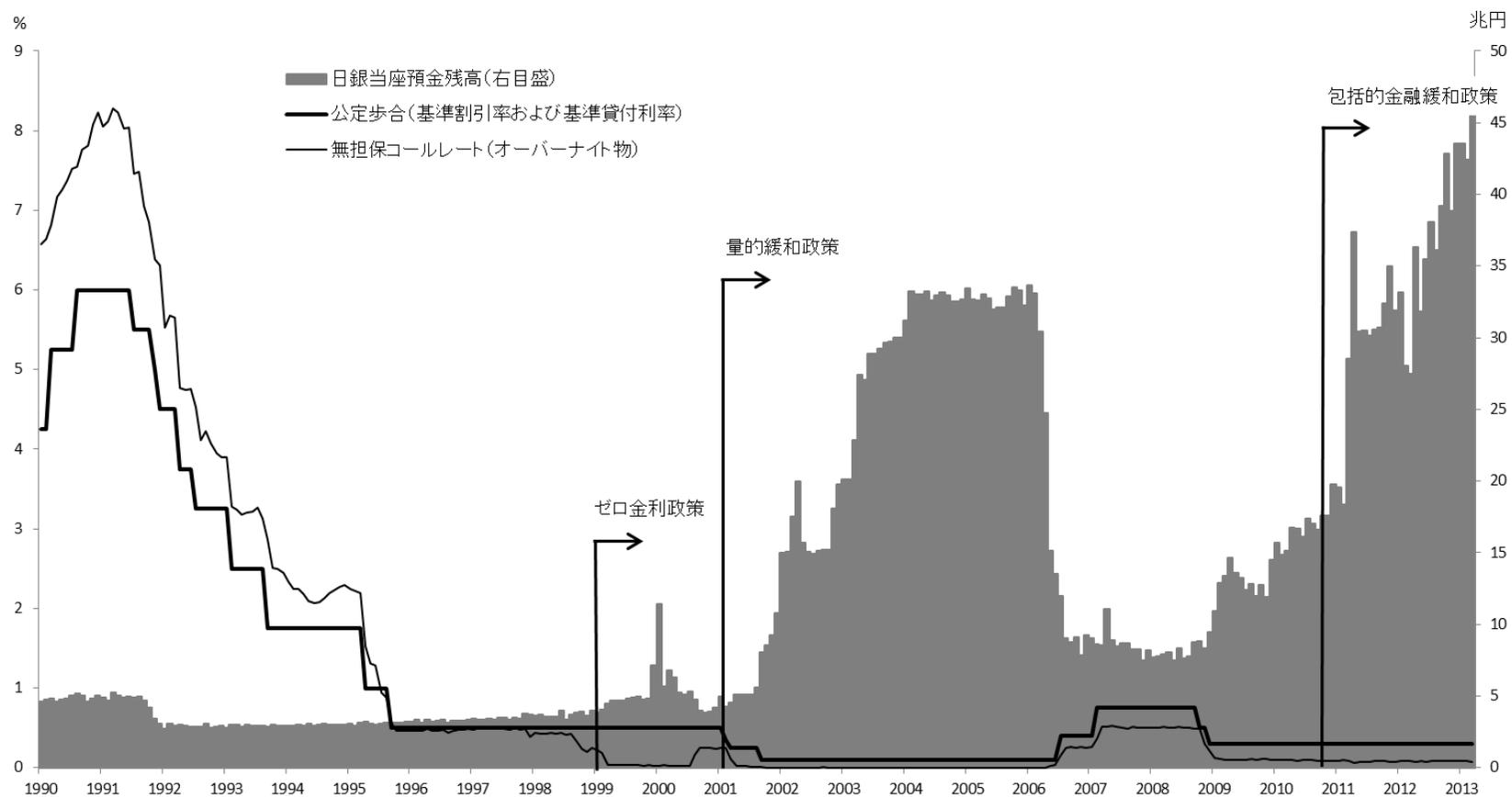
³⁰ 詳細は鶴飼（2006）を参照のこと。

下を促すポートフォリオ・リバランス効果と、(2)将来の短期金利の経路に関する市場の予想に影響を与えるシグナル効果を追求した。

量的緩和政策は2006年3月に解除されるものの、日本経済が世界金融危機の影響で再びデフレ状態に陥った状況に対処するため、日本銀行は、2010年10月に、「包括的金融緩和政策」の実施に踏み切った。包括的金融緩和政策においては、日本銀行は、時間軸の条件を、「中長期的な物価安定の目途」で示した1%という物価上昇率に明確に結びつけることとした上、具体的な政策運営指針を、実質ゼロ金利政策の継続を含めた様々な措置を踏まえて、より能動的な表現で示すこととした。また、バランス・シート上に「資産買入等の基金」を創設し、期間が長めの資金供給オペに加え、長期・短期の国債、さらには、CP、社債、指数連動型上場投資信託（ETF）、不動産投資信託（J-REIT）といったリスク性資産の買入を進め、「特定資産購入」の強化を図った。但し、包括的金融緩和政策は、総裁の交代によって途中で廃止されたため、その想定されていた効果が必ずしも現れたとはいえない。

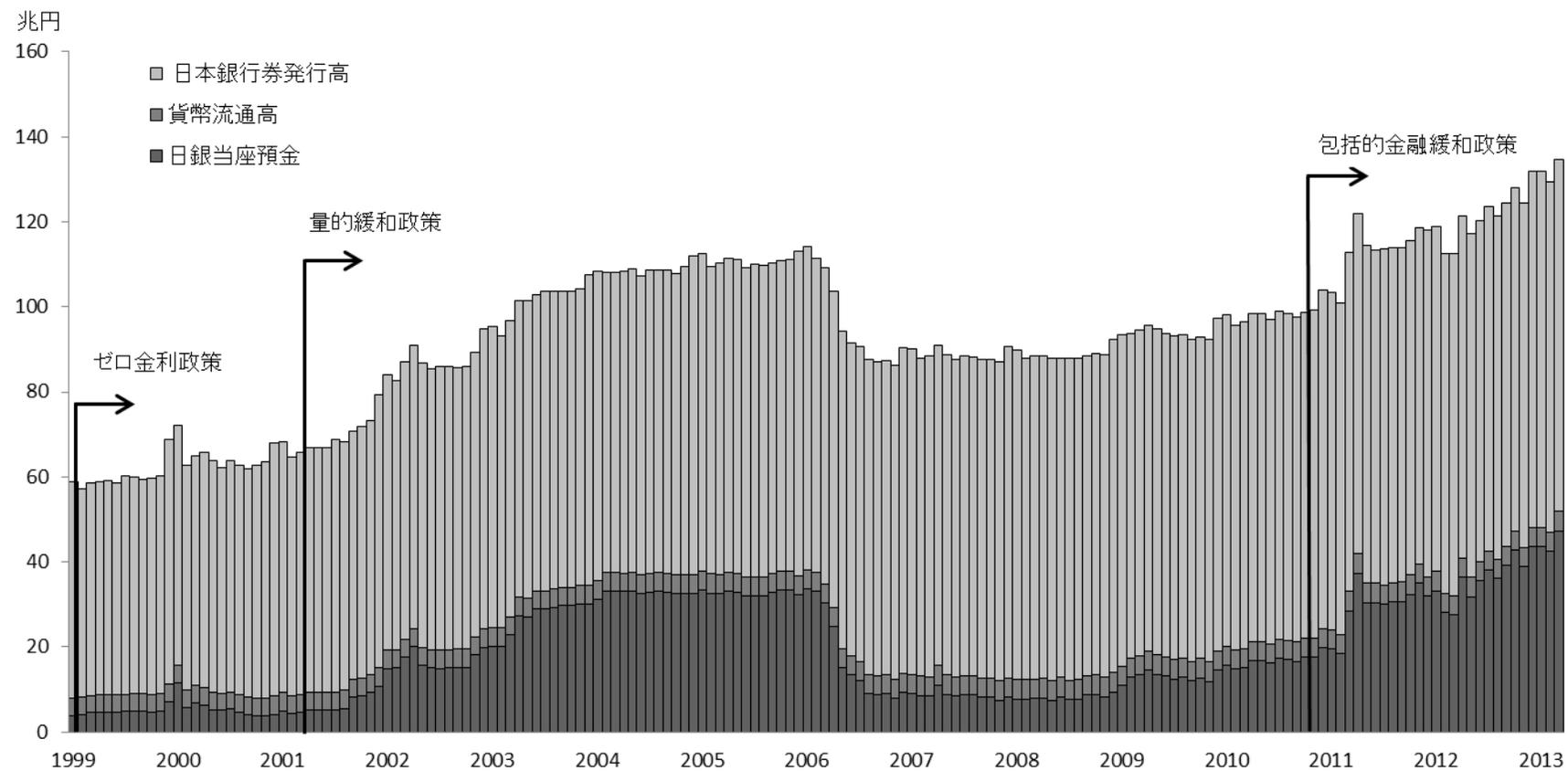
図表

図 2-1 1990 年代以降の金融市場調節方針の変遷



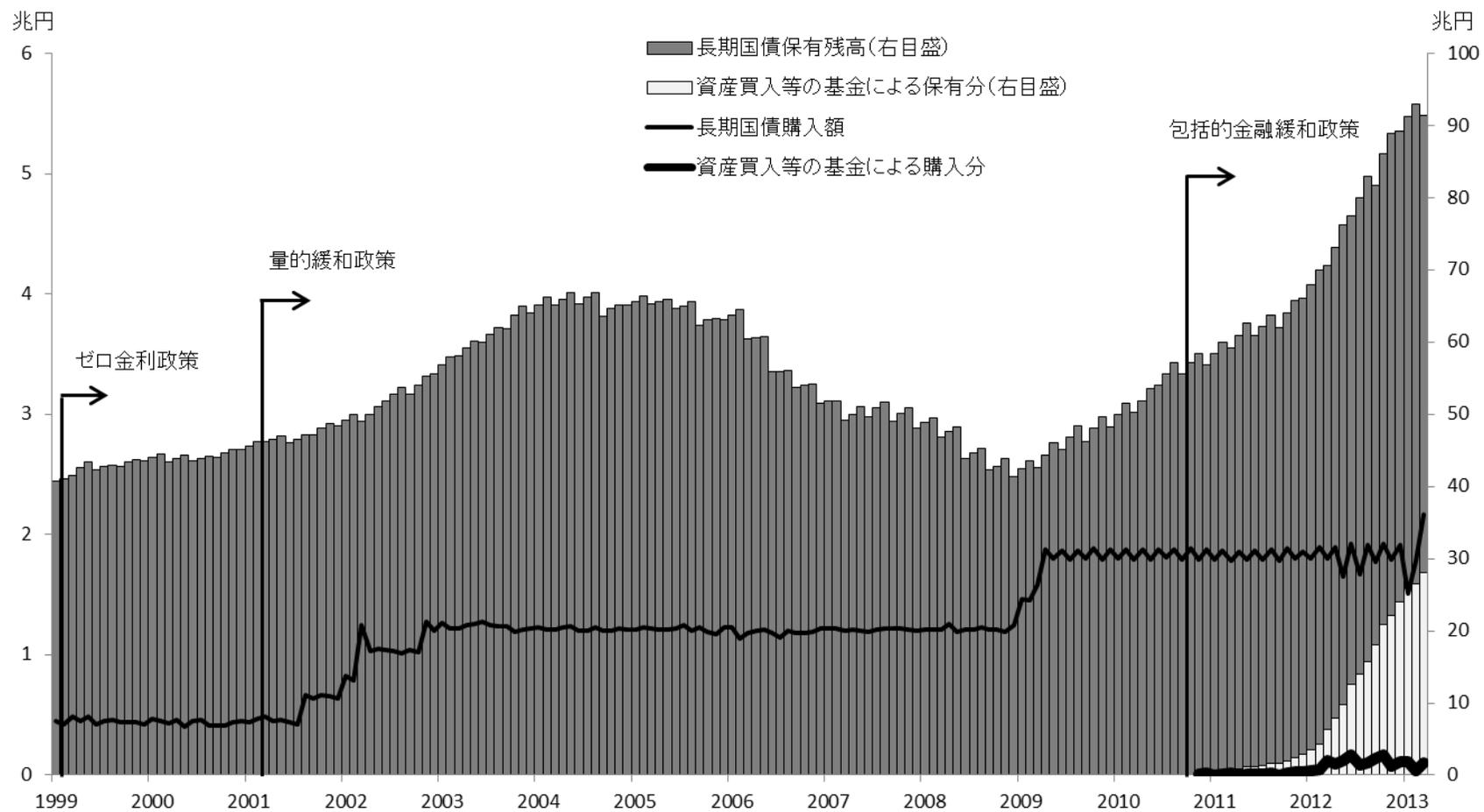
(出所) 日本銀行, Astra Manager より作成

図 2-2 1999 年以降のマネタリーベースの推移



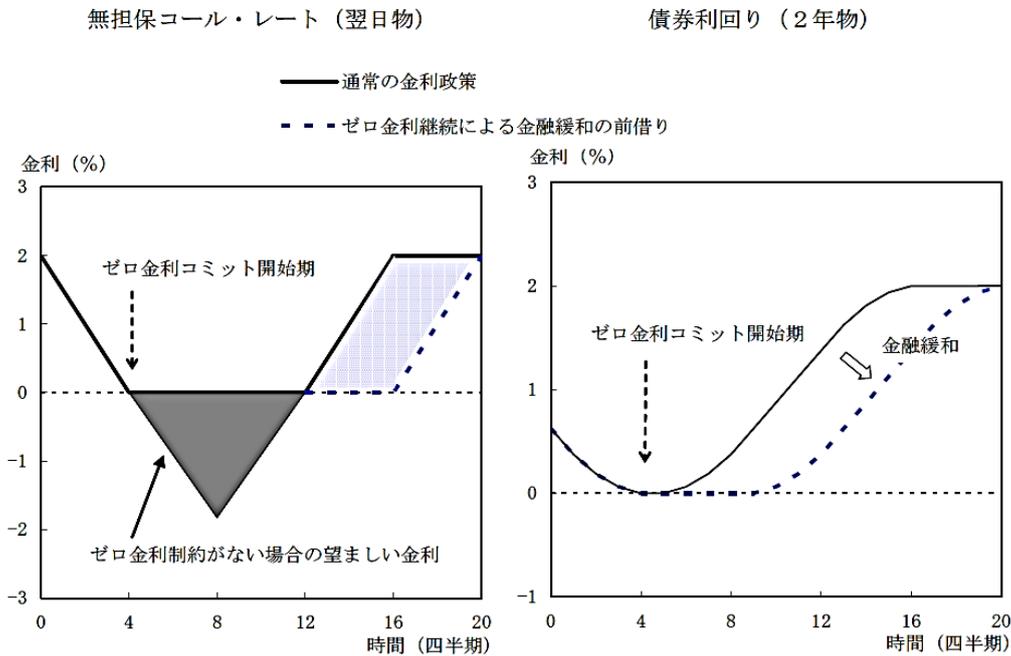
(出所) 日本銀行「日本銀行関連統計」より作成

図 2-3 1999 年以降の長期国債買入れの運営



(出所) 日本銀行「日本銀行関連統計」より作成

図 2-4 時間軸政策の概念図



(注) 左側の図は政策金利の推移を示している。現時点の景気後退・物価下落に応じて政策金利を引き下げると、第4四半期に政策金利がゼロ制約に直面し、それ以降は金融政策ルール（例えば、テイラー・ルール）に基づく最適金利水準が実現できず、金融緩和が不足した状態に陥る。こうした状況に対処するために、例えば、第4四半期において、将来（第12四半期目）景気・物価が回復局面入りし、平時の政策ルールであれば政策金利を引き上げるべき局面になっても政策金利を引き上げず、金融緩和を継続することをコミットする。ゼロ金利制約時の金融緩和の不足を軽減し、その後の金融緩和が景気・物価を著しく過熱させないところで、平時における望ましい政策金利水準に戻す。こうした政策スタンスを民間経済主体に信用させることができれば、右側の図が示すように、中長期金利がこうした将来の短期金利の経路を予め織り込んで低下するため、政策金利がゼロになった第4四半期以降に一段の金融緩和効果を生み出せる。

(出所) 鶴飼 (2006)

表 2-1 日本銀行によるオペレーション手段

	種類	開始時期	概要	期間
資金供給オペレーション	共通担保資金供給オペ ^(注1)	2006年	日本銀行が、「適格担保取扱基本要領」に基づき適格と認める金融資産（国債、地方債、政府保証債、財投機関等債、社債、CP等、手形、証書貸付債権など）を担保として資金を供給する。貸付利率については、これを入札に付して決定する金利入札方式と固定金利方式（当分の間、0.1%）のいずれかの方式をとる。	1年以内
	CP等買現先オペ	1989年	日本銀行が、「適格担保取扱基本要領」に基づき適格と認めるCP等を、予め定めた期日に売り戻す条件を付して買い入れることによって資金を供給する。	3ヵ月以内
	国債買現先オペ ^(注2)	2002年	日本銀行が、利付国債や国庫短期証券を、予め定めた期日に売り戻す条件を付して買い入れることによって資金を供給する。	1年以内
	国庫短期証券買入オペ	1999年	日本銀行が、国庫短期証券を買い入れることによって資金を供給する。	—
	国債買入オペ	1966年	日本銀行が、利付国債を買い入れることによって資金を供給する。	—
資金吸収オペレーション	手形売出オペ	1971年	満期が3ヵ月以内に到来する手形であって、日本銀行が振出人、受取人、支払人を兼ねるものを、日本銀行が売却することによって資金を吸収する。	3ヵ月以内
	国債売現先オペ ^(注3)	2002年	日本銀行が、利付国債や国庫短期証券を予め定めた期日に買い戻す条件を付して売却することによって資金を吸収する。	6ヵ月以内
	国庫短期証券売却オペ	1999年	日本銀行が保有する国庫短期証券を売却することによって資金を吸収する。	—

(注 1) 2006 年 6 月に従来の主要な資金供給手段である手形買入についてペーパーレス化を図るために導入。

(注 2) 2002 年 11 月に従来の短期国債買現先オペおよび国債借入オペに代えて導入。

(注 3) 2002 年 11 月に従来の短期国債売現先オペに代えて導入。

(出所) 日本銀行「オペレーション等の一覧」より作成

表 2-2 量的緩和政策の推移

(a)

時期	景気・物価認識	政策変更事由	政策変更		
			日銀当座預金残高	長期国債購入額	その他
2001/3/19 (量的緩和 政策の導 入)	現状：景気は足踏み状 態。物価は弱含み。 先行き：景気は、停滞 色の強い展開が続く可 能性が高い。需要の弱 さを反映した物価低下 圧力が強まる懸念。	物価の継続的な下落 を防止し、持続的な 経済成長のための基 盤を整備。	金融市場調節の操 作目標を日銀当座 預金残高へ変更 4兆円強 ↓ 5兆円程度 金融市場が不安定 化するおそれがあ れば、目標にかか わらず一層潤沢に 資金供給	4千億円/月の買 入れを増額	量的緩和政策が CPI（除く生鮮食 品）の前年比が 安定的にゼロ% 以上となるまで 継続することを コミット
2001/8/14	現状：景気の調整が一 段と深まっている。CPI は幾分弱含み。 先行き：景気の調整が 続く。景気調整の広範 化に繋がっていくリス クや内外資本市場の動 きが实体经济に悪影響 を及ぼすリスクに留 意。需要の弱さに起因 する物価低下圧力がさ らに強まる可能性。	景気回復支援を更に 強化。	5兆円程度 ↓ 6兆円程度	4千億円/月 ↓ 6千億円/月	—
2001/9/18	現状：景気の調整は厳 しさを増している。CPI は弱含み。 先行き：景気の調整を 長期化させていく可能 性が高まっている。内 外資本市場の動きが実 体経済に悪影響を及ぼ すリスクが一段と強 まっている。需要の弱 さに起因する物価低下 圧力がさらに強まる可 能性。	金融市場の安定確保 と金融緩和のより強 力な効果浸透を図 る。	6兆円程度 ↓ 6兆円を上回る	—	公定歩合引下げ 0.25% ↓ 0.10% 補完貸付制度の 利用上限日数の 引上げ
2001/12/19	現状：景気は広範に悪 化。CPIは弱含み。 先行き：景気は悪化を 続けることは避けられ ない。内外金融・資本 市場の動きが实体经济 に悪影響を及ぼすリス クにも留意。需要の弱 さに起因する物価低下 圧力がさらに強まる可 能性。	金融市場の安定的機 能の確保と景気回復 の支援。	6兆円を上回る ↓ 10～15兆円程度	6千億円/月 ↓ 8千億円/月	金融市場調節手 段の拡充
2002/2/28	現状：景気は引続き悪 化。CPIは下落幅がやや 拡大。 先行き：景気は悪化を 続けるが、そのテンポ は徐々に和らいでいく と予想。内外の金融・ 資本市場の動きが実 体経済に悪影響を及ぼ すリスクには留意。需 要の弱さに起因する物 価低下圧力がさらに強 まる可能性。	年度末に流動性需要 が高まる可能性。金 融市場の安定確保に 万全を期す。	年度末に向けて日 銀当座預金残高目 標にかかわらず、 流動性需要の増大 に応じ、一層潤沢 な資金供給を行う	8千億円/月 ↓ 1兆円/月	補完貸付制度に おける公定歩合 の適用期間拡大 適格担保拡大の 検討

(b)

時期	景気・物価認識	政策変更事由	政策変更		
			日銀当座預金残高	長期国債購入額	その他
2002/10/30	現状：経済は下げ止まっているが、回復へのはっきりとした動きはみられていない。CPIは緩やかな下落傾向。先行き：景気は次第に底固さを増していくと考えられる。景気の先行きを巡る不確実性は強まっている。CPIは現状程度の緩やかな下落傾向。	金融市場の円滑な機能の維持と安定性の確保に万全を期し、景気回復を支援。	10～15兆円程度 ↓ 15～20兆円程度	1兆円/月 ↓ 1.2兆円/月	手形買入期間の延長
2002/12/17	現状：経済は下げ止まっているが、回復へ向けての不透明感が強い状態。CPIは緩やかな下落傾向。先行き：景気はいずれは底固さを増していく。下振れリスクに注意。CPIは現状程度の緩やかな下落傾向。	(政策は現状維持) 企業金融の円滑確保。	—	—	証券貸付債権の担保拡大 資産担保コマニシャル・ペーパーの適格基準の緩和
2003/3/25	現状：景気は横ばいの動き。CPIは緩やかな下落。先行き：景気はいずれは前向きな循環が働き始める。下振れリスクに注意。CPIは前年比下落幅が幾分縮小。	イラクへの武力行使の影響を注視し、金融市場の安定確保に万全を期す。	15～20兆円程度 ↓ 17～22兆円程度 (4月以後、日本郵政公社発足)	—	補完貸付の利用日数に上限を設けない臨時措置
2003/4/30	現状：景気は横ばいの動き。CPIは緩やかな下落。先行き：景気はいずれは前向きな循環が働き始める。不透明な要素が増えていることに注意。CPIは前年比下落幅が幾分縮小。	金融市場の安定確保に万全を期し、景気回復支援をより確実にする。	17～22兆円程度 ↓ 22～27兆円程度	—	産業再生機構に対する証券貸付債権を適格担保化
2003/5/20	現状：景気は横ばいだが、先行き不透明感が強まっている。CPIは緩やかな下落。先行き：景気はいずれ前向きな循環が働き始めると考えられるが、不透明感が強まっている。CPIは前月と同程度の前年比下落。	政府によるりそな銀行に対する資本増強の必要性の認定。金融市場の安定確保の趣旨を明確化。	22～27兆円程度 ↓ 27～30兆円程度	—	—
2003/6/11	現状：景気は横ばい圏内の動き。CPIは下落幅が縮小。先行き：景気はいずれは前向きな循環が働き始めるが、不透明感は強い。CPIは現状程度の前年比小幅下落。	(政策は現状維持) 企業金融の円滑化、金融緩和の波及メカニズムの強化。	—	—	資産担保証券を買入れ対象資産化。
2003/10/10	現状：経済は緩やかな景気回復への基盤が整いつつある。CPIは前年比下落幅が縮小。先行き：景気は次第に前向きな循環が働き始めると考えられる。国内需要の自律的回復力が高まるにはなお時間がかかる。CPIは基調的には緩やかな下落。	景気回復の動きをより確実にする。	27～30兆円程度 ↓ 27～32兆円程度	—	国債買戻先オペの期間延長 金融政策運営の透明性の強化・経済・物価判断の説明の充実・量的緩和と政策継続コミットメントの明確化

(c)

時期	景気・物価認識	政策変更事由	政策変更		
			日銀当座預金残高	長期国債購入額	その他
2004/1/20	現状：景気は緩やかに回復。CPI前年比はゼロ%近傍。 先行き：景気は回復を続けるが、そのテンポは緩やかなものにとどまる。CPI前年比は基調的には小幅マイナス。	金融・為替市場の動きとその影響に注意が必要。 デフレ克服に向けた政策スタンスを改めて明確に示す。	27～32兆円程度 ↓ 30～35兆円程度	—	資産担保証券の買入基準の見直し
2004/4/9	現状：景気は緩やかな回復。国内需要も底固さを増している。CPI前年比はゼロ%近傍。 先行き：景気は緩やかな回復を続ける中で、前向きな循環が次第に強まっていく。CPI前年比は小幅のマイナス。	(政策は現状維持) 国債市場の流動性向上や円滑な市場機能の維持。	—	—	国債の補完供給制度の導入
2005/5/20	現状：景気は基調としては回復。CPI前年比は小幅のマイナス。 先行き：景気は回復を続けていくとみられる。CPI前年比は小幅のマイナス。	(政策は現状維持)	資金需要が極めて弱いと判断される場合には目標を下回ることがありうるものとする。	—	—
2006/3/9 (重的緩和 政策の解除)	現状：景気は着実に回復。CPI前年比はプラス幅が拡大。 先行き：景気は息の長い回復が続くと予想。CPI前年比は先行きプラス基調が定着していくとみられる。	コミットメントの条件が満たされたと判断	操作目標を無担保コールレート(オーバーナイト物)に変更 無担保コールレートを概ねゼロ%で推移するよう促す。 日銀当座預金残高を所要準備額に向けて削減していく。	(当面は現状維持)	新たな金融政策運営の枠組みを導入 「物価の安定」についての考え方を整理 補完貸付の適用金利据え置き、利用日数上限を設けない臨時措置の当面継続

(出所) 鶴飼 (2006)

表 2-3 2008 年秋以降の金融危機局面における金融政策

(a) 金融市場の安定確保のための措置

日付	国債補完供給		米ドル資金供給オペ		国債買現先オペ		補完当座預金制度	
	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更
2008/9/16	金融調節の一層の円滑化を図るとともに、国債および資金決済の円滑確保にも資する。	国債売現先の実施条件を緩和。実施期限は2008年9月19日までとする。	—	—	—	—	—	—
2008/9/18	—	—	米ドル市場の流動性の状況が円市場の流動性に及ぼし得る影響に鑑み、金融調節の一層の円滑化を図るとともに、金融市場の円滑な機能の維持および安定性の確保に資する。	2009年1月30日までの時限措置として導入。 米連邦準備制度との米ドル・スワップ取極の引出限度額を600億ドル。	—	—	—	—
2008/9/29	—	—	米ドルに係る流動性逼迫の短期金融市場に及ぼす影響が一段と強まっていることを踏まえ、米ドル資金供給体制をさらに整備。	実施期限は2009年4月30日までと延長。 米連邦準備制度との米ドル・スワップ取極の引出限度額を1200億ドルへ増額。	—	—	—	—
2008/10/14	国債レポ市場における流動性を改善。	国債補完供給の最低品質料を1%から0.5%に引き下げる。 実施中の制度利用にかかる要件緩和措置を2009年1月16日までと延長。	米ドル短期金融市場における流動性向上を図る。	オペレーションの対象先を拡充。 「固定金利を提示し、適格担保の範囲内で、供給総額に制限を設けずにドル供給を行う方式」を導入。	国債レポ市場における流動性を改善。	国債現先オペの対象に変動利付債、物価連動債、30年債を追加。	—	—
2008/10/31	—	—	—	—	—	—	金融調節の一層の円滑化を通じて金融市場の安定確保を図る。 2008年11月積み期から2009年3月積み期まで実施。 適用利率は0.1%とする。	—
2008/12/19	—	—	—	—	—	—	政策金利の引き下げにあわせる。 適用利率は0.1%を維持。	—

日付	国債補完供給		米ドル資金供給オペ		国債買現先オペ		補完当座預金制度	
	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更
2009/1/16	国債レポ市場における流動性を改善。	制度利用にかかる要件緩和措置を2009年4月30日までと延長	—	—	—	—	—	—
2009/2/19	金融調節の一層の円滑化を図るとともに、国債および資金決済の円滑確保にも資する。	国債補完供給の対象国債を追加。	金融市場の安定確保を図る。	実施期限は2009年10月30日までと延長。	—	—	金融市場の安定を図る。	実施期限は2009年10月15日まで延長。
2009/4/28	国債レポ市場における流動性を改善。	制度利用にかかる要件緩和措置を2009年10月30日までと延長	—	—	—	—	—	—
2009/7/15	—	—	金融市場の安定確保を引き続き図っていく。	実施期限は2010年2月1日までと延長。	—	—	金融市場の安定確保を図る。	実施期限は2010年1月15日まで延長。
2009/10/20	国債レポ市場における流動性を改善。	制度利用にかかる要件緩和措置を2010年1月29日までと延長	—	—	—	—	—	—
2009/10/30	—	—	—	—	—	—	金融市場における需要を十分満たす潤沢な資金供給を行いつつ、円滑な金融市場調節を実施。	実施期限は当分の間延長。
2010/1/18	国債レポ市場における流動性を改善。	制度利用にかかる要件緩和措置を2010年4月30日までと延長	—	—	—	—	—	—
2010/4/23	国債レポ市場における流動性を改善。	制度利用にかかる要件緩和措置を2010年7月30日までと延長	—	—	—	—	—	—
2010/5/10	—	—	ギリシャを始めとする欧州一部国の財政問題に端を発した国際金融市場の不安定さの高まりにより米ドル短期金融市場における緊張が再び高まっている状況と、これが国内金融市場の流動性に及ぼし得る影響に鑑み、金融調節の一層の円滑化を図るとともに、金融市場の円滑な機能の維持および安定性の確保に資する。	2011年1月31日までの時限措置として再開。	引出限度額は設定しない。	—	—	—
2010/7/23	国債レポ市場における流動性を改善。	制度利用にかかる要件緩和措置を2010年10月29日までと延長	—	—	—	—	—	—
2010/8/2	国債取引にかかる市場慣行の変更を踏まえた措置。	再売却における期間利回り、および、タイムテーブルに関する実務運用を変更。	—	—	—	—	—	—

日付	長期国債買入		CP買現先オペ		適格担保		年末越え資金の積極的な供給	
	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更
2008/10/14	—	—	—	—	—	—	国際的な金融情勢の展開を踏まえ、国内金融市場の安定確保に万全を期する。	年末越えのターム物オペを早期に開始することにより、年末越え資金を積極的に供給。
2008/12/19	政策金利の引き下げに併せ、極めて低い政策金利の効果を企業金融に十分浸透させていくため、金融調節手段に係る追加措置を講じる。	買入額は年額14兆4千億円（月額1兆2千億円）から年額16兆8千億円（月額1兆4千億円）へ増加。 買入対象に、30年債、変動利付国債および物価連動国債を追加。残存期間別の買入れ方式（残存1年以下、1年超から10年以下、10年超区分）を導入。	政策金利の引き下げに併せ、極めて低い政策金利の効果を企業金融に十分浸透させていくため、金融調節手段に係る追加措置を講じる。	対象先に日本政策投資銀行を追加。	—	—	—	—
2009/1/22	短期の資金供給オペレーションの負担を軽減。	利付国債（2年債、4年債、5年債、6年債、10年債、20年債、30年債、変動利付債、物価連動債）を買入対象とする。 国債種類・残存期間による区分別の買入れは実施。 日本銀行が保有する長期国債の残高は、発行銀行券残高を上限とする。	—	—	金融調節の一層の円滑化を図る。	不動産投資法人債、短期不動産投資法人債、不動産投資法人が振出す手形、不動産投資法人コマースシャル・ペーパーおよび不動産投資法人に対する証書貸付債権を適格担保とし、また、短期不動産投資法人債および不動産投資法人コマースシャル・ペーパーをコマースシャル・ペーパー等の売戻条件付買入の対象とする。	—	—
2009/2/19	—	—	—	—	金融調節の一層の円滑化を図る。	政府保証付短期債券を適格担保とし、また、コマースシャル・ペーパー等の売戻条件付買入の対象とする。	—	—
2009/3/18	金融市場の安定を確保するため、引き続き、積極的な資金供給を行っていくことが重要であると判断。	買入額は年額21兆6千億円（月額1兆8千億円）へ増加。	—	—	—	—	—	—

日付	長期国債買入		CP買現先オペ		適格担保		年末越え資金の積極的な供給	
	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更
2009/4/7	—	—	—	—	金融調節の一層の円滑化を図る。	政府に対する証券貸付債権および政府保証付証券貸付債権の適格担保の範囲を拡大。 地方公共団体に対する証券貸付債権を適格担保とする。	—	—
2009/5/22	—	—	—	—	国内外の金融市場の情勢等を踏まえ、金融調節の一層の円滑化を通じて金融市場の安定確保を図る。	米国債、英国債、ドイツ国債、フランス国債を適格担保とする。	—	—
2009/7/15	—	—	企業金融情勢を踏まえ、適切な金融調節の実施を通じて、金融市場の安定確保を図るとともに、企業金融の円滑化に資する。	日本政策投資銀行が危機対応業務として実施するコミットメント・ラインの設定業務を支援するための時限措置を導入。	—	—	—	—

(b) 企業金融円滑化の支援のための措置

日付	CP買現先オペ		適格担保		企業金融支援特別オペ		CP等買入れ		社債買入れ	
	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更
2008/10/14	市場を通じた企業金融の円滑化を図る。	頻度・金額の面でより積極的活用を図る。	市場を通じた企業金融の円滑化を図る。	資産担保CPの適格担保要件を緩和する。	—	—	—	—	—	—
2008/12/2	—	—	—	—	中小・零細企業で資金繰りが悪化しているほか、大企業においても市場での資金調達環境が悪化している先が増えるなど、全体的に低下している情勢を踏まえ、年末・年度末に向けた企業金融の円滑化に資する。	民間企業債務の適格担保範囲は、「A格相当以上」のものから「BBB格相当以上」のものに拡大。あわせて、担保掛け目を設定。本措置は、2008年12月9日から実施し、2009年4月30日をもって廃止。	—	—	—	—
						「共通担保として差入れられている民間企業債務の担保価額の範囲内で、金額に制限を設けずに、無担保コールレートの誘導目標と同水準の金利で、年度末越え資金を供給するオペレーション」を導入。				

日付	CP買現先オペ		適格担保		企業金融支援特別オペ		CP等買入れ		社債買入れ	
	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更
2008/12/19	—	—	—	—	政策金利の引き下げに併せ、極めて低い政策金利の効果をも企業金融に十分浸透させていくため、金融調節手段に係る追加措置を講じる。	2009年1月8日より実施し、同年4月30日をもって廃止	年度末に備え、企業金融の円滑化を支援。	CPの買入れ（買切り方式）を時限措置として導入。	年度末に備え、企業金融の円滑化を支援。	企業金融面での追加措置として導入を検討。
2009/1/22	—	—	—	—	「適格担保取扱基本要領」の一部改正に伴う改正。	貸付限度額には、貸付先が共通担保として差入れている不動産投資法人、コマーシャル・ペーパーの担保価額が加算されないとする。	年度末に向けて企業金融が一段と厳しさを増すおそれがあることを踏まえ、適切な金融調節の実施を通じて、金融市場の安定確保を図るとともに、企業金融の円滑化に資する。	CPおよびABCP（担保適格かつa-1格相当、既発行、残存期間3か月以内）を買入対象とする。	企業金融の円滑化に資する。	残存期間1年以内の社債の買入れについて、実務的な検討を行い、成案を得る。
								買入総額の残高上限は3兆円（CP・ABCP合計）。発行体別の買入残高の上限は1000億円（CP・ABCP共通）。1回のオフアール額は3000億円とする予定。		
								2009年1月22日より実施し、同年3月31日をもって廃止。		

日付	CP買現先オペ		適格担保		企業金融支援特別オペ		CP等買入れ		社債買入れ	
	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更
2009/2/19	—	—	—	—	企業が実際に資金調達を行うやや長めの金利の低下を促すとともに、企業の資金調達に関する安心感を確保。	実施頻度は月2回から週1回へと増加。 資金供給期間は1～3ヵ月月から3ヵ月へと長期化。 実施期限は2009年9月30日までと延長。	厳しい金融経済情勢を踏まえ、企業金融の支援を図る。	実施期限は2009年9月30日までと延長。	適切な金融調節の実施を通じて、金融市場の安定確保を図るとともに、企業金融の円滑化に資する。	担保適格社債のうち格付がA格相当以上のものであって、買入日の属する月の末日において残存期間が1年以内であるものを買入対象とする。 買入総額の残高上限は1兆円。発行体別の買入残高の上限は500億円。1回当りのオフアール額は1500億円とする予定。 実施期限は2009年9月30日までとする。
2009/7/15	—	—	—	—	企業金融の円滑化を引き続き図っていく。	実施期限は2009年12月31日までと延長。	企業金融の支援を引き続き図っている。	実施期限は2009年12月31日までと延長。	企業金融の支援を引き続き図っている。	実施期限は2009年12月31日までと延長。
2009/10/30			金融資本市場の情勢に鑑み、適切な金融調節の実施を通じて、金融市場の安定確保を図るとともに、企業金融の円滑化に資する。	資産担保CPの適格担保要件緩和の実施期限は2010年12月31日までと延長。	年度末に向け、金融市場の安定確保に万全を期す。	実施期限は2010年3月31日までと延長。	CP社債の発行環境が大幅に好転し、CP市場の機能回復という所期の目的を達成したことを踏まえ、予定通り措置を完了。	2009年12月31日をもって廃止。	社債の発行環境が大幅に好転し、社債市場の機能回復という所期の目的を達成したことを踏まえ、予定通り措置を完了。	2009年12月31日をもって廃止。

(出所) 日本銀行「2008 年秋以降の金融危機局面において日本銀行が講じた政策」および「オペレーション等の一覧」より作成

表 2-4 2009 年-2013 年金融政策手段の変遷

日付	固定金利方式・共通担保資金供給オペ		貸出支援基金		資産買入等の基金		米ドル資金供給オペ		被災地金融機関を支援するための資金供給オペ	
	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更
2009/12/1	新しい資金供給手段の導入によって、やや長めの金利のさらなる低下を促すことを通じ、金融緩和の一段の強化を図る。	貸付利率は、金融市場調節方針において誘導目標として定められた無担保コールレート（オーバーナイト物）の水準とし、年1.0%とする。 期間は3ヵ月とする。 供給額は10兆円程度とする。	—	—	—	—	—	—	—	—
2010/3/17	2010年4月以降、企業金融支援特別オペレーションの残高が漸次減少していくことを踏まえ、固定金利オペを大幅に増額することにより、やや長めの金利の低下を促す措置を拡充	資金供給規模は、10兆円程度から20兆円程度に増加。	—	—	—	—	—	—	—	—
2010/4/30	—	—	成長基盤の強化を図る。	民間金融機関による取り組みを資金供給面から支援する方法について検討。	—	—	—	—	—	—
2010/5/21	—	—	成長基盤強化支援。	「成長基盤強化を支援するための資金供給の骨子素案」を公表。	—	—	—	—	—	—
2010/6/15	—	—	物価の安定を図ることを通じて国民経済の健全な発展に資する観点から、金融調節の円滑を確保しつつ、経済の成長基盤強化に向けた民間金融機関の取り組みを支援。	成長基盤強化を支援するための資金供給の枠組みを2016年6月30日までの期限措置として導入。 貸付利率は貸付時の無担保コールレート（オーバーナイト物）の誘導目標水準とする。 貸付総額の残高上限は3兆円とする。 新規貸付の受付期限を2012年3月末までとする。	—	—	—	—	—	—
2010/8/30	市場金利の低下を促し、金融緩和を一段と強化。	期間6ヵ月の資金供給を導入。 資金供給規模は30兆円程度に増加（うち、期間3ヵ月の資金供給規模は20兆円程度、期間6ヵ月の資金供給規模は10兆円程度）。	—	—	—	—	—	—	—	—

日付	固定金利方式・共通担保資金供給オペ		貸出支援基金		資産買入等の基金		米ドル資金供給オペ		被災地金融機関を支援するための資金供給オペ	
	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更
2010/10/5	金融緩和を一段と強力に推進。	貸付利率は年0.1%とする。	金融緩和を一段と強力に推進。	貸付利率は年0.1%とする。	短期金利の低下余地が限界的となつてい る状況を踏まえ、金 融緩和を一段と強 力に推進するため に、長めの市場金利 の低下と各種リス ク・プレミアムの縮 小を促す。	バランスシート上に 基金を創設すること を検討。	—	—	—	—
2010/10/28	—	—	—	—	短期金利の低下余地 が限界的となつてい る状況を踏まえ、金 融緩和を一段と強力 に推進するために、 長めの市場金利の低 下と各種リスク・プ レミアムの縮小を促 す。	長期国債、国庫短期 証券、CP等、社債 等、指数連動型上場 投資信託（ETF）、 不動産投資信託（J- REIT）は買入対象 とする。	—	—	—	—
2010/11/5	—	—	—	—	短期金利の低下余地 が限界的となつてい る状況を踏まえ、金 融緩和を一段と強力 に推進するために、 リスク・プレミアムの 縮小を促す。	「資産買入等の基金 の運営として行う指 示数連動型上場投資信 託受益権等買入等基 本要領」等を制定。	—	—	—	—
2010/12/21	—	—	—	—	—	—	—	—	各国中央銀行との協 調の観点を踏まえつ つ、金融調節の円滑 化を図るとともに、 金融市場の円滑な機 能の維持および安定 性の確保に資する。	—
2011/3/14	—	—	—	—	企業マインドの悪化 や金融市場における リスク回避姿勢の高 まりが实体经济に悪 影響を与えることを 未然に防止。	リスク性資産を中心 に資産買入等の基金 を5兆円程度増額 し、40兆円程度とす る。	—	—	—	—
2011/4/7	—	—	—	—	—	増額は2012年6月 末を目途に完了。	—	—	被災地の金融機関を 対象に、今後予想さ れる復旧・復興に向 けた資金需要への初 期対応を支援すると ともに、その資金調 達余力を確保。	「被災地金融機関を支援 するための資金供給オペ レーション」の骨子素案 を公表。

日付	固定金利方式・共通担保資金供給オペ		貸出支援基金		資産買入等の基金		米ドル資金供給オペ		被災地金融機関を支援するための資金供給オペ		
	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	
2011/4/28	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	<p>東日本大震災にかか る被災地の金融機関 を対象に、適切な金 融調節の実施を通じ て、今後予想される 復旧・復興に向けた 資金需要への初期対 応を支援するととも に、今後の被災地の 金融機関の資金調達 余力を確保。</p> <p>貸付期間は1年以内の期間 とする。 貸付利率は年0.1%とする。 貸付総額の上限は1兆円と する。 貸付受付期限は2011年10月 31日までとする。</p> <p>被災地企業等にかかる担 保適格要件の緩和措置の 適用期限は2012年10月31日 までとする。</p>
2011/6/14	—	—	金融機関が、金融面 の手法を一段と広 げ、経済の成長基盤 の強化に向けて、さ らに活発に取り組 むことを支援。	出資や動産・債権担 保融資（いわゆる「 ABL」）などを対象 とした新たな貸付枠 を設定。 貸付総額は5千億円 とする。 貸付利率は年0.1%と する。 新規貸付の受付期限 を2012年3月末まで とする。	—	—	—	—	—	—	
2011/7/12	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	<p>各国中央銀行との協 調の観点を踏まえつ つ、金融調節の円滑 化を図るとともに、 金融市場の円滑な機 能の維持および安定 性の確保に資する。</p> <p>実施期限は2012年8 月1日まで延長。</p>
2011/8/4	—	—	—	—	金融緩和を一段と強 化し、これを通じ て、震災からの立ち 直り局面から物価安 定のもとでの持続的 成長経路への移行 を、より確かなもの とする。	基金の総額は40兆円 程度から50兆円程度 へ増額。 2012年末を目途に増 額を完了。	—	—	—	—	
2011/10/7	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	<p>被災地金融機関にお ける復旧・復興に向 けた資金需要への対 応を支援するととも に、被災地金融機関 の資金調達余力を確 保。</p> <p>貸付受付期限は2012年4月 30日までとする。 被災地企業等にかかる担 保適格要件の緩和措置の 適用期限は2013年4月30日 まで延長。</p>
2011/10/27	—	—	—	—	金融緩和を一段と強 化し、これを通じ て、物価安定のもと での持続的成長経路 への移行をより確か なものとする。	基金の総額は50兆円 程度から55兆円程度 へ増額。 基金の増額に当たっ ては長期国債を対象 とする。	—	—	—	—	

日付	固定金利方式・共通担保資金供給オペ		貸出支援基金		資産買入等の基金		米ドル資金供給オペ		被災地金融機関を支援するための資金供給オペ		
	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	
2011/11/30	—	—	—	—	—	—	—	国際金融資本市場が一段と不安定化した場合、その影響がわが国にも及ぶ可能性がある。日本銀行と国中央銀行と緊密に協力しつつ、金融市場の安定確保。	実施期限は2013年2月1日まで延長。	—	—
2012/2/14	—	—	—	—	金融緩和を一段と強化し、これを通じて、物価安定のもとでの持続的成長経路への移行をより確かなものとする。	基金の総額は55兆円程度から65兆円程度へ増額。	—	—	—	—	
2012/3/13	—	—	デフレから脱却するためには、強力な金融緩和の推進に加え、成長力強化が不可欠であり、民間金融機関の成長基盤強化に向けた自主的な取り組みに対して支援を拡充。	貸付額の総額は5兆5千億円へ増加。 成長に資する外貨建て投融資を対象に新たな1兆円の貸付枠（米ドル特則）を導入。 新規貸付の受付期限を2014年3月末まで延長。	—	—	—	—	被災地金融機関における復旧・復興に向けた資金需要への対応を支援するとともに、被災地金融機関の資金調達余力を確保。	貸付受付期限は2013年4月30日まで延長。 被災地企業等にかかる担保要件の緩和措置の適用期限は2014年4月30日まで延長。	
2012/4/10	—	—	経済の成長基盤強化に向けた民間金融機関の取り組みをより幅広く支援。	日本銀行が保有する米ドル資金を用いた新たな1兆円の資金供給枠（米ドル特則）を実施。2018年6月30日をもって廃止。 貸付利率は米ドル・6ヶ月物LIBORとし、半年毎に金利を見直す。 新規貸付の受付期限を2014年3月末までとする。	—	—	—	—	—	—	
2012/4/27	—	—	—	—	金融緩和の強化。	基金の総額は65兆円程度から70兆円程度へ増額。 買入れ対象とする長期国債と社債の残存期間を「1年以上3年以下」に延長。 基金の70兆円程度への増額は2013年6月末を目途に完了。なお、2012年末時点における基金の規模は65兆円程度とする。	—	—	—	—	

日付	固定金利方式・共通担保資金供給オペ		貸出支援基金		資産買入等の基金		米ドル資金供給オペ		被災地金融機関を支援するための資金供給オペ	
	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更
2012/7/12	-	-	-	-	資産買入等の基金の 着実な積み上げを通 じて金融緩和を間断 なく推進。	固定金利方式・共通 担保資金供給オペは 5兆円程度減額し、 短期国債買入は5兆 円程度増額。 短期国債とCPの買 入における入札下限 金利を撤廃。	-	-	-	-
2012/9/19	-	-	-	-	金融緩和を一段と強 化。	基金の総額は70兆円 程度から80兆円程度 へ増額。 増額に当たり、短期 国債（5兆円程度） と長期国債（5兆円 程度）を買入対象と する。 増額は2013年12月 末を目途に完了。この うち、短期国債の増 額は2013年6月末を 目途に完了。長期国 債の増額は2013年12 月末を目途に完了。 長期国債と社債の買 入における入札下限 金利を撤廃。	-	-	-	-
2012/10/30	-	-	金融機関の一段と積 極的な行動と企業や 家計の前向きな資金 需要の増加を促す。	貸出増加を支援する ための資金供給の枠 組みを新設。供給総 額は無制限とする。	長めの金利やリスク ・プレミアムへのさ らなる働きかけを通 じて、企業や家計等 の金融環境をより護 和的にする。	基金の総額は80兆円 程度から91兆円程度 へ増額。 増額は2013年12月 末までに完了。	-	-	-	-
				「貸出増加を支援す るための資金供給」 と「成長基盤強化を 支援するための資金 供給」を合わせて、 「貸出支援基金」と する。						

日付	固定金利方式・共通担保資金供給オペ		貸出支援基金		資産買入等の基金		米ドル資金供給オペ		被災地金融機関を支援するための資金供給オペ	
	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更	政策変更事由	政策変更
2012/12/20	—	—	経済の成長基盤強化および貸出増加に向けた民間金融機関による取り組みを支援。	金融機関の貸出増加について、「貸出増加を支援するための資金供給」に基づき、希望に応じてその全額を低利・長期で無制限に資金供給。その際の貸付利率は貸付けの通知日における無担保コールレート(オーバーナイト物)の誘導目標水準とする。 貸出支援基金は2018年6月30日をもって廃止。	金融緩和を一段と強力に推進。	基金の総額は91兆円程度から101兆円程度へ増額。 増額に当たり、短期国債(5兆円程度)と長期国債(5兆円程度)を買入対象とする。	国際短期金融市場の状況と、これが円の金融市場の流動性に及ぼし得る影響に鑑み、金融調節の円滑化を図るとともに、金融市場の円滑な機能の維持および安定性の確保に資する。	実施期限は2014年2月1日まで延長。	—	—
2013/1/22	—	—	—	—	金融緩和を思い切った前進させる。	「期限を定めない資産買入れ方式」を導入。2014年初以降実施。	—	—	—	—
2013/3/7	—	—	—	—	バーゼルⅢ導入に伴う国際統一基準行向の自己資本比率規制に関する改正告示が2013年3月31日から適用されることを踏まえたもの。	「資産買入等の基金」の運営として行う指図型上場投資信託受託等買入等基金に定める信託受託者選定基本要領」を一部改正。	—	—	—	—
2013/4/4	—	—	—	—	「量的・質的金融緩和」の導入に伴う対応。	資産買入等の基金は廃止。	—	—	被災地金融機関における復旧・復興に向けた資金需要への対応を支援するとともに、被災地金融機関の資金調達余力を確保。	貸付受付期限は2014年4月30日まで延長。 被災地企業等にかかる担保要件の緩和措置の適用の期限は2015年4月30日まで延長。

(出所) 日本銀行「オペレーション等の一覧」より作成

第3章 日本の金融政策効果波及経路

1. はじめに

日本銀行は、物価安定などの金融政策の最終目標を達成させるため、利用可能なあらゆる政策手段を駆使し、インターバンク金利、または、マネタリーベースや銀行準備などを目標値に誘導することにより、国全体の財やサービスに対する総需要の規模や変化を調整している。その効果は、日本銀行の金融調節によってもたらされるインターバンク金利、または、マネタリーベースや銀行準備などの変化を出発点に、様々な経路を通じて経済全体に波及していく。

Mishkin (1995), Kuttner and Mosser (2002)に基づけば、金融政策の効果波及経路は「金利経路」、「資産価格経路」、「信用経路」、「為替相場経路」の四つに分類できる。

そのうち、金利経路とは、伝統的なケインズ・モデルで説明されるように、金融政策が、実質金利の変化を通じ、消費や投資に影響を与える経路である。資産価格経路とは、金融政策が、資産価格の変化を通じ、消費や投資に影響を与える経路である。信用経路は、さらに、「銀行貸出経路」と「バランス・シート経路」に分類される。銀行貸出経路とは、銀行の貸出資金調達能力が限られており、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経路である。一方、バランス・シート経路とは、例えば、金融引締政策により金利が上昇したとき、キャッシュ・フローの減少、および、証券価格の低下を通じ、企業のバランス・シートを悪化させ、モラル・ハザードや逆選択の可能性を増大させ、エージェンシー・コストが上昇する結果、銀行貸出量が減少し、投資が減少する経路を意味する。最後に、為替相場経路とは、金融政策が、為替相場の変化を通じ、純輸出に影響を与える経路、また、為替相場の変化が、輸入財価格に変化を通じ、インフレ率に影響を与える経路を意味する。

金融政策の上記の波及経路を通じた実体経済への影響は、金融市場や金融システムの状況によって変化する。第1章で述べた通り、1990年代後半以降、日本の金融システムにおいて、不良債権問題の深刻化に伴う金融市場の不安感の高まりや日本版金融ビッグバンによる間接金融から直接金融へという構造変化が生じた。これらの構造変化は、上記の波及経路のうち、とりわけ、銀行貸出経路に影響を与えたと考えられる。例えば、深刻化した不良債権問題により、「貸し渋り」が発生するなど銀行による金融仲介機能が十分に機能し

なかったことからわかるように、銀行のリスク許容度の変化が、銀行貸出経路を通じた金融政策の効果に対し影響を与えたと考えられる。また、日本版金融ビッグバンは、企業の資金調達行動、および、投資家の資産運用行動における間接金融から直接金融へという流れの中、企業の銀行からの借入依存度の低下は、銀行貸出経路を通じた金融政策の効果を小さくしたと予想される。

このような中、2001年3月から2006年3月までの間、日本銀行は、長期国債の買入れを増額し、量的緩和政策を行なった。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。

したがって、1990年代後半以降の構造変化の中、銀行貸出経路が存在していたかどう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。本章では、銀行貸出経路の実証分析に用いるマクロ経済モデルを提示する。

本章の構成は、以下の通りである。第2節では、星（2000）に従い、銀行貸出の総需要への影響を考慮した開放体制のマクロ経済モデルを用い、金融政策の効果波及経路を説明する。第3節では、Bernanke and Blinder (1988)モデルに基づき、銀行貸出経路の実証分析に用いるマクロ経済モデルを提示する。第4節は、結びとする。

2. 金融政策の効果波及経路

本節では、星（2000）の提示した開放体制のマクロ経済モデルに基づき、金融政策の効果波及経路を論述する。

財市場の均衡式は通常

$$Y = C + I + G + NX \quad (1)$$

と定式化される。但し、 Y は所得、 C は消費、 I は投資、 G は政府支出、 NX は輸出から輸入を引いた純輸出である。ここで、伝統的なIS-LM分析に従い、政府支出は外生的に与えられると仮定し、

$$G = \bar{G} \quad (2)$$

で定義される。また、物価水準は一定であると想定する。さらに、簡単化のため、小国の仮定を導入する。

消費 C は、ライフサイクル仮説に基づけば、各家計の一生涯を通じて獲得できる資産に

依存し、また、生涯にわたる獲得可能な資産は現在の所得、人的資産（将来にわたる稼得可能な所得の現在割引価値）、および金融資産（金融資産を保有することにより将来生み出されるキャッシュ・フローの現在割引価値）に分けられ、そのうちのどれか一つが増加すれば、資産が増加し、消費が増えることになるとされる。したがって、消費 C は、現在の所得、人的資産、金融資産の増加関数として、

$$C = C(Y, H, W) \quad (3)$$

と定式化する。但し、 H は人的資産、 W は金融資産である。

人的資産 H と金融資産 W は資金流列の現在割引価値であるため、割引率に依存する。ここで、各家計は割引率として債券金利 i を用いると仮定する。したがって、人的資産 H と金融資産 W はそれぞれ

$$H = H(i, Y^e) \quad (4)$$

$$W = \bar{W}(i) \quad (5)$$

と定式化できる。但し、 Y^e は将来の期待所得であり、外生的に与えられると想定する。(4) 式は、人的資産 H は債券金利 i の減少関数、期待所得 Y^e の増加関数であることを示す。(5) 式は、金融資産の現在割引価値 W が債券金利 i の減少関数であることを意味する。

次に、投資 I については、 q 理論に基づけば、投資 1 単位の増加に伴う限界収益の割引現在価値が大きくなれば、投資は増加する。しかしながら、Myers and Majluf (1984)、星 (1997) などが指摘する通り、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、企業は投資に必要な資金を外部から調達する際、外部プレミアムを上乗せした資本コストを払う必要があるため、この結果、投資は抑制されることになる。その一方、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、企業にとっては、銀行借入が他の資本市場を通じた資金調達的手段と比較し低コストとなり、重要な資金調達手段である。したがって、銀行による貸出供給の増加は企業の投資を促進する効果をもたらす可能性が考えられる。

銀行借入のほか、企業の保有する資産もエージェンシー・コストを軽減できる。これは、企業は換金性の高い資産を多く保有すれば、外部資金に頼らずに投資を行なうことができるからである。また、企業の保有する資産は換金性が低くても、借入の担保となるようなものであれば、エージェンシー・コストがある程度削減できる。これは、Hoshi, Kashyap and Scharfstein (1993) が指摘する通り、企業が担保に差し出した資産を失いたくないという考慮

が、モラル・ハザードの問題を軽減するからである。したがって、企業の保有する純資産の増加は、エージェンシー・コストを軽減させることを通じ、投資を増加させる可能性が考えられる。

以上の考察より、投資 I は、限界収益の現在割引価値、銀行貸出、企業の保有する純資産の増加関数として、

$$I = I(L, A, Q) \quad (6)$$

と定式化する。但し、 Q は限界的投資の生み出す収益の現在割引価値、 L は銀行貸出、 A は企業の保有する純資産である。

ここで、投資の限界収益率は、将来の生産量に依存すると仮定する。また、限界収益の現在割引価値 Q と企業の保有する純資産 A は、人的資産 H と金融資産 W と同様、資金流の現在割引価値であるため、債券金利 i の減少関数となる。したがって、限界収益の現在割引価値 Q と企業の保有する純資産 A はそれぞれ、

$$Q = Q(i, Y^e) \quad (7)$$

$$A = A(i) \quad (8)$$

と定式化できる。

銀行貸出 L については、貸出市場は不均衡で信用割当が存在すると仮定し、このため、貸出の量は供給側の要因のみによって決定される。銀行の資金供給可能量は、預金から法定準備預金を除いた部分である。そのうち、貸出に回す資金の割合は、貸出の代替的資産である債券の金利 i に依存し、債券金利 i が上昇すれば、その割合が減少するとされる。また、資本市場が不完全であるという想定の下では、企業（借り手）と銀行（貸し手）の間の情報の非対称性が強まれば、銀行による貸出の供給が減少する。以上より、銀行貸出 L を

$$L = \lambda(i; \tau) D(1 - \gamma) \quad (9)$$

と定式化する。但し、 D は預金、 τ は法定準備率、 λ は預金から法定準備預金を除いた額のうち貸出に回す額の割合、 θ は情報の非対称性の度合いを示すパラメータである。

純輸出 NX については、自国所得の増加は輸入を増加させるのに対し、外国所得の増加は輸出を増加させる。また、実質為替レートが減価すると、自国財に対する外国財の相対価格が上昇し、この結果、自国財の価格競争力が高まり、輸入に比べて輸出が増加することになる。以上より、純輸出関数は、

$$NX = NX(Y, Y^*, \frac{EP^*}{P}) \quad (10)$$

と定式化できる。但し、 Y^* は外国所得、 E は自国通貨建て名目為替レート、 P は自国物価水準、 P^* は外国物価水準である。ここで、外国為替市場が常に均衡し、内外金利格差（自国利率と外国利率の差）が為替レートの予想減価率に等しくなるように裁定が働き、

$$i = i^* + \frac{E^e - E}{E} \quad (11)$$

が成立すると仮定する。但し、 i^* は外国利率、 E^e は将来の名目為替レートの期待値である。ここで、将来の名目為替レート E^e は外生的に与えられると仮定し、また、上記の小国の仮定から、外国利率 i^* も外生変数である。

以上より、(1)式に(2)、(3)、(6)、(10)式を代入し、(11)式を用い名目為替レート E を消去すると、財市場の均衡条件を表す IS 曲線

$$Y = C(Y, W(i), H(i, Y^e)) + I(L, A(i), Q(i, Y^e)) + \bar{G} + NX(Y, Y^*, \frac{E^e P^*}{(1+i-i^*)P}) \quad (12)$$

を得る。

最後に、貨幣市場については、貨幣が現金通貨と預金通貨からなるため、貨幣 M と預金 D の間に

$$M = D + CU = (1 + cu)D \quad (13)$$

が成立する。但し、 CU は現金通貨、 cu は現金預金比率（預金に対する現金の比率）である。また、 cu は一定であると想定する。

伝統的な IS-LM 分析に従い、貨幣需要関数と貨幣供給関数はそれぞれ

$$M^d = M(i, Y) \quad (14)$$

$$M^s = m(i)B \quad (15)$$

と定式化する。但し、 B はハイパワード・マネーであり、現金通貨と預金準備の合計として定義され、また、 $m(i)$ は貨幣乗数であり、

$$m(i) = \frac{1+cu}{cu+\tau+\varepsilon(i)} \quad (16)$$

で定義される。但し、 τ は法定準備率、 $\varepsilon(i)$ は超過準備預金比率（法定準備預金を上回る準備預金の預金に対する比率）である。ここで、簡単化のため、Bernanke and Blinder (1988) 同様、超過準備預金比率 ε は（債券）利率 i のみに依存し、中央銀行が操作可能な変数

であると仮定する。

(14)式は、貨幣保有の機会費用である（債券）利子率 i の上昇は貨幣需要を減少させ、また、所得 Y の上昇は取引需要を増大させることを通じて、貨幣需要の増加をもたらすことを示している。一方、(15)式は、利子率 i が上昇すると、超過準備保有の機会費用が増加し、この結果、銀行は超過準備の保有を減らし、民間部門への貨幣流通量が増えることになることを意味する。

貨幣市場の均衡式を

$$M(i, Y) = m(i)B \quad (17)$$

と定式化する。(17)式は貨幣市場を均衡させる利子率と所得の組合せであり、LM 曲線と解釈できる。

上記の IS 曲線(12)式と LM 曲線(17)式を Y , i , B について全微分し、整理すると、

$$\begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} dY \\ di \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{\partial I}{\partial L} \lambda(1-\tau) m dB \\ m dB \end{pmatrix} \quad (18)$$

の連立方程式を得る。但し、1行目は IS 曲線の全微分、2行目は LM 曲線の全微分である。(18)式の右辺は、金融政策の変化 dB が IS 曲線と LM 曲線のそれぞれに与える影響を表す。両式の係数は、

$$a_{11} = 1 - \frac{\partial C}{\partial Y} - \frac{\partial NX}{\partial Y} \quad (19)$$

$$a_{12} = - \left\{ \frac{\partial C}{\partial W} \frac{\partial W}{\partial i} + \frac{\partial C}{\partial H} \frac{\partial H}{\partial i} + \frac{\partial I}{\partial Q} \frac{\partial Q}{\partial i} + \frac{\partial I}{\partial A} \frac{\partial A}{\partial i} + (1-\tau) \frac{\partial I}{\partial L} \left(D \frac{\partial \lambda}{\partial i} + \lambda \frac{B}{1+cu} \frac{\partial m}{\partial i} \right) \right\} + \frac{\partial NX}{\partial (EP^*/P)} \frac{P^*}{P} \frac{E^e}{(1+i-i^*)^2} \quad (20)$$

$$a_{21} = \frac{\partial M}{\partial Y} > 0 \quad (21)$$

$$a_{22} = \frac{\partial M}{\partial i} - B \frac{\partial m}{\partial i} < 0 \quad (22)$$

となる。なお、 $a_{11} > 0$ が成立すると仮定している。また、 $\partial m / \partial i$ が無限大でない限り、 $a_{12} > 0$ も成立する。これらの仮定の下、上記の連立方程式を解くと、

$$dY = \frac{1}{\Delta} \left[a_{12} - a_{22} \frac{\partial I}{\partial L} \lambda(1-\tau) \right] m dB \quad (23)$$

$$di = \frac{1}{\Delta} \left[-a_{21} + a_{11} \frac{\partial I}{\partial L} \lambda(1-\tau) \right] m dB \quad (24)$$

を得る。但し、 $\Delta \equiv a_{12}a_{21} - a_{11}a_{22} > 0$ である。(23)式より、金融引締め ($dB < 0$) が実施される場合、産出量が減少する ($dY < 0$) ことがわかる。また、 $\left[a_{12} - a_{22} \frac{\partial I}{\partial L} \lambda(1-\tau) \right]$ はその波及経路を示している。以下では、ハイパワード・マネーの減少による金融引締めの場合を例として、金融政策の波及経路を説明する。

$\left[a_{12} - a_{22} \frac{\partial I}{\partial L} \lambda(1-\tau) \right]$ の最初の項 a_{12} は、金融引締めが金利の上昇を通じて生産に影響を及ぼしていくことを示し、広義の「金利経路」を表している。後の項 $a_{22} \frac{\partial I}{\partial L} \lambda(1-\tau)$ は、金

融政策の銀行貸出を通じる影響を示し、「銀行貸出経路」を表している。ここで、(23)式の

$\left[a_{12} - a_{22} \frac{\partial I}{\partial L} \lambda (1 - \tau) \right]$ に(20)式を代入し、

$$\underbrace{-\frac{\partial I}{\partial Q} \frac{\partial Q}{\partial i}}_{(A)} - \underbrace{\frac{\partial C}{\partial W} \frac{\partial W}{\partial i} - \frac{\partial C}{\partial H} \frac{\partial H}{\partial i}}_{(B)} - \underbrace{\frac{\partial I}{\partial A} \frac{\partial A}{\partial i}}_{(C)} + \underbrace{\frac{\partial NX}{\partial (EP^*/P)} \frac{P^*}{P} \frac{E^e}{(1+i-i^*)^2}}_{(D)} - \underbrace{\frac{\partial I}{\partial L} (1 - \tau) \left(D \frac{\partial \lambda}{\partial i} + \lambda \frac{B}{1+cu} \frac{\partial m}{\partial i} \right)}_{(E)} - \underbrace{a_{22} \frac{\partial I}{\partial L} \lambda (1 - \tau)}_{(F)} \quad (25)$$

を得る。そのうち、(A)から(E)までは、先述の通り、広義の金利経路、(F)は銀行貸出経路である。

また、(A)から(E)までのうち、(A)は、金融引締めによる金利の上昇は、投資収益の現在割引価値を低下させ、この結果、投資が減少することを意味し、狭義の金利経路を表している。

(B)は、金利上昇による家計部門の資産価値の低下は、消費を抑制することを示し、資産価格経路を表している。

(C)は、金利上昇による企業部門の純資産価値の低下は、資金調達を困難にし、この結果、投資が減退することを意味し、バランス・シート経路を表している。この経路は、金融引締めによる金利上昇を出発点に、他の経済変数に影響を及ぼしていくという点で、金利経路と共通する特徴を持つが、資本市場の不完全性を考慮せずに分析できないことから、銀行貸出経路とともに、信用経路の一つとして論じられる。

(D)は、金融引締めによる本国通貨の増価は、本国財の価格競争力を低下させ、この結果、純輸出が減少し、総需要が減少することを示し、為替レート経路を表している。この経路は、本国通貨の増価の背景には金利の上昇があるため、広義の金利経路の一部分であるとされる。

(E)は、金利経路が銀行貸出経路の存在によってどう変化するかを表し、両者の相互作用を示す項である。金利の上昇は、債券保有の収益率を高めることを通じて、銀行の貸出に回す資金を減少させる効果を持つ一方、貨幣乗数を上昇させることを通じて、預金を増やすことにより、銀行貸出を増加させる効果もある。なお、上述の二つの効果の大小関係は一概に決まらなるとされる。

(24)式に基づけば、上記の6つの波及経路のうち、(A)、(C)、(E)、(F)の4つの経路が投資の変動を通じたものとなっている。先述の通り、情報の非対称性が存在する場合、投資が銀行貸出や企業の保有する純資産に影響される。その影響の大きさが企業の属性によって異なる可能性がある。例えば、大企業と比較し、小企業のほうが担保となる資産価値が

限られており、また情報の非対称性の問題もより深刻である。このため、小企業の投資の銀行貸出と純資産のそれぞれに対する感応度 $\partial I / \partial L$ 、 $\partial I / \partial A$ はより大きくなる可能性が考えられる。したがって、 $\partial I / \partial L$ と $\partial I / \partial A$ を含めた波及経路(C)、(E)、(F)において、金融政策の小企業を通じた効果は、その大企業を通じた効果より大きくなることが考えられる。

(23)式に基づけば、貨幣需要の利子弾力性 $\partial M / \partial i$ が無限大になると、 a_{22} は $-\infty$ となり（すなわち経済が流動性の罠に陥った状態となる）、この結果、 dY/dB は $\frac{\lambda(1-\tau)}{a_{11}} \frac{\partial I}{\partial L} m$ となり、金利を通じた波及経路が機能しなくなることになる。

同様に、投資の銀行貸出に対する感応度 $\partial I / \partial L$ がゼロとなる場合、すなわち、企業の資本市場を通じた資金調達において、銀行借入と社債等の債券発行は完全代替的であり、企業の投資行動が銀行の貸出供給量に影響されない場合、後の項 $a_{22} \frac{\partial I}{\partial L} \lambda(1-\tau)$ はゼロとなり、銀行貸出経路が存在しなくなることになる。

また、上記のモデルでは、金融引締め政策実施後、銀行が直ちに λ を調整できないと想定したが、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的であり、また、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的である場合、金融引締めによる預金の減少分は預金以外の資金調達手段、若しくは、保有する債券の売却により補完し、銀行貸出を一定に維持することができる。上記のモデルに即して言えば、 λD が一定である状態、すなわち、 $\lambda dD = Dd\lambda$ である。この結果、(18)式の右辺の第1要素が0となり、 dY/dB は $\frac{a_{12}}{\Delta} m$ となる。金融政策の銀行貸出を通じた波及経路が機能しなくなることになる。

以上の考察に基づき、情報の非対称性が存在する下で金融政策の信用経路を通じる効果を評価する際、規模などの企業属性を考慮する必要がある。また、広義の金利経路が存在するためには、貨幣需要の利子弾力性が無限大ではないことが満たされる必要があり、銀行貸出経路が存在するためには、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的ではないこと、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的ではないことが満たされる必要がある。

3. モデル

本節では、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。なお、その際、借入需要関数と貸出供給関数をそれぞれ定式化する。これは、第1章の図1-1に示した通り、1990年代半ば頃から、バブルの崩壊に伴い、企

業部門の資金需要が不足から余剰へと転換し、このため、貸出市場では信用割当が存在し、貸出の量は供給側の要因のみによって決定されるとした星（2000）の仮定が成立しなくなる可能性が考えられるからである。また、クロスボーダー金融取引において、ライセンス規制や、通貨の交換、流通、送金などの外国為替規制が依然存在するため、信用市場の国際的統合が十分進展しておらず、内外金融資産の収益率は国際的な金利裁定を通じて一致するとした星（2000）の仮定が必ずしも成立しないことが考えられる。したがって、本論文では、海外との取引を考慮しない閉鎖経済を想定し、モデルの構築を行なう。

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、本章では、物価水準を考慮したモデルへと拡張する。なお、以下では、簡単化のため、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な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ためである。このとき、借手は、 $\{\alpha\rho + (1-\alpha)i - f(\alpha)\}I_t$ 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、本章では、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 (AS) 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。

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

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

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

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

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

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

$$rs_t^s = a_{rss} - a_{rss,y}y_t - a_{rss,p}p_t, \quad a_{rss,y}, a_{rss,p} > 0 \quad (18)$$

なお、(13), (14)式において、 $a_{ls,i} > a_{rsd,i} > 0$ 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、

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

を得る。 $a_{ls,i} > a_{rsd,i} > 0$ 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、

$$y_t = \frac{a_{yd}(a_{ld,\rho} + a_{ls,\rho}) - a_{yd,\rho}(a_{yd} - a_{ls} + a_{r_{ss}})}{a_{yd,\rho} + a_{ls,\rho} + a_{ld,y} a_{yd,\rho}} - \frac{a_{yd,\rho}}{a_{yd,\rho} + a_{ls,\rho} + a_{ld,y} a_{yd,\rho}} p_t - \frac{a_{yd,i}(a_{ld,\rho} + a_{ls,\rho}) + a_{yd,\rho}(a_{ld,i} + a_{ls,i} - a_{rsd,i})}{a_{yd,\rho} + a_{ls,\rho} + a_{ld,y} a_{yd,\rho}} i_t + \frac{a_{yd,\rho}}{a_{yd,\rho} + a_{ls,\rho} + a_{ld,y} a_{yd,\rho}} rs_t^s \quad (20)$$

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、本論文のモデルでは、(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 rs 、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。

4. 結びにかえて

本章では、星 (2000) に従い、銀行貸出の総需要への影響を考慮した開放体制のマクロ

経済モデルを用い、金融政策の効果波及経路を論述した。その上、Bernanke and Blinder (1988)モデルに基づき、IS 曲線(16)式、AS 曲線(17)式、金融政策ルール（貨幣供給ルール）(18)式、貨幣需要関数(21)式、借入需要関数(12)式、貸出供給関数(19)式の 6 本の式からなるマクロ経済モデルを提示した。

4 章以降は、このモデルに基づき、マクロデータを用い、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。その際、マクロデータの利用に伴う識別性の問題に留意し、(1) mix 変数を用いた VAR モデル、(2) SVAR モデル（非リカーシブ、ブロック・リカーシブ）、(3)符号制約 VAR モデル、(4)共和分分析に基づいた VECM、(5)ベイズ推定という 5 通りの手法を用い、銀行規模や貸出先の企業規模を考慮した分析を行なう。

第4章 mix変数を用いたアプローチ

1. はじめに

これまで、銀行貸出経路について、多くの実証分析がマクロデータを用い、行なわれてきた。しかしながら、第1章で述べた通り、これらのマクロデータを用いた分析では、銀行貸出の変化が、借入需要に起因するものであるか、または、貸出供給に起因するものであるかという識別問題が生じる。すなわち、金融政策ショックによる金利の変動は、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銀行借入の変化によるものであるかを識別できないのである。

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、Kashyap, Stein and Wilcox (1993)では「mix変数」を用いる方法を提示した。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、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。

本章では、Kashyap, Stein and Wilcox(1993)に従い、mix変数を用い、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。その際、企業規模別の資金調達行動の差異を考慮した分析を行なう。

分析の結果、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が示された。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。

本章の構成は、以下の通りである。第2節では、企業の資金調達行動に着目する方法を用いた先行研究をサーベイする。第3節では、第三章で提示したモデルに基づき、mix変

数による分析を行なう。第4節は、結論である。

2. 先行研究

本節では、銀行貸出経路に関する企業の資金調達行動に着目するアプローチに基づいた先行研究を概観する。

Bernanke and Blinder (1988), Kashyap and Stein (1994)に基づけば、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。

こうした企業の資金調達において、銀行借入と社債等の債券発行が完全代替的でないことは、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ることを通じて、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ることを可能にし、銀行貸出経路が存在するための必要条件とされる。したがって、銀行貸出経路の存在を解明するためには、企業の資金調達行動を分析することが意義があると思われる。

但し、先述の通り、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、この結果、マクロデータを用いた分析では、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、いわゆる識別性の問題が生じる。

これに関し、Gertler and Gilchrist (1993), Oliner and Rudebusch (1996)等は、企業規模別の資金調達行動の差異に着目し、資本市場が不完全な下、規模の小さい企業ほど、社債等の債券発行による資金調達の際、資本市場で要求される外部プレミアムが高くなるがゆえに銀行からの借入依存度が高くならざるをえないことから、規模の小さい企業が、規模の大きい企業と比較し、金融政策の変化による貸出供給の変動に大きく影響されることを想定し、実証分析に用いるデータを企業規模に基づき細分化することで、銀行貸出経路の存在

を分析する方法を提示した。

Gertler and Gilchrist (1993)は、1975年第1四半期から1991年第4四半期までの四半期データを用い、実質GNP、インフレ率、名目FFレート、金融変数（総貸出、ビジネス・ローン、証券、不動産ローン、大口定期性預金、消費者ローン、N.E.C. 銀行貸出、CP、買掛債務、売掛債権）の4変数からなるVARモデルに基づき、FFレートの上昇ショックに対する金融変数のインパルス応答関数を推計し、金融政策の波及メカニズムにおける信用市場の不完全性の役割を検証した。その際、データを企業の資産規模を基に、資産10億ドル以下の「小企業」と資産10億ドル以上の「大企業」に分け、分析を行なった。その結果、金融引締政策後、製造業において、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が示された。

同様に、Gertler and Gilchrist (1994)は、1960年第1四半期から1991年第4四半期までの四半期データを用い、売上高、在庫、短期負債、売上高に対する在庫の比率、売上高に対する短期負債の比率、実質GNP成長率、およびインフレ率にRomer episodes ダミー変数（Romer and Romer (1990)で定義された金融政策の転換日 Romer dates および1966年のクレジット・クラッシュを含む四半期を「1」とするダミー変数）、または、FFレートを加えたVARモデルに基づき、金融政策変更に対する各変数のインパルス応答関数を推計し、金融政策の製造業への影響を企業規模別に分析した。その結果、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が示された。

Oliner and Rudebusch (1996)は、1958年第4四半期から1992年第4四半期までの四半期データを用い、投資を被説明変数、1期前のキャッシュフローを説明変数、ラグ付き投資、ラグ付き純売上高、およびラグ付き資本コストをコントロール変数とした投資関数を最小二乗法により推定し、信用経路の存在を企業規模別に検証した。その結果、金融引締め後、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こと、および、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ことが示された。

上記の企業規模別の資金調達行動の差異を考慮したデータの細分化による識別性問題の解決方法のほか、Kashyap, Stein and Wilcox (1993)は、「mix 変数」を用いる方法を提唱した。Kashyap, Stein and Wilcox (1993)に基づけば、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を増大させる一方、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。したがって、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 変数を用いることで、借入需要の変化が、銀行借入の代替的な資金調達手段である CP の変化としてとらえられ、この結果、借入需要要因と貸出供給要因を識別できるとされている。

Kashyap, Stein and Wilcox (1993)は、1963年第1四半期から1989年第4四半期までの四半期データを用い、標本期間中における金融引締め後の mix 変数の動きを考察した上、mix 変数を自己のラグ、GNP 成長率および金融政策指数（FF レート、CP レートから TB レートを引いたスプレッド、Romer dates を含む四半期を「1」とするダミー変数、Romer dates と1966年のクレジット・クラッシュを含む四半期を「1」とするダミー変数の4指標のうちのいずれか）に回帰させ、Granger の因果性検定によって、金融政策指数の mix 変数に対する予測力を検証した。さらに、加速度原理、新古典派投資理論、トービンの q 理論のそれぞれの投資理論に基づく投資関数に mix 変数を加えた回帰式、および、景気循環的要因（稼働率、雇用、住宅着工件数、個人消費、個人所得、失業、工業生産、耐久財受注、小売売上高）を被説明変数とした回帰式を推定し、mix 変数が経済活動の先行きに対して説明力を持つかを分析した。その結果、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対して十分な予測力を持つことを示した。

黒木（1993）は、日本における長期資金の信用割当の存在を考慮し、mix 変数を長期信用と総信用で区別し、(1)長期金融機関借入金と社債（固定負債項目）の合計に対する長期金融機関借入金の比率、(2)長期のその他借入金、短期のその他借入金、および社債（固定負債項目）の合計に対する長期金融機関借入金の比率、(3)長期のその他借入金、短期のその他借入金、社債（固定負債項目）、およびその他（固定負債項目）の合計に対する長期金融機関借入金の比率、(4)長期のその他借入金、短期のその他借入金、および社債（固定負債項目）の合計に対する総金融機関借入金（長期金融機関借入金と短期金融機関借入金の合計）の比率、(5)負債（総額）から受け取り手形・売掛金を控除した額に対する総金融機関借入金の比率、とより広義に mix 変数を定義した。黒木(1993)では、Kashyap, Stein and Wilcox (1993)に従い、1968年第3四半期から1991年第3四半期までの四半期データを用い、金融引締め開始後の mix 変数の動きを考察した上、mix 変数を自己のラグ、実質 GNP 成長率および金融引締めダミー変数（コールレートと公定歩合が同時に上方ジャンプした

ときを「1」とするダミー変数)に回帰させ、Grangerの因果性検定によって、金融引締め政策のmix変数に対する予測力を検証した。さらに、mix変数、ラグ付き投資、コールレート、および売上高増分を説明変数とした投資関数を推定し、日本における信用経路の存在を企業規模別に分析した。その結果、金融引き締めに伴い、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こと、および、小規模企業の投資はmix変数から有意な影響を受けることが示された。

Miron, Romer and Weil (1994)は、Kashyap, Stein and Wilcox (1993)に基づき、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、アメリカにおける銀行貸出経路の重要性を検証した。Miron, Romer and Weil (1994)では、1919年から1991年までの標本期間を、1919年から1940年、1947年から1970年、1971年から1991年の3つの期間に分け、金融政策ショック発生後のmix変数の動きを考察した。その結果、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ことを示した。

Oliner and Rudebusch (1995)は、CPのみでは借入需要要因を捉えきれないとし、Kashyap, Stein and Wilcox (1993)で定義されたmix変数を用いたほか、(1)銀行借入額、CP発行額およびその他短期負債額の合計に対する銀行借入額の比率、(2)銀行借入額、CP発行額、その他短期負債額、および買掛債務の合計に対する銀行借入額の比率の2通りに定義されるmix変数も用いた。Oliner and Rudebusch (1995)では、1973年第4四半期から1991年第2四半期までの四半期データを用い、mix変数を被説明変数、ラグ付きmix変数および金融政策指数(FFレート、または、Romer datesを含む四半期を「1」とするダミー変数)を説明変数とした回帰式を推定した上、金融政策がmix変数を構成するそれぞれの短期負債へ与えた影響についてさらなる回帰分析を行なった。その結果、金融引締め後、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、金融引締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ことを示した。

以上の考察に基づき、本章では、企業規模別の資金調達行動の差異を考慮したデータの細分化と、mix変数による分析手法を併用し、2000年以降の銀行貸出経路の有効性を分析する。

3. 実証分析

3-1. 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

証分析を行なう。

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3章で提示したモデルにおける α に相当する。企業は、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、銀行は他の資金の貸手よりも効率的に借手の監視を行な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ためである。このとき、借手は、 $\{\alpha\rho_i + (1-\alpha)i - f(\alpha)\}I_i$ 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。

(2)式より、準備預金 rs の増加に対する mix 変数 α の変化は、

$$\frac{d\alpha^*}{dRS} = F' \cdot \frac{d(\rho - i)}{dRS} \quad (3)$$

で与えられる。ここで、銀行貸出経路が存在するには必要とされる条件(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¹。

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

$$\frac{dL}{dRS} = \frac{d\alpha^*}{dRS} I + \alpha^* \frac{dI}{dRS} \quad (4)$$

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

¹ 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。

$O = (1 - \alpha^*)I$ の変化は,

$$\frac{dO}{dRS} = -\frac{d\alpha^*}{dRS}I + (1 - \alpha^*)\frac{dI}{dRS} \quad (5)$$

で与えられる。したがって、準備預金の増加に対して、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、 $d\alpha^*/dRS > 0$ 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、準備預金 rs 、スプレッド $\rho - i$ 、mix 変数 mix に、経済活動を示す変数（実質所得 y と物価水準 p ）を加えた VAR モデルに基づき、インパルス応答関数分析、予測誤差の分散分解分析を行ない、銀行貸出経路を実証分析する。なお、変数は、外生性が高いと考えられる順序 [$y_t, p_t, rs_t, \rho_t - i_t, mix_t$] 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。

3-2. 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なう。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、後述の構造 VAR モデルや VECM 等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²。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 1 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

² 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。

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³。

表4-1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、

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

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

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

と定義した⁴。

また、表4-1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

³ 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、本章における分類は、大企業と中小企業の分類には対応していない。

⁴ Kashayp, 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、Kashayp, Stein and Wilcox (1993)に対応する*mix*変数は作成できなかった。

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 3 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。

3-3. 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 4-1 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 変数が低下したと考えられる⁵。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 4-2 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

⁵ 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。

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。なお、各変数に関する詳細な分散分解の結果は参考資料にまとめた。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る。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。

4. おわりに

本章では、企業の資金調達行動に着目する方法を用い、マクロデータによって、2000 年代以降の日本の銀行貸出経路の存在を実証分析した。分析においては、マクロデータの利用に伴う識別性の問題に留意し、Kashyap, Stein and Wilcox (1993)に従い、mix 変数を用い、企業規模も考慮した分析を行なった。具体的には、準備預金 rs 、スプレッド $\rho - i$ 、mix 変数 mix に、経済活動を示す変数（実質所得 y と物価水準 p ）を加えた VAR モデルに基づき、インパルス応答関数分析、予測誤差の分散分解分析を行ない、銀行貸出経路が存在するには必要とされる条件(2)が満たされたかどうかを検証した。

分析の結果、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が示された。

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。

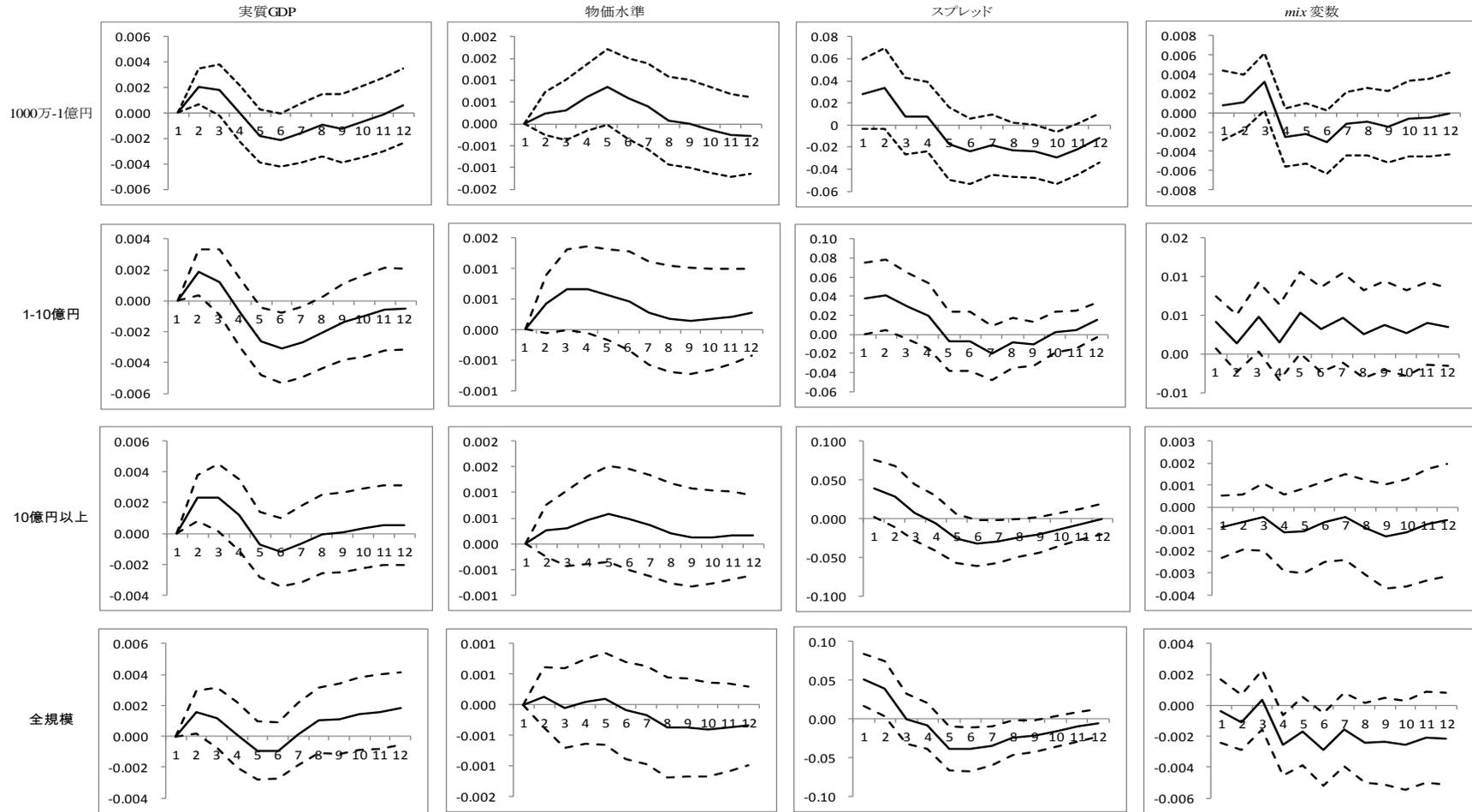
但し、mix 変数を用いた分析には、以下の問題点が存在することに留意が必要である。第一に、(3)式では、銀行の資産運用において、銀行貸出と債券保有は不完全代替であることが想定されているが、もし代替的であるならば、(3)式のスプレッドはゼロとなり、準備預金の変化に対し mix 変数は変化しない。このため、準備預金のショックに対する mix 変数のインパルス応答が有意でないことは、貸出供給が変化しなかったことによるのか、銀行貸出と債券保有が完全代替であったことによるのかを識別できない。

第二に、(3)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、社債等により資金調達を行ない、この結果、mix 変数が低下する可能性もある。

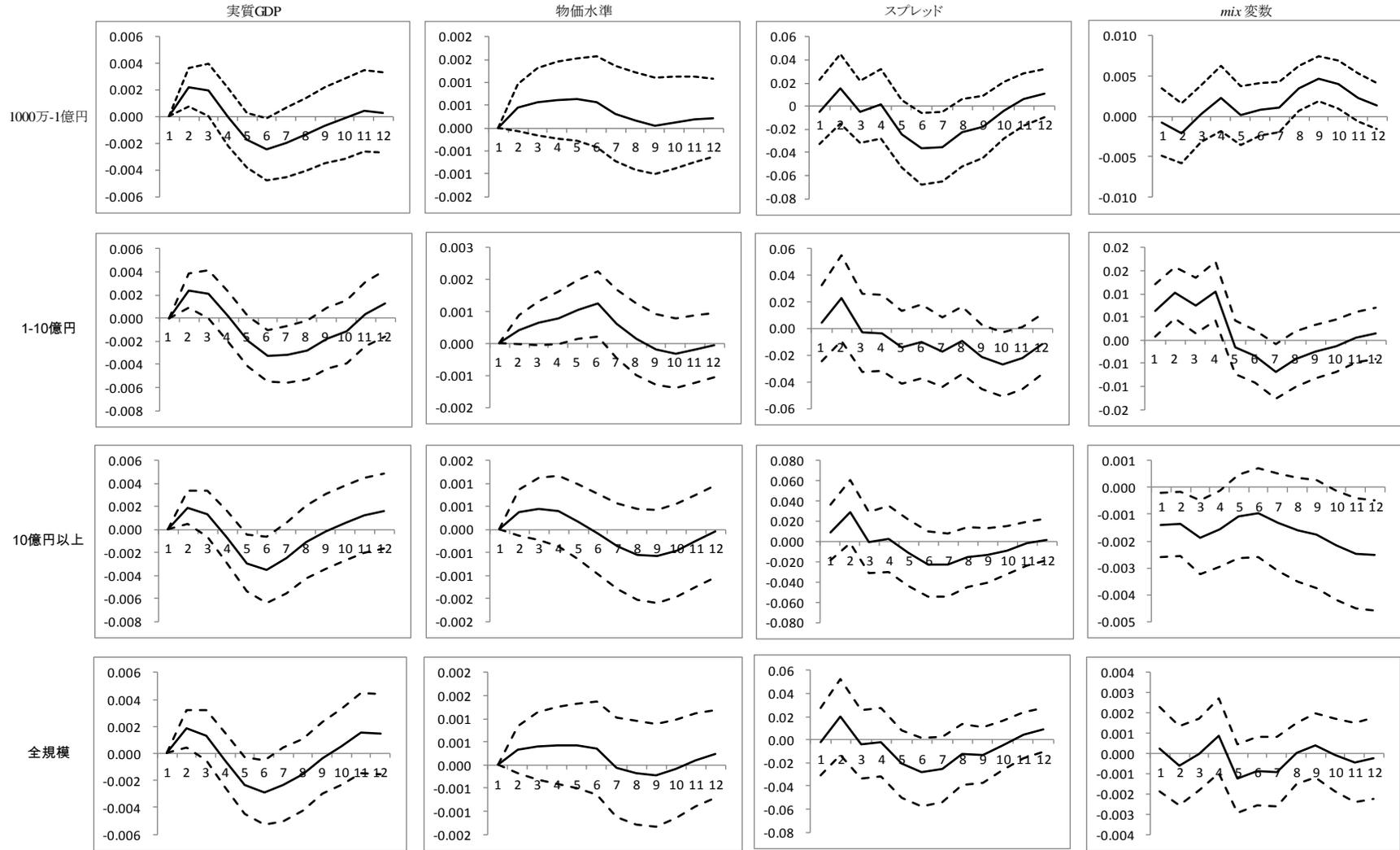
したがって、これらについては更なる検証が必要となろう。

図表

図 4-1 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
(a) 短期信用 (mixs)



(b) 長期信用 (*mixl*)



(c) 総信用 (mixt)

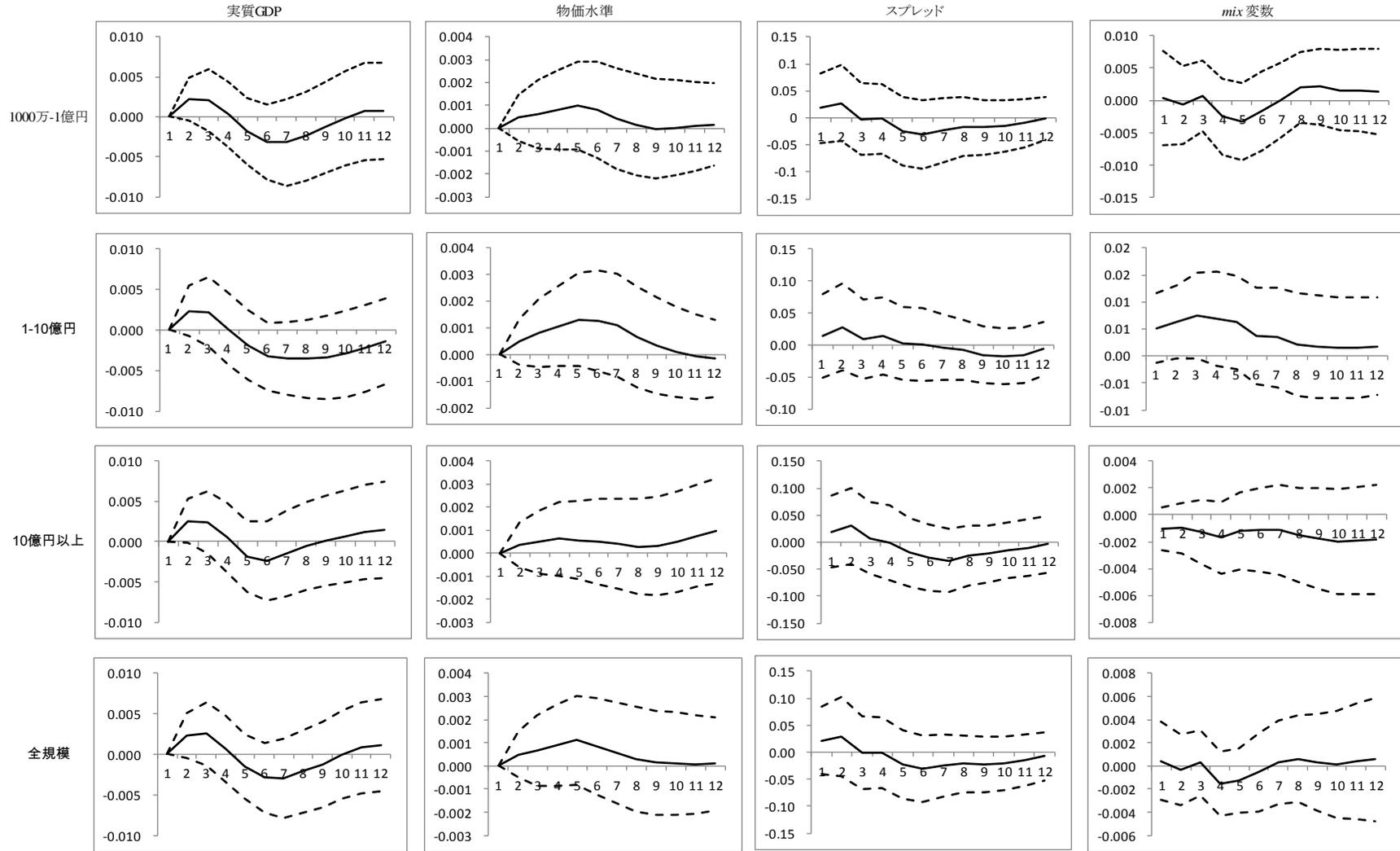


表 4-1 記述統計量：mix 変数

	(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

(出所) 財務省「法人企業統計」より作成

表 4-2 予測誤差の分散分解

(a) 短期信用 (*mixs*)

期間	1000万-1億円				1-10億円				10億円以上				全規模			
	<i>rs</i> → <i>ρ-i</i>	<i>ρ-i</i> → <i>mix</i>	<i>rs</i> → <i>mix</i>	<i>mix</i> → <i>y</i>	<i>rs</i> → <i>ρ-i</i>	<i>ρ-i</i> → <i>mix</i>	<i>rs</i> → <i>mix</i>	<i>mix</i> → <i>y</i>	<i>rs</i> → <i>ρ-i</i>	<i>ρ-i</i> → <i>mix</i>	<i>rs</i> → <i>mix</i>	<i>mix</i> → <i>y</i>	<i>rs</i> → <i>ρ-i</i>	<i>ρ-i</i> → <i>mix</i>	<i>rs</i> → <i>mix</i>	<i>mix</i> → <i>y</i>
1	5.0	0.0	0.3	0.0	6.4	0.3	8.2	0.0	6.8	4.6	2.0	0.0	13.8	0.0	0.2	0.0
2	6.6	0.0	0.7	0.0	9.5	0.2	6.0	0.1	6.5	6.8	2.2	3.0	13.1	0.1	1.4	0.1
3	5.5	0.4	3.7	4.0	10.3	0.5	7.1	0.1	5.8	6.1	1.6	8.6	11.6	1.5	1.1	4.8
4	5.2	0.9	4.4	9.7	9.8	1.1	6.0	0.6	5.0	7.0	2.4	12.5	10.9	2.5	4.8	11.8
1-4期	5.6	0.3	2.3	3.4	9.0	0.5	6.8	0.2	6.1	6.1	2.0	6.0	12.3	1.0	1.9	4.2
5	5.2	2.8	4.8	12.4	9.3	1.0	7.7	1.5	6.1	9.2	2.7	10.4	13.0	3.7	4.9	13.4
6	6.0	4.6	5.6	11.8	8.6	2.1	7.3	2.3	7.8	8.3	2.4	7.9	15.1	6.3	6.8	12.4
7	6.5	5.0	5.0	13.4	9.0	2.7	7.7	3.6	9.3	6.9	2.0	6.5	16.8	6.7	6.3	12.8
8	7.3	5.3	4.6	13.5	8.8	4.2	7.4	7.1	10.1	5.9	2.0	5.7	17.5	7.5	6.7	12.7
5-8期	6.3	4.4	5.0	12.8	8.9	2.5	7.5	3.6	8.3	7.6	2.3	7.6	15.6	6.0	6.2	12.8
9	8.2	5.1	4.3	13.1	8.7	5.4	7.5	11.8	10.7	5.2	2.3	5.2	18.0	8.2	7.0	12.0
10	9.5	5.3	4.0	12.6	8.5	6.0	7.5	16.4	10.9	4.7	2.4	4.9	18.2	8.7	7.4	11.3
11	10.0	5.3	3.6	12.1	8.5	6.6	7.9	20.4	10.8	4.2	2.3	4.7	18.1	8.9	7.4	10.9
12	9.8	5.5	3.3	11.7	8.8	6.9	8.2	23.7	10.6	3.9	2.2	4.6	17.8	9.0	7.4	10.7
9-12期	9.4	5.3	3.8	12.4	8.6	6.2	7.8	18.1	10.7	4.5	2.3	4.9	18.0	8.7	7.3	11.2
全期間	7.1	3.3	3.7	9.5	8.8	3.1	7.4	7.3	8.4	6.1	2.2	6.2	15.3	5.2	5.1	9.4

(b) 長期信用 (*mixl*)

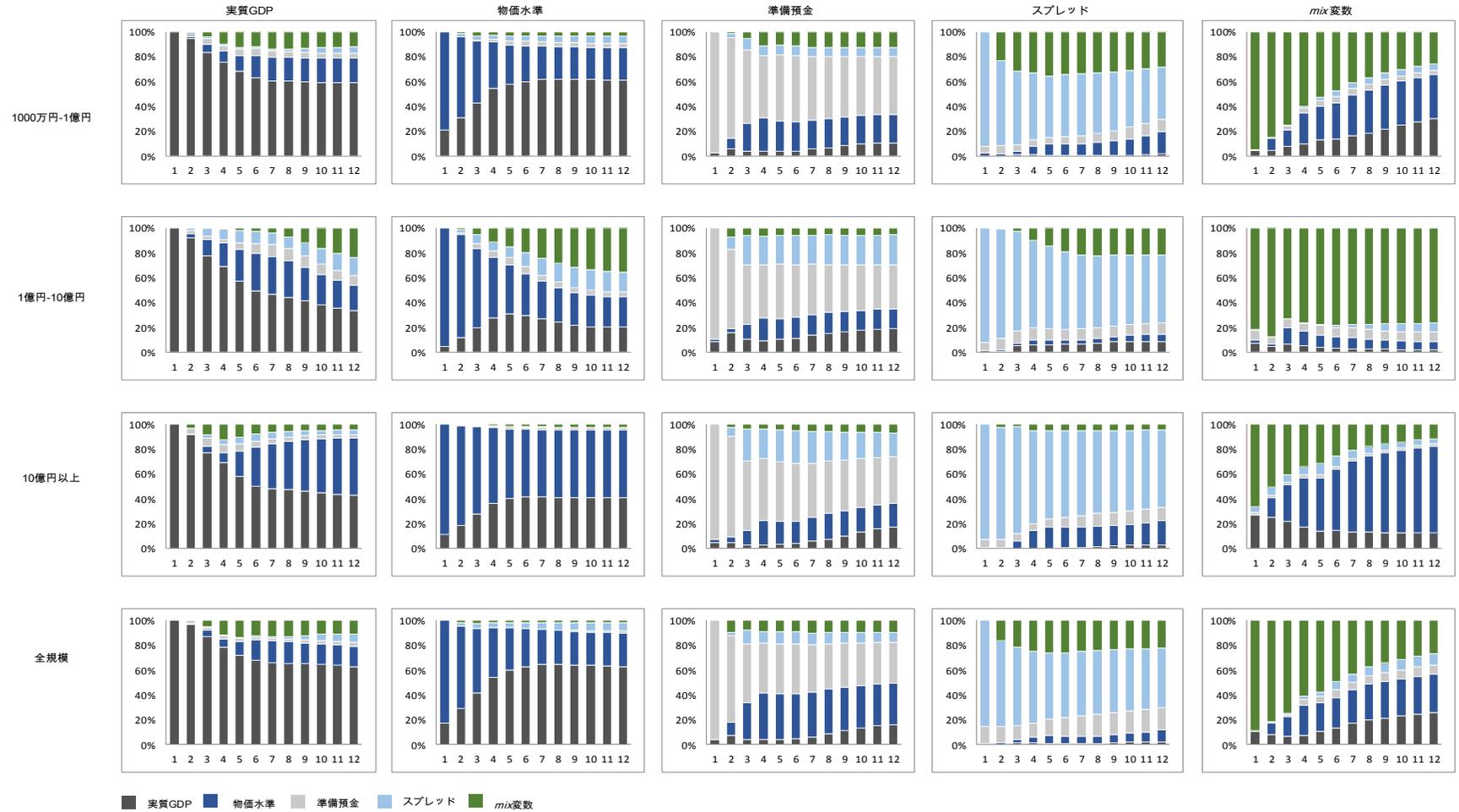
期間	1000万-1億円				1-10億円				10億円以上				全規模			
	<i>rs</i> → <i>ρ-i</i>	<i>ρ-i</i> → <i>mix</i>	<i>rs</i> → <i>mix</i>	<i>mix</i> → <i>y</i>	<i>rs</i> → <i>ρ-i</i>	<i>ρ-i</i> → <i>mix</i>	<i>rs</i> → <i>mix</i>	<i>mix</i> → <i>y</i>	<i>rs</i> → <i>ρ-i</i>	<i>ρ-i</i> → <i>mix</i>	<i>rs</i> → <i>mix</i>	<i>mix</i> → <i>y</i>	<i>rs</i> → <i>ρ-i</i>	<i>ρ-i</i> → <i>mix</i>	<i>rs</i> → <i>mix</i>	<i>mix</i> → <i>y</i>
1	0.2	0.5	0.2	0.0	0.1	9.9	7.6	0.0	0.7	6.8	7.9	0.0	0.0	10.2	0.1	0.0
2	1.2	0.4	1.2	1.3	2.4	12.4	18.0	0.8	4.1	15.3	10.3	1.7	1.6	12.2	0.4	0.9
3	1.0	0.8	1.0	1.3	2.1	16.4	20.5	1.6	3.1	14.4	13.4	2.6	1.4	11.5	0.4	1.0
4	0.8	6.1	1.8	1.3	2.0	22.6	24.4	2.4	2.5	12.5	15.0	2.4	1.1	12.8	1.0	1.0
1-4期	0.8	1.9	1.1	1.0	1.7	15.3	17.7	1.2	2.6	12.3	11.6	1.7	1.0	11.7	0.5	0.7
5	2.2	10.0	1.7	1.0	2.6	23.8	23.7	5.8	2.7	10.4	12.6	2.7	2.3	12.9	2.1	1.6
6	5.1	10.4	1.8	0.8	2.7	22.5	23.1	6.6	3.8	10.1	11.4	2.7	4.2	12.2	2.4	2.3
7	7.5	9.8	1.9	0.8	3.5	22.5	24.2	9.3	5.0	8.9	11.1	2.5	5.7	11.3	2.6	3.5
8	8.5	9.3	3.4	0.7	3.6	24.6	23.4	10.7	5.5	8.0	11.8	2.3	6.0	10.7	2.3	3.7
5-8期	5.8	9.9	2.2	0.8	3.1	23.3	23.6	8.1	4.2	9.3	11.7	2.5	4.6	11.8	2.3	2.8
9	9.0	8.6	6.1	0.7	4.8	25.9	22.5	10.6	5.8	7.3	12.8	2.2	6.4	10.8	2.1	3.4
10	9.0	7.9	7.5	0.7	6.7	26.4	21.4	10.3	6.0	7.0	15.0	2.3	6.4	11.2	1.9	3.3
11	8.9	7.6	7.8	0.7	7.8	26.0	20.2	9.7	5.9	7.1	17.6	2.6	6.4	11.6	1.8	3.2
12	9.0	7.7	7.8	0.7	7.8	24.9	19.0	9.2	5.7	7.5	20.2	3.1	6.5	12.2	1.7	3.1
9-12期	9.0	8.0	7.3	0.7	6.8	25.8	20.8	10.0	5.8	7.2	16.4	2.5	6.4	11.4	1.9	3.3
全期間	5.2	6.6	3.5	0.8	3.8	21.5	20.7	6.4	4.2	9.6	13.3	2.2	4.0	11.6	1.6	2.2

(c) 総信用 (mixt)

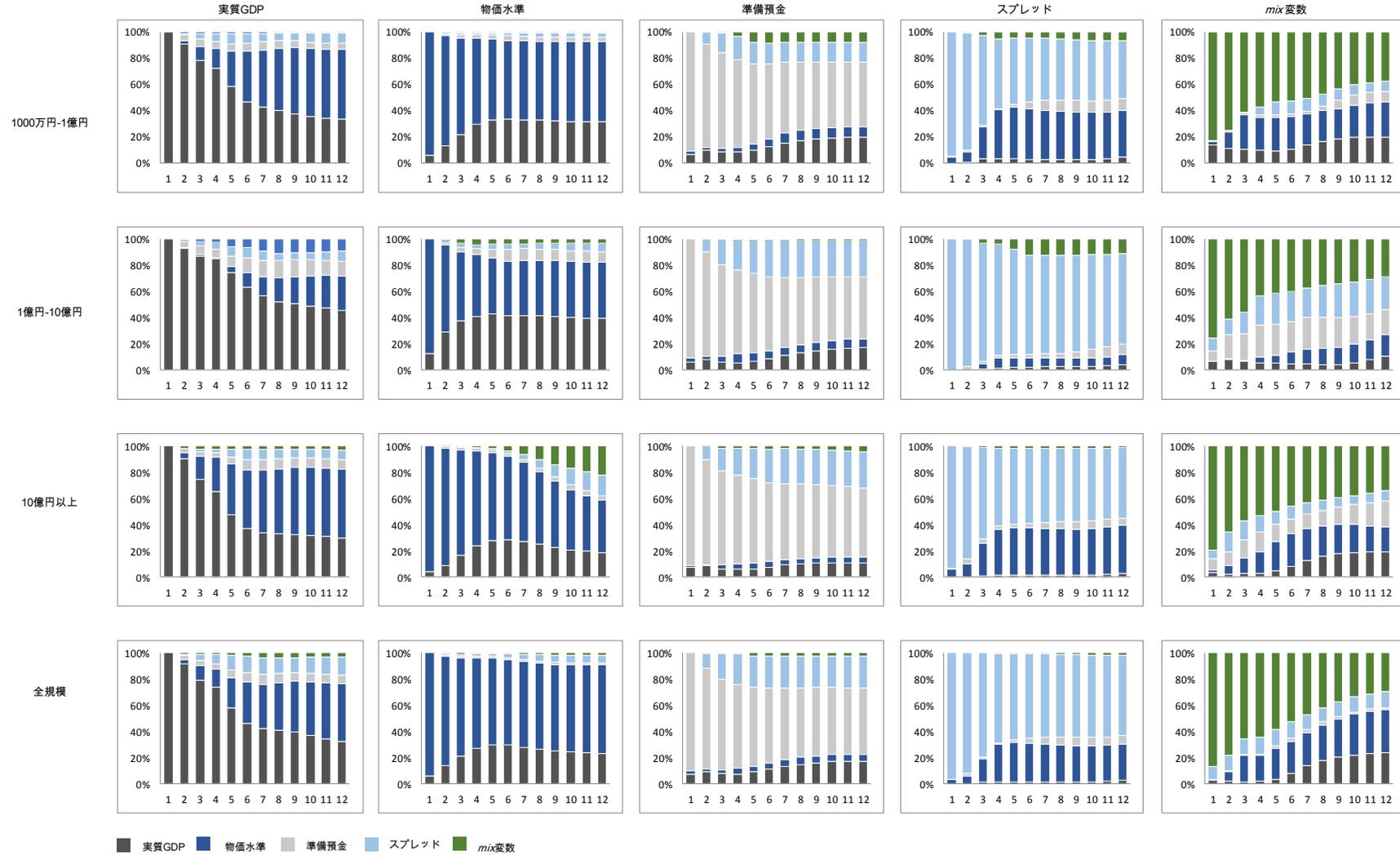
期間	1000万-1億円				1-10億円				10億円以上				全規模			
	<i>rs</i> → <i>ρ-i</i>	<i>ρ-i</i> → <i>mix</i>	<i>rs</i> → <i>mix</i>	<i>mix</i> → <i>y</i>	<i>rs</i> → <i>ρ-i</i>	<i>ρ-i</i> → <i>mix</i>	<i>rs</i> → <i>mix</i>	<i>mix</i> → <i>y</i>	<i>rs</i> → <i>ρ-i</i>	<i>ρ-i</i> → <i>mix</i>	<i>rs</i> → <i>mix</i>	<i>mix</i> → <i>y</i>	<i>rs</i> → <i>ρ-i</i>	<i>ρ-i</i> → <i>mix</i>	<i>rs</i> → <i>mix</i>	<i>mix</i> → <i>y</i>
1	2.1	0.4	0.1	0.0	1.1	2.6	14.5	0.0	2.2	4.7	8.4	0.0	0.9	0.3	0.4	0.0
2	3.8	0.5	0.3	0.2	3.7	2.6	23.3	0.1	4.5	7.8	8.7	0.0	0.8	1.3	2.3	0.2
3	3.2	1.1	0.4	1.8	3.6	2.4	28.0	0.2	3.8	7.3	9.0	1.2	1.0	1.8	4.3	2.3
4	2.8	6.2	2.5	2.2	3.9	5.7	29.7	0.5	3.1	6.2	11.4	5.5	1.4	1.7	4.9	3.7
1-4期	3.0	2.1	0.8	1.1	3.1	3.3	23.9	0.2	3.4	6.5	9.4	1.7	1.0	1.3	3.0	1.6
5	4.1	10.3	4.8	3.8	3.7	5.0	31.1	2.4	3.7	5.8	9.9	7.0	1.8	1.4	4.4	5.6
6	6.1	12.8	4.9	5.7	3.4	5.2	28.6	3.6	5.4	5.2	9.0	6.4	2.2	1.2	3.7	6.6
7	7.1	12.5	4.5	9.8	3.2	6.9	26.5	6.4	7.6	4.7	8.5	5.7	2.6	1.1	3.2	10.0
8	7.6	11.4	4.8	11.0	3.3	10.6	24.0	10.5	8.6	4.2	9.0	5.1	2.8	1.1	3.0	11.7
5-8期	6.2	11.8	4.8	7.6	3.4	6.9	27.5	5.7	6.3	5.0	9.1	6.1	2.3	1.2	3.6	8.4
9	8.1	10.4	5.1	10.5	3.7	12.4	22.1	13.4	9.4	3.7	10.0	4.8	2.9	1.1	3.0	11.6
10	8.5	9.4	5.0	9.8	4.3	14.1	20.6	15.7	9.6	3.6	11.6	4.8	2.9	1.1	3.1	11.2
11	8.6	8.7	4.9	9.2	4.7	15.6	19.3	17.1	9.7	3.6	12.8	5.1	2.9	1.1	3.3	10.7
12	8.4	8.3	4.9	8.8	4.7	16.2	18.3	17.7	9.5	3.7	13.7	5.6	2.9	1.2	3.4	10.3
9-12期	8.4	9.2	5.0	9.6	4.4	14.6	20.1	16.0	9.6	3.6	12.0	5.1	2.9	1.1	3.2	11.0
全期間	5.9	7.7	3.5	6.1	3.6	8.3	23.8	7.3	6.4	5.0	10.2	4.3	2.1	1.2	3.3	7.0

参考資料

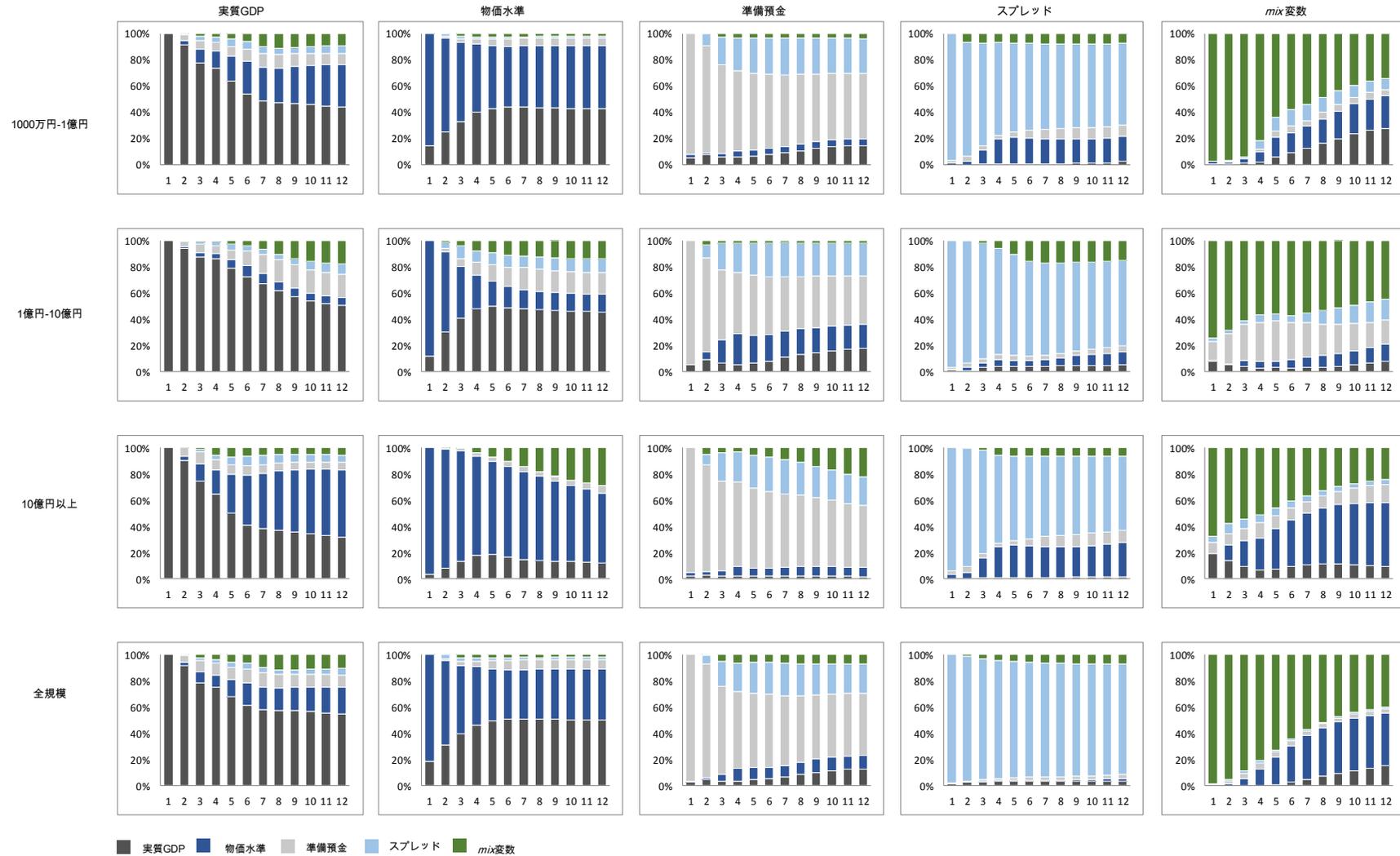
図 4-2 予測誤差の分散分解
(a) 短期信用 (*mixs*)



(b) 長期信用 (mix)



(c) 総信用 (mixt)



第5章 構造 VAR モデルに基づくアプローチ

1. はじめに

第4章では、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、Kashyap, Stein and Wilcox (1993)の提唱した「mix変数」（銀行貸出額とCP発行額の合計に対する銀行貸出額の比率）を用い、企業規模別の資金調達行動の差異を考慮した分析を行なった。

しかしながら、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。準備預金 rs の増加に対する mix 変数 α の変化 $\frac{d\alpha^*}{dRS} = F' \frac{d(\rho-i)}{dRS}$ 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、もし代替的であるならば、スプレッド $\rho - i$ 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。

上述の問題点を解消するため、本章では、銀行の資産運用行動に着目する方法を用いる。その際、第3章で提示したマクロ経済モデルに基づき、借入需要ショックと貸出供給ショックをそれぞれ識別可能にする構造VAR (Structural VAR, 以下SVAR) モデルを定式化した上、銀行規模別の差異を考慮した分析を行なう。

分析の結果、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、最も強く確認された。これは、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第4章の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。

本章の構成は、以下の通りである。第2節では、銀行貸出経路に関する VAR モデルを用いた先行研究をサーベイする。第3節では、実証分析に用いる SVAR モデルを提示し、分析を行なう。第4節は、結論である。

2. 先行研究

本節では、銀行貸出経路に関するVARモデルを用いた先行研究を概観する。

VARモデルを用いた多くの分析においては、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。

例えば、Bernanke and Blinder (1992)は、1959年7月から1989年12月までの月次データを用い、Grangerの因果性検定によって、FFレート、TBレート、国債金利、マネーサプライ (M1, M2) のそれぞれの実体経済変数に対する予測力を検証し、FFレートが実体経済変数の予測における優れた指標であることを示した。その上、FFレートを金融政策変数として、それに失業率、消費者物価指数、および銀行バランス・シート変数（預金、有価証券、貸出）のそれぞれを加えたVARモデルを用い、FFレート上昇ショックに対する銀行のバランス・シート変数のインパルス応答関数を推計した。その結果、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 (M1, M2) , 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、Grangerの因果性検定を行ない、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経路のほうが相対的に重要であった可能性を示した。

Dale and Halden (1994)は、1974年6月から1992年10月までの月次データを用い、政策金利、為替レート、株価、銀行貸出、預金、生産、物価の7変数からなるVARモデルに基づき、政策金利の上昇ショックに対する各変数のインパルス応答関数を推計し、イギリスの金融政策効果波及経路を個人、企業部門別に検証した。その結果、イギリスの金融政策効果波及経路において、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ことが示された。

宮川・石原 (1997) は、1977年3月から1995年11月までの月次データを用い、銀行行動の変化とマクロ経済への影響を銀行別、および、企業規模別に検討した。ハイパワードマネー、資本勘定（銀行の自己資本を表す変数）、危険資産に対する安全資産の比率（銀行の資産運用行動を表す変数）、生産指数の4変数についてGrangerの因果性検定を行ない、その

結果、マクロ全体では、ハイパワードマネーから生産への影響のみが確認され、銀行の資産運用行動などからの影響は確認されなかった。但し、企業規模別でみた場合、中小企業ではハイパワードマネーから銀行貸出行動への影響、および、銀行貸出行動から生産への影響が確認された。

しかしながら、これらの分析に用いられるVARモデルは誘導方程式であり、その各方程式の誤差項が様々な独立な攪乱項ショックの合成と考えられるため、その推定結果から、独立な貨幣供給ショック、貸出供給ショックを識別することが困難であり、またその推定結果に基づき、マネーと銀行貸出のそれぞれの経済活動へ与えた影響の大きさを議論することも困難である。

これに関し、SVARモデルを用いることで、経済理論に基づき制約を課すことによって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がある。

Fackler (1990)は、1960年第1四半期から1984年第4四半期までの四半期データを用い、実質軍事支出、マネタリーベース、マネーサプライ (M2)、GNPデフレーター、社債利回り、実質GNP、政府負債、民間部門の非金融部門負債からなるSVARモデルに基づき、アメリカにおける政府および民間部門の信用の経済活動への影響を検証した。その結果、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ことを示した。

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SVAR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。

Fackler and Rogers (1993)は、1973年第1四半期から1989年第1四半期までの四半期データを用い、政府支出、GNPデフレーター、実効為替レート、マネーサプライ (M2)、非金融部門負債、実質GNP、FFレートからなるSVARモデルに基づき、アメリカの信用経路について為替相場経路も考慮した分析を行なった。その結果、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こと、および、為替相場の変動が信用へ有意な影響を与えることが示された。

Walsh and Wilcox (1995)は、1959年1月から1994年12月までの月次データを用い、産出量、物価変化率、FFレート、プライムレート、銀行貸出の5変数からなるSVARモデルに基づき、

プライムレート上昇ショック（貸出供給ショックを示す）と銀行貸出増加ショック（借入需要ショックを示す）のそれぞれに対する各変数のインパルス応答関数分析、および、産出量と銀行貸出の変動に関する予測誤差の分散分解を行ない、その上、産出量の時系列推移を貸出供給ショック要因と借入需要ショック要因に分解し、その結果、貸出供給ショックは1961年の第4四半期から1990年の第2四半期にかけて、産出量の重要な決定要因であることが示された。

Holtemöller (2002)は、1975年1月から1998年12月までの月次データを用い、世界輸出価格、鉱工業生産指数、消費者物価指数、短期金融市場金利、スプレッド（貸出金利から債券利回りを引いたもの）、銀行貸出、実質実効為替相場の7変数からなるSVARモデルに基づき、ドイツにおける信用経路の存在を検証した。その結果、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こと、および、金融引締はスプレッド（外部ファイナンス・プレミアム）を拡大させる可能性が示された。

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SVARモデルによって、量的緩和政策の銀行貸出経路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、銀行貸出経路が機能していなかったことが示された。

しかしながら、これらのSVARモデルを用いた分析では、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、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性の問題が生じる。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、中川（2003）、Ford, *et al.* (2003)、畠田（1997）等が銀行間の資産運用行動の差異に着目し、銀行規模、または、貸出先企業の規模に基づくデータの細分化と、SVARモデルによる分析手法を併用することで、識別性問題の解決を試み、銀行貸出経路の存在を検証した。

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ない、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、銀行貸出経路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。

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SVARモデルによって、日本において銀行貸出経路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経路を通じる効果は、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、銀行貸出経路は、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。

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SVARモデルを使い、日本において銀行貸出経路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経路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SVAR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。

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経路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SVAR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SVAR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。

銀行間の資産運用行動の差異を考慮したデータの細分化と、SVARモデルによる分析手法を併用する方法のほか、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方法もある。

例えば、Safaeri and Cameron (2003)は、IS曲線、AS曲線、金融政策ルール、貨幣需要関数、貸出供給関数の5本の式より、産出量、物価、マネーストック、銀行貸出、金融政策変数（マネタリーベース、または、短期金融市場金利）の5変数を内生変数とするSVARモデルを定式化し、1956年第1四半期から1997年第2四半期までの四半期データを用い、個人、企業部門別にカナダの信用経路を検証した。その結果、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、消費者のほうで信用制約に直面していることを示した。

以上の考察に基づき、本章では、銀行間の資産運用行動の差異を考慮したデータの細分化と、SVARモデルによる分析手法を併用する方法を用い、2000年以降の銀行貸出経路の有効性を分析する。その際、第3章で提示したマクロ経済モデルに基づき、借入需要ショックと貸出供給ショックをそれぞれ識別可能にするSVARモデルを定式化する。

3. 実証分析

3-1. 非リカーシブ SVAR モデルによる分析

3-1-1. 分析方法

本節では、非リカーシブSVARモデルを用いた実証分析を行なう。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

$$AX_t = A_1X_{t-1} + A_2X_{t-2} + \dots + A_pX_{t-p} + B\varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d.(0, I_k) \quad (1)$$

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、(1)式に対応する誘導型 VAR モデルを、

$$X_t = C_1X_{t-1} + C_2X_{t-2} + \dots + C_pX_{t-p} + u_t, \quad u_t \sim i.i.d.(0, \Sigma_u) \quad (2)$$

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、(1)、(2)式より、

$$C_i = A^{-1}A_i, \quad (i=1,2,\dots,p) \quad (3)$$

$$u_t = A^{-1}B\varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Sigma_u = A^{-1}BB'(A^{-1})' \quad (5)$$

を得る。したがって、(4)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3章で提示したモデル

$$y_t^d = a_{yd} - a_{yd,i}i_t - a_{yd,\rho}\rho_t, \quad a_{yd,i}, a_{yd,\rho} > 0 \quad (6)$$

$$y_t^s = a_{ys} + a_{ys,p}p_t, \quad a_{ys,p} > 0 \quad (7)$$

$$rs_t^s = a_{rss} - a_{rss,y}y_t - a_{rss,p}p_t, \quad a_{rss,y}, a_{rss,p} > 0 \quad (8)$$

$$rs_t - p_t = (a_{rsd} + a_{dd}) + a_{dd,y}y_t - (a_{rsd,i} + a_{dd,i})i_t, \quad a_{dd,y}, a_{rsd,i}, a_{dd,i} > 0 \quad (9)$$

$$l_t^d - p_t = a_{ld} + a_{ld,y}y_t - a_{ld,\rho}\rho_t + a_{ld,i}i_t, \quad a_{ld,y}, a_{ld,\rho} > 0, a_{ld,i} \leq 0 \quad (10)$$

$$l_t^s = (a_{ls} - a_{rsd}) + a_{ls,\rho}\rho_t - (a_{ls,i} - a_{rsd,i})i_t + rs_t^s, \quad a_{ls,\rho} > 0, a_{ls,i} > a_{rsd,i} > 0 \quad (11)$$

に線形トレンド項と攪乱項を含め、これを、構造VARモデルによって表すと

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & a_{yd,i} & a_{yd,\rho} & 0 \\ -1/a_{ys,p} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{rss,y} & a_{rss,p} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -a_{dd,y}/(a_{rsd,i} + a_{dd,i}) & -1/(a_{rsd,i} + a_{dd,i}) & 1/(a_{rsd,i} + a_{dd,i}) & 1 & 0 & 0 \\ -a_{ld,y}/a_{ld,\rho} & -1/a_{ld,\rho} & 0 & -a_{ld,i}/a_{ld,\rho} & 1 & 1/a_{ld,\rho} \\ 0 & 0 & -1 & a_{ls,i} - a_{rsd,i} & -a_{ls,\rho} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ p_t \\ rs_t \\ i_t \\ \rho_t \\ l_t \end{bmatrix} = \mu + \delta t + A(L) \begin{bmatrix} y_t \\ p_t \\ rs_t \\ i_t \\ \rho_t \\ l_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{66} \end{bmatrix} \varepsilon_t \quad (12)$$

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。

(12)式の同時点係数行列 A の1行目はIS曲線(6)式、2行目はAS曲線(7)式、3行目は金融政策ルール（貨幣供給ルール）(8)式、4行目は貨幣需要関数(9)式、5行目は借入需要関数(10)式、6行目は貸出供給関数(11)式に対応している。

(12)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¹。

¹ a_{ij} は行列 A_0 の第 i 行第 j 列の要素を表す。

一方、(12)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 $-a_{id,i}/a_{id,p}=0$ という制約を課し、過剰識別制約として推定を行なう²。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が限られているため、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4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)検定により行なう。

3-1-2. 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なう。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)したものを用いた³。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、本章では銀行規模、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なった⁴。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

² 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。

³ 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。

⁴ 信託銀行はデータの制約上標本から除外した。

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。

3-1-3. 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 5-1 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、準備預金のみが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 5-1 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 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なったものの、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 5-2 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、1~12 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。なお、各変数に関する詳細な分散分解の結果は参考資料にまとめた。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（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_t 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。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 モデルによる分析を行なう。

3-2. ブロック・リカーシブ SVAR モデル

3-2-1. 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

$$X_t = [X_{1t}, rs_t, X_{2t}]' \quad (7)$$

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、(6)式における同時点係数行列 A は、

$$A = \begin{bmatrix} A_{11} & 0 & 0 \\ A_{21} & A_{22} & 0 \\ A_{31} & A_{32} & A_{33} \end{bmatrix} \quad (8)$$

$(k_1 \times k_1)$ $(k_1 \times 1)$ $(k_1 \times k_1)$
 $(1 \times k_1)$ (1×1) $(1 \times k_2)$
 $(k_2 \times k_1)$ $(k_2 \times 1)$ $(k_2 \times k_2)$

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 を用いた ($k_1 = 2$)、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} にはブロック・リカーシブ (再帰) 性を仮定していないため、(8)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。

3-2-2. データ

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

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。

図 5-2 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。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、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 5-3 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。なお、各変数に関する詳細な分散分解の結果は参考資料にまとめた。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、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一つの方法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めない場合、

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。本章でも、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モデルの推定を行なったが、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。

4. おわりに

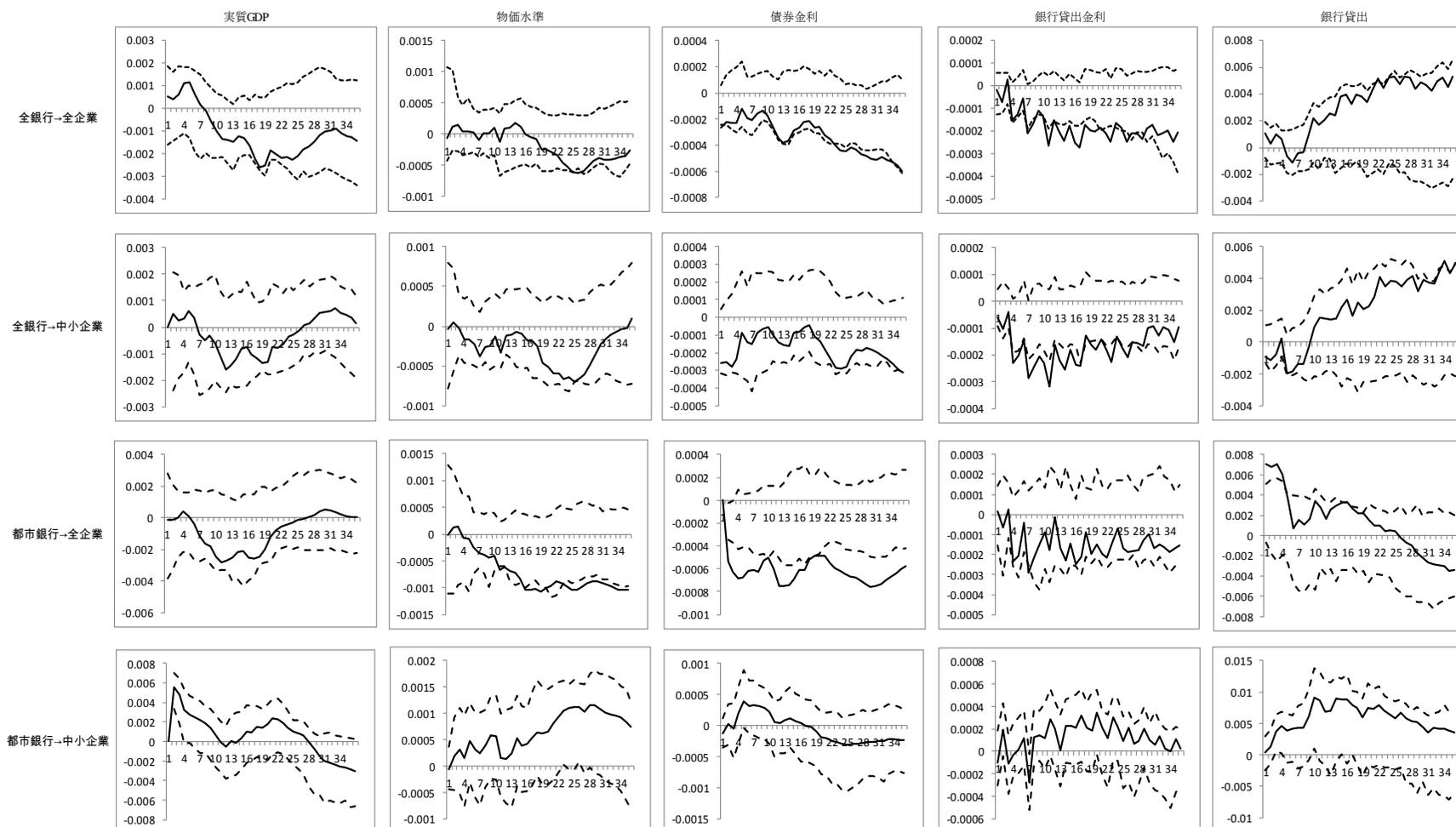
本章では、SVARモデルの手法に基づき、2000年以降、日本において金融政策効果波及経路における銀行貸出経路が存在していたかどうかを実証分析した。分析においては、銀行貸出の変化が、借入需要と貸出供給のどちらに起因するかという識別問題に留意し、分析を行なった。具体的には、銀行規模別の資産運用行動の差異に着目する方法を用い、非リカーシブSVARモデル、ブロック・リカーシブSVARモデルという2通りの手法によって検証を行なった。その際、貸出先の企業規模も考慮した分析を行なった。

分析の結果、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、最も強く確認された。これは、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第4章の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、本章の分析には、いくつかの課題が残されている。例えば、本章では、借入需要ショックと貸出供給ショックをそれぞれ識別可能にするSVARモデルを定式化し、短期制約を課すことで、銀行貸出経路の存在を検証したが、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、この点に関しても更なる検証が必要となろう。

図表

図 5-1 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



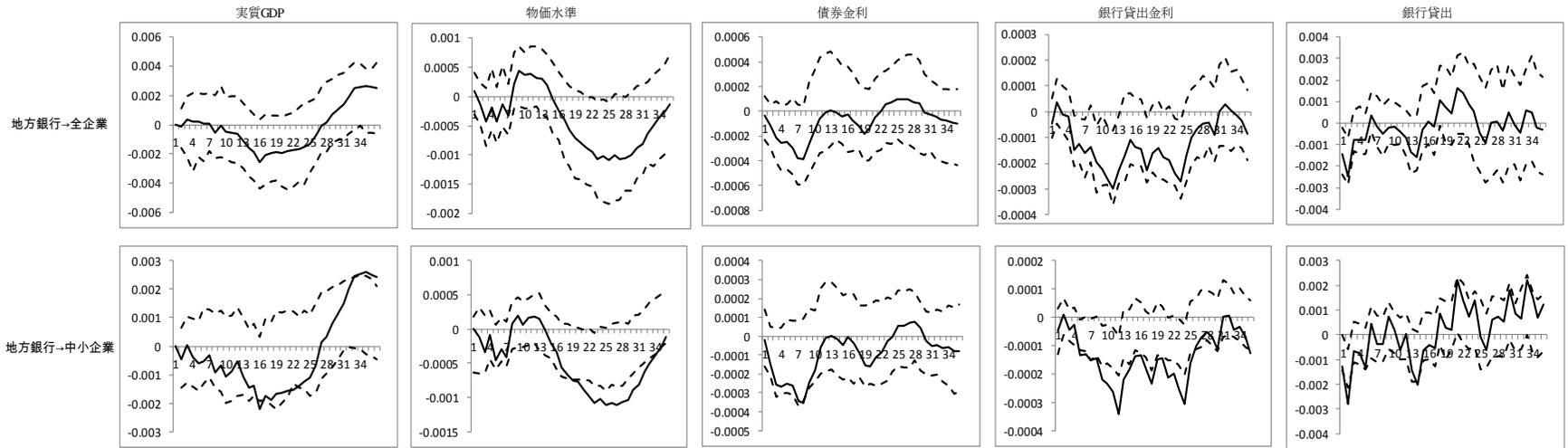
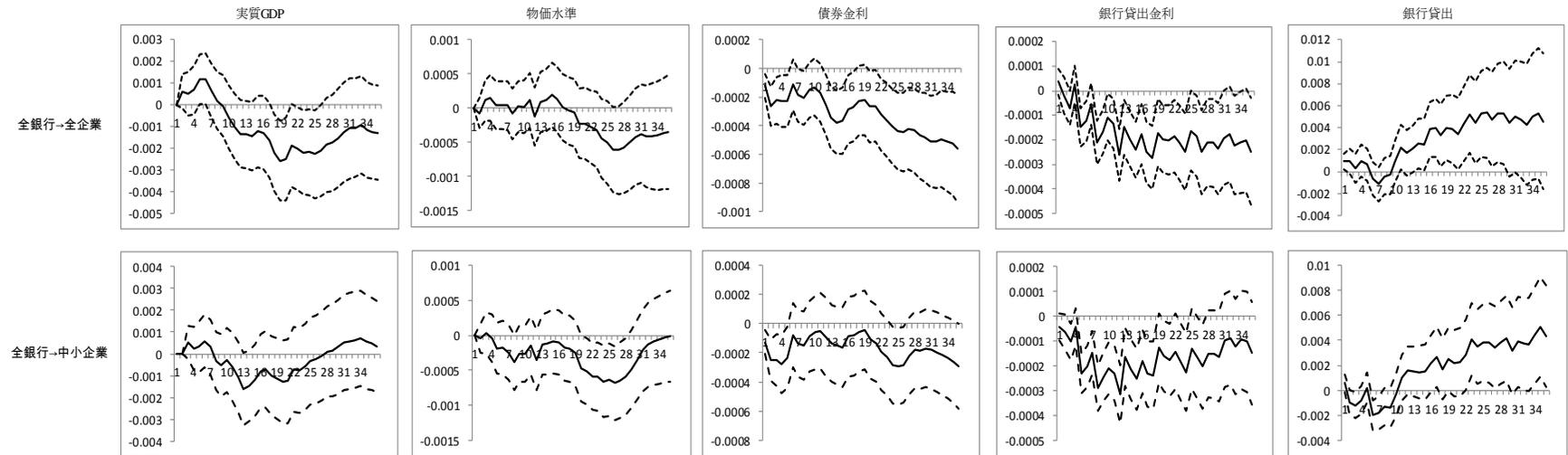


図 5-2 量的緩和政策ショックに対するインパルス応答関数：ブロック・リカーシブ SVAR



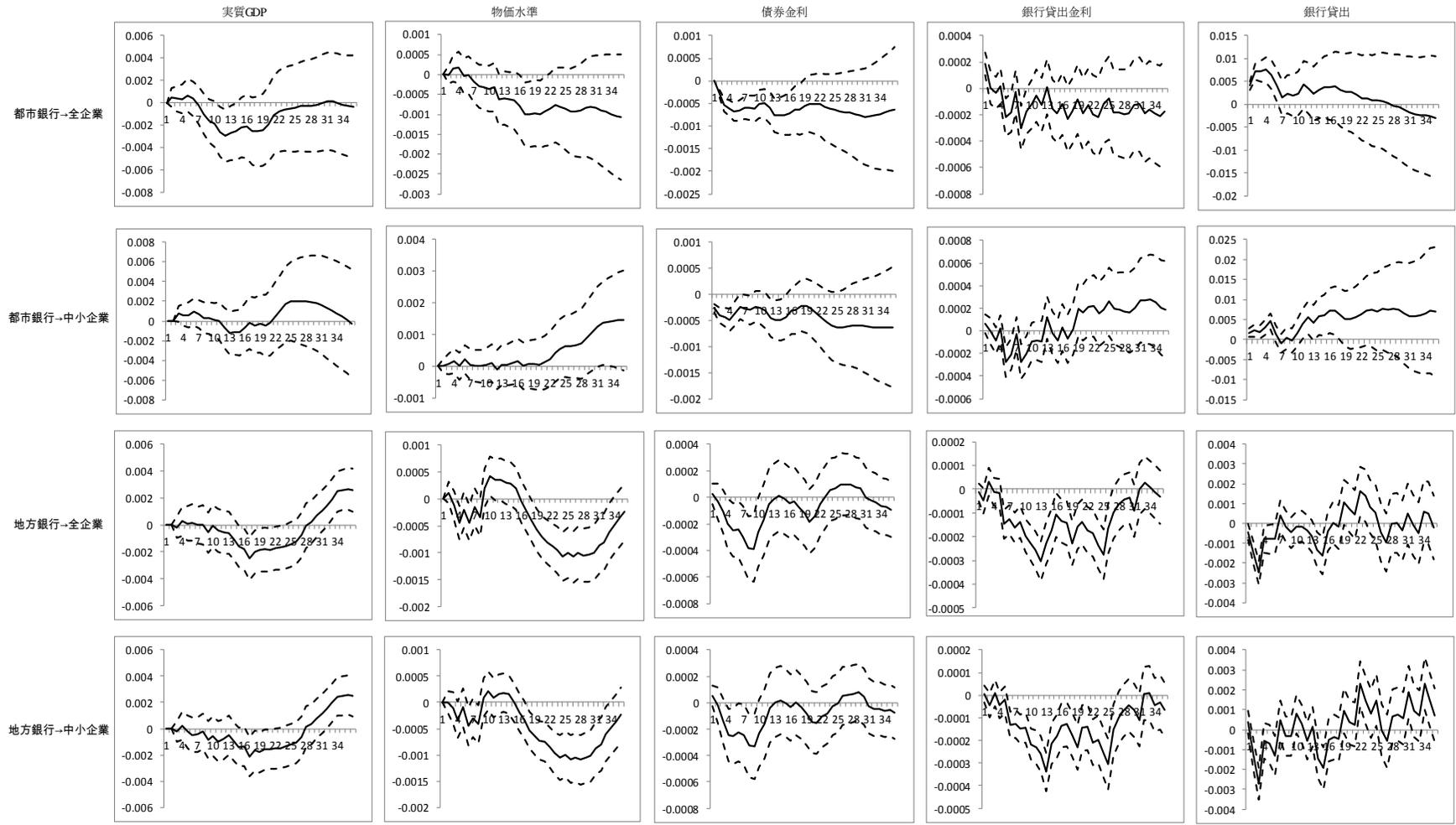


表 5-1 同時点係数行列の推定値

全銀行→全企業												
	行列A						行列B					
	<i>y</i>	<i>p</i>	<i>rs</i>	<i>i</i>	ρ	<i>l</i>	<i>y</i>	<i>p</i>	<i>rs</i>	<i>i</i>	ρ	<i>l</i>
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					
	<i>y</i>	<i>p</i>	<i>rs</i>	<i>i</i>	ρ	<i>l</i>	<i>y</i>	<i>p</i>	<i>rs</i>	<i>i</i>	ρ	<i>l</i>
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					
	<i>y</i>	<i>p</i>	<i>rs</i>	<i>i</i>	ρ	<i>l</i>	<i>y</i>	<i>p</i>	<i>rs</i>	<i>i</i>	ρ	<i>l</i>
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					
	<i>y</i>	<i>p</i>	<i>rs</i>	<i>i</i>	ρ	<i>l</i>	<i>y</i>	<i>p</i>	<i>rs</i>	<i>i</i>	ρ	<i>l</i>
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					
	<i>y</i>	<i>p</i>	<i>rs</i>	<i>i</i>	ρ	<i>l</i>	<i>y</i>	<i>p</i>	<i>rs</i>	<i>i</i>	ρ	<i>l</i>
IS曲線	1.0000	0.0000	0.0000	51.6748	-694.9770	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	0.0000	0.0000	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	0.0000	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	0.0000	0.0010*	0.0000	0.0000
借入需要関数	0.2445	-1.0118	0.0000	0.0000	1.0000	0.0692	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*	1.0000	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					
	<i>y</i>	<i>p</i>	<i>rs</i>	<i>i</i>	ρ	<i>l</i>	<i>y</i>	<i>p</i>	<i>rs</i>	<i>i</i>	ρ	<i>l</i>
IS曲線	1.0000	0.0000	0.0000	3.9295	4.5793	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	0.0000	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	0.0000	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	0.0000	0.0011*	0.0000	0.0000
借入需要関数	-0.0105	-0.0815*	0.0000	0.0000	1.0000	-0.0418	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	1.0000	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											

表 5-2 予測誤差の分散分解：非リカーシブ SVAR

期間	全銀行→全企業				全銀行→中小企業			
	$rs \rightarrow l$	$l \rightarrow \rho$	$\rho \rightarrow y$	$l \rightarrow y$	$rs \rightarrow l$	$l \rightarrow \rho$	$\rho \rightarrow y$	$l \rightarrow y$
1	1	14	9	2	1	29	3	1
2	2	16	7	2	2	30	6	1
3	1	14	6	2	3	30	9	1
4	2	13	5	2	3	32	11	1
5	2	11	5	2	2	27	12	2
6	2	10	4	1	5	25	14	2
7	2	9	4	1	5	23	16	3
8	2	11	4	1	5	22	15	3
9	1	10	4	2	5	20	13	4
10	2	11	4	4	5	18	12	4
11	2	13	5	5	4	18	12	4
12	3	12	6	5	5	16	12	4
1-12期	1.8	12.0	5.3	2.4	3.8	24.2	11.3	2.5
13	3	12	6	5	4	16	12	4
14	4	11	6	5	4	15	12	4
15	5	10	6	5	5	14	12	4
16	6	10	6	6	5	14	11	4
17	8	9	5	7	6	13	12	4
18	8	9	6	7	6	12	12	4
19	10	9	6	8	7	12	12	4
20	11	9	6	8	7	13	12	4
21	11	9	6	8	7	12	12	4
22	12	9	6	8	8	12	12	4
23	14	9	6	9	10	13	12	4
24	14	9	5	9	11	12	13	4
13-24期	8.8	9.6	5.8	7.1	6.7	13.2	12.0	4.0
25	16	9	5	9	12	12	13	4
26	17	9	5	10	13	12	14	4
27	18	10	5	10	14	12	14	4
28	18	10	4	10	15	12	15	4
29	19	10	4	10	17	12	15	4
30	19	11	4	10	17	12	15	4
31	20	11	4	9	18	12	15	4
32	20	11	4	9	19	12	15	4
33	20	12	5	9	20	12	16	4
34	21	12	5	9	21	12	16	4
35	21	12	5	9	22	12	16	4
36	22	12	5	9	23	12	16	4
25-36期	19.3	10.8	4.8	9.3	17.6	12.0	14.5	4.0
全期間	10.0	10.8	5.2	6.3	9.3	16.4	12.8	3.5

期間	都市銀行→全企業				都市銀行→中小企業			
	$rs \rightarrow l$	$l \rightarrow \rho$	$\rho \rightarrow y$	$l \rightarrow y$	$rs \rightarrow l$	$l \rightarrow \rho$	$\rho \rightarrow y$	$l \rightarrow y$
1	10	23	1	0	0	10	0	0
2	20	22	5	2	0	11	1	1
3	23	20	8	2	1	11	1	3
4	24	18	11	2	6	10	2	4
5	25	17	14	2	11	9	3	4
6	23	17	15	2	14	10	4	4
7	20	17	17	3	14	14	5	4
8	17	16	18	2	14	14	6	3
9	16	15	19	3	14	13	6	3
10	15	16	21	4	16	13	7	3
11	14	16	24	4	22	14	8	3
12	14	15	25	4	25	13	10	3
1-12期	18.4	17.7	14.8	2.5	11.4	11.8	4.4	2.9
13	13	16	25	3	26	15	10	3
14	13	16	24	3	27	14	10	3
15	13	15	24	4	30	14	9	3
16	13	16	23	4	32	14	9	3
17	13	16	23	5	35	13	9	3
18	12	15	22	6	36	12	8	3
19	12	15	22	6	38	13	8	3
20	12	15	21	7	38	13	8	2
21	12	15	21	7	40	13	8	2
22	12	14	21	8	41	13	8	2
23	12	14	21	9	42	12	8	3
24	12	15	20	10	43	12	8	3
13-24期	12.4	15.2	22.3	6.0	35.7	13.2	8.6	2.8
25	12	14	20	11	43	12	8	3
26	12	15	20	13	43	12	8	3
27	12	16	19	14	44	12	8	4
28	12	16	19	15	44	12	8	4
29	11	16	18	16	44	12	7	4
30	11	17	18	17	44	12	7	5
31	11	17	17	18	44	12	7	5
32	11	18	17	18	44	12	7	5
33	12	19	17	19	44	12	7	5
34	12	18	16	19	44	12	7	6
35	12	19	16	19	43	12	6	6
36	12	20	16	20	43	12	6	6
25-36期	11.7	17.1	18.3	15.1	43.7	12.0	7.3	4.3
全期間	14.2	16.6	18.3	8.4	30.3	12.3	6.7	3.4

期間	地方銀行→全企業				地方銀行→中小企業			
	$rs \rightarrow l$	$l \rightarrow \rho$	$\rho \rightarrow y$	$l \rightarrow y$	$rs \rightarrow l$	$l \rightarrow \rho$	$\rho \rightarrow y$	$l \rightarrow y$
1	1	0	53	1	0	17	4	1
2	8	6	54	1	4	18	3	1
3	22	7	53	1	15	18	3	1
4	19	7	54	1	12	18	2	1
5	19	9	54	1	12	16	3	2
6	18	8	57	1	13	16	3	2
7	17	8	60	1	12	15	3	3
8	17	10	62	1	12	14	3	3
9	16	9	63	1	12	13	4	2
10	16	8	62	1	12	12	6	2
11	15	9	61	1	12	11	6	2
12	15	9	61	1	11	9	7	2
1-12期	15.3	7.5	57.8	1.0	10.6	14.8	3.9	1.8
13	13	7	60	2	10	8	7	2
14	13	7	59	2	11	7	7	2
15	14	7	57	3	13	7	7	3
16	12	7	55	3	12	8	8	3
17	11	7	53	4	12	8	9	4
18	10	7	51	5	12	9	10	5
19	10	7	50	5	11	9	10	5
20	10	7	49	5	11	8	11	6
21	9	7	48	6	11	9	11	6
22	10	7	47	6	12	9	11	7
23	10	7	46	6	13	9	12	8
24	10	6	45	6	12	8	12	8
13-24期	11.0	6.9	51.7	4.4	11.7	8.3	9.6	4.9
25	9	6	45	6	12	8	12	9
26	9	6	45	6	12	8	12	9
27	9	6	45	6	12	8	12	9
28	8	7	44	6	11	9	12	10
29	8	7	44	6	11	9	12	10
30	8	7	44	6	11	10	12	10
31	7	7	44	6	12	10	12	10
32	7	6	43	6	12	10	12	10
33	7	7	43	6	12	10	11	10
34	7	7	42	6	13	10	11	9
35	7	7	41	6	13	10	11	9
36	6	7	40	6	13	10	11	9
25-36期	7.7	6.7	43.9	6.0	12.0	9.3	11.7	9.1
全期間	11.3	7.0	50.9	3.8	11.4	10.8	8.4	5.4

表 5-3 予測誤差の分散分解：ブロック・リカーシブ SVAR

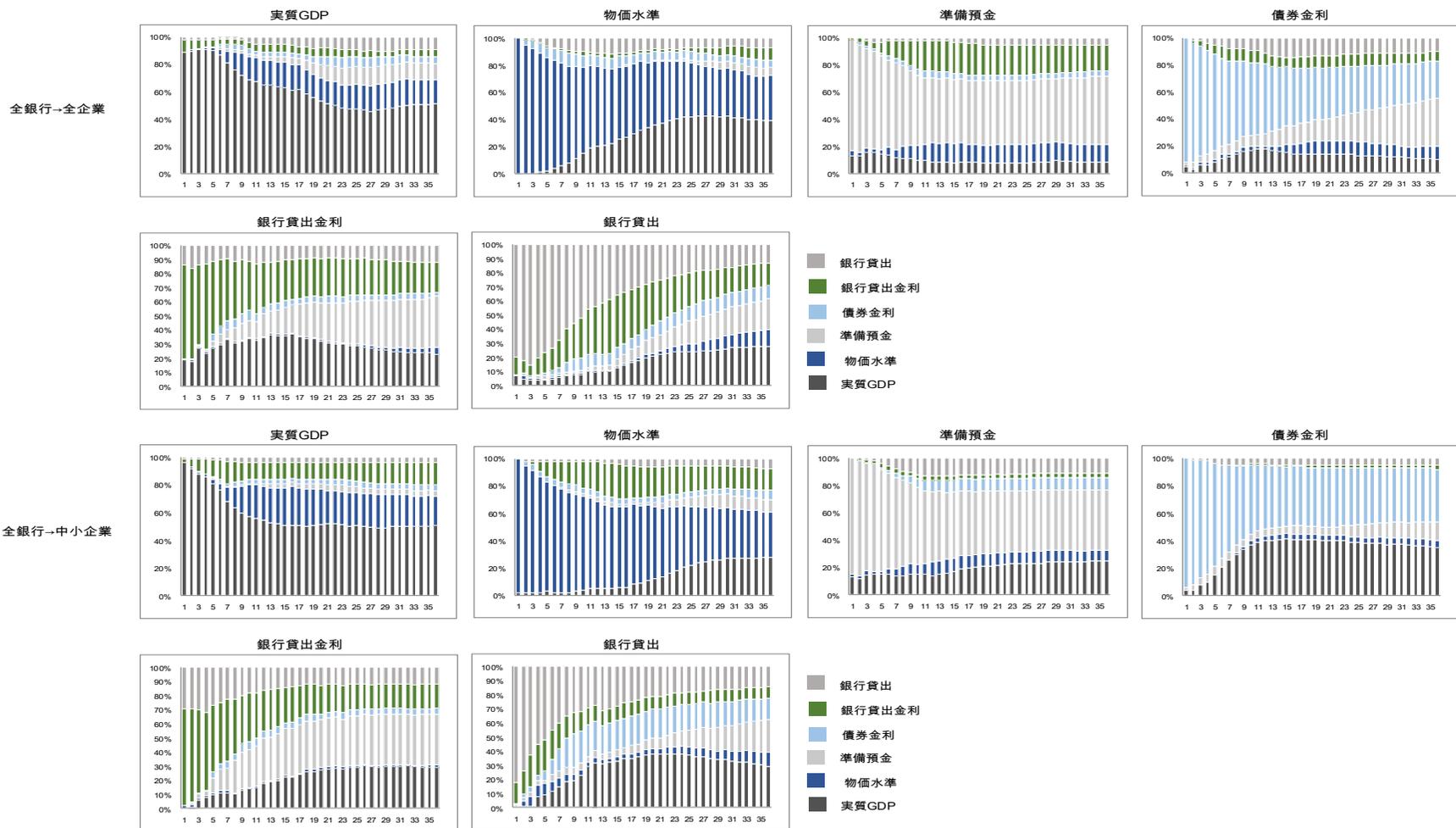
期間	全銀行→全企業				全銀行→中小企業			
	$rs \rightarrow l$	$l \rightarrow \rho$	$\rho \rightarrow y$	$l \rightarrow y$	$rs \rightarrow l$	$l \rightarrow \rho$	$\rho \rightarrow y$	$l \rightarrow y$
1	1.2	0.0	0.0	0.0	0.5	0.0	0.0	0.0
2	1.5	1.0	0.7	0.0	1.5	0.2	0.9	0.2
3	1.1	1.6	1.0	0.1	2.7	1.9	1.5	1.0
4	1.4	2.3	2.2	0.2	2.7	2.8	3.2	1.1
5	1.4	2.3	3.1	0.5	2.6	2.4	4.3	1.1
6	1.4	2.1	4.2	0.5	4.8	2.2	5.9	1.0
7	1.7	2.0	6.2	0.4	5.6	2.1	7.9	1.0
8	1.5	4.1	6.5	0.5	5.5	4.1	7.7	0.9
9	1.4	3.9	6.1	1.6	5.5	3.9	7.0	1.4
10	1.4	4.6	5.9	4.2	4.7	5.0	6.5	2.2
11	2.3	9.6	6.1	5.5	4.5	7.7	6.5	2.3
12	2.7	9.7	6.8	5.5	4.7	6.9	6.9	2.2
1-12期	1.6	3.6	4.1	1.6	3.8	3.3	4.9	1.2
13	3.2	9.2	7.2	5.4	4.6	6.5	6.9	2.2
14	4.1	9.6	7.3	5.4	4.6	6.4	6.7	2.1
15	4.6	8.8	7.2	5.6	4.7	6.1	6.6	2.2
16	6.3	8.5	7.1	6.0	5.1	5.8	6.7	2.4
17	7.8	8.0	7.2	6.6	6.0	5.6	7.5	2.5
18	8.6	7.5	7.5	6.9	6.1	5.2	8.4	2.5
19	9.8	7.6	7.7	7.0	6.7	5.3	9.3	2.5
20	10.8	7.4	8.0	6.9	7.0	5.8	10.0	2.4
21	11.4	7.3	8.2	6.8	7.4	5.6	10.3	2.4
22	12.4	7.3	8.5	6.8	8.1	5.6	10.7	2.4
23	13.9	7.2	8.8	6.8	9.8	6.0	11.3	2.4
24	14.9	7.1	9.1	7.0	10.9	5.9	11.9	2.4
13-24期	9.0	8.0	7.8	6.4	6.8	5.8	8.9	2.4
25	16.2	7.1	9.4	7.2	12.2	5.8	12.6	2.5
26	17.4	6.9	9.6	7.4	13.5	5.6	13.1	2.5
27	18.0	7.2	9.7	7.7	14.4	5.8	13.4	2.5
28	18.8	7.5	9.8	8.0	15.4	5.7	13.5	2.6
29	19.6	7.4	9.6	8.1	16.8	5.7	13.5	2.6
30	19.7	7.8	9.3	8.0	17.3	5.7	13.4	2.6
31	20.3	8.1	9.0	7.9	18.3	5.7	13.3	2.6
32	20.6	8.1	8.8	8.0	19.1	5.8	13.2	2.6
33	20.8	8.6	8.6	8.1	19.8	5.8	13.1	2.8
34	21.3	8.8	8.4	8.3	20.9	5.8	13.0	3.1
35	21.9	8.6	8.1	8.6	22.5	5.9	12.8	3.4
36	22.3	8.9	8.0	8.9	23.5	6.1	12.6	3.7
25-36期	19.7	7.9	9.0	7.8	17.8	5.8	12.8	2.7
全期間	10.1	6.5	7.0	5.3	9.4	5.0	8.9	2.1

期間	都市銀行→全企業				都市銀行→中小企業			
	$rs \rightarrow l$	$l \rightarrow \rho$	$\rho \rightarrow y$	$l \rightarrow y$	$rs \rightarrow l$	$l \rightarrow \rho$	$\rho \rightarrow y$	$l \rightarrow y$
1	10.0	0.0	0.0	0.0	2.0	0.0	0.0	0.0
2	20.6	0.0	3.1	0.0	3.9	1.3	1.8	0.4
3	24.3	1.0	5.1	0.2	4.8	2.7	2.9	2.0
4	26.4	1.2	7.8	0.5	7.5	4.9	4.8	2.3
5	26.9	2.3	9.8	0.7	12.6	4.4	5.6	2.2
6	25.9	2.8	11.0	0.6	12.0	4.6	6.3	2.1
7	22.3	2.3	13.2	0.7	9.1	6.0	7.9	1.8
8	19.6	2.4	13.8	1.3	7.2	7.0	8.4	1.6
9	18.0	2.4	13.7	3.4	5.9	6.8	8.4	1.5
10	16.9	3.1	14.0	7.0	5.3	6.6	9.0	1.6
11	16.5	4.9	14.8	9.2	6.1	9.1	10.3	1.6
12	16.3	4.9	15.7	9.5	7.9	8.7	11.9	1.5
1-12期	20.3	2.3	10.2	2.7	7.0	5.2	6.4	1.6
13	15.8	4.9	15.6	9.4	8.3	9.0	12.4	1.5
14	15.5	5.2	15.2	9.5	9.9	9.1	12.3	1.4
15	15.4	5.0	14.5	10.2	11.6	8.7	11.7	1.3
16	15.4	5.3	13.8	11.2	13.8	8.5	11.2	1.4
17	15.5	5.1	13.2	12.2	15.9	8.6	10.8	1.4
18	15.5	4.9	12.7	12.9	17.3	8.2	10.5	1.4
19	15.5	5.1	12.3	13.3	17.9	8.8	10.2	1.3
20	15.5	5.2	12.1	13.7	18.6	9.0	10.0	1.3
21	15.4	5.3	12.0	14.1	19.5	8.7	9.9	1.3
22	15.3	5.2	11.9	14.6	20.6	8.7	9.8	1.3
23	15.3	5.1	11.9	15.3	22.2	8.8	9.9	1.4
24	15.2	5.5	11.9	16.1	23.8	8.7	10.0	1.5
13-24期	15.5	5.2	13.1	12.7	16.6	8.7	10.7	1.4
25	15.1	5.8	12.0	17.1	25.2	8.5	10.2	1.7
26	14.9	6.1	11.9	18.1	26.9	8.3	10.3	1.9
27	14.7	7.0	11.7	19.3	28.4	8.6	10.2	2.1
28	14.5	7.2	11.5	20.4	29.9	8.5	10.1	2.4
29	14.4	7.5	11.2	21.2	31.3	8.5	9.9	2.7
30	14.2	8.3	10.9	21.7	32.3	8.5	9.6	2.9
31	14.1	8.9	10.6	22.1	33.0	8.5	9.3	3.3
32	14.1	9.4	10.3	22.4	33.6	8.3	9.0	3.6
33	14.0	10.4	10.0	22.8	34.3	8.6	8.8	4.1
34	14.0	10.8	9.7	23.3	35.2	8.5	8.5	4.6
35	14.0	11.2	9.4	23.8	36.2	8.3	8.2	5.1
36	14.2	12.1	9.1	24.0	37.1	8.6	8.0	5.4
25-36期	14.4	8.7	10.9	20.2	31.9	8.5	9.5	2.9
全期間	16.7	5.4	11.3	12.3	18.5	7.5	8.8	2.1

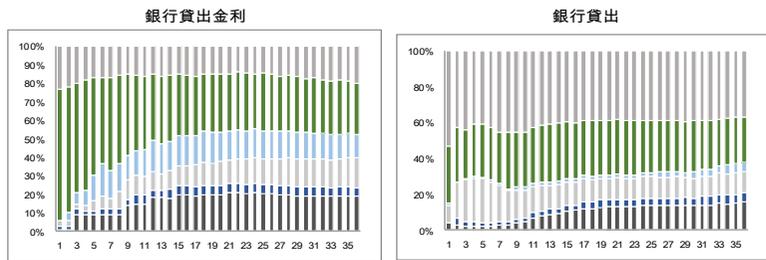
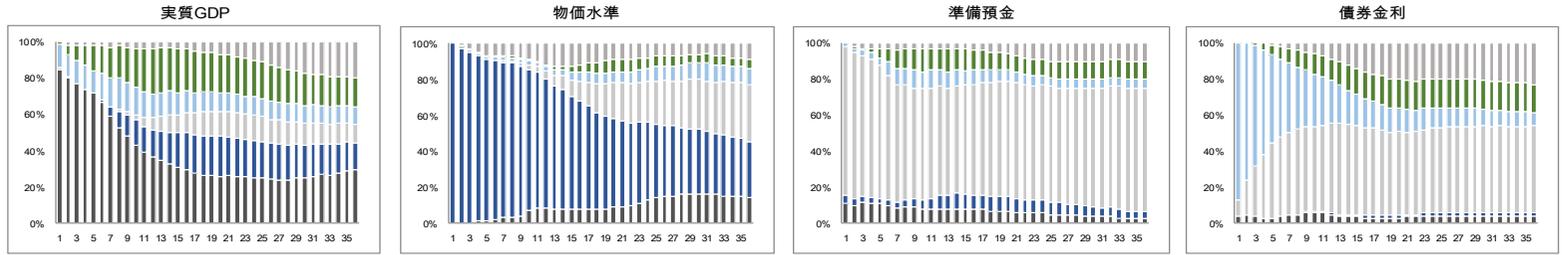
期間	地方銀行→全企業				地方銀行→中小企業			
	$rs \rightarrow l$	$l \rightarrow \rho$	$\rho \rightarrow y$	$l \rightarrow y$	$rs \rightarrow l$	$l \rightarrow \rho$	$\rho \rightarrow y$	$l \rightarrow y$
1	0.8	0.0	0.0	0.0	0.3	0.0	0.0	0.0
2	8.2	5.5	0.1	0.0	3.5	5.2	0.0	0.0
3	22.5	5.8	1.0	0.3	14.6	5.2	0.6	0.6
4	19.6	6.4	3.1	0.8	11.4	6.5	1.7	1.1
5	19.6	8.2	3.0	1.4	11.7	7.5	1.5	1.8
6	18.5	7.6	3.3	2.1	12.4	7.6	1.7	2.5
7	17.2	7.0	3.3	2.8	11.8	7.4	1.6	3.1
8	16.8	9.1	3.0	3.1	11.7	7.4	1.5	3.3
9	16.7	8.4	3.1	3.0	11.6	7.3	1.6	3.2
10	16.1	7.7	4.5	2.9	11.5	6.4	2.9	3.2
11	15.5	8.5	5.0	2.8	11.1	7.0	3.1	3.4
12	15.0	8.3	5.2	2.8	10.9	6.2	3.1	3.6
1-12期	15.6	6.9	2.9	1.8	10.2	6.2	1.6	2.1
13	13.0	7.1	5.3	2.9	9.7	5.8	3.2	3.5
14	13.2	7.2	5.6	3.3	10.7	5.8	3.4	3.4
15	13.9	6.8	6.4	3.7	12.2	5.7	4.1	3.3
16	12.2	7.1	7.3	4.1	11.4	6.1	5.1	3.2
17	11.4	7.2	8.6	4.6	11.3	6.0	6.5	3.2
18	10.4	7.1	9.4	4.9	11.0	6.2	7.4	3.2
19	10.2	6.7	10.0	5.1	10.9	6.0	8.1	3.2
20	9.9	6.8	10.6	5.3	10.7	5.8	8.8	3.3
21	9.5	6.7	11.0	5.6	10.5	5.8	9.4	3.4
22	10.1	6.7	11.5	5.8	12.3	5.7	10.2	3.6
23	10.3	6.7	11.8	6.0	12.7	5.8	10.9	3.9
24	9.9	6.3	11.9	6.1	12.4	5.4	11.3	4.1
13-24期	11.2	6.9	9.1	4.8	11.3	5.8	7.3	3.4
25	9.2	6.1	11.9	6.3	12.3	5.3	11.5	4.2
26	8.9	5.9	12.0	6.4	12.0	5.1	11.7	4.3
27	8.7	6.0	12.1	6.4	11.6	5.4	11.8	4.5
28	8.3	6.4	12.2	6.5	11.4	5.6	12.0	4.7
29	8.0	6.3	12.2	6.6	11.5	5.4	12.1	4.8
30	7.7	6.3	12.1	6.6	11.4	5.4	12.1	4.8
31	7.4	6.2	12.1	6.5	12.1	5.4	12.0	4.8
32	7.2	6.2	12.0	6.4	12.2	5.3	11.8	4.8
33	7.0	6.3	11.7	6.3	12.2	5.3	11.6	4.7
34	6.9	6.5	11.5	6.2	13.3	5.3	11.4	4.6
35	6.8	6.4	11.3	6.1	13.8	5.4	11.2	4.5
36	6.6	6.4	11.2	6.0	13.7	5.4	11.1	4.4
25-36期	7.7	6.3	11.8	6.3	12.3	5.4	11.5	4.5
全期間	11.5	6.7	7.9	4.3	11.3	5.8	6.9	3.4

参考資料

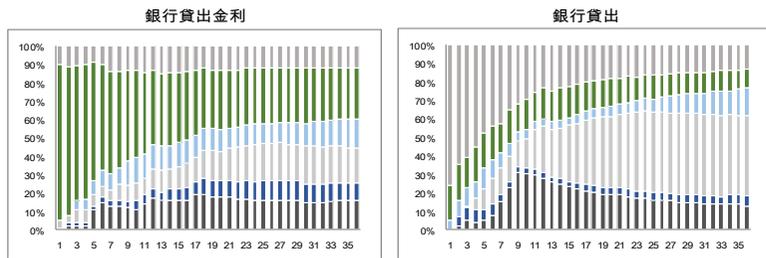
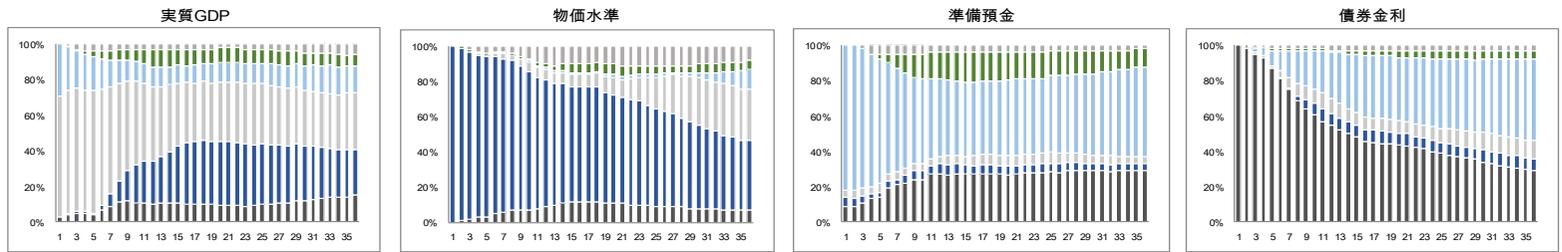
図 5-3 予測誤差の分散分解：非リカーブ SVAR



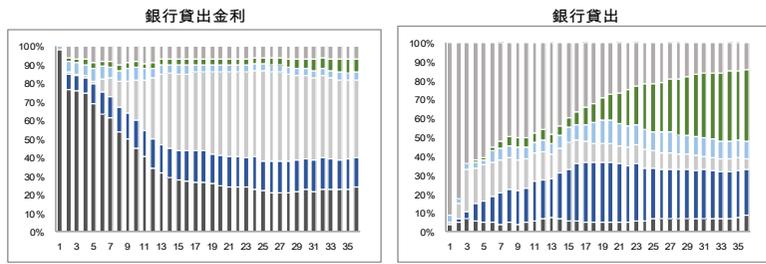
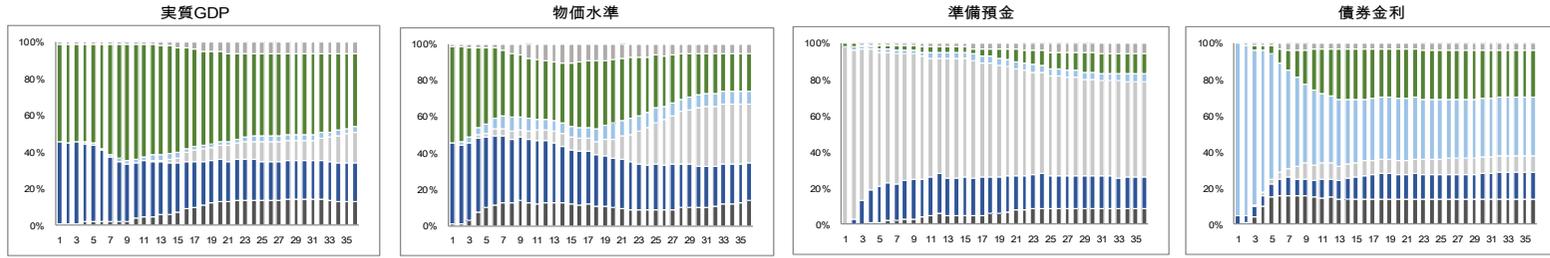
都市銀行→全企業



都市銀行→中小企業

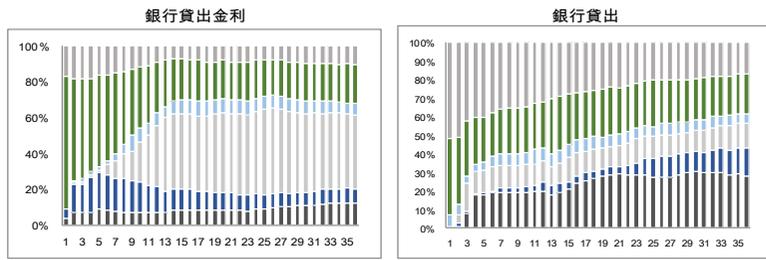
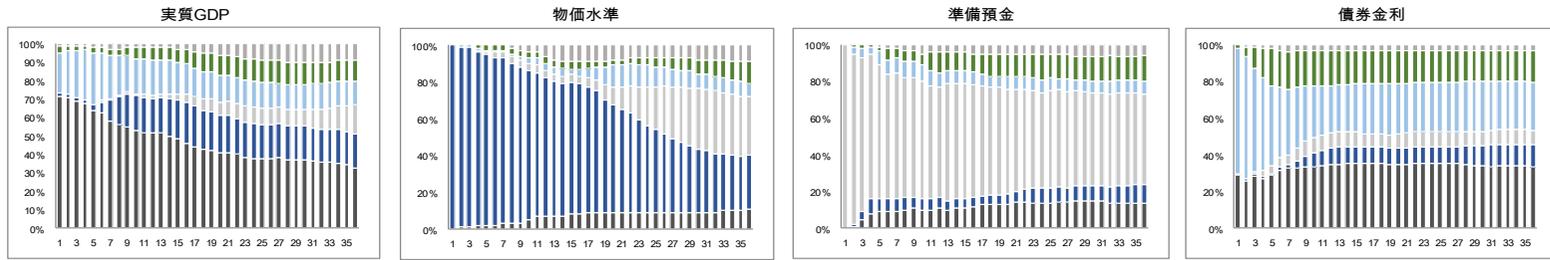


地方銀行→全企業



- 銀行貸出
- 銀行貸出金利
- 債券金利
- 準備預金
- 物価水準
- 実質GDP

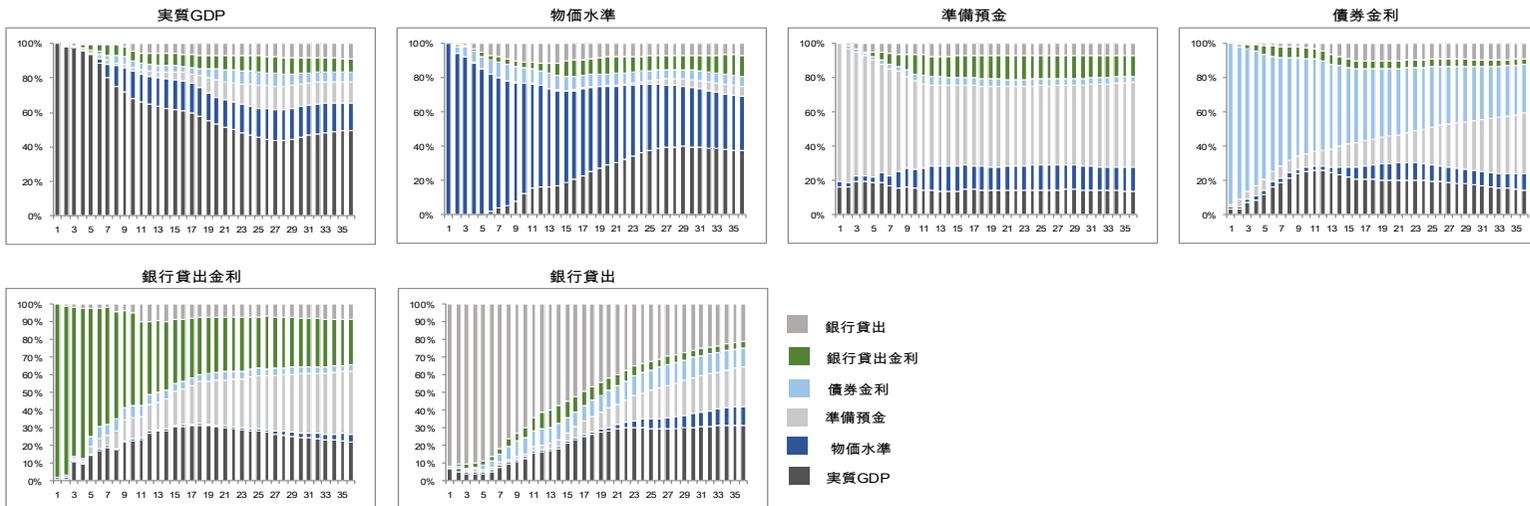
地方銀行→中小企業



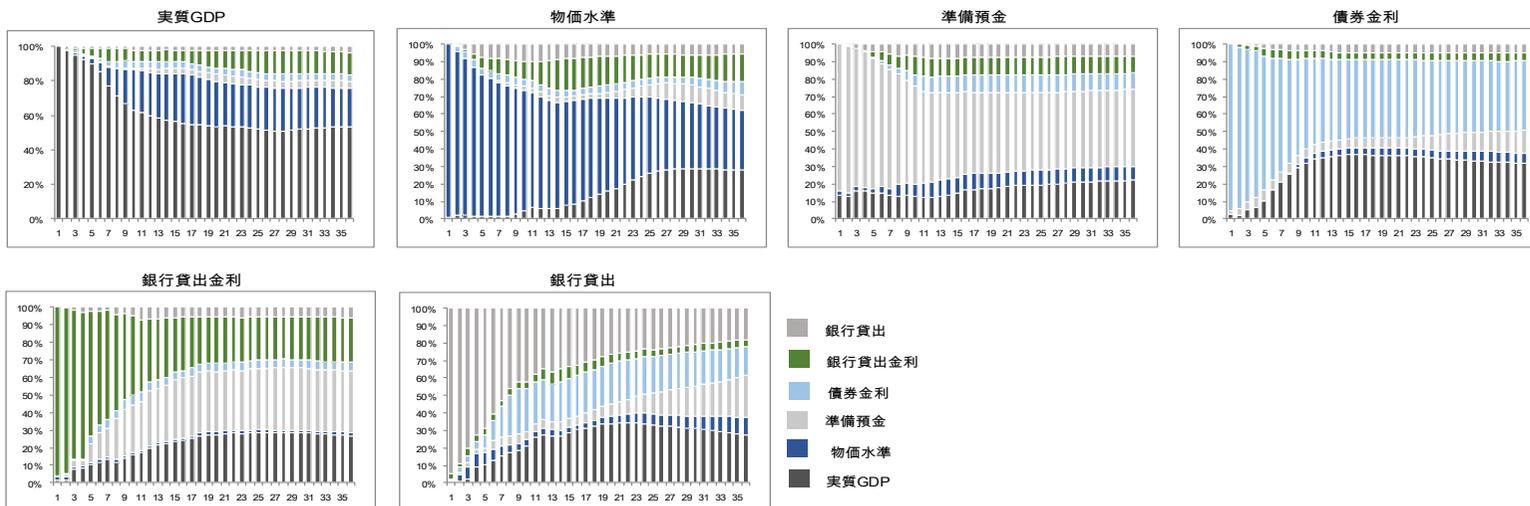
- 銀行貸出
- 銀行貸出金利
- 債券金利
- 準備預金
- 物価水準
- 実質GDP

図 5-4 予測誤差の分散分解：ブロック・リカーシブ SVAR

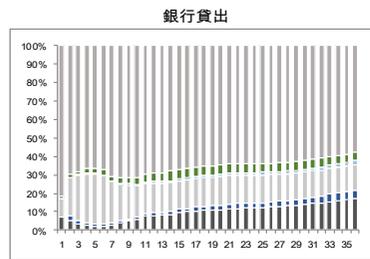
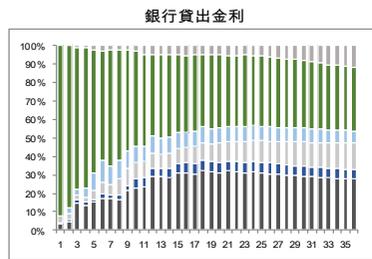
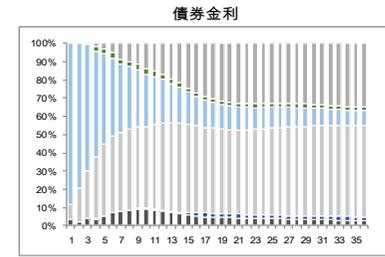
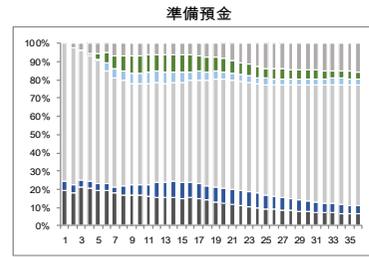
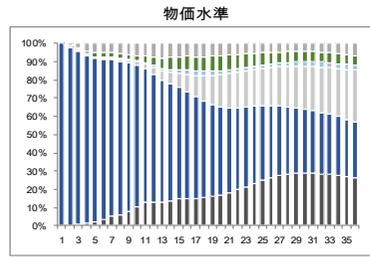
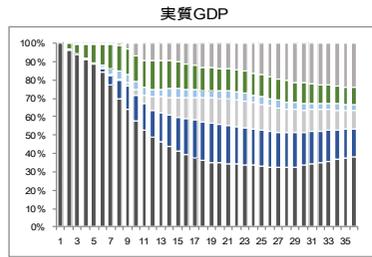
全銀行→全企業



全銀行→中小企業

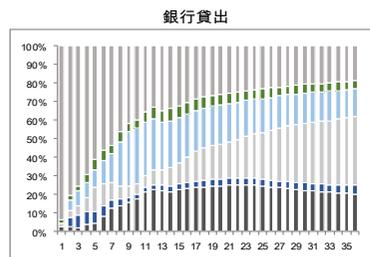
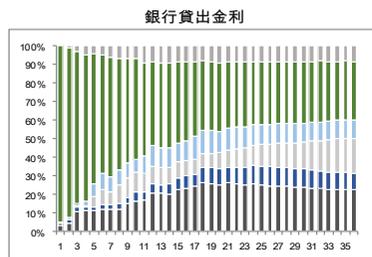
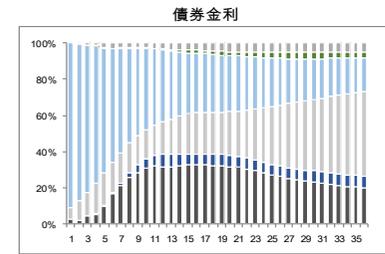
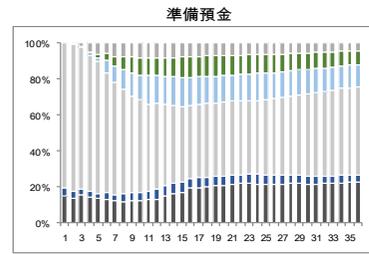
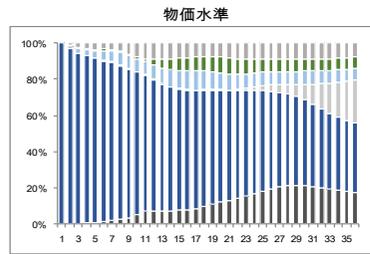
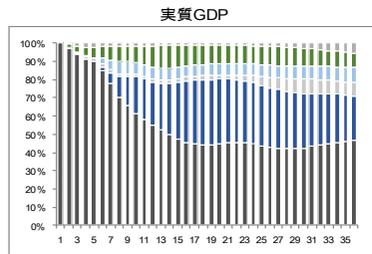


都市銀行→全企業



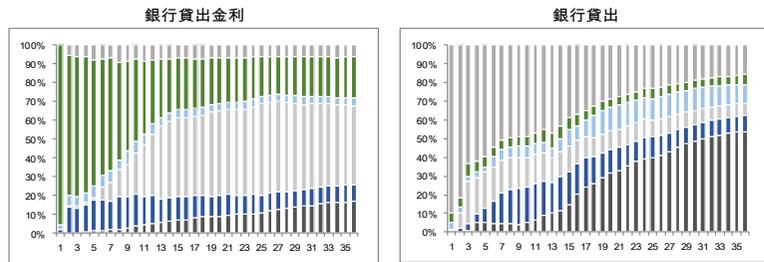
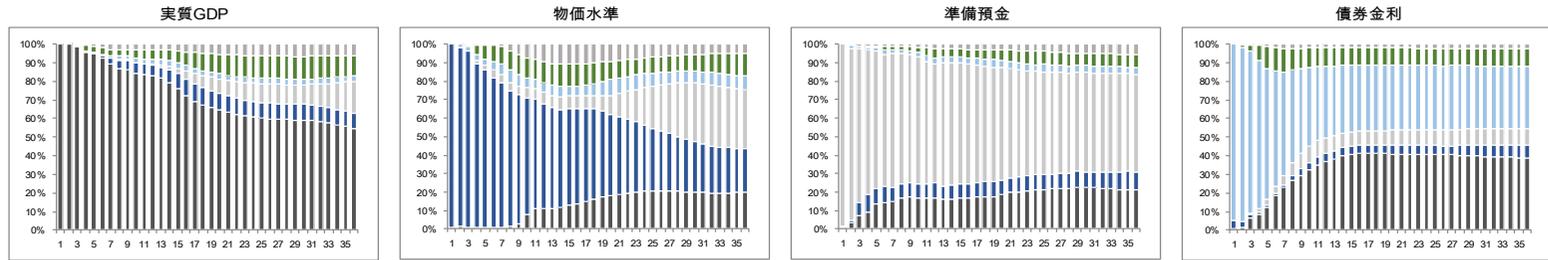
- 銀行貸出
- 銀行貸出金利
- 債券金利
- 準備預金
- 物価水準
- 実質GDP

都市銀行→中小企業



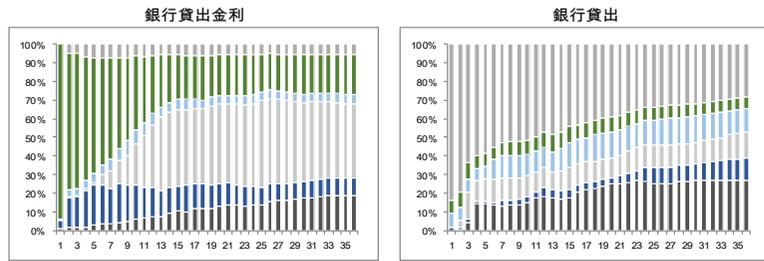
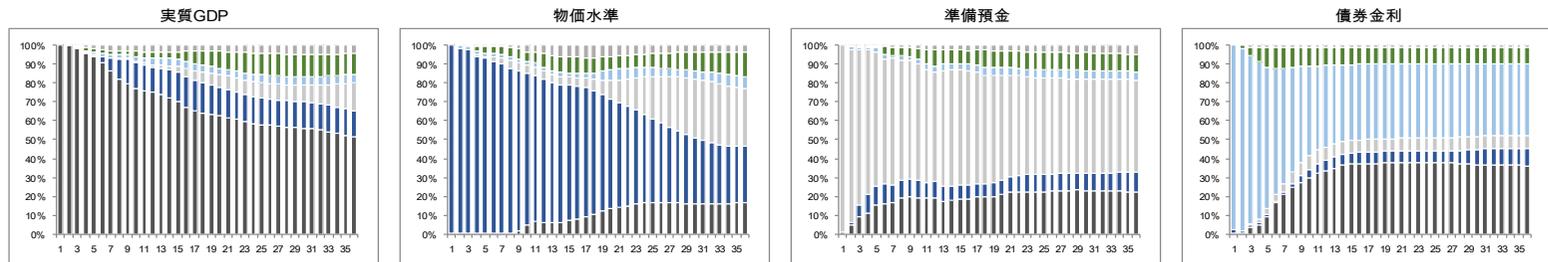
- 銀行貸出
- 銀行貸出金利
- 債券金利
- 準備預金
- 物価水準
- 実質GDP

地方銀行→全企業



- 銀行貸出
- 銀行貸出金利
- 債券金利
- 準備預金
- 物価水準
- 実質GDP

地方銀行→中小企業



- 銀行貸出
- 銀行貸出金利
- 債券金利
- 準備預金
- 物価水準
- 実質GDP

第6章 符号制約 VAR モデルに基づくアプローチ

1.はじめに

第5章では、非リカーシブ SVAR モデル、ブロック・リカーシブ SVAR モデルを用いて、貸出供給ショックと借入需要ショックを識別した。その際、非リカーシブ SVAR モデルでは、理論的な構造モデルに基づき、一方、ブロック・リカーシブ SVAR ではコレスキー (Cholesky) 分解に基づき、ゼロ制約を課すことで構造ショックを識別した。しかしながら、ゼロ制約の課し方については、各方程式にどの変数を含めるかというモデルの定式化に依存するため、恣意性を排除できないという異論もある。これに関し、近年では、Uhlig (2005) により提示された符号制約 (sign restrictions) VAR モデルを用い、構造ショックを識別する分析が行なわれている。これは、構造ショックに対し、各変数が正と負のどちらの方向に動くのかという符号制約を課すことで構造ショックを識別する方法である。例えば、Uhlig (2005) は、収縮的金融政策ショックを名目金利に正の影響、準備預金に負の影響を与えるショックとして識別している。この手法は、必要最小限の理論的な制約を課すことによって複数のショックを識別できるため、ゼロ制約を課す識別と比較し、少なからず恣意性を排除できるというメリットがある。本章では、符号制約 VAR モデルに基づき、借入需要ショックと貸出供給ショックを識別し、日本における銀行貸出経路の存在を実証分析する。

本章の構成は、以下の通りである。第2節では、符号制約 VAR モデルを用いて銀行貸出経路を実証分析した先行研究をサーベイし、各構造ショックを識別するため、どのような符号制約を課しているかを概観する。第3章では、構造ショックの識別に用いる符号制約を説明した上、実証分析を行なう。第4節は、結論である。

2. 先行研究

符号制約 VAR モデルを用いて銀行貸出経路を分析する際、少なくとも銀行供給ショックと金融政策ショックという二つの構造ショックを識別する必要がある。これに関し、Busch, *et al.* (2010) は、内生変数と同等数の構造ショックを識別すると、計算コストが大きくなるため推奨できないとする一方、Kabashi and Suelva (2012) は、少数のショックのみしか識別しない場合には、説明できない変動が大きくなるとしている。このため、それぞれの関心に従い、総供給ショック、総需要ショック、借入需要ショック等の構造ショックをさらに識別している先行研究も多い。

以下では、生産量に増大圧力を与えるショックを「正のショック」または「拡張的ショック」、一方、生産量に減少圧力を与えるショックを「負のショック」または「収縮的ショック」と呼ぶ。

まず、総供給ショックは、価格や生産に影響を与えるショックを意味し、石油価格等の生産費用、企業の価格設定行動、技術に対するショック等が含まれる。一方、総需要ショックは、総需要に影響を与えるショックのうち、通常は総需要ショックの構成要素として捉えられる貨幣需要ショック、金融政策ショック、貸出供給ショック、借入需要ショックを取り除いた残りのショックを意味する。したがって、これには、消費ショック、選好ショック、投資需要ショック、財政ショック等が含まれる¹。金融政策ショックは、政策金利やマネタリー・ベース等の金融政策調節手段（金融政策スタンス）に対するショックを表す。借入需要ショックは、マクロ変数の変化には起因しない、代替的な借入手段へのアクセスの変化、または、借手の選好する借入需要額の変化を意味する。貸出供給ショックは、マクロ経済変数の変化には起因しない、貸出基準（credit standards）の変化を意味し、例えば、自己資本規制や預金保険制度の変化に伴う貸出に利用可能な銀行の自己資本の変化、または、例えば、銀行のモニタリング技術や信用リスクの変化に伴う銀行のリスク評価に関する変化、さらには、銀行の財務状況、銀行部門の競争度の変化等が含まれる。

上記の構造ショックの識別方法に関し、先行研究ではいくつかのコンセンサスがある。図6-1は、典型的な符号制約を示したものである。第一に、総供給ショックは、生産量と物価水準を逆の方向に変化させるショック、一方、総需要ショックは生産量と物価水準を同じ方向に変化させるショックとして識別される。これらのショックに対する政策金利の応答については、多くの先行研究で、負の総供給ショック（物価水準の上昇と生産量の減少）と正の総需要ショック（生産量の増加と物価水準の上昇）に対し、政策金利を上昇させると仮定されている。第二に、収縮的な金融政策ショックは、政策金利の上昇として定義され、これが、生産量と物価水準を低下させると仮定される。第三に、銀行貸出供給ショックは銀行貸出と銀行貸出金利を逆方向に動かすのに対し、銀行借入需要ショックは銀行貸出と銀行貸出金利を同方向に動かすショックとして識別される。さらに、多くの研究では、正の銀行貸出ショックに対し生産量が増加すると仮定している。これは、銀行貸出供給が増加すると、家計は消費を増加させ、企業は投資を増加させると考えられるからである。一方、貸出供給ショックに対する物価水準と金融政策の応答については明確ではない。こ

¹ Musso (2009)は、これを、「その他の総需要ショック（other aggregate demand shock）」と呼んでいる。

れば、消費や投資の増加はインフレ圧力を高める一方、銀行貸出金利の低下は企業の限界費用の低下を通じ、その企業の製品価格を低下させるため、どちらの影響が支配的かは明らかではないからである。

以下では、各先行研究における符号制約についてサーベイする。これをまとめたものが図 6-2 である。

Halvorsen and Jacobsen (2009) は、ノルウェーとイギリスの実体経済における貸出ショックの重要性を分析している。そこでは、内生変数として、インフレ率、GDP ギャップ（トレンドを除去した実質 GDP）、mix 変数、実質実効為替相場、実質住宅価格、および、国内短期金利の 6 変数が用いられ、外生変数として貿易量で加重平均された外国短期金利を外生変数として用いられている。また、貸出供給ショックと金融政策ショックの 2 ショックが識別されている。Halvorsen and Jacobsen (2009) は、貸出供給ショックを識別するために、Kashyap, Stein and Wilcox (1993) に従い、mix 変数（銀行借入額と他の代替的な手段による資金調達額の合計に対する銀行借入額の比率として定義される変数）を用いた。第 4 章で述べた通り、収縮的金融政策が、貸出供給の減少を通じて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て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。以上の考察に基づき、負の貸出供給ショックは、mix 変数を減少させると想定し、初期時点における mix 変数に負の制約を課している。また、負の貸出供給ショックに対し、インフレ率については、短期的な物価水準の硬直性を考慮しゼロ制約を課す一方、GDP ギャップと国内短期金利については、負の応答を示すと仮定している。これは、第一に、銀行のバランス・シートにおいて、資産側における銀行貸出の減少は、負債側を同額減少させるため、その負債側の主な資金調達先である短期金融市場の金利に下方圧力をかける可能性が考えられること、第二に、中央銀行は貸出供給の減少に対応するため、政策金利を引き下げる可能性が考えられるからである。為替相場については、上記の貸出供給減少に伴う国内短期金利の低下は自国通貨を減価させる効果を持つため、為替相場は正の応答を示すと仮定している。最後に、住宅価格については、負の応答を示すと想定している。また、収縮的な金融政策ショックに対しては、GDP ギャップ、mix 変数、為替相場、および住宅価格のいずれも負の応答を示すと仮定している。

Musso (2009) は、総供給ショック、借入需要ショック、貸出供給ショック、貨幣需要ショック、金融政策ショック、および、「その他の総需要ショック」の 6 ショックを識別し、

これらのショックが、アメリカとユーロ圏におけるマクロ経済変数へ与えた影響を分析している。そこでは、内生変数として、実質 GDP、物価、短期金利、スプレッド（銀行貸出金利と M3 収益率の差）、M3、銀行貸出、銀行貸出に対する M3 の比率、一般政府への貸付の 8 変数が用いられている。Musso (2009) は、正の貨幣需要ショック、正の貸出供給ショック、および、正の借入需要ショックに対し、生産量と物価が増加し、これが短期金利を上昇させると仮定している。この仮定は、上記の 3 ショックを拡張的な金融政策ショック（短期金利が低下するショック）から識別することを可能にする。また、拡張的な金融政策ショックに対し、生産量と物価が正の応答を示すと仮定している。さらに、正の借入需要ショックと正の貸出供給ショックに対し、銀行貸出は増加し、この結果、銀行貸出に対する M3 の比率は減少すると想定している。一方、正の貨幣需要ショックと拡張的な金融政策ショックに対し、M3 と、銀行貸出に対する M3 の比率はともに増加すると仮定している。

Busch, *et al.* (2010) は、ドイツにおける貸出供給ショックと金融政策ショックが、企業向け貸出に与えた動学的影響を分析している。そこでは、内生変数として、銀行貸出、実質 GDP、消費者物価、銀行貸出金利、短期金利（オーバーナイト物）、スプレッド（社債から国債金利を引いたもの）の 6 変数が用いられ、貸出供給ショックと金融政策ショックの 2 ショックが識別されている。Busch, *et al.* (2010) は、正の貸出供給ショックに対し、3 四半期間にわたり、銀行貸出と銀行貸出金利が逆方向に反応すると仮定している。これは、銀行貸出には、持続性（persistence）が存在していることを考慮したものである。同様に、実質 GDP もショック後、3 四半期間にわたり増加すると仮定している。一方、物価水準と短期金利は、それぞれ、第 2 四半期と第 3 四半期後に、遅れて正の応答を示すと仮定している。上記の仮定は、貸出供給ショックを収縮的な金融政策ショック（短期金利が 3 四半期間にわたって上昇するショック）から識別することを可能にする。また、拡張的な金融政策ショックに対し、銀行貸出金利は、第 2 四半期後に遅れて低下しはじめ、これに応じて、銀行貸出は第 2 四半期後から増加すると仮定している。また、物価水準は第 3 四半期から上昇すると仮定されている。

De Nicoló and Lucchetta (2010) は、動学的因子分析（dynamic factor）モデルを用い、G7 諸国における実体経済のシステムック・リスク（systemic real risk）と金融経済のシステムック・リスク（systemic financial risk）の指標を同時に予測する枠組みを提示した。ここで、実体経済のシステムック・リスクは、生産活動を大きく低下させるリスク、一方、金融経済のシステムック・リスクは、金融システムの経済的価値を損なうリスクを意味する。ま

た、De Nicoló and Lucchetta (2010) は、総供給ショック、総需要ショック、貸出供給ショック、および、借入需要ショックの 4 ショックを識別している。総供給ショックと総需要ショックに対する銀行貸出と銀行貸出金利の応答は不明確であるとして、これらに対しては、符号制約を課していない。これは、例えば、負の総需要ショックは、企業の借入需要の減少を通じ、銀行貸出金利の低下をもたらす一方、銀行のバランス・シートの悪化は、貸出供給の減少を通じ、銀行貸出金利の上昇をもたらすと考えられ、どちらの影響が支配的となるかは不明確であるからである。

Deryugina and Ponomarenko (2011) は、リーマン・ショック後のロシアにおいて、貸出供給ショックと金融政策ショックのどちらが、銀行貸出の減少に大きく寄与したかを分析している。そこでは、金融政策スタンスを表す変数として、預金が用いられている。これは、ロシアにおいて、短期金融市場の重要性が比較的 low、短期金利の変動が激しいこと、また、マネー・ストックは中央銀行の外国為替介入と財政政策に直接影響されることから、預金の方が、短期金利やマネー・ストックと比べ、金融政策スタンスを示す指標として適切であると考えられるからである。分析においては、預金のほか、GDP、物価（GDP デフレーター）、短期金利、銀行貸出の 4 変数が用いられている。Deryugina and Ponomarenko (2011) は、基本的には Busch, *et al.* (2010) に従い、符号制約を課しているが、拡張的な金融政策ショックを、預金の増加として定義したこと、および、正の貸出供給ショックに対し、収縮的な金融政策が採用されるという仮定を課していない点が異なっている。

Eickmeier and Ng (2011) は、アメリカ、ユーロ圏、日本における貸出供給ショックが、どのように他地域へ波及したかを分析している。そこでは、33 カ国の金融変数と実体経済変数を内生変数とする Global VAR (GVAR) モデルが用いられている。Eickmeier and Ng (2011) は、負の貸出供給ショックに対し、銀行貸出と GDP はともに減少するが、GDP の減少の程度はより小さいため、GDP に対する銀行貸出の比率は低下すると仮定している。この仮定は、総需要ショックと総供給ショックに対しては、GDP は銀行貸出と比較しより大きく反応すると考えられるため、貸出供給ショックを、総需要ショックと総供給ショックから識別することを可能にする。次に、社債利回り、社債の対国債スプレッド、社債の対短期金利スプレッドは正の応答を示すと想定している。社債の対国債スプレッドへの符号制約は、負の貸出供給ショックに対し、信用リスク・プレミアムが上昇することを意味し、社債の対短期金利スプレッドへの符号制約は、貸出供給ショックを、収縮的な金融政策ショック（社債の対短期金利スプレッドを低下させるショック）から識別することを可能にする。

最後に、インフレ率と短期金利に対しては、符号制約を課していない。なお、銀行貸出と GDP への符号制約は、ショック後、3 四半期間にわたるとされる一方、銀行貸出の対 GDP 比率、社債の対国債スプレッド、社債の対短期金利スプレッドへの符号制約は、ショック時のみと仮定されている。

Helbling, *et al.* (2011) は、信用市場ショックと生産性ショックを識別し、これらのショックがアメリカと世界の景気循環に与えた役割を分析している。そこでは、まず、G7 諸国におけるマクロ経済変数（銀行貸出、GDP、労働生産性、インフレ率、短期金利）の第 1 主成分を抽出し、そこから推定されたグローバル因子（global factor）にアメリカの信用スプレッドと倒産確率を加えた VAR モデルが推定されている。さらに、Factor Augmented VAR (FAVAR)モデルを用い、アメリカの信用市場ショックが、世界経済へどのように波及したかを分析している。Helbling, *et al.* (2011) は、負の貸出供給ショックを、銀行貸出を減少させる一方、信用スプレッドを上昇させるショックと定義し、このショックに対し、生産性は低下せず、また、倒産確率は上昇しないと仮定している。この生産性と倒産確率への符号制約は、生産性の低下または倒産確率の上昇に対する内生的な銀行貸出の応答から、信用市場ショックを識別することを可能にする。正の生産性ショックは、同時点において労働生産性と GDP を上昇させる一方、インフレ率を低下させるショックとして定義される。インフレ率の応答に対する符号制約は、インフレ率は限界費用に依存すること、および、正の生産性ショックは限界費用を低下させることに依存している。なお、上記のすべての符号制約は、初期時点を含めた 5 四半期間にわたるとしている。

Peersman (2011) は、ユーロ圏における借入需要ショック、「金融政策による貸出供給ショック」、および、「貸出乗数ショック」の 3 ショックの影響を分析している。金融政策による貸出供給ショックは、他の研究における金融政策ショックに相応する。また、貸出乗数ショックは、金融政策の変化から独立した企業向け貸出に対するショックと定義されている。これは、例えば、貸出債権の証券化を通じ、アセット・ファイナンスを容易したり、クレジット・デフォルト・スワップ (CDS) のような信用リスクの移転を容易にしたりする金融技術革新によって、銀行の貸出資金調達能力が上昇するショックを表す。Peersman (2011) は、内生変数として、GDP、銀行貸出、マネタリー・ベース、銀行貸出金利、短期金利の 5 変数が用いている。符号制約については、借入需要ショックは、銀行貸出と銀行貸出金利を同方向に動かすショックと定義され、さらに、銀行貸出は 3 カ月後と 4 カ月後に遅れて反応する一方、他の変数は、ショック後、5 カ月間にわたり反応すると仮定してい

る。これは、例えば、企業は、新規契約における貸出金利が上昇しているときにも、クレジット・ラインに基づき、従来の貸出金利で借入れることができるため、(新規の)貸出金利が上昇するにも関わらず、直ちに借入額を減少させない可能性を考慮するためである²。また、拡張的な金融政策ショックは、銀行貸出金利を低下させるとともに、銀行貸出を増加させるショックと定義されている。したがって、Peersman (2011) の定式化においては、金融政策ショックは、最終的に貸出供給に影響を及ぼす場合にのみ、識別できることを意味する。また、正の貸出乗数ショックは、銀行貸出とマネタリー・ベースの対数値の差として定義される貸出乗数を上昇させるショックとして定義されており、これは、所与のマネタリー・ベースに対し、すなわち、貸出供給に影響を与えることを目的とした金融政策ショックとは独立に、金融部門自体から供給される貸出の変化を捉えようとしたものである³。この正の貸出乗数ショックは、短期金利を上昇させると仮定している。

Tamási and Világi (2011) は、ハンガリーにおけるマクロ経済と金融仲介部門の関係性を分析している。そこでは、内生変数として、実質 GDP、消費者物価、短期金利、名目実効相場、銀行貸出（自国通貨建ての貸出と外国通貨建ての貸出の合計）、信用スプレッド（自国通貨建ての貸出の金利から短期金利を引いたもの）、デフォルト率の7変数が用いられ、内生変数として、EURIBOR と、GDP に基づいた外需関連指標の2変数が用いられている。また、ショックとして、リスク評価ショック(risk assessment shock)、信用スプレッド・ショックという2つの貸出供給ショックに加え、金融政策ショック、および、「外国人投資家が要求するリスク・プレミアムに対するショック（以下、リスク・プレミアム・ショック）」の4ショックが識別されている。ここで、リスク評価ショックは、金融仲介機関のリスク評価、リスク管理手法に関する変化を意味し、一方、信用スプレッド・ショックは、例えば、金融機関に対する課税の変化、銀行間の競争度の変化、または、資本制約に対する変化等を含む、規制や金融環境等に関する変化として定義される。Tamási and Világi (2011) は、正のリスク評価ショックを、倒産確率と銀行貸出を同時に増大させるショックとして定義している。これは、将来において倒産確率の上昇が予想される場合、銀行は貸出態度を慎重化させ、貸出供給を減少させると考えられることから、もし、倒産確率の上昇と銀行貸出の

² 但し、Peersman (2011)は、この識別方法では、信用リスクのより高い企業へ、より高い貸出金利で貸出を増加させる可能性を排除できないとしている。

³ 貸出乗数ショックには、預金の引き出しにより銀行の貸出供給能力が制約される場合も含まれている。これは、銀行の資金調達において、預金と他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、貸出供給が減少し、貸出乗数が低下することを意味する。

増大が同時に観察されるならば、それは、正の貸出供給ショックによるものであると解釈できることに基づいている。また、リスク・プレミアム・ショックからリスク評価ショックを識別するため、短期金利は、初期時点において応答しないと仮定している⁴。次に、正の信用スプレッド・ショックは、信用スプレッドを縮小させ、銀行貸出と実質 GDP を増加させるショックとして定義されており⁵、これは、例えば、金融仲介機関への課税を減少させるならば、信用スプレッドは縮小することを意味する。また、リスク評価ショックから信用スプレッド・ショックを識別するため、倒産確率は初期時点において応答しないと仮定している。さらに、拡張的な金融政策ショックは、自国通貨を減価させ、実質 GDP と物価水準を上昇させるショックとして定義されている。なお、金融政策ショックに対する銀行貸出の応答は不明確であるとして、銀行貸出には符号制約を課していない。最後に、負のリスク・プレミアム・ショックは、リスク・プレミアム項を考慮したカバーなし金利平価条件式に基づき、短期金利を低下させ、自国通貨を増価させるショックとして定義している。

Hristov, *et al.* (2012) は、パネル VAR (Panel VAR, PVAR) モデルを用い、2007 年の世界金融危機以降のユーロ圏 11 カ国における銀行部門の役割を検証している。ここでは、内生変数として、実質 GDP、物価 (GDP デフレーター)、短期金利、銀行貸出金利、銀行貸出の 5 変数が用いられ、総供給ショック、金融政策ショック、総需要ショック、貸出供給ショックの 4 ショックが識別されている。Hristov, *et al.* (2012) は、まず、負の総供給ショックに対し、中央銀行は、短期金利を上昇させる収縮的な金融政策を採用すると仮定する一方、銀行貸出金利と銀行貸出の応答には制約を課していない。次に、収縮的な金融政策ショックに対し、銀行貸出金利は短期市場金利に依存するため、非負の応答をすると仮定する一方、銀行貸出の応答には制約を課していない。さらに、負の総需要ショックに対し、中央銀行は、短期金利を低下させる拡張的な金融政策を採用すると仮定し、また、銀行貸出金利は、負の応答を示すと仮定している。これは、負の総需要ショックは、借入需要の減少を通じて貸出金利を低下させると同時に、拡張的な金融政策に伴う短期金利の低下は、貸出金利を低下させると考えられるからである。最後に、負の貸出供給ショックは、実質 GDP が減少させると仮定し、また、中央銀行は、このショックに対し、拡張的な金融政策を採用すると仮定し、短期金利の応答に負の制約を課している。この制約は、貸出供給ショックを、

⁴ Tamási and Vilási (2011)は、信用割当が存在する場合、貸出金利を低下させずに信用拡大が可能であることを考慮し、信用スプレッドに符号制約を課さなかった。

⁵ これに対し、リスク評価ショックに対する信用スプレッドの応答には制約を課していない。

負の総供給ショックと収縮的な金融政策ショック（どちらのショックも短期金利を上昇させる）から識別することを可能にする。なお、上記のすべての符号制約は、貸出供給ショックに対する貸出金利の応答を除き、初期時点を含め5四半期間にわたるとしている。

Gambetti and Musso (2012) は、時变的 VAR (Time-Varying VAR, TVAR) モデルを用い、ユーロ圏、イギリス、アメリカにおける貸出供給ショックが、これらの景気循環に与えた影響を分析している。そこでは、内生変数として、実質 GDP、インフレ率、銀行貸出、銀行貸出金利、短期金利の 5 変数が用いられ、貸出供給ショック、総供給ショック、総需要ショックの 3 ショックが識別されている。Gambetti and Musso (2012) は、正の貸出供給ショックに対し、実質 GDP は正の応答を示すと仮定する一方、インフレ率と短期金利の応答は、不明確であるとして、制約を課していない。また、正の総供給ショックと正の総需要ショックは、借入需要の増加を通じ、銀行貸出を増大させ、これが銀行貸出金利を上昇させると仮定している⁶。一方、短期金利は他のショックからも影響を受ける可能性を考慮して、貸出金利の対短期金利スプレッドに対しては制約を課していない。

Kabashi and Suleva (2012)は、マケドニアにおける貸出供給ショックの影響を分析している。そこでは、内生変数として、GDP 成長率、インフレ率、短期金利、銀行貸出金利、銀行貸出増加額の 5 変数が用いられ、Hristov, *et al.* (2012) に従い、総供給ショック、金融政策ショック、総需要ショック、貸出供給ショックの 4 ショックが識別されている。Kabashi and Suleva (2012) は、まず、負の総供給ショックに対し、中央銀行は、収縮的な金融政策を採用する一方、負の総需要ショックに対し、拡張的金融政策を採用すると仮定している。また、負の総需要ショックに対し、初期時点において銀行貸出金利が低下すると仮定している。これは、先述の通り、総需要の減少は、借入需要の減少を通じ、銀行貸出金利を低下させる一方、中央銀行が総需要の減少に対し、政策金利を低下させるため、銀行貸出金利も低下すると考えられるからである。次に、負の貸出供給ショックに対し、GDP 成長率は低下し、中央銀行は、これに対して、拡張的金融政策を採用すると仮定している。負の総供給ショックと収縮的金融政策ショックに対し、政策金利は上昇するため、この仮定は、貸出供給ショックを、総供給ショックと金融政策ショックから識別することを可能にする。貸出供給ショックに対するインフレ率の応答には制約を課していない。

⁶ Gambetti and Musso (2012)は、総需要ショックには借入需要ショックが含まれるとしている。

3. 実証分析

3-1. 分析方法

ここで、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、

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

によって表されると想定する。但し、 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、 p はラグ次数である。また、 ε_t は互いに独立な $k \times 1$ 構造ショックベクトルで、分散・共分散行列は単位行列であると想定する⁷。

一方、(1)式に対応する誘導型 VAR モデルを、

$$\begin{aligned} X_t &= C_1 X_{t-1} + C_2 X_{t-2} + \dots + C_p X_{t-p} + u_t \\ &= C(L)L^{-1}X_{t-1} + u_t, \quad u_t \sim i.i.d.(0, \Sigma_u) \\ &\equiv D(L)X_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (2)$$

と表す。但し、 C_i ($i=1,2,\dots,p$) は $k \times k$ 係数行列、 u_t は誘導型ショックであり、 $C(L) \equiv C_1 L + C_2 L^2 + \dots + C_p L^p$ はラグ・オペレータ L の行列多項式である。

ここで、(1)、(2)式を比較すると、

$$C_i = A^{-1}A_i \quad (i=1,2,\dots,p) \quad (3)$$

$$u_t = A^{-1}\varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Sigma_u = A^{-1}(A^{-1})'. \quad (5)$$

を得る。したがって、(2)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 には、合わせて k^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、同時係数行列 A に対し、残り $k^2 - k(k+1)/2 = k(k-1)/2$ 個の制約条件を追加する必要がある。これに基づき、以下では、 A をコレスキー分解に基づいた下三角行列とする。但し、このコレスキー分解は構造ショックを直交化するための手段であり、識別するための手段ではない。ここで、 Σ_u のコレスキー行列を P と表すと、 $\Sigma_u = A^{-1}(A^{-1})' = PP'$ が成立するため、この特別なケースにおいては、 $A^{-1} = P$ となる。しかしながら、これは、候補の一つに過ぎない。なぜならば、 Q を $Q'Q = QQ' = I_k$ となる直交行列とし、 $\tilde{P} = PQ'$ とするならば、 $\tilde{P}\tilde{P}' = (PQ')(PQ)' = PQ'QP' = PP' = \Sigma_u$ であるため、 \tilde{P} も候補となり、無数の識別が存在する

⁷ これは、第5章の(1)式で $B = I_k$ と仮定したことを意味する。

からである⁸。

符号制約 VAR に基づいた分析は、以下の 6 つのステップから構成されている⁹。

第 1 ステップでは、誘導型 VAR モデル(2)式を推定し、 \hat{D} and $\hat{\Sigma}_u$ を得る。但し、 $D=[D_1' \cdots D_p']$ であり、「ハット($\hat{\cdot}$)」は係数行列、分散・共分散行列の OLS 推定値を表す。ここで、誘導型パラメータから、 (C, Σ_u) を抽出する。この際、Uhlig (2005)等、多くの研究では、 (C, Σ_u) の事前分布として正規ウィシャート (Normal-Wishart) 分布が用いられている。

第 2 ステップでは、 $\Sigma_u = PP'$ となるコレスキー分解を行なう。先述の通り、このコレスキー分解は構造ショックを直交化するための手段であり、識別するための手段ではない。

第 3 ステップでは、直交行列 Q をランダムに抽出する。その際、Uhlig (2005)ではギブンス回転 (Givens rotation) に基づき、一方、Rubio-Ramirez, *et al.*(2010)では QR 分解に基づき、 Q が抽出されている。ギブンス回転では、回転角度 θ が一様分布 $U(0, \pi)$ から抽出される。一方、QR 分解では、 $k \times k$ 行列 K を $N(0,1)$ から抽出し $K = QR$ 、 $QQ' = I_k$ 、および、 R が三角行列となるような行列 K の QR 分解を行なう。なお、Fry and Pagan (2011)は、どちらのアルゴリズムの同値となることを示している。

第 4 ステップでは、 $A^{-1} = PQ'$ を用いてインパルス応答関数を計算する。(2)式は、

$$\begin{aligned} [I_k - B(L)]X_t &= u_t \\ X_t &= [I_k - B(L)]^{-1} u_t \end{aligned}$$

と書き直せる。ここで、 $[I_k - B(L)]^{-1}$ は $I_k + BL + B^2L^2 + \cdots$ と近似できるため、(2)式は MA(∞) モデル、

$$X_t = [I_k - B(L)]^{-1} u_t = Iu_t + Bu_{t-1} + B^2u_{t-2} + \cdots$$

に反転できる。ここで、 $u_t = A^{-1}\varepsilon_t$ であることから、構造インパルス応答関数は、

$$\frac{\partial X_{t+h}}{\partial \varepsilon_t} = \frac{\partial X_{t+h}}{\partial u_t} \frac{\partial u_t}{\partial \varepsilon_t} X_t = (I + B + B^2 + \cdots)A^{-1} = (I + B + B^2 + \cdots)PQ' \quad (6)$$

として計算できる。

第 5 ステップでは、インパルス応答関数が符号制約を満たしているかチェックし、もし満たしていれば、これを採択し、満たしていなければ、これを棄却する。

第 6 ステップでは、相当数のモデルが採択されるまで、ステップ 3~5 を繰り返す。

⁸ 行列 Q は、構造ショックが互いに独立であるという直交性を維持しながら、Cholesky 行列 P を回転するため、回転行列 (rotation matrix) と呼ばれる。

⁹ 詳細については、Uhlig (2005), Busch, *et al.* (2010), Baumeister (2014) を参照のこと。

本論文では、第3章で提示したモデルに基づき、内生変数とし、実質 GDP y 、物価水準 p 、準備預金 rs 、債券金利 i 、銀行貸出金利 ρ 、および、銀行貸出 l からなる 6 つの変数を採用した。また、総需要ショック、金融政策ショック、借入需要ショック、貸出供給ショックからなる 4 つのショックを識別した。第1章で述べた通り、銀行貸出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的でないこと、(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的でないこと、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3つの条件が満たされる必要がある。条件(1)が満たされるときには、貸出供給関数は、準備預金と銀行貸出金利に関する増加関数となり、条件(2)が成立するときには、借入需要関数は、銀行貸出金利の減少関数となる。また、条件(3)は、総需要関数が銀行貸出金利の減少関数であることを意味する。したがって、銀行貸出経路が存在するためには、長期的に安定的な総需要曲線、金融政策ルール、借入需要関数、貸出供給関数の存在が必要となる。4つのショックは、これらに対するショックに対応する。

本論文における符号制約を示したものが表 6-3 である。まず、正の総需要ショックを、初期時点 0 において、実質 GDP y を増加させるショックとして定義した。また、短期的な物価水準の硬直性を考慮し、このショックは 4 か月後に物価水準を上昇させると仮定した。実質 GDP y の増加は、企業の投資需要の増大を通じ、借入需要を増大させると考えられるため、銀行貸出 l も 4 か月後に増加し、この結果、銀行貸出金利 ρ に対し、上昇圧力を与えると仮定した。次に、量的緩和金融政策ショックは、初期時点 0 において、準備預金 rs を増加させるショックとして定義した。また、このショックに対し、実質 GDP y と物価水準 p が 4 か月後に増加すると仮定した。さらに、このショックに対し、銀行貸出 l が 4 か月後に増加すると仮定した。これは、第一に、第3章のモデルで示した通り、準備預金の増加が直接貸出供給を増加させると考えられること、第二に、先述の通り、実質 GDP y の増加は、企業の投資需要の増大を通じ、借入需要を増大させると考えられるためである。銀行貸出金利 ρ に与える影響は、貸出供給と借入需要のどちらが大きく増加するかに依存するため、符号制約は課していない。また、標本期間において、債券金利（短期市場金利） i は、ほぼ下限のゼロに張り付いていたため、これに対しても制約を課していない。借入需要ショックと、貸出供給ショックについては、先行研究に従い、貸出供給ショック出と銀行貸出金利を逆方向に動かすのに対し、借入需要ショック出と銀行貸出金利を同方向に動かすショックとして識別した。すなわち、正の借入需要ショックを、初期時点 0 において、銀行貸

出 l と銀行貸出金利 ρ を同時に増加させるショック，一方，正の貸出供給ショックを，初期時点0において，銀行貸出 l を増大させるが銀行貸出金利 ρ を低下させるショックと定義した。また，この二つのショックは，4か月後に実質GDP y を増加させると仮定した。

3-2. 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なう。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なった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。

3-3. 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6-1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）

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。

に関し示したものである。表より、量的緩和金融政策ショックに対し、地方銀行→全企業、地方銀行→中小企業において、銀行貸出がより大きく増加していることがわかる。また、銀行貸出金利は、全銀行→全企業、全銀行→中小企業では、若干低下し、都市銀行→全企業、都市銀行→中小企業では上昇しているのに対し、地方銀行→全企業、地方銀行→中小企業では、より大きく低下していることがわかる。また、実質 GDP は、地方銀行の準備預金の増加に対し、より大きく増大していることがわかる。この結果は、量的緩和金融政策は、地方銀行の銀行貸出により大きな影響を与え、これを通じ、実体経済により大きな影響を与えることを意味する。

表 6-4 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。なお、各変数に関する詳細な分散分解の結果は参考資料にまとめた。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、「都市銀行→全企業、都市銀行→中小企業 対 地方銀行→全企業、地方銀行→中小企業」の比較により、地方銀行の銀行貸出の方が、都市銀行の銀行貸出よりも量的緩和金融政策ショックの影響を受けていることがわかる。また、「全銀行→全企業 対 全銀行→中小企業」、「都市銀行→全企業 対 都市銀行→中小企業」、「地方銀行→全企業 対 地方銀行→中小企業」の比較により、中小企業に対する銀行貸出の方が、全企業に対する銀行貸出よりも量的緩和金融政策ショックの影響を受けていることがわかる。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、短期的には、地方銀行の銀行貸出金利が、都市銀行の銀行貸出金利よりも大きな影響を受けており、これは、インパルス応答関数分析の結果と整合的である。但し、中・長期的には、都市銀行の銀行貸出金利の方が、より大きな影響を受けている。次に、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、地方銀行の銀行貸出に対するショックが、都市銀行の銀行貸出に対するショックよりも大きな影響を与えていること、また、中小企業に対する銀行貸出へのショックが、全企業に対する銀行貸出へショックよりも大きな影響を与えていることがわかる。最後に、準備預金の変化が、最終的に、どの程度、実質 GDP に影響を与えるか ($rs \rightarrow y$) については、地方銀行の準備預金に対する量的緩和ショックの方が、都市銀行の準備預金に対する量的緩和ショックよりも、大きな影響を与えていることがわかる。

以上の分析結果は、量的緩和政策による銀行貸出経路は、都市銀行の貸出と地方銀行の貸出では、地方銀行の貸出に対してより強く機能し、大企業向け貸出と中小企業向け貸出

では、中小企業向け貸出に対してより強く機能することを意味する。この結果は、Kashyap and Stein (2000)や Gertler and Gilchrist (1994) の結果と整合的である一方、第 4 章、第 5 章の結果とは非整合的である。

4. おわりに

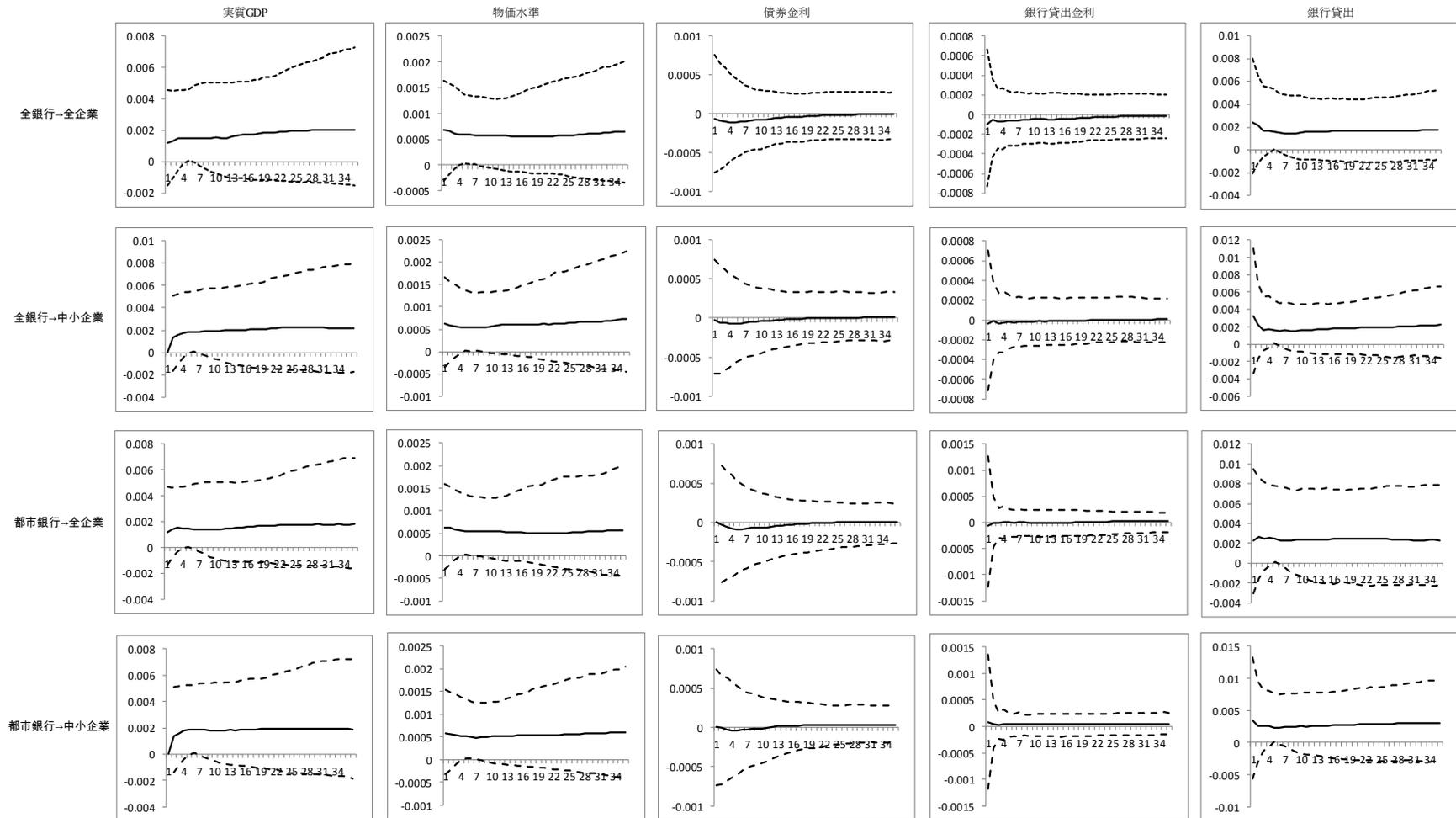
本章では、符号制約 VAR モデルの手法を用い、2000 年以降、日本において金融政策効果波及経路における銀行貸出経路が存在していたかどうかを実証分析した。分析において、銀行貸出経路が存在するためには、長期的に安定的な総需要曲線、金融政策ルール、借入需要関数、貸出供給関数の存在が必要となることから、総需要ショック、金融政策ショック、借入需要ショック、貸出供給ショックの 4 つのショックを識別し、また、銀行規模、貸出先の企業規模を考慮した分析を行なった。

分析の結果、量的緩和政策による銀行貸出経路は、都市銀行の貸出と地方銀行の貸出では、地方銀行の貸出に対してより強く機能し、大企業向け貸出と中小企業向け貸出では、中小企業向け貸出に対してより強く機能することが示された。この結果は、Kashyap and Stein (2000)や Gertler and Gilchrist (1994) の結果と整合的である一方、第 4 章、第 5 章の結果とは非整合的である。

但し、第 5 章の分析では、量的緩和ショックに対し、地方銀行の借入需要が減少し、銀行貸出金利は低下しており、この結果を、長引く不況の中、日本銀行が量的緩和政策を行なったものの、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と解釈した。一方、第 6 章の符号制約 VAR モデルを用いた分析では、量的緩和金融政策ショックを実質 GDP と銀行貸出に対し正の影響を与えるショックとして識別したため、第 5 章で観察された量的緩和金融政策ショックに対して、実質 GDP が減少したり、地方銀行の貸出が減少したりするケースは、事前に排除されている。したがって、第 6 章の結果のみに基づき、都市銀行の貸出と地方銀行の貸出では、地方銀行の貸出に対してより強く機能すると結論付けることには、留意が必要である。

図表

図 6-1 量的緩和政策ショックに対するインパルス応答関数



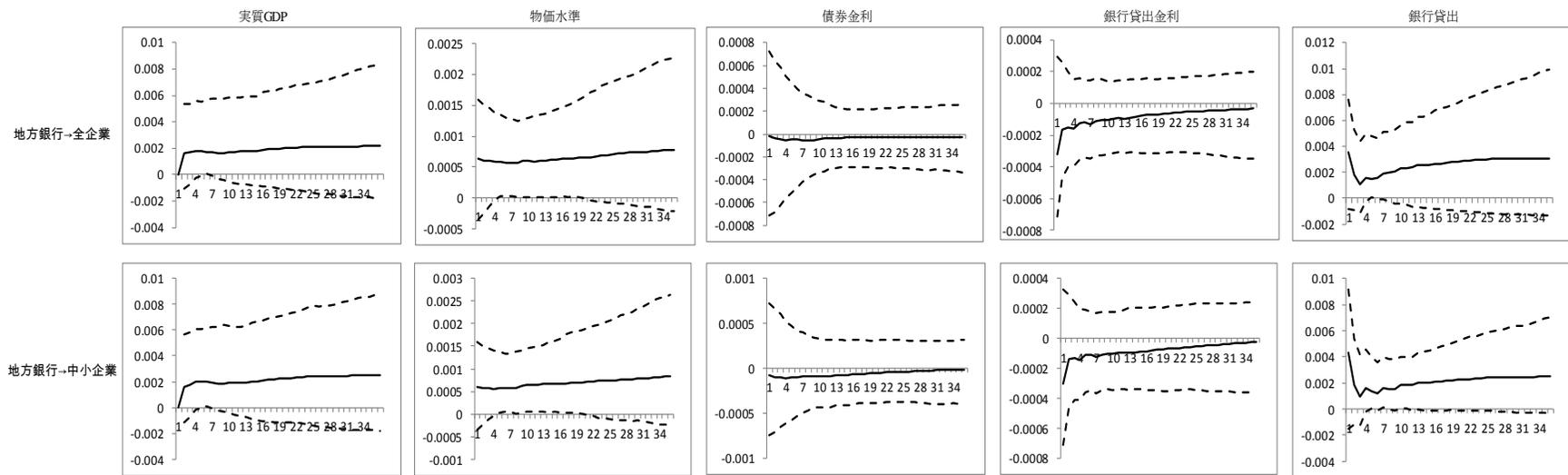


表 6-1 典型的な符号制約

	総供給	総需要	金融政策	借入需要	貸出供給
y	-	+	-	(+)	-
p	+	+	-		不定
i	(+)	(+)	+		不定
ρ	不定	?		+	+
l	不定	?		+	-

表 6-2 先行研究

著者	分析対象国					標本期間/データ頻度																				
	識別するショック1					識別するショック2																								
ラグ	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4																				
変数1																														
変数2																														
⋮																														
Halvorsen and Jacobsen (2009)	ノルウェー, イギリス					1988Q2-2009Q1 / 四半期																								
	貸出供給ショック					金融政策ショック																								
ラグ	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4																				
π	0					0																								
y(トレンド除去)	-					-																								
mix 変数	-					-																								
実質実効為替レート	+					-																								
実質住宅価格	-					-																								
i	-					+																								
Musso (2009)	アメリカ, ユーロ圏					1980Q1-2008Q2 / 四半期																								
	総供給ショック					借入需要ショック					貸出供給ショック					貨幣需要ショック					金融政策ショック					その他の総需要ショック				
ラグ	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4
y	+					+					+					+					+					+				
p	-					+					+					+					+					+				
i						+					+					+					-									
i-p						+					-					(-)														
m																+														
l						+					+																			
m/l						-					-					+														
一般政府への貸付																														
Busch et al. (2010)	ドイツ					1991Q1-2009Q2 / 四半期																								
	貸出供給ショック					金融政策ショック																								
ラグ	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4																				
l	+	+	+			+	+																							
y	+	+	+			+	+	+	+																					
p		+	+					+	+																					
ρ	-	-	-					-	-																					
i			+			-	-	-																						
社債スプレッド																														
De Nicoló and Luchetta (2010)	G7諸国					1980Q1-2009Q3 / 四半期																								
	総供給ショック					総需要ショック					貸出供給ショック					借入需要ショック														
ラグ	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4										
Δy	+					+																								
π	-					+																								
Δl											+					+														
$\Delta \rho$											-					+														

Deryugina and Ponomarenko (2011)		ロシア					1999Q1-2010Q4 / 四半期								
	貸出供給ショック					金融政策ショック									
	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4					
y		+	+				+	+							
p				+				+							
ρ		-	-				-	-							
l		+	+				+	+							
預金							+	+							

Eickmeier and Ng (2011)		33カ国					1983Q4-2009Q4 / 四半期								
	貸出供給ショック														
	0	1	2	3	4										
y	-	-	-	-	-										
π															
l	-	-	-	-	-										
社債 / 国債スプレッド	+														
i															
国債利回り															
株価															
為替レート															
原油価格															
銀行貸出の対GDP比率	-														
社債利回り	+														
社債 / 短期金利スプレッド	+														

Helbling, et al. (2011)		G7諸国					1999Q1-2010Q4 / 四半期								
	信用ショック					生産性ショック									
	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4					
y (グローバル・ファクター)															
生産性 (グローバル・ファクター)	≥0	≥0	≥0	≥0	≥0	+	+	+	+	+					
π (グローバル・ファクター)						-	-	-	-	-					
i (グローバル・ファクター)															
信用 (グローバル・ファクター)	-	-	-	-	-										
信用スプレッド	-	-	-	-	-										
倒産確率	≤0	≤0	≤0	≤0	≤0										

Peersman (2011)		ユーロ圏					1999M6-2010M8 / 月次											
	借入需要ショック					金融政策ショック					貸出乗数ショック							
	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4			
y																		
p																		
l				+	+				+	+				+	+			
ρ	+	+	+	+	+	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-			
mb																		
i						-	-	-	-	-	+	+	+	+	+			
l-mb											+	+	+	+	+			

Tamási and Vilási (2011)		ハンガリー					1995Q1-2009Q4 / 四半期																								
		リスク評価ショック					信用スプレッドショック					金融政策ショック					リスク・プレミアム・ショック														
		0	1	2	3	4	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4										
y			+	+				+	+				+																		
p													+																		
i		0					0					-	-	-																	
名目実効相場												+																			
l		+	+	+			+	+	+																						
$\rho-i$							-	-	-			0																			
倒産確率		+					0																								
Hristov et al. (2012)		ユーロ圏11カ国					2003Q1-2010Q2 / 四半期																								
		総供給ショック					金融政策ショック					総需要					貸出供給														
		0	1	2	3	4	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4										
y		≤ 0	≤ 0	≤ 0	≤ 0	≤ 0	≤ 0	≤ 0	≤ 0	≤ 0	≤ 0	-	≤ 0	≤ 0	≤ 0	≤ 0	≤ 0														
p		+	≥ 0	≥ 0	≥ 0	≥ 0	≤ 0	≤ 0	≤ 0	≤ 0	≤ 0	≤ 0	≤ 0	≤ 0	≤ 0	≤ 0	≤ 0	≤ 0	≤ 0	≤ 0	≤ 0										
i		≥ 0	≥ 0	≥ 0	≥ 0	≥ 0	+	≥ 0	≥ 0	≥ 0	≥ 0	≤ 0	≤ 0	≤ 0	≤ 0	≤ 0															
ρ							≥ 0	≥ 0	≥ 0	≥ 0	≥ 0	≤ 0	≥ 0	≥ 0	≥ 0	≥ 0	≥ 0														
l																	-	≤ 0	≤ 0	≤ 0	≤ 0										
Gambetti and Musso (2012)		ユーロ圏, イギリス, アメリカ					1980Q1-2010Q4 / 四半期																								
		総供給ショック					金融政策ショック					貸出供給ショック																			
		0	1	2	3	4	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4															
y		+					+					+																			
π		-					+																								
l		+					+					+																			
ρ		+					+					-																			
i																															
Kabashi and Suleva (2016)		マケドニア					2000Q1-2012Q3 / 四半期																								
		総供給ショック					金融政策ショック					総需要					貸出供給														
		0	1	2	3	4	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4										
Δy		-					-					-																			
π		+					-					-																			
i		+					+					-																			
ρ												-																			
Δl																															

(注1) y は産出量, p は物価指数, π はインフレ率, i は名目短期金利, ρ は銀行貸出金利, mb はマネタリーベース, m はマネーサプライ, l は銀行貸出である。

(注2) 初期におけるショックの符号制約に網掛けを施している。

表 6-3 符号制約

	総需要ショック				金融政策ショック				借入需要ショック				貸出供給ショック							
	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4
y	+									+					+					+
p					+					+										
rs						+														
i											+									
ρ					+						+					-				
l					+					+						+				

表 6-4 予測誤差の分散分解

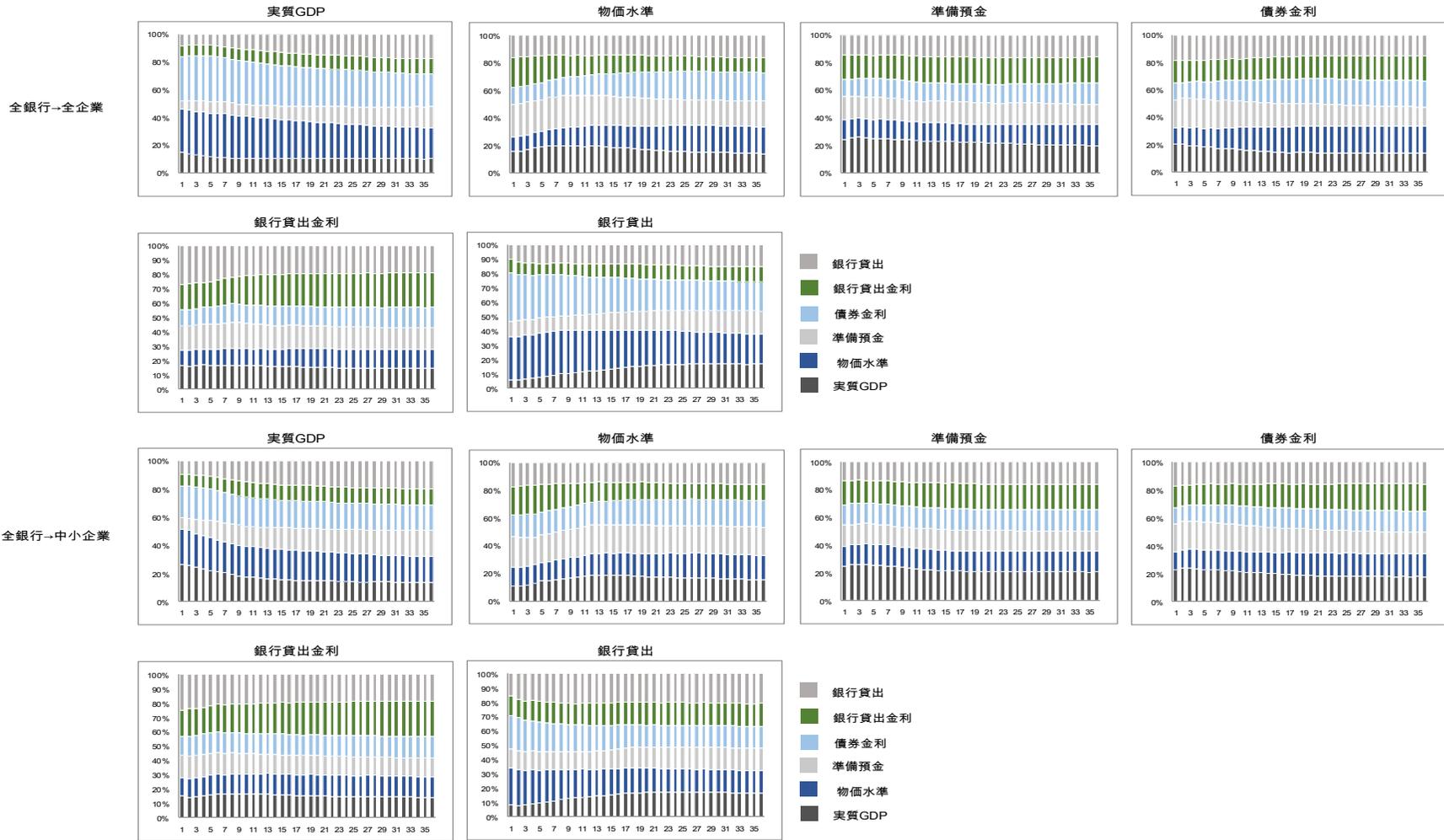
期間	全銀行→全企業				全銀行→中小企業			
	rs → l	l → ρ	l → y	rs → y	rs → l	l → ρ	l → y	rs → y
1	6.6	15.6	5.4	3.9	7.7	14.6	5.8	3.9
2	6.8	15.4	4.9	4.2	7.6	14.1	5.6	4.2
3	6.6	15.6	4.9	4.7	7.6	14.0	5.8	4.7
4	6.3	15.4	4.9	4.9	7.5	13.7	6.0	4.9
5	6.2	15.3	5.1	5.2	7.5	13.3	6.2	5.2
6	6.2	15.0	5.3	5.3	7.7	13.1	6.6	5.3
7	6.2	14.6	5.7	5.4	7.5	13.5	7.3	5.4
8	6.3	14.4	6.1	5.6	7.8	13.5	7.8	5.6
9	6.5	14.3	6.6	5.7	7.9	14.0	8.3	5.7
10	6.8	14.2	7.0	5.7	8.0	14.2	8.6	5.7
11	6.9	14.0	7.4	5.9	8.1	14.3	8.9	5.9
12	7.2	14.2	7.7	6.0	8.3	14.3	9.2	6.0
1-12期	6.5	14.8	5.9	5.2	7.8	13.9	7.2	7.2
13	7.5	14.3	7.9	6.1	8.6	14.4	9.3	8.6
14	7.8	14.4	8.3	6.4	8.8	14.4	9.5	8.9
15	8.1	14.4	8.5	6.5	9.2	14.5	10.1	9.2
16	8.4	14.2	8.8	6.7	9.5	14.7	10.4	9.5
17	8.7	14.3	9.1	6.9	9.7	14.7	10.6	9.7
18	8.7	14.4	9.3	7.0	10.0	14.8	10.6	9.7
19	8.9	14.5	9.4	7.3	10.3	14.7	10.6	9.8
20	9.2	14.5	9.7	7.4	10.7	14.9	10.8	9.8
21	9.5	14.5	9.9	7.6	11.0	15.0	11.0	9.9
22	9.7	14.5	10.0	7.8	11.2	15.0	11.4	10.0
23	10.0	14.6	9.9	7.9	11.4	15.1	11.6	10.3
24	10.3	14.4	10.1	8.3	11.4	15.0	11.7	10.5
13-24期	8.9	14.4	9.2	7.2	10.1	14.8	10.6	9.7
25	10.5	14.4	10.2	8.4	11.6	15.0	12.0	10.8
26	10.8	14.6	10.5	8.5	11.7	14.9	12.2	11.0
27	11.1	14.6	10.8	8.7	11.8	14.9	12.2	11.0
28	11.3	14.7	11.1	9.0	11.9	15.0	12.3	11.2
29	11.4	14.8	11.2	9.1	12.0	15.0	12.5	11.4
30	11.6	14.7	11.4	9.2	12.0	15.0	12.4	11.4
31	11.9	14.8	11.5	9.5	12.2	15.1	12.6	11.6
32	11.9	14.8	11.6	9.7	12.3	15.0	12.7	11.8
33	12.1	14.8	11.8	9.8	12.3	15.0	12.7	12.0
34	12.2	14.8	11.8	10.1	12.3	15.0	12.8	12.0
35	12.3	14.9	12.0	10.3	12.4	15.0	12.8	12.0
36	12.4	14.9	12.0	10.3	12.5	15.1	12.7	12.3
25-36期	11.6	14.7	11.3	9.4	12.1	15.0	12.5	11.6
全期間	9.0	14.7	8.8	7.3	10.0	14.6	10.1	9.5

期間	都市銀行→全企業				都市銀行→中小企業			
	$rs \rightarrow l$	$l \rightarrow \rho$	$l \rightarrow y$	$rs \rightarrow y$	$rs \rightarrow l$	$l \rightarrow \rho$	$l \rightarrow y$	$rs \rightarrow y$
1	4.1	13.5	5.2	3.9	5.8	11.0	6.3	4.9
2	4.5	13.5	5.1	4.2	5.9	11.3	6.3	5.3
3	4.7	13.5	5.0	4.4	5.9	11.5	6.2	5.9
4	4.8	13.5	4.9	4.9	6.1	11.5	6.3	6.6
5	5.0	13.5	5.2	4.9	6.0	11.5	6.5	7.0
6	5.3	13.5	5.5	5.0	6.0	11.6	6.6	7.4
7	5.4	13.5	5.6	5.0	6.6	11.6	7.0	7.5
8	5.5	13.8	6.2	5.1	6.6	11.9	7.2	7.7
9	5.5	14.2	6.5	5.1	6.8	12.2	7.3	7.7
10	5.7	14.3	6.6	5.1	7.0	12.5	7.5	7.9
11	5.9	14.4	6.8	5.3	7.4	12.8	7.6	8.0
12	6.0	14.6	6.9	5.3	7.7	13.5	7.7	8.1
1-12期	5.2	13.8	5.8	4.8	6.5	11.9	6.9	7.0
13	6.2	15.0	7.1	5.5	7.9	13.7	7.9	8.2
14	6.4	15.2	7.3	5.5	8.1	14.0	7.9	8.4
15	6.6	15.3	7.5	5.6	8.3	14.3	8.1	8.3
16	7.0	15.5	7.6	5.8	8.3	14.6	8.2	8.4
17	7.1	15.6	7.8	6.2	8.5	15.0	8.4	8.6
18	7.3	15.6	8.0	6.4	8.6	15.1	8.8	8.8
19	7.5	15.8	8.2	6.5	8.6	15.1	8.8	8.9
20	7.7	15.9	8.3	6.7	8.7	15.2	8.8	8.9
21	7.7	16.0	8.4	6.7	8.8	15.4	8.9	9.0
22	7.8	16.0	8.5	6.9	8.9	15.5	8.8	9.0
23	8.1	16.1	8.7	7.1	8.9	15.6	8.9	9.1
24	8.1	16.0	8.8	7.1	8.9	15.7	8.9	9.1
13-24期	7.3	15.7	8.0	6.3	8.5	14.9	8.5	8.7
25	8.3	16.0	8.9	7.3	9.0	15.6	8.9	9.1
26	8.4	16.3	9.2	7.4	9.0	15.7	9.0	9.1
27	8.6	16.3	9.4	7.4	9.1	15.9	9.0	9.2
28	8.6	16.4	9.4	7.5	9.1	15.8	8.9	9.1
29	8.8	16.4	9.5	7.7	9.3	15.8	8.9	9.0
30	9.0	16.5	9.6	7.9	9.6	15.9	8.9	9.1
31	9.1	16.4	9.7	8.1	9.6	15.9	9.0	9.3
32	9.2	16.4	9.9	8.1	9.8	15.9	9.1	9.3
33	9.3	16.5	10.1	8.2	9.8	16.0	9.1	9.4
34	9.4	16.5	10.0	8.3	9.7	16.0	9.2	9.5
35	9.5	16.4	10.1	8.4	9.8	16.0	9.3	9.4
36	9.6	16.4	10.2	8.7	9.7	15.9	9.3	9.5
25-36期	9.0	16.4	9.7	7.9	9.4	15.9	9.1	9.3
全期間	7.2	15.3	7.8	6.4	8.2	14.2	8.2	8.3

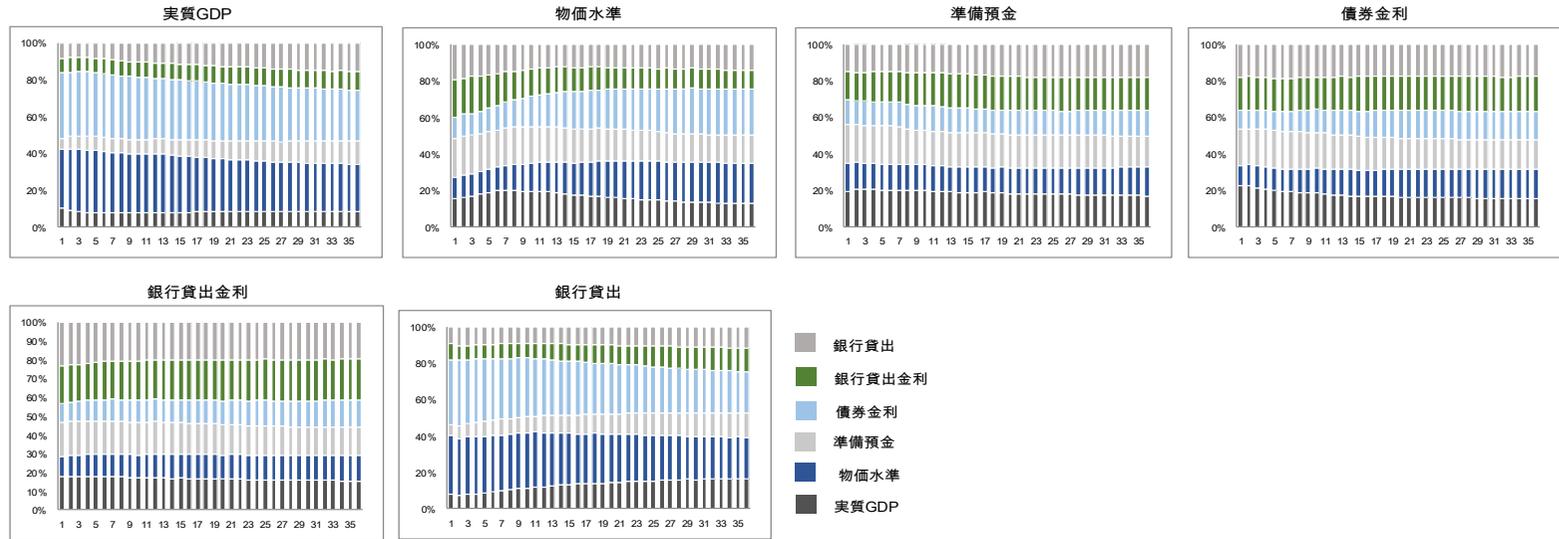
期間	地方銀行→全企業				地方銀行→中小企業			
	$rs \rightarrow l$	$l \rightarrow \rho$	$l \rightarrow y$	$rs \rightarrow y$	$rs \rightarrow l$	$l \rightarrow \rho$	$l \rightarrow y$	$rs \rightarrow y$
1	15.9	16.2	5.5	5.7	17.7	16.3	5.2	6.0
2	13.4	16.2	5.4	6.2	15.5	15.4	5.4	6.4
3	11.2	16.7	5.8	6.6	14.0	15.1	6.1	7.2
4	10.3	17.2	6.0	6.8	13.3	14.9	6.6	7.8
5	10.0	17.3	6.5	6.9	13.0	14.7	6.9	8.3
6	9.7	16.9	6.7	7.0	12.8	14.7	7.2	8.3
7	9.5	16.5	7.0	6.9	12.9	14.5	7.6	8.3
8	9.6	16.2	6.8	6.9	13.3	14.1	7.8	8.1
9	9.8	16.0	7.2	7.0	13.6	13.8	8.1	8.1
10	10.4	15.6	7.6	6.9	14.3	13.5	8.3	8.0
11	10.7	15.6	7.8	7.0	14.6	13.0	8.8	8.0
12	11.2	15.3	8.0	7.0	15.0	12.7	9.3	8.0
1-12期	11.0	16.3	6.7	6.8	14.2	14.4	7.3	7.7
13	11.5	14.9	8.1	7.1	15.8	12.6	9.5	7.9
14	11.8	14.9	8.3	7.0	16.4	12.5	9.8	8.1
15	11.8	14.8	8.4	6.9	17.0	12.3	10.0	8.0
16	12.0	14.5	8.6	6.9	17.4	12.0	10.3	8.2
17	12.5	14.2	8.9	7.0	18.0	11.9	10.6	8.4
18	12.9	14.4	9.2	7.1	18.5	12.1	10.9	8.7
19	13.1	14.2	9.3	7.4	19.0	12.1	11.1	8.9
20	13.3	14.0	9.6	7.4	19.6	12.3	11.4	9.0
21	13.6	13.8	9.7	7.4	20.1	12.3	11.7	9.1
22	14.0	13.6	9.9	7.5	20.5	12.3	12.0	9.4
23	14.2	13.4	10.0	7.7	20.6	12.4	12.1	9.7
24	14.3	13.2	10.0	7.9	21.1	12.5	12.1	9.8
13-24期	12.9	14.2	9.2	7.3	18.7	12.3	11.0	8.8
25	14.6	13.1	10.2	7.9	21.4	12.6	12.1	9.8
26	14.7	12.9	10.2	8.0	21.6	12.4	12.1	9.9
27	14.8	12.8	10.3	8.3	22.0	12.5	12.3	10.1
28	15.0	12.7	10.5	8.4	22.2	12.7	12.5	10.3
29	15.3	12.6	10.8	8.5	22.2	12.7	12.6	10.7
30	15.5	12.6	10.8	8.6	22.6	12.7	12.7	10.9
31	15.7	12.5	10.9	8.6	23.0	12.8	12.6	11.0
32	15.8	12.5	10.8	8.6	23.1	12.6	12.6	11.1
33	15.9	12.3	10.9	8.6	23.2	12.7	12.6	11.1
34	16.1	12.3	11.1	8.7	23.4	12.8	12.6	11.2
35	16.2	12.3	11.2	8.9	23.4	12.8	12.7	11.5
36	16.2	12.2	11.2	8.9	23.6	12.8	13.0	11.7
25-36期	15.5	12.6	10.7	8.5	22.6	12.7	12.5	10.8
全期間	13.1	14.3	8.9	7.5	18.5	13.1	10.3	9.1

参考資料

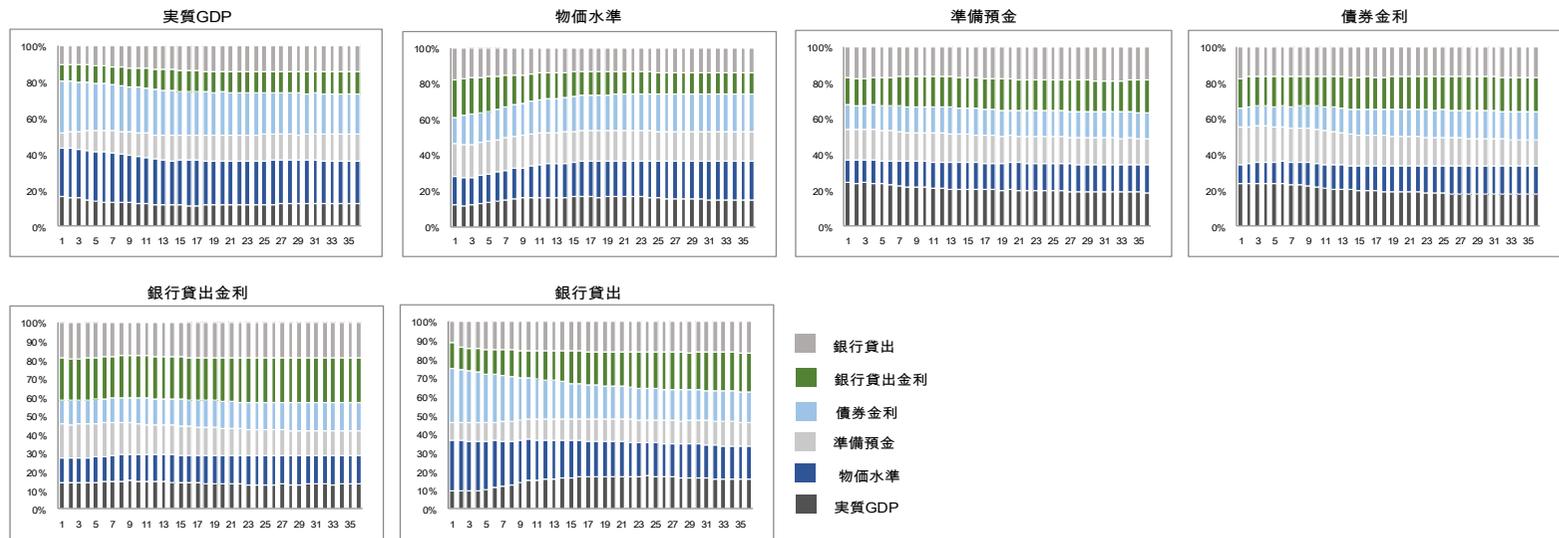
図 6-2 予測誤差の分散分解



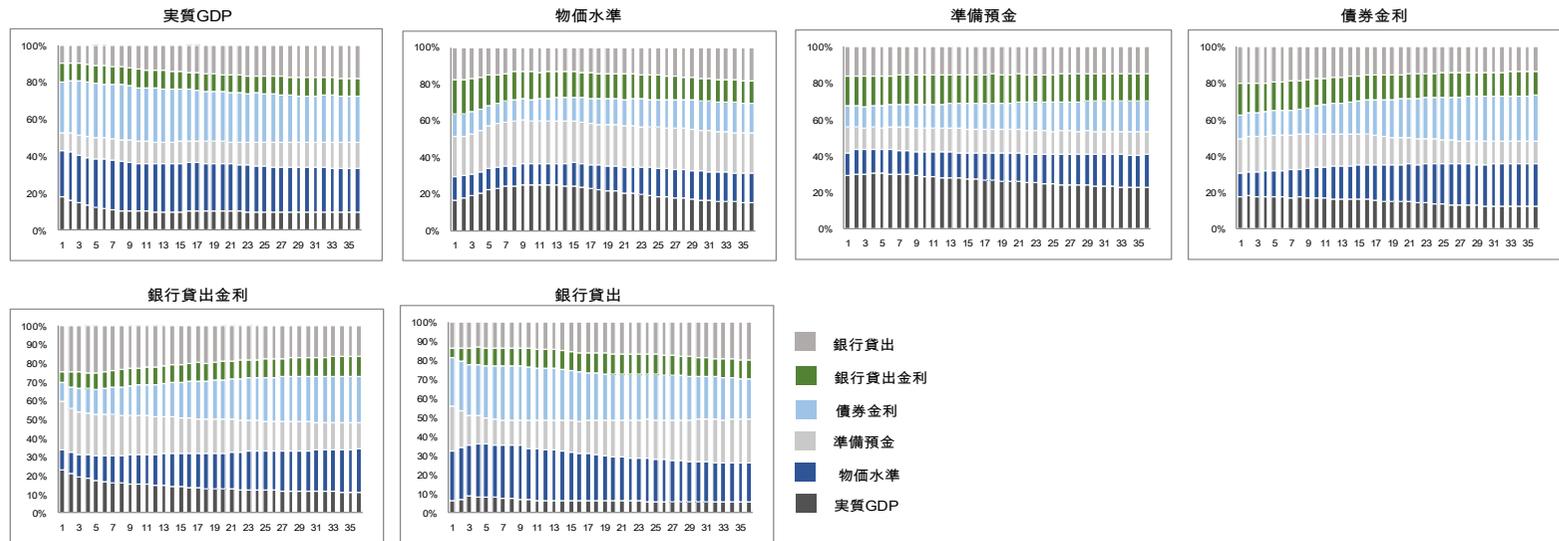
都市銀行→全企業



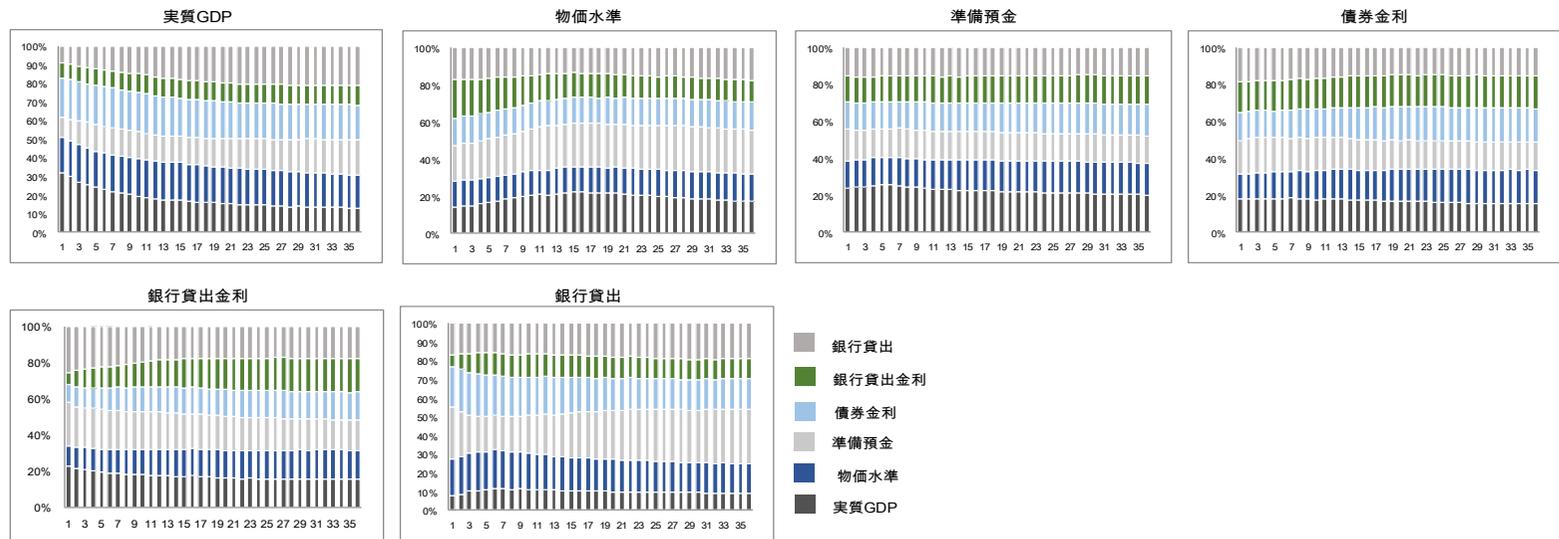
都市銀行→中小企業



地方銀行→全企業



地方銀行→中小企業



第7章 共和分分析に基づくアプローチ

1. はじめに

第5章と第6章は、SVARモデルと符号制約VARモデルの手法に基づき、短期制約を課すことで、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した。しかしながら、第1章で述べた通り、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。すなわち、長期的に安定的な総需要関数（IS曲線）、借入需要関数、貸出供給関数の存在が必要とされる。

したがって、本章では、共和分分析に基づいたベクトル誤差修正モデル（Vector Error Correction Model, 以下VECM）の手法を用い、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検証することで、借入需要と貸出供給を識別し、2000年代以降の日本の銀行貸出経路の存在を分析する。その際、銀行規模、および、貸出先の企業規模を考慮した分析を行なう。

分析の結果、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。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。

本章の構成は、以下の通りである。第2節では、銀行貸出経路に関するVECMを用いた先行研究をサーベイする。第3節では、第3章で提示したマクロ経済モデルに基づき、VECM手法による分析を行なう。第4節は、結論である。

2. 先行研究

本節では、銀行貸出経路に関するVECMを用いた先行研究を概観する。

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。すなわち、長期的に安定的な総需要関数（IS 曲線）、借入需要関数、貸出供給関数の存在が必要とされる。したがって、銀行貸出経路の存在を考察するために、共和分分析、または、これに基づいた VECM の手法を用い、上記の長期均衡関係に対応する共和分関係が存在するかどうかを分析することは意義があるとされる。

例えば、Ramey (1993)は、共和分分析の手法を用い、1954年1月から1991年12月までの月次データによって、金融政策波及経路における信用経路の重要性を分析した。Ramey (1993)では、鉱工業生産、在庫、M1、M2、銀行貸出、消費者物価指数、FF レート、TB レート、CP レートの9変数について共和分検定（Engle-Granger 検定と Johansen 型の共和分検定）を行ない、その結果、鉱工業生産、M2、銀行貸出の3変数、および、FF レート、TB レート、CP レートの3変数はそれぞれ独立した共和分ベクトルを2個持つが、在庫、M1、消費者物価指数の3変数は共和分関係にないことを示した。また、共和分検定の結果を踏まえ、鉱工業生産と銀行貸出の誤差修正項、および、鉱工業生産と M2 の誤差修正項を基本変数とし、それらに金融政策変数（FF レート、または、Boshen and Mill (1992)より定義された金融政策指数（金融引締め・緩和の度合いが-2 から 2 の間の整数として数値化されたもの）、または、CP レートと TB レートのスプレッド）を加えた式に基づき、Granger の因果性検定を行ない、貨幣量（M2）と銀行貸出のそれぞれの産出量に対する予測力を検証した。その結果、貨幣量（M2）は産出量に対し高い予測力を持つのに対し、銀行貸出は説明力を持たないことを示した。

同様に、細野（1995）は、共和分分析の手法を用い、1965年第1四半期から1992年第4四半期までの四半期データによって、日本における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。細野（1995）では、実質GDP、実質マネー（GDP デフレーターで実質化した）、実質銀行貸出（GDP デフレーター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（Engle-Granger 検定と Johansen 型の共和分検定）を行ない、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、共和分検定の結果を踏まえ、GDP 変化率を被説明変数とし、GDP とマネーの誤差修正項、マネーと長期金利の誤差修正項、銀行貸出の変化率を説明変数とする回帰式に基づき、Granger の因果性検定を行ない、マネーとクレジットのそれぞれの生産に対する予測力を検証した。その結果、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。なお、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。

また、Kakes (2000)は、共和分分析に基づいた VECM の手法を用い、1979 年第 1 四半期から 1993 年第 4 四半期までの四半期データによって、オランダにおける銀行貸出経路の重要性を検証した。分析において、Kakes (2000)は、貸出金利、長期金利、実質 GDP、銀行の債券保有額、銀行貸出の 5 変数について Johansen の共和分検定を行ない、トレース検定より共和分ランクの数を 3 個と決定した。その上、制約を課さずに共和分推定を行ない、符号条件に基づき、(1)一つ目の共和分関係は、貸出供給が貸出金利の増加関数である条件を満たすことから、貸出供給関数に対応する、(2)二つ目の共和分関係は、借入需要が実質 GDP の増加関数、貸出金利の減少関数である条件を満たすことから、借入需要関数に対応すると判断し、追加的に制約を課し共和分推定を行なった。その結果、銀行は外生的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こと、および、金融政策の効果波及において銀行貸出は重要ではないことが示された。

同様に、Hülsewig, Winker and Worms (2002)は、1975 年第 1 四半期から 1998 年第 4 四半期までの四半期データを用い、銀行貸出、実質 GDP、銀行保有株式、インフレ率、債券金利、短期金融市場金利の 6 変数から VECM に基づき、ドイツにおける銀行貸出経路の存在を分析した。実証分析において、Hülsewig, Winker and Worms (2002)は、トレース検定より共和分ランクの数を 3 個と決定し、その上、制約なしの共和分推定の結果に基づき、(1)貸出供給が銀行保有株式と債券金利（貸出金利の代理変数）の増加関数、短期金融市場金利（政策金利の代理変数）の減少関数であるとの想定から、一つ目の共和分関係を貸出供給関数に対応すること、(2)借入需要が実質 GDP の増加関数、貸出金利の減少関数であるとの想定から、二つ目の共和分関係を借入需要関数に対応すること、および、(3)銀行保有株式が実質 GDP の増加関数、インフレ率の減少関数であるとの想定から、三つ目の共和分関係を銀行保有株式と実質 GDP とインフレ率の長期的な均衡関係に対応することを判断し、追加的に制約を課し共和分推定を行なった。さらに、インフレ率、実質 GDP、短期金融市場金利、銀行貸出、銀行保有株式、債券金利との分解順序で変数間の同時点相関構造を識別し、政策金利の上昇ショックに対する各変数のインパルス応答関数も推計した。その結果、銀行貸出経路の存在を示す長期的な借入需要、貸出供給関数が確認できた一方、金融

政策は貸出供給を変化させるが、その程度は小さいことが示された。

Kakes (2000)と Hülsewig, *et al.* (2002)に従い、Ludi and Ground (2006)は、1987年第1四半期から2004年第4四半期までの四半期データを用い、貸出、預金、GDP、政策金利（1987年第1四半期から1998年第2四半期までは公定歩合、1998年第2四半期から2004年第4四半期まではレポ・レート）の4変数からなるVECMに基づき、南アフリカにおける銀行貸出経路の存在を分析した。実証分析において、Ludi and Ground (2006)は、Johansen型共和分検定より共和分ランクの数を2個と決定し、制約を課さずに共和分推定を行なった。その上、(1)一つ目の共和分関係は、政策金利の貸出へ与えた影響を示す貸出関数（借入需要関数または貸出供給関数）として定式化し、GDPと預金の係数がゼロという制約を課す、(2)二つ目の共和分関係は、政策金利が貸出を通じて預金に与えた影響を表す式として定式化し、GDPの係数がゼロという制約を課すと想定し、追加的に共和分推定を行なった。さらに、政策金利の上昇ショックに対する各変数のインパルス応答関数を推計し、各変数の変動に関する予測誤差の分散分解を行なった。その結果、銀行貸出は、借入需要側の要因によって決定され、また、借入需要は消費者の需要によって決定されることが示された。

Chiades and Gambacorta (2004)は、1984年1月から1998年12月までの月次データを用い、鉱工業生産指数、消費者物価指数、短期金融市場金利、名目為替レート、スプレッド（貸出金利から政府証券利回りを引いたもの）、賃金指数を内生変数として、それにドイツ消費者物価、ドイツ短期市場金利、および世界商品価格指数の3つの外生変数を加えたVECMに基づき、イタリアにおける信用経路の重要性を検証した。分析において、Chiades and Gambacorta (2004)は、共和分検定より共和分ランクの数を4個と決定した上、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、Bernanke and Blinder (1988)に従い定式化したAS曲線（総供給を実質金利、実質為替レート、スプレッドの減少関数と表す）、IS曲線（総需要を実質賃金、世界商品価格の減少関数と表す）、MC曲線（CC曲線の代替として、貨幣市場と信用市場を均衡させる所得と金利とスプレッドの組合せを表す）、UPI-PPP（カバーなし金利平価式と購買力平価式の組み合わせ）に基づき、共和分ベクトルに対し制約を課し、尤度比検定を行なった。その結果、準固定相場制の下、イタリアにおいて金融政策の信用経路を通じた効果は、その金利経路と為替経路を通じた効果より大きいことを示した。

Chiades and Gambacorta (2004)でのMC曲線のみによる借入需要と貸出供給を識別する方法とは対照的に、Brissimis and Magginas (2005)は、Bernanke and Blinder (1988)モデルに基づ

き, 共和分ベクトルに借入需要曲線と貸出供給曲線のそれぞれに対応している制約を課し, 借入需要と貸出供給を識別しようとした。

Brissmis and Magginas (2005)は, 1977年第1四半期から1999年第4四半期までの四半期データを用い, アメリカ, ドイツ, 日本, フランス, イギリス, イタリアにおける銀行貸出経路の存在を期間別に検証した。分析において, Brissmis and Magginas (2005)は, 実質GDP, 民間部門向け実質貸出, 実質預金 (M3 から現金通貨を控除したもの), 貸出金利と国債金利のスプレッドの4変数について Johansen の共和分検定を行ない, 共和分ランクの数を1個または2個と決定した。その上, 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, Bernanke and Blinder (1988)に従い定式化した借入需要関数 (借入需要を総需要の増加関数, 預金の減少関数と表す) と貸出供給関数 (貸出供給をスプレッドの増加関数, 預金の減少関数と表す) に基づき, 共和分ベクトルに対し制約を課し, 尤度比検定を行なった。その結果, 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, 日本においては重要な役割を果たすこと, および, ドイツ, フランス, イタリアにおいて, 銀行貸出経路の重要性は上記の3カ国の中間であることを示した。また, 金融政策効果の波及が金融構造の変化に影響されることも示した。

以上の考察に基づき, 本章では, 共和分分析に基づいた VECM の手法を用い, 2000年代以降の日本の銀行貸出経路の存在を分析する。その際, 第3章で Bernanke and Blinder (1988)に従い提示したマクロ経済モデルに基づき, 共和分ベクトルに制約を課し, 得られた共和分関係が, 銀行貸出経路の存在に必要な長期的に安定的な IS 曲線, 借入需要曲線, 貸出供給曲線に対応しているかを検定する。

3. 実証分析

3-1-1. 分析方法

本節では, 変数間の共和分関係を考慮した VECM を用いた分析を行ない, 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 $X_t = C_1 X_{t-1} + C_2 X_{t-2} + \dots + C_p X_{t-p} + u_t$, $u_t \sim i.i.d.(0, \Sigma_u)$ において, X_t の各系列が非定常系列である場合,

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

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

という関係式を代入すると、VECM 表現

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

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。(1)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、本章のように、定数項とトレンド項を含み

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

となる場合、 $\mu = \alpha\mu_1 + \alpha_\perp \mu_2$ 、但し、 $\mu_1 = (\alpha'\alpha)^{-1} \alpha'\mu$ となる $r \times 1$ 行列、 $\mu_2 = (\alpha'_\perp \alpha_\perp)^{-1} \alpha'_\perp \mu$ となる $(k-r) \times 1$ 行列と分解でき、同様に、 $\delta = \alpha\delta_1 + \alpha_\perp \delta_2$ 、但し、 $\delta_1 = (\alpha'\alpha)^{-1} \alpha'\delta$ となる $r \times 1$ 行列、 $\delta_2 = (\alpha'_\perp \alpha_\perp)^{-1} \alpha'_\perp \delta$ となる $(k-r) \times 1$ 行列と分解できるため、(2)式は、

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \alpha \begin{pmatrix} \beta \\ \mu'_1 \\ \delta'_1 \end{pmatrix}' \tilde{X}_{t-1} + \alpha \perp \mu_2 + \alpha \perp \delta_2 t + u_t \quad (3)$$

と表せる。但し、 $\tilde{X}_{t-1} = \begin{pmatrix} X_{t-1} \\ 1 \\ t \end{pmatrix}$ 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¹。

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

¹ すなわち、 r 個の共和分ベクトルを $\beta'_1 = (\beta_{11} \ \beta_{21} \ \dots \ \beta_{k1})$, $\beta'_2 = (\beta_{12} \ \beta_{22} \ \dots \ \beta_{k2})$, \dots , $\beta'_r = (\beta_{1r} \ \beta_{2r} \ \dots \ \beta_{kr})$, また、 $\mu'_1 = (\mu_{11} \ \mu_{12} \ \dots \ \mu_{1r})$, $\delta'_1 = (\delta_{11} \ \delta_{12} \ \dots \ \delta_{1r})$ としたとき、

$$\begin{pmatrix} \beta \\ \mu'_1 \\ \delta'_1 \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \dots & \beta_{1r} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \dots & \beta_{2r} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{k1} & \beta_{k2} & \dots & \beta_{kr} \\ \mu_{11} & \mu_{12} & \dots & \mu_{1r} \\ \delta_{11} & \delta_{12} & \dots & \delta_{1r} \end{bmatrix} \text{と表記している。}$$

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。

(1)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、尤度比検定行なう。

本章では、第3章で提示したモデル

$$y_t^d = a_{yd} - a_{yd,i}i_t - a_{yd,\rho}\rho_t, \quad a_{yd,i}, a_{yd,\rho} > 0 \quad (4)$$

$$y_t^s = a_{ys} + a_{ys,p}p_t, \quad a_{ys,p} > 0 \quad (5)$$

$$rs_t^s = a_{rss} - a_{rss,y}y_t - a_{rss,p}p_t, \quad a_{rss,y}, a_{rss,p} > 0 \quad (6)$$

$$rs_t - p_t = (a_{rsd} + a_{dd}) + a_{dd,y}y_t - (a_{rsd,i} + a_{dd,i})i_t, \quad a_{dd,y}, a_{rsd,i}, a_{dd,i} > 0 \quad (7)$$

$$l_t^d - p_t = a_{ld} + a_{ld,y}y_t - a_{ld,\rho}\rho_t + a_{ld,i}i_t, \quad a_{ld,y}, a_{ld,\rho} > 0, \quad a_{ld,i} \leq 0 \quad (8)$$

$$l_t^s = (a_{ls} - a_{rsd}) + a_{ls,\rho}\rho_t - (a_{ls,i} - a_{rsd,i})i_t + rs_t^s, \quad a_{ls,\rho} > 0, a_{ls,i} > a_{rsd,i} > 0 \quad (9)$$

に基づき、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。但し、(4)式は IS 曲線、(5)式は AS 曲線、(6)式は金融政策ルール（貨幣供給ルール）、(7)式は貨幣需要関数、(8)式は借入需要関数、(9)式は貸出供給関数である。

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

$(\beta \quad \mu_1' \quad \delta_1')' = (H_1\varphi_1, H_2\varphi_2, H_3\varphi_3)$ において、

$$H_1 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, H_2 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, H_3 = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ -1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (10)$$

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、(1)式は階差変数に対する VAR($p-1$)モデルとなる。

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (11)$$

3-2. 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なう。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²。物価水準 p には消費者物価指数、債券金利 i には 10 年物国債利回りを用いた。以上のデータは、*Economist Intelligence Unit* より入手した。

² 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。

また、先述の通り、本章では銀行規模、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なった³。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。

3-3. 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なった。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 7-1 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 、 l_{aa} 、 l_{ra} 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なう。

³ 信託銀行はデータの制約上標本から除外した。

共和分検定

次に Johansen の共和分検定を行なった。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。

この結果を示したものが表 7-2 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なう。

VECM

共和分推定の結果を示したものが表 7-3 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さず有意ではなく、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、(10) 式の制約に加え、

$$H_4 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (12)$$

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 7-1 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 36 期間（3 年間）に関し示したものである⁴。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。ここでも第 5 章の非リカーシブ SVAR による分析、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

⁴ 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。

準が負の反応をしている。

表 7-4 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、1～12 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。なお、各変数に関する詳細な分散分解の結果は参考資料にまとめた。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

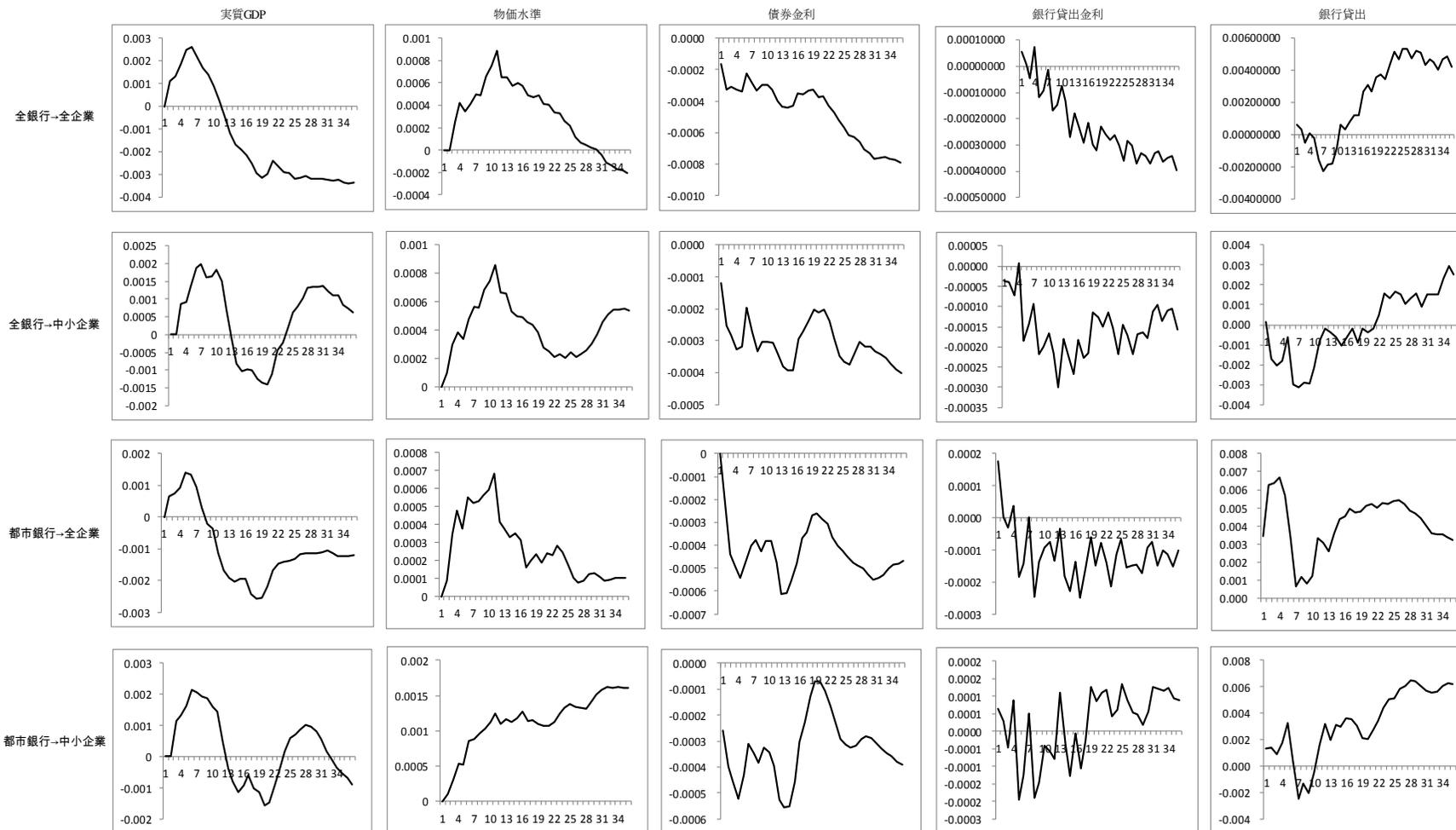
本章では、共和分分析に基づいた VECM の手法を用い、2000 年以降、日本において金融政策効果波及経路における銀行貸出経路が存在していたかどうかを実証分析した。分析において、銀行貸出経路の存在に必要となる長期的に安定的な IS 曲線、借入需要曲線、貸出供給曲線が存在するかを解明するため、共和分ベクトルに対し、第 3 章で提示したマクロ経済モデルに基づき制約を課し、得られた共和分関係が、これら三つの均衡関係に対応しているかを検定した。また、共和分ベクトルの推定結果を踏まえ、金融政策ショックに対する各変数のインパルス応答関数を推計し、各変数の変動に関する予測誤差の分散分解

を行なった。

分析の結果、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。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し、第5章の SVAR モデルの手法に基づいた分析とも整合的である。

図表

図 7-1 量的緩和政策ショックに対するインパルス応答関数



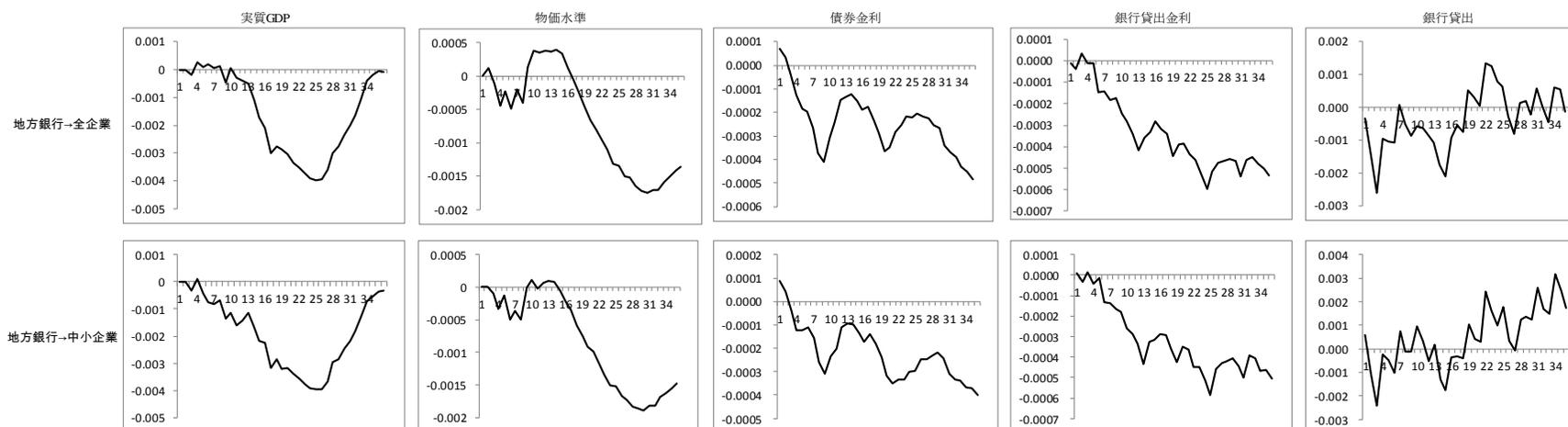


表 7-1 単位根検定

変数	水準				階差				
	ADF	Prob.*	PP	Prob.*	変数	ADF	Prob.*	PP	Prob.*
y	-2.3224	0.4190	-2.2346	0.4668	Δy	-10.5641***	1.9657E-15	-10.4926***	2.6948E-15
p	-2.5049	0.3255	-2.2831	0.4402	Δp	-10.3479***	5.1356E-15	-10.3479***	5.1356E-15
rs_a	-2.4227	0.3664	-3.3289*	0.0654	Δrs_a	-19.7683***	3.5787E-20	-19.7683***	3.5787E-20
rs_c	-2.3600	0.3990	-3.0271	0.1283	Δrs_c	-16.5753***	6.6796E-22	-18.4309***	2.4047E-21
rs_r	-1.6554	0.7658	-7.1806***	2.1038E-08	Δrs_r	-3.6239**	0.0313	-31.3459***	0.0001
i	-1.9312	0.6334	-2.2545	0.4558	Δi	-10.5505***	2.0871E-15	-10.4305***	3.5506E-15
ρ_a	-1.7887	0.7055	-5.9142***	7.5854E-06	$\Delta \rho_a$	-8.0363***	3.6147E-10	-28.6148***	0.0001
ρ_c	-2.3021	0.4298	-10.4276***	3.3783E-15	$\Delta \rho_c$	-11.8009***	1.7879E-17	-62.7600***	0.0001
ρ_r	-1.7640	0.7171	-3.6901**	0.0259	$\Delta \rho_r$	-1.8204	0.6897	-54.3760***	0.0001
l_{aa}	-2.0592	0.5636	-1.3305	0.8766	Δl_{aa}	-2.7864	0.2048	-14.9747***	2.3906E-21
l_{as}	-3.3388	0.0642	-1.6430	0.7714	Δl_{as}	-3.2915*	0.0718	-18.6997***	3.6866E-21
l_{ca}	-1.9238	0.6373	-1.8360	0.6825	Δl_{ca}	-14.0312***	1.3824E-20	-14.0935***	1.2042E-20
l_{cs}	-2.0851	0.5495	-2.5340	0.3115	Δl_{cs}	-4.4384***	0.0026	-18.3490***	2.1363E-21
l_{ra}	-3.0056	0.1344	-1.8890	0.6555	Δl_{ra}	-1.5089	0.8222	-17.6833***	1.0070E-21
l_{rs}	-4.6937***	0.0011	-1.3789	0.8635	Δl_{rs}	-4.5235***	0.0020	-18.7621***	4.1056E-21

表 7-2 共和分検定

全銀行→全企業							全銀行→中小企業								
H_0		λ_{\max}		H_1		λ_{trace}		H_0		λ_{\max}		H_1		λ_{trace}	
$r=0$	$r \leq 1$	検定統計量	90%臨界値	$r \geq 1$	検定統計量	90%臨界値	$r \geq 2$	$r=0$	$r \leq 1$	検定統計量	90%臨界値	$r \geq 1$	検定統計量	90%臨界値	
$r=0$	$r=1$	63.4698	44.4972	$r \geq 1$	190.2471	117.7082	$r \geq 2$	$r=0$	$r=1$	91.6813	44.4972	$r \geq 1$	234.6994	117.7082	
$r \leq 1$	$r=2$	47.8865	38.3310	$r \geq 2$	126.7774	88.8038	$r \geq 3$	$r \leq 1$	$r=2$	54.1943	38.3310	$r \geq 2$	143.0181	88.8038	
$r \leq 2$	$r=3$	36.3437	32.1183	$r \geq 3$	78.8909	63.8761	$r \geq 4$	$r \leq 2$	$r=3$	47.2204	32.1183	$r \geq 3$	88.8238	63.8761	
$r \leq 3$	$r=4$	19.1774	25.8232	$r \geq 4$	42.5471	42.9152	$r \geq 5$	$r \leq 3$	$r=4$	25.9352	25.8232	$r \geq 4$	41.6034	42.9152	
$r \leq 4$	$r=5$	16.6316	19.3870	$r=5$	23.3697	25.8721		$r \leq 4$	$r=5$	10.6111	19.3870	$r=5$	15.6683	25.8721	

都市銀行→全企業							都市銀行→中小企業								
H_0		λ_{\max}		H_1		λ_{trace}		H_0		λ_{\max}		H_1		λ_{trace}	
$r=0$	$r \leq 1$	検定統計量	90%臨界値	$r \geq 1$	検定統計量	90%臨界値	$r \geq 2$	$r=0$	$r \leq 1$	検定統計量	90%臨界値	$r \geq 1$	検定統計量	90%臨界値	
$r=0$	$r=1$	57.8669	44.4972	$r \geq 1$	161.6505	117.7082	$r \geq 2$	$r=0$	$r=1$	60.8163	44.4972	$r \geq 1$	190.5454	117.7082	
$r \leq 1$	$r=2$	39.9416	38.3310	$r \geq 2$	103.7836	88.8038	$r \geq 3$	$r \leq 1$	$r=2$	49.0091	38.3310	$r \geq 2$	129.7291	88.8038	
$r \leq 2$	$r=3$	31.9531	32.1183	$r \geq 3$	63.8419	63.8761	$r \geq 4$	$r \leq 2$	$r=3$	42.1527	32.1183	$r \geq 3$	80.7199	63.8761	
$r \leq 3$	$r=4$	20.6237	25.8232	$r \geq 4$	31.8888	42.9152	$r \geq 5$	$r \leq 3$	$r=4$	24.5789	25.8232	$r \geq 4$	38.5673	42.9152	
$r \leq 4$	$r=5$	8.3430	19.3870	$r=5$	11.2651	25.8721		$r \leq 4$	$r=5$	11.1321	19.3870	$r=5$	13.9884	25.8721	

地方銀行→全企業							地方銀行→中小企業								
H_0		λ_{\max}		H_1		λ_{trace}		H_0		λ_{\max}		H_1		λ_{trace}	
$r=0$	$r \leq 1$	検定統計量	90%臨界値	$r \geq 1$	検定統計量	90%臨界値	$r \geq 2$	$r=0$	$r \leq 1$	検定統計量	90%臨界値	$r \geq 1$	検定統計量	90%臨界値	
$r=0$	$r=1$	92.4156	44.4972	$r \geq 1$	250.7460	117.7082	$r \geq 2$	$r=0$	$r=1$	113.4964	44.4972	$r \geq 1$	286.8726	117.7082	
$r \leq 1$	$r=2$	68.8110	38.3310	$r \geq 2$	158.3303	88.8038	$r \geq 3$	$r \leq 1$	$r=2$	76.0998	38.3310	$r \geq 2$	173.3761	88.8038	
$r \leq 2$	$r=3$	35.7678	32.1183	$r \geq 3$	89.5193	63.8761	$r \geq 4$	$r \leq 2$	$r=3$	48.5933	32.1183	$r \geq 3$	97.2764	63.8761	
$r \leq 3$	$r=4$	29.8374	25.8232	$r \geq 4$	53.7516	42.9152	$r \geq 5$	$r \leq 3$	$r=4$	28.9954	25.8232	$r \geq 4$	48.6831	42.9152	
$r \leq 4$	$r=5$	15.3065	19.3870	$r=5$	23.9142	25.8721		$r \leq 4$	$r=5$	10.9628	19.3870	$r=5$	19.6877	25.8721	

表 7-3 共和分推定

	共和分行列 β									調整係数行列 α					
	y	p	rs	i	ρ	l	c	t	Δy	Δp	Δrs	Δi	$\Delta \rho$	Δl	
全銀行→全企業															
IS 曲線	1	0	0	-7.9680*** (2.3365)	8.0725** (4.2193)	0	-13.0148	0.0008*** (0.0002)	-0.0393 (0.2183)	0.0506 (0.0629)	-6.0932* (4.4007)	0.1156*** (0.0302)	0.0634*** (0.0191)	-0.4637** (0.2624)	
借入需要関数	4.9281*** (0.3341)	-1	0	0	-33.1964*** (9.3414)	1	-73.5921	0.0032*** (0.0004)	-0.0029 (0.0420)	-0.0036 (0.0121)	1.5814** (0.8473)	-0.0167*** (0.0058)	-0.0100*** (0.0037)	0.1566*** (0.0505)	
貸出供給関数	0	0	-1	224.8526** (96.8000)	-664.4560*** (173.5121)	1	6.6219	-0.0258*** (0.0069)	0.0010 (0.0054)	0.0007 (0.0016)	-0.1841** (0.1091)	0.0024*** (0.0007)	0.0018*** (0.0005)	-0.0111** (0.0065)	
尤度比検定	$\chi^2(3)=37.6410$ p 値=3.3670E-08														
全銀行→中小企業															
IS 曲線	1	0	0	3.3493* (2.3972)	-16.5319*** (3.9707)	0	-12.7483	0.0003*** (0.0001)	-0.0062 (0.2388)	0.0268 (0.0687)	-4.1542 (4.9554)	0.1368*** (0.0343)	0.0753 (0.0225)	-0.7302*** (0.2999)	
借入需要関数	6.2732*** (0.4551)	-1	0	0	-13.6662 (19.5505)	1	-91.0463	0.0050*** (0.0009)	-0.0162 (0.0284)	0.0019 (0.0082)	0.7492 (0.5892)	-0.0148*** (0.0041)	-0.0082 (0.0027)	0.1225*** (0.0357)	
貸出供給関数	0	0	-1	-247.9962*** (100.0349)	545.8398*** (174.6126)	1	-7.4151	0.0002 (0.0062)	-0.0013 (0.0054)	0.0009 (0.0016)	-0.1112 (0.1125)	0.0032*** (0.0008)	0.0015*** (0.0005)	-0.0223*** (0.0068)	
尤度比検定	$\chi^2(3)=51.1439$ p 値=4.5587E-11														
都市銀行→全企業															
IS 曲線	1	0	0	-5.9727*** (1.1231)	0.4290 (2.4381)	0	-12.8936	0.0005*** (0.0001)	-0.0893 (0.1158)	0.0149 (0.0314)	2.8493 (2.9379)	0.0526*** (0.0166)	-0.0342** (0.0166)	0.0859 (0.2030)	
借入需要関数	3.7941*** (0.2908)	-1	0	0	-30.0581*** (5.0588)	1	-58.3791	0.0027*** (0.0003)	-0.0010 (0.0561)	0.0161 (0.0152)	-0.7543 (1.4233)	-0.0142** (0.0080)	0.0241*** (0.0080)	0.0527 (0.0983)	
尤度比検定	$\chi^2(4)=33.4372$ p 値=9.7194E-07														
IS 曲線	1	0	0	-5.6262* (3.4746)	11.4983** (5.7881)	0	-13.0775	0.0010*** (0.0003)	-0.1497* (0.1093)	0.0579** (0.0298)	2.0574 (2.8123)	0.0393*** (0.0164)	0.0418*** (0.0154)	0.2835* (0.1931)	
貸出供給関数	0	0	-1	79.9358 (147.9080)	-794.3349*** (246.3920)	1	9.5623	-0.0416*** (0.0124)	-0.0022 (0.0027)	0.0009 (0.0007)	0.0308 (0.0695)	0.0008** (0.0004)	0.0013*** (0.0004)	0.0050 (0.0048)	
尤度比検定	$\chi^2(4)=30.4682$ p 値=3.9296E-06														
借入需要関数	14.0441*** (1.7932)	-1	0	0	150.1786** (85.9448)	1	-194.2429	0.0167*** (0.0048)	-0.0112* (0.0084)	0.0047** (0.0023)	0.1429 (0.2166)	0.0026** (0.0013)	0.0032*** (0.0012)	0.0219* (0.0148)	
貸出供給関数	0	0	-1	-151.1682*** (56.0347)	-1005.0183*** (336.9358)	1	16.2155	-0.0540*** (0.0190)	-0.0022 (0.0022)	0.0009* (0.0006)	0.0330 (0.0563)	0.0006** (0.0003)	0.0010*** (0.0003)	0.0045 (0.0038)	
尤度比検定	$\chi^2(4)=33.7485$ p 値=8.3912E-07														

		共和分行列 β							調整係數行列 α							
都市銀行→中小企業		y	p	rs	i	ρ	l	c	t	Δy	Δp	Δrs	Δi	$\Delta \rho$	Δl	
IS 曲線		1	0	0	-3.1993* (2.3862)	5.8780* (4.5292)	0	-13.0213	0.0008*** (0.0002)	IS 曲線	-0.2017* (0.1438)	0.0141 (0.0393)	3.2932 (3.5700)	0.0840*** (0.0199)	0.0078 (0.0200)	-0.4016* (0.2570)
借入需要関数		1.6359*** (0.2434)	-1	0	0	-78.9659*** (13.2046)	1	-29.1068	-0.0008 (0.0007)	借入需要関数	0.0532 (0.0531)	0.0176 (0.0145)	-0.2400 (1.3188)	-0.0227*** (0.0073)	0.0128** (0.0074)	0.3060*** (0.0949)
貸出供給関数		0	0	-1	-67.2268 (62.3470)	-746.7405*** (212.8116)	1	11.2843	-0.0399*** (0.0114)	貸出供給関数	-0.0057 (0.0055)	-0.0013 (0.0015)	0.0681 (0.1377)	0.0028*** (0.0008)	-0.0003 (0.0008)	-0.0279*** (0.0099)
尤度比検定		$\chi^2(3)=27.3378$ p 値=5.0014E-06														
地方銀行→全企業		y	p	rs	i	ρ	l	c	t	Δy	Δp	Δrs	Δi	$\Delta \rho$	Δl	
IS 曲線		1	0	0	-3.6421*** (0.7240)	-0.1765 (1.3755)	0	-12.9313	0.0006*** (0.0001)	IS 曲線	-0.2087 (0.2882)	0.1951*** (0.0701)	5.6885 (4.7418)	-0.0112 (0.0396)	-0.0706*** (0.0184)	-0.1751 (0.1877)
借入需要関数		-8.1726*** (0.7501)	-1	0	0	33.7970*** (3.5407)	1	96.2414	-0.0072*** (0.0012)	借入需要関数	0.0583 (0.0596)	0.0606*** (0.0145)	1.8551** (0.9809)	-0.0103 (0.0082)	-0.0088** (0.0038)	-0.1187*** (0.0388)
貸出供給関数		0	0	-1	-82.4816*** (13.0730)	-81.6943*** (23.1098)	1	0.4518	-0.0122*** (0.0015)	貸出供給関数	-0.0007 (0.0137)	-0.0094*** (0.0033)	-0.3718** (0.2254)	0.0039** (0.0019)	0.0041*** (0.0009)	-0.0022 (0.0089)
AS 曲線		-0.6382*** (0.0914)	1	0	0	0	0	3.6795	-0.0004*** (0.0001)	AS 曲線	-0.8588** (0.4822)	-0.5354*** (0.1172)	-15.0869** (7.9336)	0.0601 (0.0662)	0.0190 (0.0308)	0.9778*** (0.3140)
尤度比検定		$\chi^2(1)=5.0188$ p 値=0.0251														
地方銀行→中小企業		y	p	rs	i	ρ	l	c	t	Δy	Δp	Δrs	Δi	$\Delta \rho$	Δl	
IS 曲線		1	0	0	-2.5697*** (0.5842)	-2.4558** (1.2220)	0	-12.8962	0.0006*** (0.0001)	IS 曲線	-0.2900 (0.2427)	0.1367** (0.0625)	7.2951** (4.0693)	-0.0155 (0.0347)	-0.0807*** (0.0159)	-0.0176 (0.2328)
借入需要関数		-7.1143*** (0.4629)	-1	0	0	45.5963*** (4.2898)	1	82.3866	-0.0043*** (0.0009)	借入需要関数	0.0515 (0.0538)	0.0467*** (0.0139)	2.7288*** (0.9022)	-0.0097 (0.0077)	-0.0142*** (0.0035)	-0.0410 (0.0516)
貸出供給関数		0	0	-1	-55.7186*** (8.3639)	-85.7147*** (16.1300)	1	0.2156	-0.0092*** (0.0009)	貸出供給関数	0.0056 (0.0123)	-0.0067** (0.0032)	-0.5041*** (0.2061)	0.0051*** (0.0018)	0.0053*** (0.0008)	-0.0293*** (0.0118)
AS 曲線		-0.5168*** (0.0601)	1	0	0	0	0	2.1007	-0.0003*** (0.0001)	AS 曲線	-0.9073** (0.4511)	-0.4367*** (0.1162)	-21.8683*** (7.5621)	0.0557 (0.0646)	0.0489** (0.0295)	0.2270 (0.4326)
尤度比検定		$\chi^2(1)=9.0693$ p 値=0.0026														

表 7-4 予測誤差の分散分解

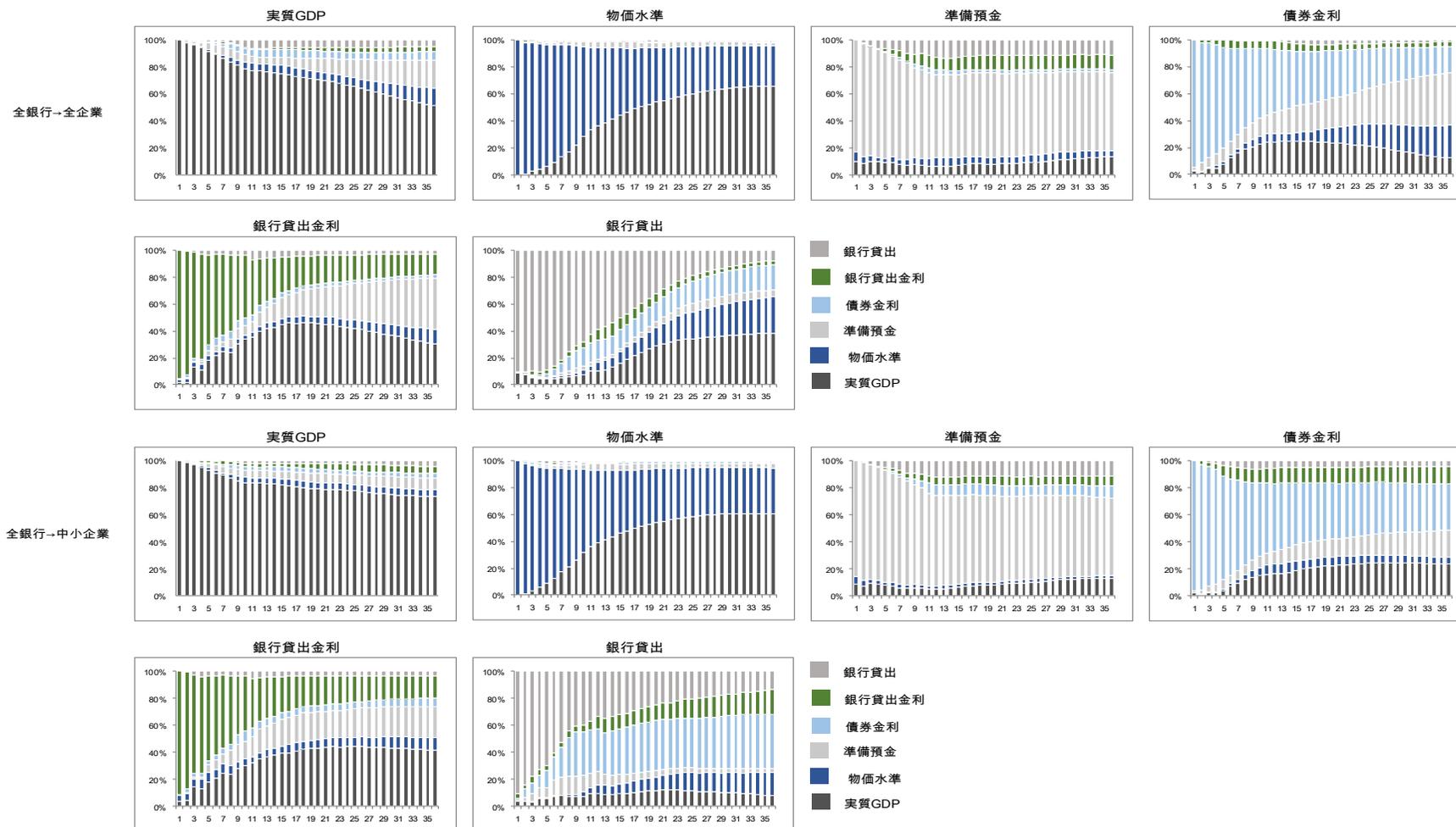
期間	全銀行→全企業				全銀行→中小企業			
	$rs \rightarrow l$	$l \rightarrow \rho$	$\rho \rightarrow y$	$l \rightarrow y$	$rs \rightarrow l$	$l \rightarrow \rho$	$\rho \rightarrow y$	$l \rightarrow y$
1	0.5	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
2	0.4	0.5	0.4	0.2	2.9	0.8	0.6	0.0
3	0.4	1.5	0.4	0.4	5.9	2.8	0.6	0.3
4	0.3	2.8	0.7	0.8	7.2	4.3	1.2	0.2
5	0.3	3.2	0.7	1.4	7.0	3.7	1.4	0.2
6	1.1	2.9	0.8	1.5	11.0	3.5	1.8	0.2
7	2.6	2.8	1.2	1.6	13.0	3.0	2.7	0.2
8	3.1	3.7	1.1	2.0	13.5	3.8	2.6	0.4
9	3.4	3.2	1.0	3.2	13.9	3.4	2.4	1.2
10	3.0	3.4	1.0	5.2	12.4	3.6	2.2	2.2
11	2.7	6.7	1.0	6.2	11.1	5.5	2.2	2.3
12	2.5	6.5	0.9	6.2	9.7	4.9	2.3	2.3
1-12期	1.7	3.1	0.8	2.4	9.0	3.3	1.7	0.8
13	2.4	5.9	0.9	6.0	8.3	4.3	2.2	2.2
14	2.3	5.8	0.9	5.8	7.4	4.2	2.2	2.2
15	2.2	5.1	1.0	5.8	6.8	3.9	2.3	2.2
16	2.6	4.8	1.2	5.7	6.2	3.6	2.5	2.1
17	3.1	4.3	1.5	5.8	5.7	3.6	2.9	2.1
18	3.4	3.9	1.9	5.7	5.4	3.4	3.4	2.1
19	3.9	3.9	2.2	5.6	5.0	3.4	3.8	2.1
20	4.3	3.8	2.5	5.5	4.7	3.6	4.1	2.1
21	4.5	3.5	2.7	5.4	4.4	3.5	4.3	2.2
22	4.9	3.4	3.0	5.4	4.1	3.5	4.5	2.2
23	5.5	3.7	3.3	5.3	4.0	3.8	4.8	2.2
24	5.7	3.4	3.6	5.3	3.9	3.7	5.0	2.3
13-24期	3.7	4.3	2.1	5.6	5.5	3.7	3.5	2.2
25	6.1	3.3	3.8	5.3	3.8	3.6	5.3	2.4
26	6.4	3.2	3.9	5.3	3.7	3.5	5.5	2.5
27	6.3	3.1	4.0	5.3	3.5	3.6	5.5	2.6
28	6.4	3.0	4.0	5.4	3.4	3.5	5.6	2.8
29	6.3	2.9	4.1	5.4	3.4	3.5	5.5	3.0
30	6.1	2.8	4.0	5.3	3.2	3.5	5.5	3.1
31	6.0	2.7	4.0	5.2	3.2	3.5	5.5	3.3
32	5.8	2.7	4.0	5.1	3.1	3.5	5.4	3.5
33	5.5	2.6	3.9	5.0	3.0	3.6	5.4	3.7
34	5.4	2.5	3.8	4.9	3.1	3.6	5.4	3.9
35	5.2	2.7	3.7	4.8	3.2	3.7	5.3	4.1
36	5.1	2.6	3.6	4.7	3.2	3.7	5.3	4.2
25-36期	5.9	2.9	3.8	5.2	3.3	3.6	5.3	3.0
全期間	3.8	3.4	2.2	4.4	5.9	3.5	3.5	2.1

期間	都市銀行→全企業				都市銀行→中小企業			
	$rs \rightarrow l$	$l \rightarrow \rho$	$\rho \rightarrow y$	$l \rightarrow y$	$rs \rightarrow l$	$l \rightarrow \rho$	$\rho \rightarrow y$	$l \rightarrow y$
1	7.1	0.0	0.0	0.0	1.1	0.0	0.0	0.0
2	15.3	0.0	2.0	0.0	1.5	3.1	1.2	0.0
3	18.2	1.2	2.7	0.6	1.5	5.9	1.4	0.4
4	19.8	1.9	3.6	1.4	2.3	10.5	2.0	0.3
5	19.7	4.0	3.9	2.2	4.9	9.6	1.9	0.4
6	18.5	3.7	4.0	2.5	4.4	8.8	1.7	0.8
7	15.3	3.3	4.8	3.1	4.2	8.4	1.9	1.0
8	12.9	3.2	4.9	4.6	3.4	8.5	1.8	1.0
9	11.4	2.9	4.6	7.3	3.1	7.9	1.6	1.0
10	10.2	3.1	4.4	11.2	2.5	7.3	1.5	1.1
11	9.7	4.6	4.4	13.6	2.3	9.3	1.6	1.1
12	9.3	4.5	4.5	14.4	2.5	8.8	1.7	1.1
1-12期	14.0	2.7	3.7	5.1	2.8	7.3	1.5	0.7
13	8.9	4.3	4.3	14.5	2.3	9.4	1.7	1.3
14	8.7	4.4	4.1	14.6	2.4	9.6	1.6	1.5
15	8.6	4.1	3.9	15.0	2.5	9.1	1.6	1.6
16	8.7	4.5	3.8	15.6	2.6	8.9	1.6	1.7
17	8.8	4.6	3.7	16.3	2.8	9.0	1.6	1.7
18	8.9	4.2	3.7	16.7	2.8	8.5	1.8	1.9
19	9.0	4.2	3.8	16.8	2.7	9.5	1.9	2.2
20	9.2	4.1	3.9	16.8	2.6	9.8	2.0	2.5
21	9.3	3.9	3.9	16.8	2.6	9.5	2.1	2.7
22	9.4	3.9	4.0	16.9	2.7	9.8	2.3	2.8
23	9.5	4.0	4.1	17.2	2.9	10.4	2.5	2.9
24	9.6	3.8	4.2	17.6	3.2	10.0	2.8	2.9
13-24期	9.0	4.2	3.9	16.2	2.7	9.5	2.0	2.1
25	9.7	3.8	4.3	18.1	3.5	10.3	3.2	2.9
26	9.8	3.7	4.4	18.6	3.8	10.4	3.5	2.9
27	9.8	3.7	4.4	19.3	4.2	10.3	3.6	2.8
28	9.8	3.7	4.3	20.0	4.5	10.6	3.8	2.8
29	9.7	3.7	4.3	20.7	4.8	10.9	3.9	2.8
30	9.6	3.6	4.2	21.2	5.1	10.8	4.0	2.9
31	9.5	3.6	4.2	21.7	5.2	11.4	4.0	2.9
32	9.3	3.6	4.2	22.1	5.3	11.5	4.1	2.9
33	9.1	3.6	4.1	22.5	5.3	11.4	4.2	2.9
34	9.0	3.6	4.0	22.9	5.4	11.9	4.2	2.9
35	8.8	3.6	3.9	23.4	5.5	12.3	4.2	3.0
36	8.7	3.5	3.8	23.7	5.6	12.2	4.2	3.0
25-36期	9.4	3.6	4.2	20.4	4.8	11.2	3.6	2.9
全期間	10.8	3.5	3.9	14.2	3.4	9.3	2.5	1.9

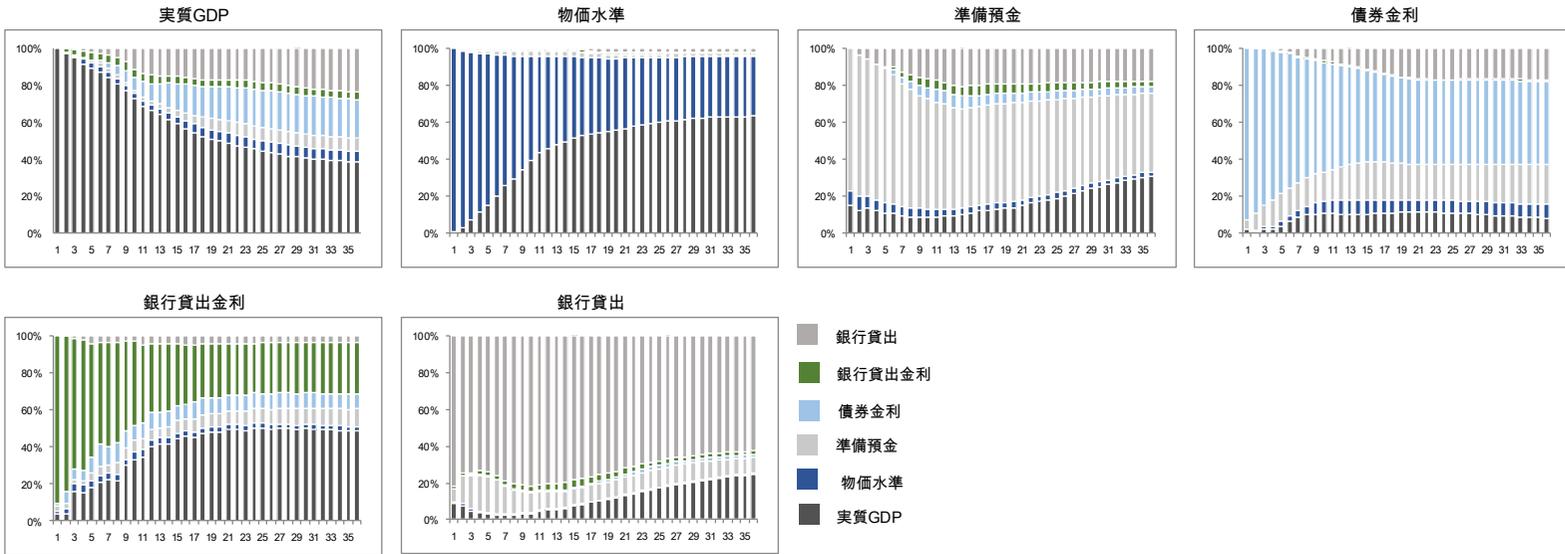
期間	地方銀行→全企業				地方銀行→中小企業			
	$rs \rightarrow l$	$l \rightarrow \rho$	$\rho \rightarrow y$	$l \rightarrow y$	$rs \rightarrow l$	$l \rightarrow \rho$	$\rho \rightarrow y$	$l \rightarrow y$
1	0.5	0.0	0.0	0.0	0.8	0.0	0.0	0.0
2	8.0	5.5	0.0	0.0	2.9	5.1	0.0	0.0
3	23.9	5.7	0.3	0.3	11.5	5.1	0.3	0.7
4	21.3	6.2	1.1	0.7	8.4	6.4	0.8	1.4
5	22.0	8.1	1.0	1.2	8.2	7.3	0.9	2.2
6	21.5	7.5	0.9	1.6	8.0	7.4	0.8	2.9
7	19.8	6.9	0.8	2.0	7.5	7.1	0.7	3.4
8	19.6	8.7	1.1	2.1	7.1	6.9	0.9	3.6
9	20.1	7.9	2.1	1.9	6.8	6.8	1.5	3.4
10	19.7	6.9	4.6	1.7	6.8	5.7	3.6	3.3
11	19.0	7.3	5.9	1.6	6.5	5.7	4.2	3.4
12	18.6	6.6	6.6	1.5	6.1	4.7	4.6	3.5
1-12期	17.8	6.4	2.0	1.2	6.7	5.7	1.5	2.3
13	16.6	5.4	7.1	1.6	5.2	4.5	4.8	3.4
14	16.9	5.0	7.8	1.9	5.6	4.0	5.4	3.2
15	17.8	4.5	8.9	2.1	6.1	4.0	6.6	2.9
16	15.6	4.7	10.1	2.4	5.4	4.4	7.9	2.7
17	14.3	4.5	11.5	2.7	5.0	4.0	9.5	2.5
18	12.9	4.3	12.4	2.9	4.6	4.1	10.6	2.3
19	11.4	3.8	13.0	3.0	4.4	3.9	11.4	2.2
20	10.3	3.6	13.6	3.0	4.0	3.6	12.1	2.1
21	9.3	3.5	13.9	3.2	3.7	3.5	12.8	2.1
22	8.9	3.4	14.2	3.3	4.5	3.4	13.5	2.1
23	8.3	3.2	14.4	3.3	4.5	3.2	14.0	2.1
24	7.5	2.9	14.5	3.3	4.2	2.9	14.3	2.0
13-24期	12.5	4.1	11.8	2.7	4.8	3.8	10.2	2.5
25	6.6	2.7	14.4	3.3	4.2	2.9	14.4	2.0
26	6.0	2.5	14.3	3.3	3.9	2.6	14.4	1.9
27	5.5	2.4	14.3	3.3	3.6	2.9	14.5	1.9
28	4.9	2.6	14.4	3.3	3.4	3.0	14.7	1.9
29	4.4	2.5	14.4	3.3	3.4	2.9	14.9	1.8
30	4.0	2.4	14.3	3.3	3.3	2.9	14.9	1.8
31	3.6	2.3	14.2	3.2	3.7	2.9	14.8	1.8
32	3.3	2.2	14.2	3.2	3.7	2.8	14.7	1.7
33	3.1	2.2	14.1	3.1	3.6	2.8	14.7	1.7
34	2.8	2.2	14.1	3.1	4.1	2.8	14.7	1.7
35	2.6	2.1	14.1	3.1	4.2	2.7	14.7	1.7
36	2.4	2.0	14.0	3.0	4.1	2.6	14.6	1.7
25-36期	4.1	2.3	14.3	3.2	3.8	2.8	14.5	1.9
全期間	11.5	4.3	9.3	2.4	5.1	4.1	8.8	2.2

参考資料

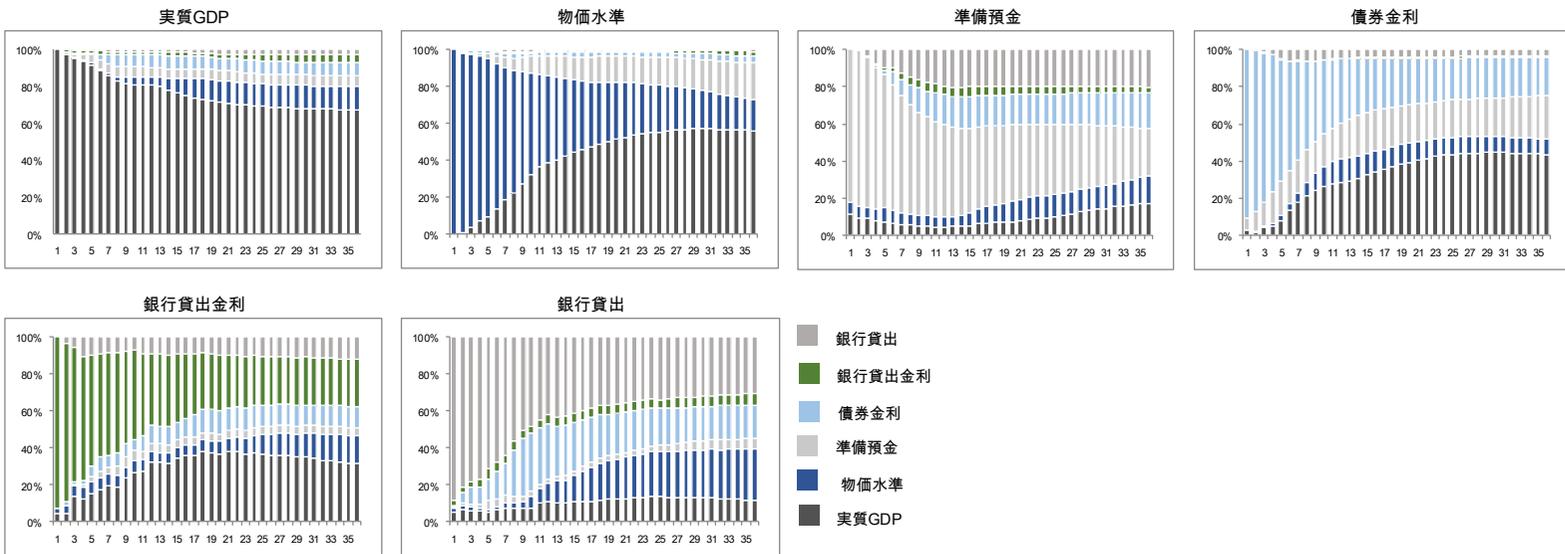
図 7-2 予測誤差の分散分解



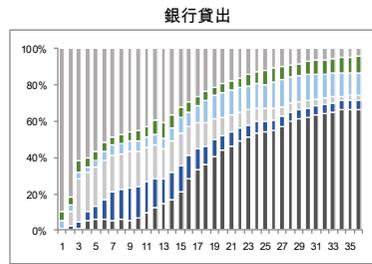
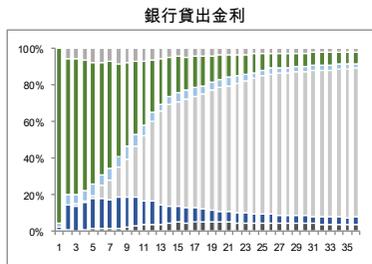
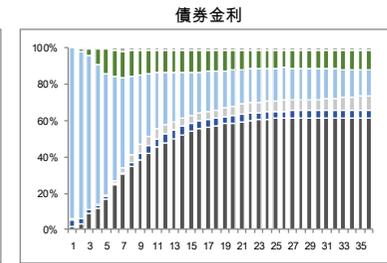
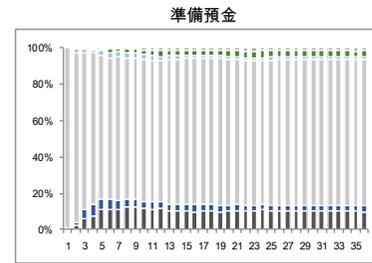
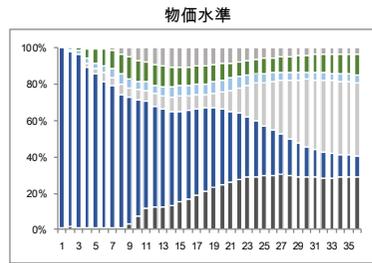
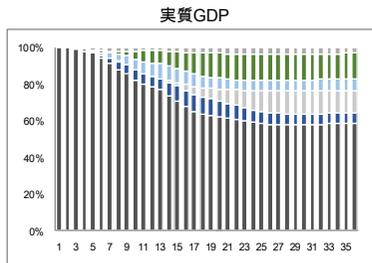
都市銀行→全企業



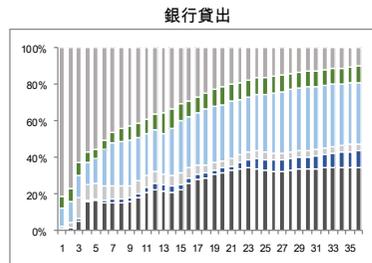
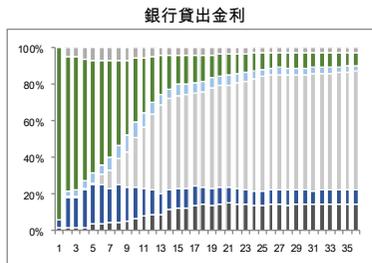
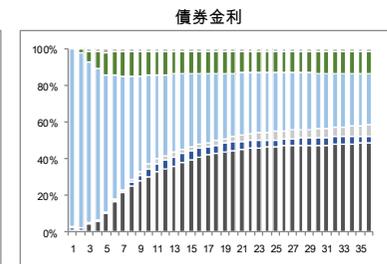
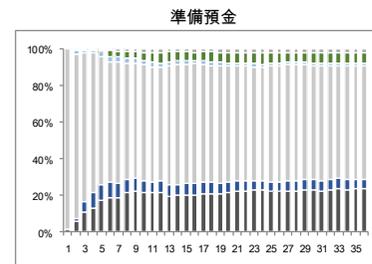
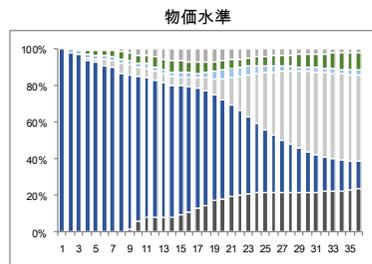
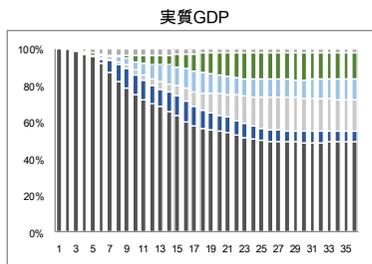
都市銀行→中小企業



地方銀行→全企業



地方銀行→中小企業



第8章 ベイズ推定によるアプローチ

1. はじめに

第4章から第7章にかけて、第3章で提示したマクロ経済モデルに基づき、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、符号制約VARモデルによる分析、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した。その結果、量的緩和政策に伴う銀行貸出経路が存在していたことが示された。

しかしながら、銀行別、または、企業別にみた場合、第4章、第5章、第7章では、銀行貸出経路は、都市銀行の全企業向け貸出で、最も強く確認されたことに対し、第6章では、銀行貸出経路は、地方銀行の貸出と中小企業向け貸出に対してより強く機能することが観察された¹。

本章では、ベイズ推定に基づく方法を用い、銀行別、および、企業規模別に、2000年代以降の日本の銀行貸出経路の存在を再検証する。ベイズ推定に基づく方法は、SVARモデルに基づく方法と同様、貸出供給ショックと借入需要ショックをそれぞれ構造ショックとして識別し、また、それらの実体経済の変動に与える影響を分析する方法である。但し、SVARモデルを用いる方法では、非線形推定のため、経済学的解釈の付けにくい係数がしばしば推定されることに対し、ベイズ推定を用いる方法では、事前分布を通じて追加的な情報を取り入れることができるため、標本数が少ない場合でも、経済学的に解釈可能な係数が推定できる。

分析の結果、貸出供給の貸出金利に対する半弾力性が借入需要の貸出金利に対する半弾力性より大きいことから、 $\rho - l$ 平面上において貸出供給曲線がよりフラットになっていることがわかる。これは、貸出供給の増加（貸出供給曲線の右方シフト）による超過供給の不均衡状態を均衡状態に戻させるためには、貸出金利をより大幅に低下させることで借入需要を刺激する必要があることを意味する。また、貸出供給の貸出金利に対する半弾力性が、中小企業向け貸出では、僅かながら低いことから、同じ幅の金利変動に対し、中小企業向け貸出供給の変動幅がより小さいことがわかる。

¹ これに関し、第6章で述べた通り、符号制約VARモデルでは、量的緩和金融政策ショックを実質GDPと銀行貸出に対し正の影響を与えるショックとして識別したため、第5章で観察された量的緩和金融政策ショックに対して、実質GDPが減少したり、地方銀行の貸出が減少したりするケースは、事前に排除されていると考えられるからである。

ベイジアン・インパルス応答関数分析の結果より、拡張的金融政策により預金準備が増大すると、スプレッドが有意に低下し、銀行貸出が増大すること、またこれに伴い、産出量ギャップが改善し、インフレ率が上昇することがわかる。この結果は、量的緩和政策に伴う銀行貸出経路が存在していたことを意味している。また、企業別からみた場合、中小企業向け貸出において、スプレッドの低下幅が比較的小さいものの、貸出の増大幅がより大きいことがわかる。これは、拡張的金融政策による中小企業の借入需要曲線の右方シフトの幅が比較的大きかった可能性を示している。

予測誤差分散分解の結果より、銀行貸出の変動に対しては、金融政策ショックの影響度合いが最も大きくなっていること、またスプレッドの変動に対しては、貸出供給ショックが最も大きく寄与していることがわかる。この結果は、銀行貸出経路が存在していたことを意味する。また、銀行別からみた場合、都市銀行と比べ、地方銀行において、銀行貸出の変動に占める金融政策ショックの比重が比較的小さいものの、銀行貸出の変動に占めるコスト・プッシュ・ショックの比重がより大きいことがわかる。

以上の結果は、量的緩和政策による銀行貸出経路は、都市銀行の貸出と地方銀行の貸出では、都市銀行の貸出に対してより強く機能することを意味する。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)の結果と非整合的であるが、第4章、第5章、第7章の結果と整合的である。一方、大企業向け貸出と中小企業向け貸出では、インパルス応答関数と分散分解で非整合的な結果が観察されたため、量的緩和政策による銀行貸出経路は、大企業向け貸出に対してより強く機能するとして第4章、第5章、第7章の結果が確認できなかった。

本章の構成は、以下の通りである。第2節では、第3章で提示したマクロ経済モデルを、動学的な要素を考慮したモデルへと拡張し、カリブレーション分析を行なう。第3節では、ベイズ推定の手法を用いて実証分析を行なう。第4節は、結論である。

2. モデル

2-1. 基本モデル

本節では、第3章でBernanke and Blinder (1988)モデルに基づき提示したマクロ経済モデルを、動学的な要素を考慮したモデルへと拡張する。

Bernanke and Blinder (1988) は、伝統的なIS-LMモデルに銀行貸出がマクロ経済に与える影響を明示的に導入したモデルである。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、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、フィリップス曲線 (AS曲線) を考慮することで、物価水準、インフレ率を内生化したモデルへと拡張する。また、動学的な要素を考慮したモデルへと拡張する。なお、以下では、簡単化のため、現金通貨が存在せず、預金金利をゼロと基準化する。また、モデルは定常状態の近傍で対数線形近似されており、小文字は金利を除き定常状態からの乖離率を表すものとする。

まず、銀行貸出市場を、

$$l_t^d - p_t = a_1 y_t - a_2 \rho_t + \varepsilon_{ld,t}, \quad a_1, a_2 > 0 \quad (1)$$

$$l_t^s = b_1 (\rho_t - i_t) + d_t + \varepsilon_{ls,t}, \quad b_1 > 0 \quad (2)$$

と定式化する。但し、 l は名目銀行貸出、 y は実質所得、 p は物価水準、 ρ は銀行貸出金利、 i は債券金利、 d は預金残高である。(1)式は、実質銀行借入需要は、実質所得の増加関数、銀行貸出金利の減少関数であることを意味する。債券金利に依存しないのは、企業は資金を調達する際、債券を発行できず、銀行から借り入れなければならないことを想定しているためである。(2)式は、銀行貸出供給関数を表し、銀行は預金準備を差し引いた保有資産のうちのある割合を貸し出しに回し、その割合はスプレッドの増加関数であることを表している。 ε_{ld} 、 ε_{ls} は、それぞれ、銀行貸出需要、供給に対するショックである。

次に、預金準備に対する均衡式を

$$rs_t^s = -c_1 i_t + d_t, \quad b_1 > c_1 > 0 \quad (3)$$

と定式化する。(3)式の左辺 rs^s は、中央銀行によって決定される預金準備 (中央銀行当座預金) の供給額を表す。一方、右辺は市中銀行の預金準備に対する需要を表し、法定準備を上回る預金準備の総預金に対する比率が、債券金利の減少関数であることを表している。

また、預金市場の均衡式を、

$$d_t - p_t = d_1 y_t - d_2 i_t + \varepsilon_{dd,t}, \quad d_1, d_2 > 0 \quad (4)$$

と表す。(4)式は、預金に対する需要は、実質所得の増加関数、債券金利と預金金利のスプレッド (預金の金利はゼロと基準化されている) の減少関数であることを示している。 $\varepsilon_{dd,t}$ は貨幣需要に対するショックを表す。現金通貨が存在しないという想定の下では、マネー・ストックは預金通貨額と等しくなるため、(4)式は貨幣市場の均衡式、すなわち LM 曲線と

解釈できる。

さらに、財市場を

$$y_t = e_1 y_{t-1} - e_2 \{i_t - (E_t[p_{t+1}] - p_t)\} - e_3 \{\rho_t - (E_t[p_{t+1}] - p_t)\} + \varepsilon_{yd,t}, \quad e_1, e_2, e_3 > 0 \quad (5)$$

$$\pi_t = g_1 \pi_{t-1} + g_2 y_t + \varepsilon_{\pi,t}, \quad g_1, g_2 > 0 \quad (6)$$

と定式化する。(5)式は、IS 曲線であり、総需要は、債券金利、貸出金利で測られた実質金利の減少関数であることを意味する。また、現実のデータの特性を捉えるため、1 期のラグを加える。これは、家計の消費における習慣形成 (habit formation)、および企業の投資における調整費用の存在を考慮したものである。 $e_2 > e_3 > 0$ という仮定は、総需要は債券金利に関して減少関数であることを意味する。一方、(6)式はフィリップス曲線 (総供給関数) を表す。インフレ率は、徐々に反応することを考慮し、1 期のラグに依存すると想定する。この想定は、過去のインフレ率にインデクセーションさせる形で価格改定を行なう backward-looking の企業が存在する状況を表している。 ε_{yd} 、 $\varepsilon_{\pi s}$ は、それぞれ、総需要ショック、コスト・プッシュ・ショックを表す。

(3)式を(2)式に代入し d_t を消去すると、

$$l_t^s = b_1 \rho_t - (b_1 - c_1) i_t + r_t^s + \varepsilon_{ls,t} \quad (7)$$

を得る。 $b_1 > c_1 > 0$ という仮定より、銀行貸出供給は、債券金利の減少関数であることを意味する。この仮定は、法定準備を上回る預金準備に対する需要が十分に小さく、この結果、 c_1 が十分小さい場合に正当化されよう。また、(1)、(7)式より得られる銀行貸出市場の均衡式を IS 曲線(5)式に代入し、銀行貸出金利 ρ を消去すると、

$$y_t = \frac{(a_2 + b_1)e_1}{a_2 + b_1 + a_1 e_3} y_{t-1} - \frac{(a_2 + b_1)e_2 + (b_1 - c_1)e_3}{a_2 + b_1 + a_1 e_3} i_t + \frac{(a_2 + b_1)(e_2 + e_3)}{a_2 + b_1 + a_1 e_3} E_t[p_{t+1}] - \frac{(a_2 + b_1)e_2 + (1 + a_2 + b_1)e_3}{a_2 + b_1 + a_1 e_3} p_t + \frac{e_3}{a_2 + b_1 + a_1 e_3} r_t^s + \frac{e_3(\varepsilon_{ls,t} - \varepsilon_{ld,t}) + (a_2 + b_1)\varepsilon_{y,t}}{a_2 + b_1 + a_1 e_3} \quad (8)$$

を得る。(8)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み合わせを表しており、CC 曲線と呼ばれる。 $b_1 > c_1 > 0$ 、 $e_2 > e_3 > 0$ より、CC 曲線は IS 曲線と同様、 $y-i$ 平面上で右下がりとなる。また、預金準備量 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、預金準備の増大によるマネー・ストック (預金) の増加が、(2)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「流動性の罠」が発生し、LM 曲線が水平となっている状況下でも、拡張的金融政策は実質所得を増大させる効果を持つ。

(3)式を(4)式に代入し d_t を消去すると、預金準備に関し表現されたLM曲線

$$rs_t - p_t = d_1 y_t - (c_1 + d_2) i_t + \varepsilon_{dd,t} \quad (9)$$

を得る。

最後に、金融政策ルールを、

$$rs_t^s = -h_1 y_t - h_2 \pi_t + v_t \quad (10)$$

$$v_t = k_1 v_{t-1} + \varepsilon_{rs,t}, \quad 0 < k_1 < 1 \quad (11)$$

と定式化する。(10)式は、中央銀行は預金準備（中央銀行当座預金）を金融調節手段として用いており、実質所得、またはインフレ率が上昇すると、預金準備の供給を減少させ、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）と預金準備（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預金準備を金融調節手段として定式化した。また、 v_t は金融政策ショックであり、(11)式より1階の自己相関過程に従うことを仮定する。

以上より、本章のモデルでは、(1)、(5)～(7)、(9)～(11)式の7本の式に対し、内生変数は、実質所得 y_t 、物価水準 p_t （インフレ率 π_t ）、預金準備 rs_t 、債券金利 i_t 、銀行貸出金利 ρ_t 、銀行貸出 l_t 、金融政策ショック v_t の7変数である。

2-2. カリブレーション

前節のモデルに基づき、カリブレーション分析を行ない、金融政策ショックが国内経済に与える影響を考察する。カリブレーションに用いた各パラメータの値は、表1にまとめられている。各パラメータの値は、先行研究から妥当と考えられる値を設定した²。

図8-1は金融政策ショック $\varepsilon_{rs,t}$ に対する産出量ギャップ y_t 、インフレ率 π_t 、スプレッド $\rho_t - i_t$ 、銀行貸出 l_t のインパルス応答関数を示したものである。図より、拡張的な量的緩和ショックに対し、スプレッドが低下し、銀行貸出が増加すること、また産出量、およびインフレ率が上昇することがわかる。

² 例えば、IS曲線、フィリップス曲線については加藤（2007）、貨幣需要関数については細野・杉原・三平（2001）、宮尾（2006）を参照した。

3. 実証分析

3-1. 分析方法

本章では、ベイズ推定の手法を用いて実証分析を行なう。ベイズ推定を用いると、事前分布を通じて追加的な情報を取り入れることができるため、本章のように標本数が少ない場合には有用な方法となる。

ベイズ推定は、以下の5つのステップから構成されている³。

第1ステップでは、合理的期待均衡解を導出する。一般的に、対数線形近似されたDSGEモデルを行列表示すると、

$$\Gamma_0(\Theta)x_t = \Gamma_1(\Theta)x_{t-1} + \Gamma_\varepsilon(\Theta)\varepsilon_t + \Gamma_\eta(\Theta)\eta_t \quad (12)$$

と表される。但し、 x_t は内生変数ベクトルであり、 ε_t は外生ショックベクトル、 η_t は $E_t[\eta_{t+1}] = 0$ を満たす予測誤差ベクトル、 Θ はパラメータ・ベクトルである。ここで、Sims (2002)による線形合理的期待モデルの解を求めるアルゴリズムを用いて、(12)式を解き、状態推移方程式 (state transition equation)

$$x_t = \Phi_1(\Theta)x_{t-1} + \Phi_2(\Theta)\varepsilon_t \quad (13)$$

を得る。

第2ステップでは、(13)式に観測方程式 (measurement equation) を付け加え、状態空間モデル (state space form) で表現する。観測方程式は、 x_t を観測値 (データ) ベクトル z_t と関連付ける式で、

$$z_t = A(\Theta) + Bx_t, \quad (14)$$

と表される。但し、 $A(\Theta)$ はパラメータと関連付けられる定数項ベクトル、 B はデータ変数と関連付けられるモデル変数を選択する行列を表す。

第3ステップでは、カルマン・フィルター (Kalman filter) を用いて、尤度関数 $L(\Theta|Z)$ 、 $Z = \{z_t\}_{t=1}^T$ を求める。尤度関数が求められると、最尤法によりパラメータの推定が可能であるが、多くの場合、尤度関数が多次元のパラメータの複雑な関数となっているため、単峰型となっていない。

このため、第4ステップでは、尤度関数 $L(\Theta|Z)$ と事前分布 $p(\Theta)$ から事後分布を

$$p(\Theta|Z) \propto L(\Theta|Z)p(\Theta)$$

として求め、 $\ln L(\Theta|Z) + \ln p(\Theta)$ を最大化するように $L(\Theta|Z)p(\Theta)$ の事後モード $\tilde{\Theta}$ と、 $\tilde{\Theta}$ に

³ DSGEモデルのベイズ推定については、An and Schorfheide (2007)、廣瀬 (2012) を参照のこと。

における $L(\Theta|Z)p(\Theta)$ のヘシアン (Hessian) の逆行列

$$\tilde{\Sigma} = - \left[\frac{\partial^2 L(\Theta|Z)p(\Theta)}{\partial \Theta \partial \Theta'} \Big|_{\Theta = \tilde{\Theta}} \right]^{-1}$$

を計算する。

第5ステップでは、パラメータの事後分布をモンテカルロ・マルコフ連鎖法 (Monte Carlo Markov Chain, MCMC) を用いて導出する。これは、求める確率分布に収束するマルコフ連鎖を作成し、ランダムに生成されたパラメータを一定の法則に基づき受容し、受容されたパラメータの度数分布から求める確率分布を導出するアプローチである。本章では、メトロポリス・ヘイスティング (Metropolis-Hastings algorithm, MH) ・アルゴリズムを採用する。これは、以下のステップで行なわれる。まず、正規分布 $N(\tilde{\Theta}, c_0^2 \tilde{\Sigma})$ から選択された初期値 $\Theta^{(0)}$ から MH アルゴリズムを実行し、パラメータ・ベクトルの候補 Θ を $N(\Theta^{(s-1)}, c^2 \tilde{\Sigma})$, $s=1, \dots, n$ からサンプリングする。但し、 $c > 0$ はサンプリング値の分散を調整するスケール・パラメータである。次に、 $\Theta^{(s-1)}$ からの更新を確率

$$\min \left(1, \frac{L(\Theta|Z)p(\Theta)}{L(\Theta^{(s)}|Z)p(\Theta^{(s-1)})} \right)$$

で受容し、そうでなければ棄却し $\Theta^{(s)} = \Theta^{(s-1)}$ とする。

このようにして生成された $\{\Theta^{(1)}, \Theta^{(2)}, \dots, \Theta^{(n)}\}$ は、 $n \rightarrow \infty$ の時、真の確率分布 $L(\Theta|Z)p(\Theta)$ に収束することが知られている。

なお、本章では、100,000回のサンプリングを行ない、最初の30,000回についてはこれを捨象した。

3-2. データと事前分布

ベイズ推定においては、確率的特異性を避けるため、観測変数と少なくとも同数の外生的ショック (または、観測誤差) が必要となる。本章のモデルでは、 $x_t \equiv \{y_t, p_t, rs_t, i_t, \rho_t, l_t, v_t\}$ の7変数が内生変数であり、 $\varepsilon_t \equiv \{\varepsilon_{y,t}, \varepsilon_{\pi,t}, \varepsilon_{dd,t}, \varepsilon_{ld,t}, \varepsilon_{ls,t}, \varepsilon_{rs,t}\}$ の6変数が外生的なショックであるため、観察値ベクトルとして $z_t \equiv \{y_t, p_t, rs_t, i_t, \rho_t, l_t\}$ の6変数を用いる。

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なう。産出量ギャップ y は、季節調整済み鉱工業生産指数の対数値から Hodrick- Prescott (HP) フィルターによってトレンド要因を除去した循環的要因として定義した。なお、平滑化パラメータには14,400とした。消費者物価指数 p は、季節調整済み全国CPI総合 (生鮮食品

を除く)の対数値からHPフィルターによってトレンド要因を除去した循環的要因を用いた。準備預金 rs は、日本銀行当座預金の対数値からHPフィルターによってトレンド要因を除去した循環的要因を用いた。債券金利 i には10年物国債利回りから平均を除去した値を用いた。同様に、銀行貸出金利 ρ には国内銀行新規貸出約定平均金利(平均)から平均を除去した値を用いた。銀行貸出 l には、国内銀行法人向け貸出金の対数値からHPフィルターによってトレンド要因を除去した循環的要因を用いた。

また、先述の通り、本章では銀行規模、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なった⁴。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。

事前分布の期待値と標準偏差を示したものが、表8-2である。正の値を取るパラメータの分布にはガンマ分布を用い、また外生的ショックの標準偏差には逆ガンマ分布を用いた。なお、事前分布の期待値にはカリブレーション分析で行なったパラメータと同様の値を用いた。

3-3 分析結果

表8-3はベイズ推定の結果を示したものである。表より、まず、貸出供給の貸出金利に対する半弾力性が借入需要の貸出金利に対する半弾力性より大きいことから、 $\rho-l$ 平面上

⁴ 信託銀行はデータの制約上標本から除外した。

(横軸に貸出残高 l , 縦軸に貸出金利 ρ が測られている平面上)において貸出供給曲線がよりフラットになっていることがわかる。これは、貸出供給の増加(貸出供給曲線の右方シフト)による超過供給の不均衡状態を均衡状態に戻させるためには、貸出金利をより大幅に低下させることで借入需要を刺激する必要があることを意味する。また、貸出供給の貸出金利に対する半弾力性が、中小企業向け貸出では、僅かながら低いことから、同じ幅の金利変動に対し、中小企業向け貸出供給の変動幅がより小さいことがわかる。貨幣需要関数については、貨幣需要の債券金利に対する半弾力性 $c_1 + d_2$ が約 1.408 という大きな値をとっている。これは、「流動性の罫」に近い状態が生じていたことを意味する。IS 曲線については、債券金利で測られた実質金利の係数よりも銀行貸出金利で測られた実質金利の係数が大きく、総需要は銀行貸出金利により大きく依存していることがわかる。フィリップス曲線については、産出量ギャップの係数が非常に小さく、産出量ギャップが 1% 改善した時、インフレ率は 0.02% しか上昇しないことを意味している。これは、近年、フィリップス曲線がフラット化してきていることと整合的である。最後に、金融政策ルールについては、金融政策における産出量ギャップへの反応度が金融政策におけるインフレ率への反応度より大きいことから、日本銀行は産出量ギャップの変化に対し、より積極的な政策対応をとることがわかる。

図 8-2 は、預金準備に 1 標準偏差の正のショックを与えた時の産出量ギャップ y , インフレ率 π , スプレッド $\rho - i$, 銀行貸出 l のベイジアン・インパルス応答関数を 24 期間(2 年間)に関し示したものである。表 8-4 は、スプレッド $\rho - i$ と銀行貸出 l のインパルス応答推定値を示したものである。図表より、拡張的金融政策により預金準備が増大すると、スプレッドが有意に低下し、銀行貸出が増大すること、またこれに伴い、産出量ギャップが改善し、インフレ率が上昇することがわかる。この結果は、量的緩和政策に伴う銀行貸出経路が存在していたことを意味する。また、全法人向け貸出と比べ、中小企業向け貸出において、スプレッドの低下幅が比較的小さいものの、貸出の増大幅がより大きいことがわかる。これは、拡張的金融政策により、中小企業の借入需要の増加(借入需要曲線の右方シフトの幅)がより大きくなっている可能性を示していると解釈できる。

表 8-5 は分散分解の結果を示したものである。これは、各内生変数の予測誤差の分散が、各外生的ショックによってどの程度説明されるかを示したものである。表より、銀行貸出 l の変動に対しては、金融政策ショック ε_{rs} の影響度合いが最も大きくなっている。その一方で、スプレッド $\rho - i$ の変動に対しては、貸出供給ショック ε_{ls} が最も大きく寄与している。

この結果は、インパルス応答関数分析の結果と整合的であり、銀行貸出経路が存在していたことを意味する。また、全法人向け貸出と比較し、中小企業向け貸出において、銀行貸出 l の変動に占める貸出供給ショック ε_{ls} の比重が借入需要ショック ε_{ld} の比重より大きくなっていることから、貸出供給が中小企業向け貸出を決めるより主要な要因となっていることがわかる。この結果は、拡張的金融政策により、中小企業の借入需要がより大きく増加したとしたインパルス応答関数分析の結果と非整合的である。さらに、都市銀行と比べ、地方銀行において、銀行貸出 l の変動に占める金融政策ショック ε_{rs} の比重が比較的小さいものの、銀行貸出 l の変動に占めるコスト・プッシュ・ショック ε_{π} の比重がより大きいことがわかる。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) の結果と非整合的である。

以上の分析結果は、量的緩和政策による銀行貸出経路は、都市銀行の貸出と地方銀行の貸出では、都市銀行の貸出に対してより強く機能することを意味する。この結果は、第4章、第5章、第7章の結果と整合的である。一方、大企業向け貸出と中小企業向け貸出では、インパルス応答関数と分散分解で非整合的な結果が観察されたため、量的緩和政策による銀行貸出経路は、大企業向け貸出に対してより強く機能するとした第4章、第5章、第7章の結果が確認できなかった。

4. おわりに

本章では、ベイズ推定の手法を用い、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、第3章で提示したマクロ経済モデルを、動学的な要素を考慮したモデルへと拡張した上、推定を行なった。その際、銀行規模、貸出先の企業規模を考慮した分析を行なった。

分析の結果、貸出供給の貸出金利に対する半弾力性が借入需要の貸出金利に対する半弾力性より大きいことから、 $\rho - l$ 平面上において貸出供給曲線がよりフラットになっていることがわかる。これは、貸出供給の増加（貸出供給曲線の右方シフト）による超過供給の不均衡状態を均衡状態に戻させるためには、貸出金利をより大幅に低下させることで借入需要を刺激する必要があることを意味する。また、貸出供給の貸出金利に対する半弾力性が、中小企業向け貸出では、僅かながら低いことから、同じ幅の金利変動に対し、中小企業向け貸出供給の変動幅がより小さいことがわかる。

ベイジアン・インパルス応答関数分析の結果より、拡張的金融政策により預金準備が増

大すると、スプレッドが有意に低下し、銀行貸出が増大すること、またこれに伴い、産出量ギャップが改善し、インフレ率が上昇することがわかる。この結果は、量的緩和政策に伴う銀行貸出経路が存在していたことを意味している。また、企業別からみた場合、中小企業向け貸出において、スプレッドの低下幅が比較的小さいものの、貸出の増大幅がより大きいことがわかる。これは、拡張的金融政策による中小企業の借入需要曲線の右方シフトの幅が比較的大きかった可能性を示している。

予測誤差分散分解の結果より、銀行貸出の変動に対しては、金融政策ショックの影響度合いが最も大きくなっていること、またスプレッドの変動に対しては、貸出供給ショックが最も大きく寄与していることがわかる。この結果は、銀行貸出経路が存在していたことを意味する。また、銀行別からみた場合、都市銀行と比べ、地方銀行において、銀行貸出の変動に占める金融政策ショックの比重が比較的小さいものの、銀行貸出の変動に占めるコスト・プッシュ・ショックの比重がより大きいことがわかる。

以上の結果は、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)の結果と非整合的であるが、第4章、第5章、第7章の結果とは整合的である。

図表

図 8-1 量的緩和政策ショックに対するインパルス応答関数（カリブレーション）

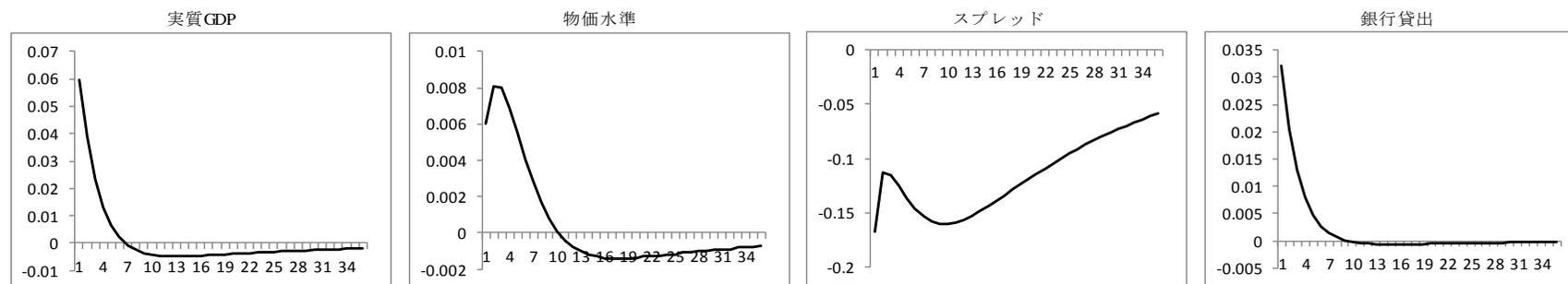
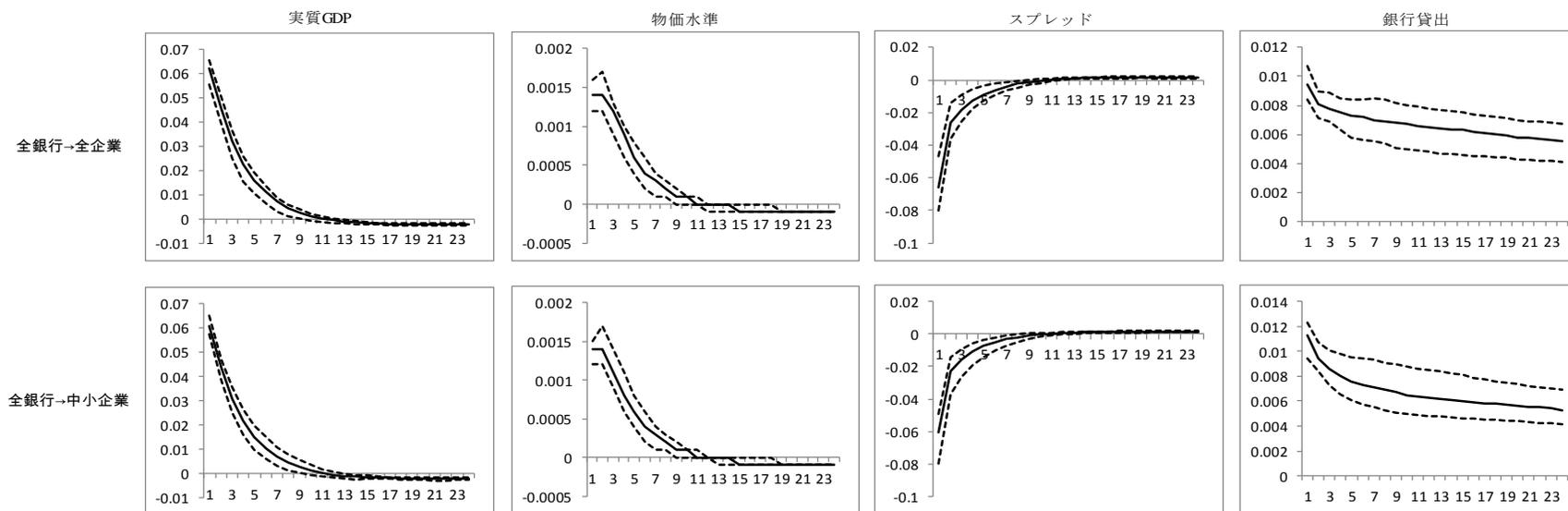


図 8-2 量的緩和政策ショックに対するインパルス応答関数（ベイズ推定）



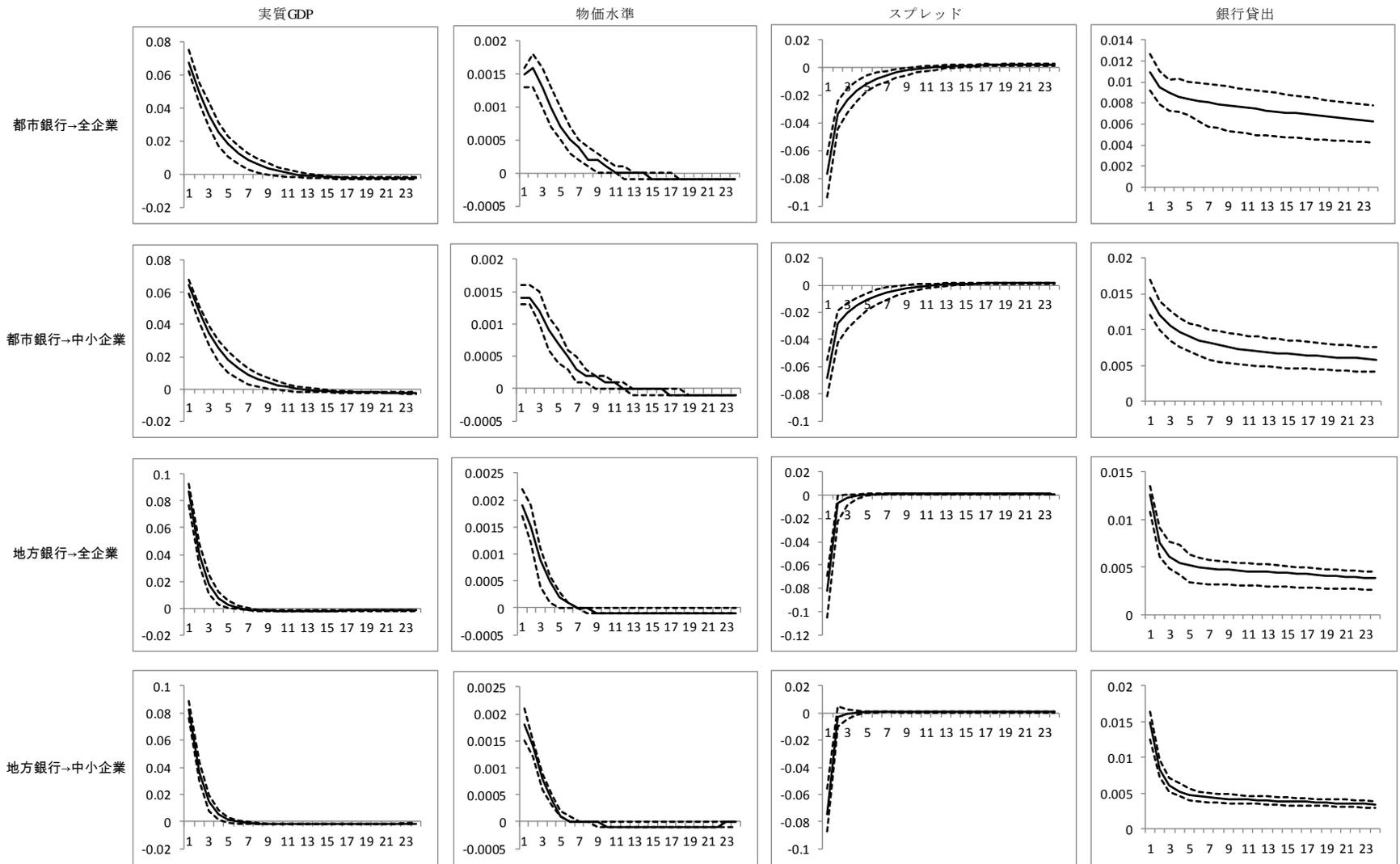


表 8-1 パラメータ（カリブレーション）

a_1	銀行借入需要の所得弾力性	0.5
a_2	銀行借入需要の貸出金利半弾力性	0.02
b_1	銀行貸出供給のスプレッド半弾力性	0.05
c_1	預金準備需要の債券金利半弾力性	0.01
d_1	預金需要の所得弾力性	1.0
d_2	預金需要の債券金利半弾力性	0.5
e_1	総需要の持続性	0.7
e_2	総需要の実質貸出金利半弾力性	1.5
e_3	総需要の実質債券金利半弾力性	1.0
g_1	インフレ率の持続性	0.7
g_2	インフレ率のGDPギャップへの感応度	0.1
h_1	金融政策におけるGDPギャップへの反応度	0.8
h_2	金融政策におけるインフレ率への反応度	1.2
k_1	金融政策ショックの持続性	0.7
σ_{rs}^2	金融政策ショックの分散	$(0.009)^2$

表 8-2 事前分布

パラメータ	分布	期待値	標準偏差	
a_1	銀行借入需要の所得弾力性	Gamma	0.5	0.1
a_2	銀行借入需要の貸出金利半弾力性	Gamma	0.02	0.004
b_1	銀行貸出供給のスプレッド半弾力性	Gamma	0.05	0.01
c_1	預金準備需要の債券金利半弾力性	Gamma	0.01	0.002
d_1	預金需要の所得弾力性	Gamma	1.0	0.2
d_2	預金需要の債券金利半弾力性	Gamma	0.5	0.1
e_1	総需要の持続性	Gamma	0.7	0.14
e_2	総需要の実質貸出金利半弾力性	Gamma	1.5	0.3
e_3	総需要の実質債券金利半弾力性	Gamma	1.0	0.2
g_1	インフレ率の持続性	Gamma	0.7	0.14
g_2	インフレ率のGDPギャップへの感応度	Gamma	0.1	0.02
h_1	金融政策におけるGDPギャップへの反応度	Gamma	0.8	0.16
h_2	金融政策におけるインフレ率への反応度	Gamma	1.2	0.24
k_1	金融政策ショックの持続性	Gamma	0.7	0.14
σ_y^2	総需要ショックの分散	Inverse Gamma	0.01	$(0.009)^2$
σ_π^2	コスト・プッシュ・ショックの分散	Inverse Gamma	0.01	$(0.009)^2$
σ_{ad}^2	貨幣需要ショックの分散	Inverse Gamma	0.01	$(0.009)^2$
σ_{id}^2	銀行借入需要ショックの分散	Inverse Gamma	0.01	$(0.009)^2$
σ_{is}^2	銀行貸出供給ショックの分散	Inverse Gamma	0.01	$(0.009)^2$
σ_{rs}^2	金融政策ショックの分散	Inverse Gamma	0.01	$(0.009)^2$

表 8-3 推定結果

	l_{aa}	l_{as}	l_{ca}	l_{cs}	l_{ra}	l_{rs}
a_1	0.1115 (0.0977-0.1270)	0.1542 (0.1174-0.1900)	0.1278 (0.0977-0.1544)	0.1961 (0.1494-0.2408)	0.1095 (0.0977-0.1228)	0.1470 (0.1109-0.1801)
a_2	0.0222 (0.0147-0.0302)	0.0222 (0.0152-0.0300)	0.0222 (0.0146-0.0295)	0.0217 (0.0145-0.0288)	0.0216 (0.0145-0.0286)	0.0223 (0.0151-0.0297)
b_1	0.0648 (0.0451-0.0833)	0.0643 (0.0428-0.0885)	0.0658 (0.0435-0.0889)	0.0655 (0.0448-0.0870)	0.0630 (0.0452-0.0814)	0.0604 (0.0414-0.0788)
c_1	0.0111 (0.0076-0.0147)	0.0112 (0.0076-0.0146)	0.0113 (0.0079-0.0150)	0.0116 (0.0076-0.0155)	0.0112 (0.0077-0.0147)	0.0112 (0.0076-0.0147)
d_1	0.7923 (0.5812-1.0014)	0.7838 (0.5611-0.9975)	0.9227 (0.6684-1.1867)	0.9291 (0.6785-1.1884)	0.6949 (0.4956-0.9110)	0.6857 (0.4834-0.8832)
d_2	1.4075 (1.3929-1.4184)	1.4082 (1.3947-1.4184)	1.4081 (1.3946-1.4184)	1.4081 (1.3950-1.4184)	1.4078 (1.3942-1.4184)	1.4083 (1.3948-1.4184)
e_1	0.8450 (0.7881-0.9041)	0.8479 (0.7896-0.9055)	0.8396 (0.7809-0.8991)	0.8402 (0.7819-0.9002)	0.8719 (0.8146-0.9289)	0.8678 (0.8141-0.9238)
e_2	1.0530 (0.7309-1.3704)	1.0394 (0.7111-1.3550)	1.0372 (0.7160-1.3527)	1.0585 (0.7133-1.3792)	1.0489 (0.7222-1.3701)	1.0175 (0.7120-1.3335)
e_3	2.2468 (2.2165-2.2695)	2.2485 (2.2208-2.2695)	2.2491 (2.2228-2.2695)	2.2472 (2.2173-2.2695)	2.2488 (2.2217-2.2695)	2.2510 (2.2286-2.2695)
g_1	0.3069 (0.2277-0.3857)	0.3071 (0.2237-0.3859)	0.3065 (0.2286-0.3842)	0.3067 (0.2286-0.3879)	0.3074 (0.2289-0.3846)	0.3060 (0.2246-0.3863)
g_2	0.0222 (0.0195-0.0250)	0.0221 (0.0195-0.0249)	0.0219 (0.0195-0.0244)	0.0218 (0.0195-0.0243)	0.0223 (0.0195-0.0252)	0.0225 (0.0195-0.0254)
h_1	2.2509 (2.2255-2.2695)	2.2522 (2.2301-2.2695)	2.2524 (2.2302-2.2695)	2.2520 (2.2288-2.2695)	2.2523 (2.2297-2.2695)	2.2503 (2.2260-2.2695)
h_2	1.3014 (0.8853-1.7042)	1.2874 (0.8633-1.6781)	1.2652 (0.8336-1.6842)	1.3049 (0.8834-1.7185)	1.3117 (0.8851-1.7193)	1.3000 (0.8963-1.7096)
k_1	0.7168 (0.6406-0.7915)	0.7172 (0.6420-0.7931)	0.7347 (0.6622-0.8111)	0.7346 (0.6588-0.8073)	0.4573 (0.3715-0.5435)	0.4589 (0.3697-0.5441)
σ_y^2	0.0251 (0.0229-0.0274)	0.0252 (0.0229-0.0274)	0.0259 (0.0235-0.0282)	0.0259 (0.0236-0.0282)	0.0250 (0.0229-0.0271)	0.0250 (0.0228-0.0272)
σ_π^2	0.0026 (0.0023-0.0028)	0.0026 (0.0024-0.0028)	0.0026 (0.0023-0.0028)	0.0026 (0.0023-0.0028)	0.0026 (0.0023-0.0028)	0.0026 (0.0023-0.0028)
σ_{dd}^2	0.1878 (0.1717-0.2038)	0.1886 (0.1714-0.2036)	0.2095 (0.1909-0.2261)	0.2085 (0.1910-0.2257)	0.2114 (0.1944-0.2291)	0.2117 (0.1940-0.2289)
σ_{ld}^2	0.0192 (0.0175-0.0209)	0.0197 (0.0179-0.0215)	0.0243 (0.0220-0.0265)	0.0245 (0.0222-0.0268)	0.0170 (0.0155-0.0184)	0.0189 (0.0172-0.0206)
σ_{ls}^2	0.1878 (0.1727-0.2034)	0.1860 (0.1713-0.2005)	0.2130 (0.1942-0.2309)	0.2152 (0.1960-0.2319)	0.2052 (0.1866-0.2242)	0.2050 (0.1876-0.2210)
σ_{rs}^2	0.1538 (0.1404-0.1676)	0.1534 (0.1417-0.1672)	0.1680 (0.1543-0.1828)	0.1662 (0.1523-0.1792)	0.2096 (0.1916-0.2267)	0.2089 (0.1902-0.2256)

表 8-4 金融政策ショックに対するスプレッドと銀行貸出のインパルス応答関数（ベイズ推定）

	l_{aa}		l_{as}		l_{ca}		l_{cs}		l_{ra}		l_{rs}	
	$\rho-i$	l										
1	-0.0658	0.0094	-0.0609	0.0113	-0.0768	0.0109	-0.0686	0.0144	-0.0824	0.0126	-0.0747	0.0149
2	-0.0263	0.0081	-0.0227	0.0094	-0.0331	0.0095	-0.0285	0.0120	-0.0067	0.0076	-0.0031	0.0083
3	-0.0184	0.0078	-0.0157	0.0086	-0.0235	0.0090	-0.0203	0.0106	-0.0021	0.0061	-0.0006	0.0061
4	-0.0129	0.0075	-0.0109	0.0080	-0.0167	0.0086	-0.0147	0.0097	-0.0004	0.0055	0.0002	0.0051
5	-0.0089	0.0073	-0.0075	0.0076	-0.0118	0.0084	-0.0105	0.0090	0.0004	0.0052	0.0006	0.0047
6	-0.0060	0.0072	-0.0050	0.0073	-0.0082	0.0082	-0.0074	0.0085	0.0008	0.0050	0.0008	0.0045
7	-0.0039	0.0070	-0.0032	0.0071	-0.0055	0.0081	-0.0051	0.0081	0.0010	0.0049	0.0009	0.0044
8	-0.0024	0.0069	-0.0019	0.0069	-0.0035	0.0079	-0.0034	0.0078	0.0011	0.0048	0.0009	0.0043
9	-0.0013	0.0068	-0.0010	0.0067	-0.0020	0.0078	-0.0021	0.0075	0.0011	0.0048	0.0009	0.0042
10	-0.0004	0.0067	-0.0003	0.0065	-0.0009	0.0077	-0.0011	0.0073	0.0011	0.0047	0.0009	0.0041
11	0.0002	0.0066	0.0002	0.0064	-0.0001	0.0076	-0.0004	0.0071	0.0011	0.0046	0.0009	0.0041
12	0.0006	0.0065	0.0006	0.0063	0.0005	0.0075	0.0002	0.0070	0.0011	0.0046	0.0009	0.0040
13	0.0009	0.0064	0.0008	0.0062	0.0009	0.0073	0.0006	0.0068	0.0011	0.0045	0.0009	0.0040
14	0.0011	0.0063	0.0010	0.0061	0.0013	0.0072	0.0009	0.0067	0.0011	0.0044	0.0009	0.0039
15	0.0013	0.0063	0.0012	0.0060	0.0015	0.0071	0.0011	0.0066	0.0011	0.0044	0.0009	0.0039
16	0.0014	0.0062	0.0013	0.0059	0.0017	0.0071	0.0013	0.0065	0.0010	0.0043	0.0009	0.0038
17	0.0015	0.0061	0.0013	0.0058	0.0018	0.0070	0.0014	0.0064	0.0010	0.0043	0.0008	0.0038
18	0.0016	0.0060	0.0014	0.0058	0.0019	0.0069	0.0015	0.0063	0.0010	0.0042	0.0008	0.0037
19	0.0016	0.0059	0.0014	0.0057	0.0020	0.0068	0.0016	0.0062	0.0010	0.0041	0.0008	0.0037
20	0.0016	0.0058	0.0014	0.0056	0.0020	0.0067	0.0016	0.0061	0.0010	0.0041	0.0008	0.0036
21	0.0016	0.0058	0.0014	0.0055	0.0020	0.0066	0.0016	0.0061	0.0010	0.0040	0.0008	0.0036
22	0.0016	0.0057	0.0014	0.0055	0.0020	0.0065	0.0017	0.0060	0.0010	0.0040	0.0008	0.0035
23	0.0016	0.0056	0.0014	0.0054	0.0020	0.0064	0.0017	0.0059	0.0010	0.0039	0.0008	0.0035
24	0.0016	0.0055	0.0014	0.0053	0.0020	0.0063	0.0017	0.0058	0.0009	0.0039	0.0008	0.0034

表 8-5 分散分解 (ベイズ推定)

l_{aa}						
	ε_y	ε_π	ε_{dd}	ε_{ld}	ε_{ls}	ε_{rs}
y	0.00	0.69	0.04	0.39	39.72	59.15
π	0.00	44.87	0.02	0.16	16.59	38.36
$\rho - i$	0.09	0.05	29.95	0.63	64.24	5.05
l	0.00	16.25	0.03	10.44	9.92	63.36
l_{as}						
	ε_y	ε_π	ε_{dd}	ε_{ld}	ε_{ls}	ε_{rs}
y	0.00	0.71	0.04	0.43	40.14	58.67
π	0.00	46.98	0.02	0.17	16.21	36.62
$\rho - i$	0.09	0.04	30.48	0.69	64.08	4.61
l	0.00	15.43	0.02	10.66	12.26	61.63
l_{ca}						
	ε_y	ε_π	ε_{dd}	ε_{ld}	ε_{ls}	ε_{rs}
y	0.00	0.56	0.05	0.51	41.67	57.21
π	0.00	40.77	0.02	0.23	18.81	40.17
$\rho - i$	0.07	0.05	27.78	0.81	65.54	5.76
l	0.00	12.62	0.03	13.14	11.27	62.94
l_{cs}						
	ε_y	ε_π	ε_{dd}	ε_{ld}	ε_{ls}	ε_{rs}
y	0.00	0.62	0.04	0.55	41.08	57.71
π	0.00	43.44	0.02	0.23	17.45	38.86
$\rho - i$	0.08	0.04	29.61	0.87	64.67	4.73
l	0.00	11.87	0.01	12.09	13.92	62.10
l_{ra}						
	ε_y	ε_π	ε_{dd}	ε_{ld}	ε_{ls}	ε_{rs}
y	0.00	0.63	0.06	0.28	42.50	56.53
π	0.00	45.93	0.03	0.13	19.68	34.23
$\rho - i$	0.07	0.03	33.96	0.40	60.61	4.93
l	0.00	24.26	0.08	12.41	17.66	45.59
l_{rs}						
	ε_y	ε_π	ε_{dd}	ε_{ld}	ε_{ls}	ε_{rs}
y	0.00	0.64	0.04	0.36	41.94	57.01
π	0.00	46.27	0.02	0.16	19.14	34.41
$\rho - i$	0.08	0.03	34.13	0.52	60.66	4.59
l	0.00	21.55	0.04	13.55	19.03	45.84

第9章 パネルデータ分析によるアプローチ

1. はじめに

銀行貸出経路について、これまで、多くの実証分析がマクロデータを用い、行なわれてきたが、マクロデータの利用に伴い、銀行貸出の変化が、借入需要に起因するものであるか、または貸出供給に起因するものであるかという識別問題が生じる。こうした識別性の問題を解決するために、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が行なわれるようになってきている。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、銀行貸出の供給曲線のシフトの違いだとみなせるからである¹。

本章では、マイクロデータを用い、2000年以降の量的緩和期における銀行貸出経路の有効性を考察する。その際、銀行規模および貸出先の企業規模を考慮した分析を行なう。分析の結果、銀行貸出経路は、規模の比較的大きな企業に向けた貸出に強く機能する可能性が示される。また、国際基準行を通じる銀行貸出経路が強く機能していたこと、および、国内基準行を通じる銀行貸出経路の働きが比較的弱かったことが示される。この結果は、銀行貸出経路は、エージェンシー・コストの高い小企業に強く機能するとした Gertler and Gilchrist (1994) の結果、および、銀行貸出経路は、貸出資金の調達能力が限られ、信用割当を生じやすい小規模の銀行ほど、より強く働くとした Kashyap and Stein (2000) の結果は、2000年以降の日本には妥当していないことを意味する。

また、標本期間において、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、市中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ない、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想定されている。したがって、銀行貸出経路の国債を通じる効果がそのコール・ローンを通じる効果と異なることが生じる可能性が考えられるため、流動性資産は、コール・ローンと国債に分割し検討を行なう。分析の結果、2000年以降の量的緩和期において、想定されているポートフォリオ・リバランス効果が表れていない可能性が示される。

本章の構成は、以下の通りである。第2節では、銀行貸出経路に関するマイクロデータを用いた先

¹ マイクロデータを用いる利点に関しては、例えば、細野 (2010) では、「マイクロデータを用いることで、貸出供給を借入需要から識別することができる。例えば、金融引き締め政策は金利の上昇や為替レートの増価を通じて企業の設備投資を抑制し、銀行貸出に対する需要を減少させる。このような、政策によって誘発された借入需要の変化は、マクロショックだとみなすことができる。他方、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、銀行貸出の供給曲線のシフトの違いだとみなして差支えないだろう。識別の問題を克服できることは、マイクロデータの分析の利点である。」と述べられている。

行研究をサーベイする。第 3 節では、実証分析で用いる推計式を導出する。第 4 節では、実証分析を行なう。第 5 節は、結論である。

2. 先行研究

これまで、銀行貸出経路について、多くの実証分析がマクロデータを用い、行なわれてきた。例えば、Romer and Romer (1990), Bernanke and Blinder (1992), Kashyap, Stein and Wilcox (1993), Miron, Romer and Weil (1994)などが含まれる。しかしながら、これらのマクロデータを用いた分析では、銀行貸出の変化が、借入需要に起因するものであるか、または、貸出供給に起因するものであるかという識別問題が生じる。すなわち、金融政策ショックによる金利の変動は、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銀行借入の変化によるものであるかを識別できないのである。

こうしたマクロデータにおける識別問題に対し、Kashyap and Stein (1995)は、金融政策の変化に対する銀行間における貸出行動の差異に着目し、資本市場が不完全な下、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から、金融引締め政策による預金の減少は、銀行の貸出供給に影響を与え、またその影響の大きさは銀行の規模に依存することを 2 期間の銀行ポートフォリオ選択行動モデルに基づき示し、マイクロデータによる銀行貸出行動についての分析方法を提示した。さらに、Kashyap and Stein (1995)は、銀行は資産規模を基に、99 パーセンタイル以下の規模の小さい銀行と 99 パーセンタイル以上の規模の大きい銀行に分け、実証分析を行なった²。その結果、金融引締め政策後、規模の小さい銀行ほど、貸出が比較的大きく減少することが示された。

Kashyap and Stein (1995)の提示した資産規模に基づく銀行間の貸出行動の差異に関する識別方法に関し、Peek and Rosengren (1995)は、規模の小さい銀行は、金融引締め政策の影響をより強く受けやすい中小企業への融資の割合が比較的高いため、銀行の資産規模のみに基づく識別方法が必ずしも借入需要要因と貸出供給要因を識別できていないと指摘し、その上、自己資本制約下における独占銀行の利潤最大化のための一階条件を政策金利および自己資本に関して微分することで、金融引締め政策に対する銀行間における貸出行動の差異は自己資本の充実度に

² 規模の小さい銀行に関しては、Kashyap and Stein (1995)では、資産規模を基に、さらに(1) 75 パーセンタイル以下、(2) 75 パーセンタイル以上 90 パーセンタイル以下、(3) 90 パーセンタイル以上 95 パーセンタイル以下、(4) 95 パーセンタイル以上 98 パーセンタイル以下、(5) 98 パーセンタイル以上 99 パーセンタイル以下の 5 つの階級に分けた。

依存することを示し、自己資本充実度に基づく識別方法を提唱した。さらに、1976年から1994年までのニューイングランドの商業銀行の貸出行動についての実証分析においては、Peek and Rosengren (1995)は、アメリカにおける金融機関に関する評定制度「CAMEL」に基づき、「1」または「2」にランク付けされた銀行を自己資本の比較的充実した銀行とし、「4」または「5」にランク付けされた銀行を自己資本の比較的不足した銀行とし、検証を行なった。その結果、金融政策の銀行貸出経路を通じる効果は、銀行部門全体に占める自己資本充実度の低い銀行の割合に影響されることが示された。

銀行の資産規模のみに基づく識別方法に関しては、Kashyap and Stein (1997)も、Peek and Rosengren (1995)と同様の問題点を指摘し、その上、流動性資産の銀行貸出供給への影響を銀行規模別に検証する識別方法を提示した。Kashyap and Stein (1997)に基づけば、金融引締め政策に伴う預金の減少によって流動性制約に直面する銀行は、内部資金である流動性資産をバッファーストックとして取り崩すことができる。預金以外の手段による資金調達と比較的困難である銀行は流動性資産を多く保有する傾向があり、そのため、金融引締め政策が行なわれたとき、貸出を減らすよりも、流動性資産を減らすインセンティブを有する。また、1976年から1993年までのアメリカの商業銀行についての検証結果より、とりわけ、規模の小さい銀行のうち、流動性資産の少ない銀行ほど、金融政策ショックに対する反応は大きくなることが示された。

Kishan and Opiela (2000)は、Peek and Rosengren (1995)に従い、独占銀行の利潤最大化のための一階条件を政策金利に関して微分した導関数は、定期預金による資金調達と貸出供給のそれぞれの金利に対する弾力性が銀行規模と自己資本充実度に依存するとの仮定より、銀行規模と自己資本のそれぞれについてさらに微分することで、金融引締め政策下、銀行の資金調達および貸出維持の能力は銀行規模および自己資本に影響されることを示した。また、実証分析においては、Kishan and Opiela (2000)は、Kashyap and Stein (1997)に従い、アメリカの商業銀行は資産規模に基づき6つの階級に分けた上、資産規模に対する自己資本の比率を基に、さらに3つの階級に分け、検証を行なった。その結果、銀行貸出経路は、自己資本不足の小銀行に強く機能することが示された。

以上の実証分析は、マイクロデータを用いたが、銀行は資産規模や自己資本充実度に基づき区分した上、クロスセクション分析や時系列分析により検証を行なったため、分析対象とする銀行は多数必要とされる。こうした問題に対し、近年では、パネル推定式による分析が行なわれるようになってきている。

deBondt (1999)はKashyap and Stein (1995)とKashyap and Stein (1997)に従い、銀行の貸出供

給は銀行の資産規模および流動性資産に影響されるとし、銀行の資産規模、流動性資産と政策金利との交差項をパネル推定式に含め、個別銀行の年次データを用い、1990年から1995年までのドイツ、フランス、イタリア、イギリス、ベルギー、オランダの6カ国における銀行貸出経路の有効性を検証した。その結果、ドイツ、ベルギー、オランダの3カ国において銀行貸出経路が存在すること、および、その3カ国において銀行貸出経路は規模の小さい銀行と資産の流動性の低い銀行に強く機能することが示された。

Ehrmann, *et al.* (2003)は、預金需要が政策金利にのみ依存すること、および、銀行の健全性が高いほど預金以外の資金調達手段にかかる外部プレミアムが小さくなることを定式化した上、独占銀行の利潤最大化問題を解くことで、金融政策の変化に対する銀行間における貸出行動の差異は、銀行の健全性を示す財務変数(すなわち、貸手と借手の間の情報の非対称性を代理する指標として、銀行の資金調達および貸出供給に影響する財務変数)と政策金利との交差項で表された銀行貸出の供給曲線のシフトの違いだとみなせることを示した。また、Ehrmann, *et al.* (2003)では、Peek and Rosengren (1995), Kishan and Opiela (2000)等に従い、銀行の貸出供給に影響する財務変数として、銀行の資産規模、流動性資産、自己資本比率を用い、それらの個別銀行の財務変数と政策金利との交差項を含むパネル推定式により、1990年代のユーロ圏における銀行貸出経路の有効性について実証分析を行なった。その結果、ユーロ圏においては、金融政策の銀行貸出経路を通じる効果は、流動性資産にのみ影響されることが示された。

Alfaro, *et al.* (2004)は、Ehrmann, *et al.* (2003)モデルに基づき、1990年から2002年までのチリにおける銀行貸出経路の有効性を実証分析した。その際、その結果、チリにおいては、金融政策の銀行貸出経路を通じる効果は、銀行の流動性資産と自己資本比率に影響されることが示された。

同様に、Carrera (2011)は、2000年代のペルーにおける銀行貸出経路の有効性を検証した。その結果、ペルーにおいては、金融政策の銀行貸出経路を通じる効果は、銀行の資産規模と流動性資産に影響されることが示された。

パネル推定式を用いた日本についての実証分析に関しては、例えば、細野 (2010)は、Ehrmann, *et al.* (2003)と同様に、銀行の貸出供給に影響する財務変数として、資産規模、流動性資産、自己資本比率という三つの指標を使い、銀行ダミー変数と年次ダミー変数を導入した2方向固定効果モデルを推定し、1977年から1999年までの銀行貸出経路の有効性を実証分析した。

卓 (2012a)は、同様な個別銀行の財務変数を用い、日本版金融ビッグバンの構造改革が、銀行貸出経路に影響を与えたか否かを、標本期間を1980年から1996年のビッグバン前と1997年から2007年のビッグバン後に分割して実証分析した。また、日本版金融ビッグバンが銀行部門の各業

態に与えた影響に関しては、その差異が存在するか否かをパネルデータ回帰分析により検討し、その差異により金融政策の各業態における波及効果が異なるか否かも検証した。

しかしながら、以上の日本に関する実証分析では、金融政策変数としてコールレートが用いられている。1999年以降、多くの期間において、「ゼロ金利政策」が採用されていたことを考慮すれば、金融政策スタンスが必ずしも反映されていないと考えられる。また、銀行の貸出行動に影響を与えたと考えられる不良債権問題も、これらの分析では十分に考慮されていない。

これに関しては、井上(2009)は、量的緩和政策期間における銀行貸出経路の有効性について実証分析を行なっている。ここでは、金融政策のスタンスを測るために、政策目標である日銀当座預金残高を用い、また、銀行の貸出供給に影響する財務変数として、資産規模、流動性資産、自己資本比率という三つの指標の他、銀行の健全性を示す不良債権の比率を用いている。しかしながら、これらの分析では、銀行・企業規模別の効果については分析されておらず、また、量的緩和策において想定されている国債購入増によるポートフォリオ・リバランス効果を通じた経路も明示的に考慮されていない。

以上の考察に基づき、本章では、2000年以降の日本における銀行貸出経路の有効性を、個別銀行の財務変数と中央銀行当座預金との交差項を含むパネル推定式に基づき分析する。その際、銀行、企業規模を考慮した分析を行なう。また、ポートフォリオ・リバランス効果を考慮するため、銀行の貸出供給に影響する財務変数として用いられる流動性資産をコール・ローンと国債に分割する。

3. モデル

本節では、Peek and Rosengren (1995), Ehrmann, *et al.* (2003) および卓 (2012b) に従い、本章で用いる推定式を導出する。

まず、貸出市場において独占競争的に行動する個別の銀行 j のバランス・シートの恒等式を、

$$L_j + S_j + RS_j = D_j + B_j + C_j \quad (1)$$

と定義する。但し、 L_j は貸出量、 S_j は証券保有量、 RS_j は準備預金、 D_j は預金量、 B_j は債券など元本保証のない預金以外の資金調達量、 C_j は自己資本である。

また、借入需要 L_j^d を

$$L_j^d = a_0 \cdot y + a_1 \cdot p - a_2 \cdot \rho_{L_j} \quad (2)$$

と定式化する。但し、 y は総産出量、 p は物価水準、 ρ_{L_j} は銀行 j の貸出金利であり、すべて

の係数は正であるとする。(2)式は、借入需要は、総産出量および物価水準の増加関数、貸出金利の減少関数であることを意味する。

ここで、自己資本 C_j はリスク資産 (L_j と S_j の合計額) に対する割合を一定に維持されるとし、証券保有量 S_j は顧客からの預金の引出しに備え、預金 D_j から準備預金 RS_j を差し引いた額に対する割合が一定に維持されるとする。前者の仮定は自己資本比率規制を表し、後者の仮定は、銀行は流動性リスクを一定に維持することを表している。したがって、

$$C_j = m \cdot (L_j + S_j) \quad (3)$$

$$S_j = s_0 + s_1 \cdot (D_j - RS_j) \quad (4)$$

が成立する。

預金 D_j は保証されるが、付利はなく、支払手段として用いられると想定する。このとき、預金需要は、無リスク資産金利 i_s の減少関数となるため、

$$D_j^d = b_0 - b_1 \cdot i_s \quad (5)$$

と定式化できる。また、準備預金 RS_j を

$$RS_j = \gamma \cdot D_j - c_0 \cdot i_s \quad (6)$$

と表す。但し、 γ は預金準備率である。(6)式は、法定準備を上回る預金準備に対する需要は無リスク資産金利 i_s の減少関数であることを示している。ここで、中央銀行の当座預金残高を RS とし、当座預金市場の均衡条件($RS = RS_j$)および預金市場の均衡条件($D_j = D_j^d$)を用い、(5)式と(6)式より、

$$i_s = \frac{b_0 \gamma - RS}{b_1 \gamma + c_0} \quad (7)$$

が得られる。

一方、預金以外の資金調達 B_j については、元本保証がないため、そのリスクを相殺する外部プレミアムが必要となる。この外部プレミアムは、個別銀行 j の健全性 x_j に依存しており、健全性 x_j が高いほど外部プレミアムが小さくなると想定する。したがって、銀行 j が預金以外の資金調達手段にかかる金利 i_{B_j} は、

$$i_{B_j} = i_s \cdot (\mu - d_0 \cdot x_j) \quad (8)$$

と定式化する。但し、すべての j について $\mu - d_0 \cdot x_j \geq 1$ が成立する。

以上の想定の下で、銀行 j の利益 π_j は

$$\pi_j = L_j \cdot \rho_{L_j} + S_j \cdot i_s - B_j \cdot i_{B_j} - \psi_j \quad (9)$$

と表せる。但し、 ψ_j は追加的に発生する個別の銀行に特有の管理費用を表す。(1)~(8)式を(9)式に代入し、これに、貸出市場の均衡条件($L_j = L_j^d$)を用いると、(9)式は、

$$\begin{aligned}
\pi_j &= L_j \cdot \rho_{L_j} + S_j \cdot i_s - B_j \cdot i_{B_j} - \psi_j \\
&= L_j \left(\frac{a_0}{a_2} \cdot y + \frac{a_1}{a_2} \cdot p - \frac{1}{a_2} \cdot L_j \right) + (s_0 + s_1 \cdot D_j - RS_j) \cdot \left(\frac{b_0 \gamma - RS}{b_1 \gamma + c_0} \right) - [(1-m) \cdot L_j + (1-m) \cdot s_0 - \\
&\quad (1-s_1 + s_1 \cdot m) \cdot D_j + m \cdot RS] \cdot \frac{b_0 \gamma - RS}{b_1 \gamma + c_0} \cdot (\mu - d_0 \cdot x_j) - \psi_j \tag{10}
\end{aligned}$$

と書き直せる。(11)式の L_j に関する利潤最大化のための一階条件は、

$$\begin{aligned}
L_j &= -\frac{a_2 b_0 \gamma \mu (1-m)}{2(b_1 \gamma + c_0)} + \frac{a_0}{2} \cdot y + \frac{a_1}{2} \cdot p + \frac{a_2 \mu (1-m)}{2(b_1 \gamma + c_0)} \cdot RS \\
&\quad + \frac{a_2 b_0 d_0 \gamma (1-m)}{2(b_1 \gamma + c_0)} \cdot x_j - \frac{a_2 d_0 (1-m)}{2(b_1 \gamma + c_0)} \cdot RS \cdot x_j - \frac{a_2}{2} \cdot \frac{\partial \psi_j}{\partial L_j} \tag{11}
\end{aligned}$$

となる。

伝統的な monetary view に基づけば、情報の非対称性が存在しないため、外部金融プレミアムはゼロとなり、 i_{B_j} が i_s と等しくなり、すべての銀行は金融政策に対し同じ反応をする。すなわち、金融引締政策が行なわれ、 i_s が上昇すると(5)式より預金需要が減少する。したがって、準備預金が減少し、なおかつ、中央銀行の当座預金残高も減少する。このとき、銀行がバランス・シートの資産側を一定に維持するならば、預金以外の手段 B_j により資金調達を行なう必要がある。しかしながら、(9)式より、金融引締政策により、預金以外の調達手段にかかる金利 i_{B_j} も上昇する。銀行はこの資金調達コストの上昇分の一部を貸出金利 i_{L_j} に転嫁する。この結果、借入需要が減少するのである。これは、(11)式の RS の係数が正であることに表されている。

これに対し、情報の非対称性が存在する場合には、銀行は預金以外の手段で資金を調達する際、一定の調達コストを払う必要がある。その必要とされる調達コストは銀行によって異なる。ここで、先述の貸出量の変化の原因が供給側にあるのか、または、需要側にあるのかという識別問題に関し、Ehrmann, *et al.* (2003)では、借入需要は銀行の健全性に関係がなく、常に一定であると想定することで、金融政策に対する貸出量の変化における銀行間の差異を供給側の要因として識別している³。このとき、(11)式における $RS \cdot x_j$ の係数 $-a_2 \cdot d_0 \cdot (1-m)/2(b_1 \gamma + c_0)$ が有意であるならば、金融政策が貸出供給に影響を与えることを意味する。

なぜならば、金融政策に対する貸出行動の反応は、monetary view に基づき中央銀行の当座預金残高 RS の係数 $a_2 \mu (1-m)/2(b_1 \gamma + c_0)$ によるとらえられる全銀行共通の反応をベースに、それに上乗せされる銀行個別の貸出行動の変化としてとらえられるからである。

³ Ehrmann, *et al.* (2003)では、ユーロ圏においては、銀行借入が企業にとって重要な資金調達手段であり、とりわけ、金融引締めの際、すべての企業は、利用可能な資金調達手段が限られるため、金利に対する資金需要の感応度は銀行の規模に関係がないという想定が適切であるとしている。

Ehrmann, *et al.* (2003)は、個別銀行の貸出供給に影響する財務変数 x_j については、総資産規模、流動性比率、自己資本比率という三つの指標を用いている。これは、細野（2010）でも述べられている通り、金融政策に対する銀行の反応は、銀行の資金調達に伴う情報の非対称性に依存し、情報の非対称性は、銀行の規模、流動性資産比率、自己資本比率の三つの要因によって影響を受けると考えられるからである。

本章では、Ehrmann, *et al.* (2003)、細野（2010）に従い、個別銀行の貸出供給に影響する財務変数として、総資産規模、流動性資産比率、自己資本比率という三つの指標を用いる。但し、流動性資産比率は、コール・ローン比率と国債比率に分割し検討する。これらに加え、1997年以降不良債権問題により銀行の金融仲介機能が十分に働かなかった可能性があったため、不良債権比率という指標も用いる。

以上の考察に基づき、実証分析においては、以下の推定式を用いる。

$$\begin{aligned} \ln(\text{Loans}_{j,t}) = & \alpha + \beta_1 \ln(\text{Assets}_{j,t-1}) + \beta_2 \text{CallLoan}_{j,t-1} + \beta_3 \text{GovernmentBond}_{j,t-1} \\ & + \beta_4 \text{Equity}_{j,t-1} + \beta_5 \text{NPLs}_{j,t-1} + \delta_1 \ln(\text{Assets}_{j,t-1}) \times \text{Reserves}_{t-1} \\ & + \delta_2 \text{CallLoan}_{j,t-1} \times \text{Reserves}_{t-1} + \delta_3 \text{GovernmentBond}_{j,t-1} \times \text{Reserves}_{t-1} \\ & + \delta_4 \text{Equity}_{j,t-1} \times \text{Reserves}_{t-1} + \delta_5 \text{NPLs}_{j,t-1} \times \text{Reserves}_{t-1} \\ & + \kappa \ln(\text{Loans}_{j,t-1}) + \sum_s \theta_s \text{Year}_{s,t} + f_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

但し、 t は時間、 j は銀行を表す添え字であり、 Loans は銀行貸出残高、 Assets は銀行規模を表す総資産額、 CallLoan は流動性資産比率を表すコール・ローン比率、 GovernmentBond は国債比率、 Equity は自己資本比率、 Reserves は中央銀行当座預金残高、 year は年次ダミー変数、 f_j は銀行に関する固定効果を表す定数項、 $\varepsilon_{j,t}$ は攪乱項である。また、マクロ経済動向など銀行貸出に影響を与える他の要因が年次ダミー変数により捉えられるため、金融政策手段を表す変数の単体を推定式に加える必要がないと考えられる。

予想される符号条件は以下の通りである。

まず、銀行の総資産規模に関しては、規模の大きい銀行はリスク分散をしやすい、または、より高い名声を築けるので、情報の非対称性の問題を解消できる可能性がある。このため、金融引締政策に対し、銀行貸出の減少は小さくなると考えられる。したがって、規模の大きい銀行ほど金融政策ショックに対する反応は小さくなると考えられる。以上の考察より、予想される銀行規模単体の係数は $\beta_1 > 0$ 、銀行規模と中央銀行当座預金の交差項の係数は $\delta_1 < 0$ となる。

次に、流動性資産比率に関しては、流動性資産を多く保有している銀行は、内部資金である流動性資産をバッファー・ストックとして取り崩すことができる。このため、金融引締政策に対し、流動性資産の少ない銀行に比べると、銀行貸出の減少は小さくなると考えられる。この結果、流動性資産比率の高い銀行ほど、金融政策ショックに対する反応は小さくなると考えられる。その一方で、2000年以降、日本銀行は市中銀行から長期国債を大量に買入れた。この結果、これまで長期国債の運用を行っていた銀行が株式等のリスク資産への運用や貸出を増やしていくというポートフォリオ・リバランス効果が生じるならば、国債を多く保有している銀行ほど、量的緩和政策の下で、貸出の増加が大きくなる可能性が考えられる。以上の考察より、コール・ローン比率単体の係数は $\beta_2 > 0$ 、国債比率単体の係数は $\beta_3 > 0$ 、コール・ローン比率と中央銀行当座預金残高の交差項 $\delta_2 < 0$ と予想される。国債比率と中央銀行当座預金残高の交差項の係数の符号は事前に予想できないが、ポートフォリオ・リバランス効果が生じるならば、 δ_3 はプラス、ポートフォリオ・リバランス効果が生じないであれば、 δ_3 はマイナスになる。

自己資本比率に関しては、自己資本を多く保有している銀行は、健全な経営を行なうインセンティブが強いと考えられるため、モラル・ハザードや逆選択などの問題を軽減できる。この結果、自己資本の少ない銀行と比べると、金融政策ショックに対する反応は小さくなると考えられる。その一方で、自己資本比率規制が課せられると、自己資本の少ない銀行は金融緩和政策のもとでも貸出を増やすことができない。こうした状況下では、自己資本の多い銀行は、より貸出を増加させると考えられる。したがって、自己資本比率の高い銀行の金融政策ショックに対する反応の大きさは、上述の二つの効果の大小関係によって決まってくると考えられる。以上の考察より、自己資本比率単体の係数は $\beta_4 > 0$ と予想され、自己資本比率と中央銀行当座預金残高の交差項の係数の符号は事前に予想できないが、自己資本の多い銀行ほど金融政策ショックに対する反応は小さくなるならば、自己資本比率と中央銀行当座預金残高の交差項の係数は $\delta_4 < 0$ となる。その一方、金融緩和政策のもとでも自己資本の少ない銀行ほど銀行貸出を増やせないであれば、自己資本比率と中央銀行当座預金残高の交差項の係数は $\delta_4 > 0$ となる。

最後に、不良債権比率に関しては、不良債権を多く抱えている銀行が、金融引締政策の下で、貸出に慎重になり、「貸し剥がし」のように貸出を大きく減少させる一方、金融緩和政策の下で、「追い貸し」のように貸出を大きく増加させるならば、金融政策ショックに対する反応が大きくなると考えられる。その一方で、金融緩和政策の下で、バランス・シー

トをスリム化するために、「貸し渋り」のように貸出の増加が小さくなるならば、金融政策ショックに対する反応は小さくなることも考えられる。したがって、不良債権比率の高い銀行の金融政策ショックに対する反応の大きさは、上述の二つの効果の大小関係によって決まってくると考えられる。以上の考察より、不良債権比率単体の係数は $\beta_5 < 0$ と予想され、不良債権比率と中央銀行当座預金残高の交差項の係数の符号は事前に予想できないが、金融緩和政策の下で貸出を大きく増加させるならば、不良債権比率と中央銀行当座預金残高の交差項の係数は $\delta_5 > 0$ となる。その一方、金融緩和政策の下で貸出の増加が小さくなるならば、不良債権比率と中央銀行当座預金残高の交差項の係数は $\delta_5 < 0$ となる。

4. 実証分析

4-1. データ

実証分析で用いる銀行(都市銀行、旧長期信用銀行、信託銀行、地方銀行、第二地方銀行)のバランス・シートのデータはすべて「日経 NEEDS Financial QUEST」より入手した。標本期間は、2000年から2012年までとし、各年の3月末本決算と9月末中間決算のデータを用いた⁴。

また、先述の通り、本章では銀行別、および、企業規模別の銀行貸出経路について分析を行なうため、銀行を国内銀行、国際基準行、国内基準行の三つに分類し、その上、貸出先を全企業向け貸出と中小企業向け貸出に分けて分析を行なう⁵。したがって、銀行貸出として、(1)国内銀行の全企業向け貸出、(2)国内銀行の中小企業向け貸出、(3)国際基準行の全企業向け貸出、(4)国際基準行の中小企業向け貸出、(5)国内基準行の全企業向け貸出、および、(6)国内基準行の中小企業向け貸出の6通りのデータを用いる。なお、全企業向け貸出については、貸出金合計から個人その他向け貸出金額と地方公共団体向け貸出金額を差し引いたものを用いた。

さらに、銀行間の買収・合併に関しては、全国銀行協会の「銀行変遷史データベース」により、買収・合併に関与した銀行の買収・合併に携わった決算期、および、その前後の決算期のデータは標本から除外した。合併後新設された銀行は、合併前の銀行と異なる銀

⁴ 本決算と中間決算では公表されていないデータについては、代理変数として前後の決算期のデータから線形補間した値を用いた。

⁵ 本来ならば、貸出先は、企業規模を基に、大企業向け貸出、中堅企業向け貸出、小企業向け貸出に分けて分析を行なうべきであるが、データ上の制約から、本章では、全企業向け貸出と中小企業向け貸出に分けて検証を行なう。その際、全企業向け貸出と中小企業向け貸出のそれぞれの分析結果が異なっていれば、この違いは、大企業・中堅企業向け貸出の現れとみなす。

行として扱った。

銀行の規模については、総資産の対数値を代理変数として用いた。流動性資産比率については、総資産に対するコール・ローンの比率、および、総資産に対する国債の比率を用いた。自己資本比率については、総資産に対する自己資本の比率の他、国際統一基準、および、国内基準も用い、追加の検証を行なった。これは、国際基準行と国内基準行に対する監督体制の違いが銀行の貸出行動に影響する可能性を考慮したからである。本章では、国際統一基準に基づき自己資本比率を公表している銀行を国際基準行とし、その公表している自己資本比率を代理変数として用いた。一方、1998年の早期是正措置の導入に伴い、海外に拠点を有しない銀行には国内基準の適用を義務付けることとなったため、国内基準に基づき自己資本比率を公表している銀行を国内基準行とし、その公表している自己資本比率を代理変数として用いた。銀行の健全性については、総与信残高に対する不良債権額の比率も用いた⁶。

また、金融政策のスタンスを測るために、金融政策手段である日銀当座預金残高の月次データを平均し、年度半期データに直したデータを用いた。なお、日銀当座預金残高の月次データは「Astra Manager」より入手した。表 9-1 は、実証分析に用いた各変数の記述統計量を示したものである。

4-2. 分析結果

細野（2010）でも指摘された通り、銀行の営業する地域における借入需要が銀行のバランス・シートに影響を与える可能性が考えられるため、最小二乗法を用いて推計する場合、銀行バランス・シート変数の係数、および、その金融政策変数との交差項の係数を推計する場合、内生性バイアスが生じる可能性がある。それゆえ、本節では、2期前の説明変数を操作変数とする操作変数法を用いて推計を行なった。

また、推計においては、銀行の貸出供給に影響する財務変数をそれぞれ単独に用いた場合、および、すべての変数を同時に用いた場合の 6 通りの推計を行なった。以下では、前述の通り、銀行の貸出供給に影響する財務変数と、中央銀行当座預金との交差項の係数ベクトル δ の推計結果に焦点を絞り議論を行なう。

表 9-2 は全企業向け貸出に対して行なった推計結果である。表 9-2(a)は、国内銀行につい

⁶ 総与信残高は、金融再生法に基づいて開示された正常債権、破産更正等債権、要管理債権および危険債権の総計であり、不良債権額は、その中の破産更正等債権、要管理債権および危険債権の総計である。

での結果である。まず、個別銀行の財務変数をそれぞれ単独に用いた場合、コール・ローン比率と中央銀行当座預金の交差項 δ_2 が符号条件を満たし負で有意、国債比率と中央銀行当座預金の交差項 δ_3 が符号は負で有意であった。次に、すべての個別銀行の財務変数を同時に用いた場合、コール・ローン比率と中央銀行当座預金の交差項 δ_2 が符号条件を満たし負で有意、国債比率と中央銀行当座預金の交差項 δ_3 が符号は負で有意、自己資本比率と中央銀行当座預金の交差項 δ_4 が符号は負で有意となった。以上の結果は、コール・ローン比率の高い銀行ほど金融政策ショックに対する反応は小さくなること、国債比率の高い銀行ほど金融政策ショックに対する反応は小さくなること、および、自己資本の多い銀行ほど金融政策ショックに対する反応は小さくなることを意味していると考えられる。

表 9-2(b)は、国際基準行の推計結果である。まず、個別銀行の財務変数をそれぞれ単独に用いた場合、コール・ローン比率と中央銀行当座預金の交差項 δ_2 が符号条件を満たし負で有意、自己資本比率と中央銀行当座預金の交差項 δ_4 が符号は正で有意、不良債権比率と中央銀行当座預金の交差項 δ_5 が符号は負で有意であった。次に、すべての個別銀行の財務変数を同時に用いた場合、国債比率と中央銀行当座預金の交差項 δ_3 についてのみ符号は負で有意となった。以上の結果は、自己資本の少ない国際基準銀行ほど金融緩和政策のもとでも銀行貸出を増やせない可能性、および、不良債権を多く抱えている国際基準行が金融緩和政策のもとで「貸し渋り」のように貸出の増加が小さくなり、金融政策ショックに対する反応は小さくなる可能性を示していると解釈できる。

表 9-2(c)は、国内基準行の推計結果である。まず、個別銀行の財務変数をそれぞれ単独に用いた場合、コール・ローン比率と中央銀行当座預金の交差項 δ_2 が符号条件を満たし負で有意、国債比率と中央銀行当座預金の交差項 δ_3 が符号は負で有意、自己資本比率と中央銀行当座預金の交差項 δ_4 が符号は負で有意であった。次に、すべての個別銀行の財務変数を同時に用いた場合、コール・ローン比率と中央銀行当座預金の交差項 δ_2 のみが符号条件を満たし負で有意となった。

同様に、表 9-3 は、中小企業向け貸出に対して行なった推計結果である。表 9-3(a)は、全銀行についての結果である。個別銀行の財務変数をそれぞれ単独に用いた場合、および、すべての個別銀行の財務変数を同時に用いた場合、個別銀行の財務変数と金融政策変数の交差項で有意となったものはなかった。

表 9-3(b)は、国際基準行の推計結果である。まず、個別銀行の財務変数をそれぞれ単独に用いた場合、銀行規模と中央銀行当座預金の交差項 δ_1 が符号条件を満たさず正で有意、コー

ル・ローン比率と中央銀行当座預金の交差項 δ_2 が符号条件を満たし負で有意、自己資本比率と中央銀行当座預金の交差項 δ_4 が符号は正で有意、不良債権比率と中央銀行当座預金の交差項 δ_5 が符号は負で有意であった。次に、すべての個別銀行の財務変数を同時に用いた場合、不良債権比率と中央銀行当座預金の交差項 δ_5 についてのみ符号は負で有意となった。

表 9-3(c)は、国内基準行の推計結果である。個別銀行の財務変数をそれぞれ単独に用いた場合、および、すべての個別銀行の財務変数を同時に用いた場合、個別銀行の財務変数と金融政策変数の交差項で有意となったものはなかった。

以上の結果より、2000 年以降、中央銀行当座預金の増額が、コール・ローン比率 δ_2 、国債比率 δ_3 、および、自己資本比率 δ_4 を通じて、国内銀行の全企業向け貸出に影響を与えていたことが示された（表 9-2(a)）。その一方、中小企業向け貸出においては、中央銀行当座預金の増額を通じた効果が見られなかった（表 9-3(a)）。全企業向け貸出についての推計結果と中小企業向け貸出についての推計結果が異なっていることから、銀行貸出経路は、規模の比較的大きな企業に向けた貸出に強く機能する可能性を示していると考えられる。

また、銀行別からみた場合、国際基準行に関しては、中央銀行当座預金の増額が、コール・ローン比率 δ_2 、国債比率 δ_3 、自己資本比率 δ_4 および不良債権比率 δ_5 を通じて全企業向け貸出に影響を与えていたこと、および、中央銀行当座預金の増額が、銀行規模 δ_1 、コール・ローン比率 δ_2 、自己資本比率 δ_4 および不良債権比率 δ_5 を通じて中小企業向け貸出に影響を与えていたことが示された（表 9-2(b)、表 9-3(b)）。その一方、国内基準行については、中央銀行当座預金の増額が、コール・ローン比率 δ_2 、国債比率 δ_3 および自己資本比率 δ_4 を通じて全企業向け貸出に影響を与えていたこと、および、中小企業向け貸出において中央銀行当座預金の増額を通じた効果が見られなかったことが示された（表 9-2(c)、表 9-3(c)）。この結果は、国際基準行を通じる銀行貸出経路が強く機能していたことを意味し、また、国内基準行を通じる銀行貸出経路の働きが比較的弱かったことを意味していると考えられる。

以上の結果は、銀行貸出経路は、信用力の高いより規模の大きな企業、または、収益性や健全性の高い銀行に強く機能するとした第 4 章、第 5 章、第 7 章、第 8 章の結果と整合的である。また、この結果は、銀行貸出経路は、エージェンシー・コストの高い小企業に強く機能するとした Gertler and Gilchrist (1994)の結果、および、銀行貸出経路は、貸出資金の調達能力が限られ、信用割当を生じやすい小規模の銀行ほど、より強く働くとした Kashyap and Stein (2000)の結果は、2000 年以降の日本には妥当していないことを意味する。

5. おわりに

本章では、2000年以降の量的緩和期における銀行貸出経路の有効性を銀行別、および、企業規模別に実証分析した。実証分析においては、Peek and Rosengren (1995), Ehrmann, *et al.*(2003)および卓 (2012b) に従い、推定式を導出した。また、マクロデータを用いる際に問題となる借入需要と貸出供給を識別するため、パネルデータ分析によるアプローチを用い、さらに、銀行の貸出供給に影響する財務変数として、銀行規模、コール・ローン比率、国債比率、自己資本比率、および、不良債権比率を用いた。

分析の結果、2000年以降の量的緩和期において、銀行貸出経路は、規模の比較的大きな企業に向けた貸出に強く機能することが示された。また、量的緩和期において、想定されているポートフォリオ・リバランス効果が表れていなかった可能性が示された。さらに、銀行別からみた場合、とりわけ中小企業向け貸出においては、国内基準行を通じる銀行貸出経路が機能していなかったことが示される一方、国際基準行を通じる銀行貸出経路の働きが比較的強かった可能性が示された。

この結果は、銀行貸出経路は、信用力の高いより規模の大きな企業、または、収益性や健全性の高い銀行に強く機能するとして第4章、第5章、第7章、第8章の結果と整合的であり、また、銀行貸出経路は、エージェンシー・コストの高い小企業に強く機能するとして Gertler and Gilchrist (1994)の結果、および、銀行貸出経路は、貸出資金の調達能力が限られ、信用割当を生じやすい小規模の銀行ほど、より強く働くとした Kashyap and Stein (2000)の結果は、2000年以降の日本には妥当していないことも意味する。

しかしながら、本章の分析には、いくつかの課題が残されている。例えば、本章では、銀行貸出チャンネルの不良債権比率を通じる効果に関しては、金融政策ショックに対する反応の大きさが、金融引締期と緩和期とで対称的であることを想定し分析を行なったが、銀行のリスク回避度が変化する場合には、反応が非対称的となる可能性もある。したがって、この点に関しても更なる検証が必要となろう。

図表

表 9-1 記述統計量

(a) 国内銀行

本決算+中間 決算	法人向け貸出 (対数値)	中小企業向け 貸出 (対数値)	総資産 (対数値)	コール・ロー ン比率	国債比率	自己資本/総 資産	不良債権比率	当座預金 (対数値)
200003	13.8574 [117](1.1969)	13.9265 [122](1.1066)	14.4981 [123](1.2490)	0.0275 [119](0.0209)	0.0620 [123](0.0292)	0.0447 [123](0.0102)	0.0687 [121](0.0475)	15.7283
200009	13.8457 [115](1.1989)	13.9193 [121](1.1033)	14.5158 [122](1.2613)	0.0345 [116](0.0225)	0.0680 [122](0.0289)	0.0478 [122](0.0122)	0.0747 [121](0.0342)	17.2387
200103	13.8301 [112](1.1750)	13.8731 [117](1.0578)	14.5014 [119](1.2340)	0.0336 [111](0.0214)	0.0738 [119](0.0306)	0.0477 [119](0.0122)	0.0777 [117](0.0377)	15.2695
200109	13.7275 [102](1.1055)	13.8506 [110](1.0431)	14.4586 [113](1.2133)	0.0347 [106](0.0269)	0.0754 [111](0.0290)	0.0442 [113](0.0150)	0.0822 [112](0.0390)	15.5499
200203	13.6805 [104](1.0722)	13.8554 [110](1.0223)	14.4617 [113](1.1951)	0.0227 [102](0.0223)	0.0790 [112](0.0345)	0.0495 [113](0.0526)	0.0843 [109](0.0321)	16.3563
200209	13.6718 [104](1.1081)	13.8274 [106](0.9912)	14.4738 [112](1.2192)	0.0281 [97](0.0254)	0.0847 [108](0.0367)	0.0508 [112](0.0541)	0.0853 [109](0.0292)	16.5878
200303	13.7309 [108](1.1231)	13.9089 [111](1.0397)	14.5280 [115](1.2278)	0.0232 [97](0.0264)	0.0929 [114](0.0450)	0.0484 [115](0.0526)	0.0819 [110](0.0285)	16.7786
200309	13.6506 [108](1.0661)	13.8431 [109](0.9715)	14.4948 [121](1.2694)	0.0245 [97](0.0242)	0.0994 [116](0.0563)	0.0548 [121](0.0788)	0.0775 [114](0.0285)	17.1663
200403	13.6646 [114](1.0662)	13.8695 [118](0.9792)	14.5095 [127](1.2779)	0.0212 [100](0.0211)	0.1013 [126](0.0517)	0.0596 [127](0.0809)	0.0691 [121](0.0247)	17.2557
200409	13.6505 [112](1.0503)	13.8791 [115](0.9643)	14.5170 [127](1.2605)	0.0235 [105](0.0225)	0.1033 [122](0.0548)	0.0568 [127](0.0638)	0.0644 [122](0.0240)	17.3115
200503	13.6668 [114](1.0401)	13.8921 [117](0.9633)	14.5359 [128](1.2585)	0.0191 [105](0.0195)	0.1068 [124](0.0602)	0.0608 [128](0.0811)	0.0568 [123](0.0228)	17.3035
200509	13.5520 [108](0.9130)	13.8074 [110](0.8633)	14.4571 [121](1.1536)	0.0218 [97](0.0221)	0.1062 [117](0.0653)	0.0636 [121](0.0848)	0.0548 [117](0.0225)	17.2959
200603	13.6999 [113](1.1064)	13.8894 [115](0.9774)	14.5266 [123](1.2349)	0.0194 [97](0.0210)	0.1068 [120](0.0630)	0.0651 [123](0.0847)	0.0491 [119](0.0228)	17.3031
200609	13.7008 [106](1.1247)	13.9234 [111](0.9915)	14.5348 [121](1.2390)	0.0245 [98](0.0193)	0.1095 [116](0.0740)	0.0661 [121](0.0866)	0.0472 [117](0.0230)	16.4458
200703	13.7456 [106](1.1461)	13.9827 [113](1.0374)	14.5877 [120](1.2537)	0.0241 [102](0.0200)	0.1072 [117](0.0653)	0.0686 [120](0.0857)	0.0426 [116](0.0205)	15.9823
200709	13.7295 [105](1.1600)	13.9638 [111](1.0390)	14.5682 [120](1.2404)	0.0274 [107](0.0216)	0.1040 [116](0.0673)	0.0665 [120](0.0873)	0.0427 [115](0.0228)	16.0145
200803	13.7327 [109](1.1599)	13.9654 [114](1.0313)	14.5981 [120](1.2223)	0.0240 [109](0.0218)	0.0987 [119](0.0574)	0.0603 [120](0.0849)	0.0411 [116](0.0206)	15.8822
200809	13.7287 [110](1.1656)	13.9596 [113](1.0362)	14.5955 [118](1.2281)	0.0214 [105](0.0205)	0.0999 [115](0.0574)	0.0571 [118](0.0823)	0.0424 [114](0.0181)	15.8943
200903	13.7503 [112](1.1504)	13.9609 [115](1.0156)	14.5997 [118](1.2427)	0.0183 [100](0.0208)	0.1027 [117](0.0616)	0.0544 [118](0.0870)	0.0366 [115](0.0140)	16.1802
200909	13.8747 [101](1.1357)	13.9558 [111](1.0224)	14.6596 [113](1.2113)	0.0225 [96](0.0229)	0.1117 [110](0.0604)	0.0550 [113](0.0712)	0.0362 [111](0.0136)	16.3891
201003	13.8884 [101](1.1308)	13.9693 [112](1.0247)	14.6798 [114](1.2128)	0.0237 [99](0.0243)	0.1214 [112](0.0646)	0.0565 [114](0.0718)	0.0354 [112](0.0145)	16.4646
201009	13.8974 [103](1.1369)	13.9896 [114](1.0431)	14.7152 [114](1.2188)	0.0242 [100](0.0270)	0.1260 [111](0.0653)	0.0563 [116](0.0702)	0.0348 [114](0.0141)	16.6344
201103	13.9063 [101](1.1315)	14.0030 [113](1.0366)	14.7385 [114](1.2113)	0.0191 [99](0.0225)	0.1291 [113](0.0635)	0.0487 [114](0.0247)	0.0346 [113](0.0138)	16.8226
201109	13.8851 [102](1.1322)	13.9957 [112](1.0388)	14.7469 [113](1.2115)	0.0246 [93](0.0289)	0.1339 [110](0.0587)	0.0497 [113](0.0321)	0.0352 [112](0.0140)	17.2691
201203	13.9104 [100](1.1317)	13.9894 [110](1.0336)	14.7765 [110](1.1874)	0.0259 [92](0.0314)	0.1345 [109](0.0515)	0.0479 [110](0.0130)	0.0348 [110](0.0137)	17.2606
201209	13.9074 [100](1.1339)	13.9766 [109](1.0330)	14.7705 [110](1.1778)	0.0279 [93](0.0322)	0.1336 [104](0.0523)	0.0557 [110](0.0837)	0.0347 [110](0.0129)	17.4037
2000-2012	13.7628 [2787](1.1187)	13.9224 [2939](1.0168)	14.2043 [3071](1.2275)	0.0248 [2642](0.0239)	0.1024 [3003](0.0581)	0.0554 [3071](0.0669)	0.0549 [2990](0.0311)	16.6072 [4238](0.6338)

(b) 国際基準行

本決算+中間 決算	法人向け貸出 (対数値)	中小企業向け 貸出 (対数値)	総資産 (対数値)	コール・ロー ン比率	国債比率	BIS自己資本比 率	不良債権比率
200003	15.2561 [30](1.1039)	15.2313 [31](0.9907)	15.9998 [31](1.1198)	0.0173 [31](0.0192)	0.0617 [31](0.0252)	0.1174 [27](0.0106)	0.0514 [29](0.0143)
200009	15.2626 [29](1.1090)	15.2531 [30](0.9958)	16.0594 [30](1.1271)	0.0194 [30](0.0180)	0.0732 [30](0.0245)	0.1167 [27](0.0095)	0.0589 [29](0.0159)
200103	15.1614 [28](1.1057)	15.1073 [28](0.9501)	15.9443 [28](1.1126)	0.0233 [28](0.0224)	0.0781 [28](0.0255)	0.1146 [24](0.0100)	0.0588 [28](0.0195)
200109	14.9797 [25](1.0574)	15.0721 [27](0.9694)	15.9072 [27](1.1409)	0.0227 [27](0.0218)	0.0819 [27](0.0268)	0.1120 [22](0.0117)	0.0605 [27](0.0175)
200203	14.8472 [26](0.9667)	14.9760 [28](0.9511)	15.7857 [28](1.0870)	0.0209 [28](0.0222)	0.0854 [28](0.0297)	0.1089 [23](0.0112)	0.0679 [28](0.0222)
200209	14.8687 [27](1.0640)	14.9152 [28](0.8954)	15.8231 [29](1.1578)	0.0215 [29](0.0241)	0.0916 [28](0.0327)	0.1102 [24](0.0113)	0.0717 [29](0.0189)
200303	14.8822 [28](1.0405)	14.9848 [30](0.9711)	15.8512 [30](1.1420)	0.0170 [30](0.0235)	0.1011 [30](0.0356)	0.1062 [23](0.0097)	0.0674 [30](0.0169)
200309	14.7641 [28](0.9386)	14.8668 [29](0.8649)	15.8282 [32](1.1023)	0.0175 [32](0.0189)	0.1060 [31](0.0381)	0.1139 [23](0.0119)	0.0613 [32](0.0193)
200403	14.7536 [28](0.9377)	14.8592 [30](0.8442)	15.8404 [32](1.1053)	0.0186 [32](0.0229)	0.1081 [32](0.0424)	0.1171 [23](0.0150)	0.0535 [32](0.0203)
200409	14.7455 [27](0.9559)	14.8724 [29](0.8522)	15.8645 [31](1.1148)	0.0156 [31](0.0195)	0.1129 [31](0.0439)	0.1173 [22](0.0124)	0.0492 [31](0.0197)
200503	14.7545 [27](0.9366)	14.8784 [29](0.8464)	15.8779 [31](1.1013)	0.0138 [31](0.0186)	0.1150 [31](0.0455)	0.1192 [23](0.0109)	0.0437 [31](0.0163)
200509	14.5258 [24](0.7122)	14.7402 [26](0.6935)	15.7035 [28](0.9656)	0.0142 [28](0.0199)	0.1111 [28](0.0438)	0.1195 [20](0.0113)	0.0419 [28](0.0167)
200603	14.8735 [29](1.0945)	14.9528 [29](0.9369)	15.8684 [30](1.1074)	0.0153 [28](0.0205)	0.1106 [30](0.0422)	0.1218 [22](0.0122)	0.0350 [30](0.0150)
200609	14.8797 [29](1.1000)	14.9605 [29](0.9378)	15.8663 [30](1.1011)	0.0172 [28](0.0187)	0.1082 [30](0.0387)	0.1227 [21](0.0128)	0.0331 [30](0.0142)
200703	14.8915 [29](1.0966)	15.0031 [30](0.9428)	15.8792 [30](1.0970)	0.0207 [29](0.0184)	0.1043 [30](0.0394)	0.1295 [21](0.0135)	0.0321 [30](0.0126)
200709	14.8896 [29](1.1016)	14.9852 [29](0.9529)	15.8527 [29](1.0986)	0.0205 [29](0.0187)	0.1014 [29](0.0407)	0.1286 [19](0.0152)	0.0330 [29](0.0128)
200803	14.9135 [29](1.0953)	14.9836 [29](0.9511)	15.8583 [29](1.1165)	0.0175 [29](0.0172)	0.0969 [29](0.0458)	0.1247 [19](0.0155)	0.0314 [29](0.0119)
200809	14.9204 [29](1.1047)	14.9879 [29](0.9470)	15.8597 [29](1.1128)	0.0172 [28](0.0195)	0.1020 [29](0.0460)	0.1192 [16](0.0130)	0.0316 [29](0.0120)
200903	14.9630 [29](1.1105)	15.0082 [30](0.9311)	15.9131 [30](1.1238)	0.0170 [28](0.0270)	0.1041 [30](0.0471)	0.1193 [17](0.0127)	0.0275 [30](0.0096)
200909	14.9417 [29](1.1077)	14.9901 [30](0.9258)	15.9227 [30](1.1175)	0.0197 [28](0.0280)	0.1162 [30](0.0448)	0.1334 [16](0.0169)	0.0289 [30](0.0088)
201003	14.9332 [29](1.1014)	14.9990 [30](0.9261)	15.9346 [30](1.1117)	0.0206 [28](0.0297)	0.1274 [30](0.0476)	0.1408 [17](0.0231)	0.0264 [30](0.0085)
201009	14.9271 [29](1.0941)	14.9924 [30](0.9209)	15.9437 [30](1.1096)	0.0189 [30](0.0298)	0.1353 [30](0.0492)	0.1479 [17](0.0271)	0.0264 [30](0.0085)
201103	14.9414 [29](1.0924)	14.9834 [29](0.9303)	15.9392 [29](1.1240)	0.0169 [29](0.0279)	0.1424 [29](0.0528)	0.1479 [16](0.0298)	0.0275 [29](0.0086)
201109	14.9471 [28](1.1126)	14.9969 [28](0.9373)	15.9664 [28](1.1336)	0.0193 [28](0.0326)	0.1520 [28](0.0541)	0.1536 [16](0.0301)	0.0280 [28](0.0097)
201203	14.9801 [27](1.1433)	15.0260 [27](0.9516)	16.0273 [27](1.1495)	0.0254 [26](0.0387)	0.1585 [27](0.0550)	0.1532 [16](0.0308)	0.0269 [27](0.0089)
201209	14.9886 [27](1.1450)	15.0271 [27](0.9457)	16.0274 [27](1.1453)	0.0241 [26](0.0371)	0.1598 [27](0.0583)	0.1546 [16](0.0321)	0.0266 [27](0.0088)
2000-2012	14.9189 [728](1.5039)	14.9880 [751](0.9148)	15.8972 [765](1.0972)	0.0188 [751](0.0239)	0.1091 [763](0.0481)	0.1239 [530](0.0213)	0.0424 [762](0.0210)

(c) 国内基準行

本決算+中間 決算	法人向け貸出 (対数値)	中小企業向け 貸出 (対数値)	総資産 (対数値)	コール・ロー ン比率	国債比率	国内自己資本 比率	不良債権比率
200003	13.5652 [103](0.8803)	13.6583 [107](0.8323)	14.1855 [108](0.9113)	0.0301 [105](0.0206)	0.0629 [108](0.0306)	0.0855 [100](0.0177)	0.0708 [108](0.0496)
200009	13.5407 [100](0.8803)	13.6410 [105](0.8240)	14.1909 [106](0.9223)	0.0382 [100](0.0215)	0.0683 [106](0.0300)	0.0861 [99](0.0166)	0.0773 [106](0.0352)
200103	13.5656 [99](0.8964)	13.6530 [104](0.8455)	14.2415 [106](0.9670)	0.0357 [98](0.0205)	0.0735 [106](0.0316)	0.0887 [101](0.0187)	0.0808 [104](0.0385)
200109	13.5185 [92](0.8766)	13.6348 [98](0.8200)	14.2039 [101](0.9273)	0.0373 [94](0.0270)	0.0751 [99](0.0301)	0.0845 [97](0.0241)	0.0853 [100](0.0399)
200203	13.5066 [95](0.8883)	13.6667 [99](0.8252)	14.2392 [102](0.9540)	0.0230 [91](0.0225)	0.0789 [101](0.0359)	0.0879 [96](0.0177)	0.0862 [98](0.0321)
200209	13.4825 [94](0.9206)	13.6507 [95](0.8340)	14.2331 [100](0.9672)	0.0300 [85](0.0263)	0.0849 [97](0.0378)	0.0947 [96](0.0540)	0.0870 [97](0.0298)
200303	13.5341 [97](0.9446)	13.7058 [98](0.8602)	14.2776 [102](0.9814)	0.0248 [84](0.0277)	0.0929 [101](0.0466)	0.1108 [100](0.1420)	0.0838 [97](0.0291)
200309	13.4342 [96](0.8534)	13.6399 [96](0.7687)	14.2310 [106](1.0441)	0.0266 [82](0.0254)	0.0988 [102](0.0588)	0.1222 [105](0.2046)	0.0802 [99](0.0284)
200403	13.4640 [102](0.8758)	13.6782 [104](0.8086)	14.2603 [112](1.0710)	0.0223 [85](0.0223)	0.1002 [111](0.0534)	0.1137 [110](0.1362)	0.0716 [106](0.0237)
200409	13.4457 [100](0.8480)	13.6825 [101](0.7840)	14.2675 [112](1.0472)	0.0257 [90](0.0235)	0.1025 [107](0.0571)	0.1236 [110](0.1946)	0.0667 [107](0.0232)
200503	13.4686 [102](0.8489)	13.7003 [103](0.7904)	14.2911 [113](1.0550)	0.0210 [90](0.0203)	0.1064 [109](0.0628)	0.1219 [111](0.1640)	0.0592 [108](0.0226)
200509	13.4244 [99](0.8127)	13.6660 [99](0.7468)	14.2769 [109](1.0194)	0.0240 [85](0.0227)	0.1072 [105](0.0684)	0.1314 [107](0.2131)	0.0568 [105](0.0222)
200603	13.4782 [100](0.8844)	13.7085 [102](0.8161)	14.2901 [109](1.0261)	0.0210 [83](0.0218)	0.1064 [106](0.0662)	0.1275 [107](0.1712)	0.0518 [105](0.0226)
200609	13.4610 [93](0.8844)	13.7378 [98](0.8331)	14.2960 [107](1.0315)	0.0268 [84](0.0195)	0.1112 [102](0.0781)	0.1346 [105](0.2055)	0.0498 [103](0.0228)
200703	13.5096 [93](0.9257)	13.7844 [99](0.8850)	14.3519 [106](1.0607)	0.0257 [88](0.0208)	0.1093 [103](0.0685)	0.1105 [104](0.0440)	0.0446 [102](0.0206)
200709	13.4890 [92](0.9360)	13.7769 [98](0.8923)	14.3527 [107](1.0601)	0.0293 [94](0.0222)	0.1055 [103](0.0705)	0.1125 [105](0.0513)	0.0447 [102](0.0231)
200803	13.4987 [96](0.9422)	13.7850 [101](0.8891)	14.3910 [106](1.0398)	0.0257 [96](0.0223)	0.0999 [106](0.0597)	0.1061 [106](0.0390)	0.0429 [103](0.0207)
200809	13.4939 [97](0.9439)	13.7769 [100](0.8937)	14.3857 [104](1.0415)	0.0236 [92](0.0209)	0.0997 [102](0.0592)	0.1040 [104](0.0440)	0.0444 [101](0.0176)
200903	13.5173 [99](0.9224)	13.7654 [101](0.8591)	14.3626 [103](1.0295)	0.0200 [87](0.0215)	0.1020 [103](0.0633)	0.1061 [103](0.0423)	0.0385 [101](0.0133)
200909	13.6327 [88](0.9146)	13.7550 [97](0.8661)	14.4178 [98](0.9866)	0.0240 [84](0.0229)	0.1108 [96](0.0627)	0.1076 [98](0.0265)	0.0378 [97](0.0133)
201003	13.6499 [88](0.9162)	13.7708 [98](0.8716)	14.4432 [99](0.9972)	0.0253 [87](0.0248)	0.1204 [98](0.0669)	0.1098 [98](0.0250)	0.0372 [98](0.0142)
201009	13.6664 [90](0.9378)	13.7992 [100](0.9079)	14.4874 [101](1.0182)	0.0266 [86](0.0274)	0.1238 [97](0.0671)	0.1123 [100](0.0288)	0.0365 [100](0.0138)
201103	13.6696 [88](0.9226)	13.8286 [100](0.9109)	14.5197 [101](1.0208)	0.0207 [86](0.0234)	0.1258 [100](0.0637)	0.1120 [100](0.0281)	0.0359 [100](0.0136)
201109	13.6619 [90](0.9244)	13.8274 [100](0.9122)	14.5369 [101](1.0206)	0.0273 [81](0.0298)	0.1299 [98](0.0581)	0.1129 [97](0.0194)	0.0365 [100](0.0137)
201203	13.6823 [88](0.9154)	13.8146 [98](0.8971)	14.5596 [98](0.9789)	0.0284 [81](0.0325)	0.1301 [97](0.0498)	0.1107 [96](0.0186)	0.0363 [98](0.0134)
201209	13.6777 [88](0.9154)	13.7992 [97](0.8947)	14.5531 [97](0.9698)	0.0302 [83](0.0332)	0.1310 [95](0.0513)	0.1120 [96](0.0198)	0.0363 [98](0.0124)
2000-2012	13.5370 [2469](0.8993)	13.7267 [2598](0.8481)	14.3374 [2714](1.0093)	0.0268 [2301](0.0245)	0.1019 [2658](0.0594)	0.1092 [2651](0.1066)	0.0570 [2643](0.0315)

(注1) 上段の数値は、平均値である。

(注2) 下段の()内の数値は、不均一分散一致標準誤差である。

(注3) 下段の[]内の数値は、観測値数である。

(出所)「日経 NEEDS Financial QUEST」,「Astra Manager」より作成

表 9-2 全企業向け貸出についての推計結果

(a) 国内銀行

総資産 (対数値) (β_1)	-0.0031 (0.0416)	-	-	-	-	0.0271 (0.0635)
コール・ローン比率(β_2)	-	6.1022*** (2.5686)	-	-	-	6.6876*** (2.8043)
国債比率(β_3)	-	-	1.6941** (0.9353)	-	-	2.4343** (1.2230)
自己資本比率(β_4)	-	-	-	3.6095* (2.4318)	-	6.8174** (3.7077)
不良債権比率(β_5)	-	-	-	-	-0.4489 (2.2786)	1.7397 (3.7183)
総資産 (対数値) × 当座 預金 (対数値) (δ_1)	0.0007 (0.0022)	-	-	-	-	-0.0001 (0.0037)
コール・ローン比率×当 座預金 (対数値) (δ_2)	-	-0.3821*** (0.1520)	-	-	-	-0.4229*** (0.1660)
国債比率×当座預金 (対数 値) (δ_3)	-	-	-0.1037** (0.0556)	-	-	-0.1472** (0.0735)
自己資本比率×当座預金 (対数値) (δ_4)	-	-	-	-0.1590 (0.1469)	-	-0.3784** (0.2271)
不良債権比率×当座預金 (対数値) (δ_5)	-	-	-	-	0.0246 (0.1366)	-0.1090 (0.2244)
総貸出 (対数値) ($\tau-1$) (κ)	0.9344*** (0.0119)	0.9429*** (0.0108)	0.9385*** (0.0099)	0.9426*** (0.0096)	0.9422*** (0.0100)	0.9443*** (0.0146)
自由度修正済みR ²	0.9990	0.9990	0.9991	0.9991	0.9991	0.9991
観測値数	2418	2087	2394	2418	2404	2063

(b) 国際基準行

総資産 (対数値) (β_1)	-0.0728 (0.0978)	-	-	-	-	-0.1694 (0.2375)
コール・ローン比率(β_2)	-	7.3331** (4.2156)	-	-	-	-3.1135 (23.3515)
国債比率(β_3)	-	-	1.8030 (1.5150)	-	-	7.1809* (5.1496)
自己資本比率(β_4)	-	-	-	-1.5894 (6.7782)	-	-4.2830 (9.0411)
不良債権比率(β_5)	-	-	-	-	8.7345* (5.7904)	5.6086 (9.3943)
総資産 (対数値) × 当座 預金 (対数値) (δ_1)	0.0046 (0.0053)	-	-	-	-	0.0114 (0.0169)
コール・ローン比率×当 座預金 (対数値) (δ_2)	-	-0.4347** (0.2439)	-	-	-	0.1279 (1.3078)
国債比率×当座預金 (対数 値) (δ_3)	-	-	-0.1140 (0.0898)	-	-	-0.4504* (0.3251)
自己資本比率×当座預金 (対数値) (δ_4)	-	-	-	0.1162* (0.3996)	-	0.2807 (0.5409)
不良債権比率×当座預金 (対数値) (δ_5)	-	-	-	-	-0.5358* (0.3481)	-0.3590 (0.5633)
総貸出 (対数値) ($\tau-1$) (κ)	0.9576*** (0.0211)	0.9569*** (0.0212)	0.9551*** (0.0193)	0.9705*** (0.0250)	0.9673*** (0.0204)	0.9602*** (0.0592)
自由度修正済みR ²	0.9990	0.9990	0.9990	0.9991	0.9990	0.9990
観測値数	638	620	638	418	635	407

(c) 国内基準行

総資産 (対数値) (β_1)	0.0085 (0.0469)	-	-	-	-	0.0633 (0.0697)
コール・ローン比率(β_2)	-	5.0931** (2.6386)	-	-	-	4.8158** (2.7079)
国債比率(β_3)	-	-	1.6980** (0.9935)	-	-	1.1183 (1.5856)
自己資本比率(β_4)	-	-	-	4.2510** (2.3220)	-	4.1442 (4.3409)
不良債権比率(β_5)	-	-	-	-	-1.6928 (2.4562)	0.7574 (4.3028)
総資産 (対数値) × 当座 預金 (対数値) (δ_1)	0.0003 (0.0026)	-	-	-	-	-0.0024 (0.0040)
コール・ローン比率×当 座預金 (対数値) (δ_2)	-	-0.3223** (0.1561)	-	-	-	-0.3098** (0.1604)
国債比率×当座預金 (対数 値) (δ_3)	-	-	-0.1029** (0.0592)	-	-	-0.0665 (0.0953)
自己資本比率×当座預金 (対数値) (δ_4)	-	-	-	-0.2243* (0.1367)	-	-0.2344 (0.2596)
不良債権比率×当座預金 (対数値) (δ_5)	-	-	-	-	0.0999 (0.1472)	-0.0499 (0.2599)
総貸出 (対数値) ($\tau-1$) (κ)	0.9314*** (0.0124)	0.9424*** (0.0114)	0.9386*** (0.0103)	0.9491*** (0.0106)	0.9414*** (0.0105)	0.9474*** (0.0156)
自由度修正済みR ²	0.9985	0.9985	0.9986	0.9985	0.9986	0.9985
観測値数	2150	1827	2126	2103	2139	1759

(注 1) 説明変数は、1 期ラグ値である。

(注2) () 内は、不均一分散一致標準誤差である。

(注3) ***, **, *はそれぞれ有意水準 1%, 5%, 10%で有意であることを示す。

表 9-3 中小企業向け貸出についての推計結果

(a) 国内銀行

総資産 (対数値) (β_1)	0.2115*** (0.0493)	-	-	-	-	0.2562*** (0.0703)
コール・ローン比率(β_2)	-	2.3793 (2.9339)	-	-	-	-0.7001 (3.1296)
国債比率(β_3)	-	-	-1.1527 (1.0705)	-	-	-0.7964 (1.4226)
自己資本比率(β_4)	-	-	-	2.9525 (3.0400)	-	-0.5096 (4.0866)
不良債権比率(β_5)	-	-	-	-	1.3330 (3.2774)	0.4953 (4.1357)
総資産 (対数値) × 当座預金 (対数値) (δ_1)	-0.0016 (0.0024)	-	-	-	-	0.0007 (0.0040)
コール・ローン比率 × 当座預金 (対数値) (δ_2)	-	-0.1426 (0.1738)	-	-	-	0.0282 (0.1854)
国債比率 × 当座預金 (対数値) (δ_3)	-	-	0.0602 (0.0638)	-	-	0.0331 (0.0855)
自己資本比率 × 当座預金 (対数値) (δ_4)	-	-	-	-0.1034 (0.1833)	-	0.1249 (0.2489)
不良債権比率 × 当座預金 (対数値) (δ_5)	-	-	-	-	-0.0905 (0.1971)	-0.0251 (0.2499)
総貸出 (対数値) ($\tau-1$) (κ)	0.7616*** (0.0164)	0.8358*** (0.0131)	0.8392*** (0.0113)	0.8483*** (0.0109)	0.8502*** (0.0113)	0.7094*** (0.0208)
自由度修正済み R ²	0.9984	0.9983	0.9984	0.9984	0.9984	0.9984
観測値数	2557	2196	2543	2557	2548	2184

(b) 国際基準行

総資産 (対数値) (β_1)	-0.0314 (0.0430)	-	-	-	-	0.0996 (0.1223)
コール・ローン比率(β_2)	-	3.7784** (1.7913)	-	-	-	11.2505 (9.4290)
国債比率(β_3)	-	-	-0.8013* (0.6193)	-	-	-0.4602 (2.3338)
自己資本比率(β_4)	-	-	-	-4.4927* (2.8489)	-	-2.9371 (3.7239)
不良債権比率(β_5)	-	-	-	-	5.9463*** (2.3351)	9.2210*** (3.8858)
総資産 (対数値) × 当座預金 (対数値) (δ_1)	0.0029* (0.0021)	-	-	-	-	-0.0055 (0.0077)
コール・ローン比率 × 当座預金 (対数値) (δ_2)	-	-0.2185** (0.1038)	-	-	-	-0.6552 (0.5333)
国債比率 × 当座預金 (対数値) (δ_3)	-	-	0.0376 (0.0367)	-	-	0.0300 (0.1452)
自己資本比率 × 当座預金 (対数値) (δ_4)	-	-	-	0.2582* (0.1685)	-	0.1507 (0.2219)
不良債権比率 × 当座預金 (対数値) (δ_5)	-	-	-	-	-0.3745*** (0.1399)	-0.5627*** (0.2335)
総貸出 (対数値) ($\tau-1$) (κ)	0.9624*** (0.0119)	0.9584*** (0.0102)	0.9404*** (0.0111)	0.9634*** (0.0154)	0.9688*** (0.0100)	0.9460*** (0.0252)
自由度修正済み R ²	0.9998	0.9998	0.9998	0.9997	0.9997	0.9997
観測値数	651	633	651	431	648	420

(c) 国内基準行

総資産 (対数値) (β_1)	0.2840*** (0.0578)	-	-	-	-	0.3409*** (0.0864)
コール・ローン比率 (β_2)	-	1.3017 (3.1766)	-	-	-	-0.7617 (3.3745)
国債比率 (β_3)	-	-	-1.0738 (1.1956)	-	-	-0.8711 (1.9067)
自己資本比率 (β_4)	-	-	-	2.1759 (2.8367)	-	-4.0406 (5.0249)
不良債権比率 (β_5)	-	-	-	-	-1.1505 (3.8237)	-1.1299 (5.3839)
総資産 (対数値) × 当座預金 (対数値) (δ_1)	-0.0036 (0.0030)	-	-	-	-	-0.0027 (0.0048)
コール・ローン比率 × 当座預金 (対数値) (δ_2)	-	-0.0784 (0.1881)	-	-	-	0.0312 (0.2001)
国債比率 × 当座預金 (対数値) (δ_3)	-	-	0.0560 (0.0713)	-	-	0.0365 (0.1147)
自己資本比率 × 当座預金 (対数値) (δ_4)	-	-	-	-0.1064 (0.1681)	-	0.2549 (0.3006)
不良債権比率 × 当座預金 (対数値) (δ_5)	-	-	-	-	0.0594 (0.2300)	0.0664 (0.3253)
総貸出 (対数値) ($t-1$) (κ)	0.7269*** (0.0186)	0.8212*** (0.0146)	0.8288*** (0.0124)	0.8391*** (0.0125)	0.8373*** (0.0124)	0.6828*** (0.0243)
自由度修正済み R^2	0.9976	0.9973	0.9975	0.9975	0.9976	0.9972
観測値数	2276	1923	2262	2229	2270	1867

(注 1) 説明変数は、1 期ラグ値である。

(注 2) () 内は、不均一分散一致標準誤差である。

(注 3) ***, **, *はそれぞれ有意水準 1%, 5%, 10% で有意であることを示す。

第10章 おわりに

1. はじめに

本論文では、日本において量的緩和政策が採用された2000年代以降、金融政策の効果波及経路の一つである銀行貸出経路が存在していたか否かを実証分析した。

本論文中で述べた通り、銀行貸出経路とは、銀行の貸出資金調達能力が限られており、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経路を意味する。この銀行貸出経路の重要性について、Bernanke and Blinder(1988)は、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、および銀行の資金運用における銀行貸出と債券保有の不完全代替性を想定し、IS-LMモデルに、貨幣、債券に加え、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) が銀行準備に依存することを示した。これは、量的金融政策が、LM曲線のみならず、CC曲線にも影響を与えることを意味するため、貨幣と債券が完全代替となる「流動性の罍」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ることを意味する。

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。量的緩和政策は、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・ベースへと変更すること、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などが決定された。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「流動性の罍」が生じていた可能性が指摘されている。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考えられる。一方、先述の通り、銀行貸出経路が存在すれば、量的緩和政策は、銀行貸出の増加を通じて、実体経済に影響を与えていた可能性がある。

但し、1990年代後半以降、日本の金融システムにおいて、不良債権問題の深刻化に伴う金融市場の不安感の高まりや日本版金融ビッグバンによる間接金融から直接金融へという構造変化が生じた。これらの構造変化は、とりわけ、銀行貸出経路に影響を与えたと考えられる。例えば、深刻化した不良債権問題により、「貸し渋り」が発生するなど銀行による

金融仲介機能が十分に機能しなかったことからわかるように、銀行のリスク許容度の変化が、銀行貸出経路を通じた金融政策の効果に対し影響を与えたと考えられる。また、日本版金融ビッグバンは、企業の資金調達行動、および、投資家の資産運用行動における間接金融から直接金融へという流れの中、企業の銀行からの借入依存度の低下は、銀行貸出経路を通じた金融政策の効果を小さくしたと予想される。

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した本論文の研究は、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。

これまで、多くの実証分析が VAR モデルを用い、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した。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。

したがって、本論文では、識別問題を解消するため、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、符号制約 VAR モデルによる分析、共和分分析に基づいた VECM による分析、ベイズ推定による分析、およびパネルデータによる分析を行い、2000 年代以降の日本の銀行貸出経路の存在を実証分析した。

本章の構成は、以下の通りである。第 2 節では、本論文で得られた結果を要約し、第 3 節では、この結果に基づき政策的インプリケーションを述べる。第 4 節では、今後の課題について言及する。

2. 本論文の要約

本論文では、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、実証分析した。

まず、第 2 章では、日本の金融政策の変遷について概観した。そこでは、伝統的金融政策と 1999 年以降の非伝統的金融政策（ゼロ金利政策、量的緩和政策、包括的金融政策）に

ついて概観した。

第3章では、マクロデータを用いた実証分析に用いるモデルとして、Bermanke and Blinder (1988)モデルに基づいたマクロ経済モデルを提示した。そこでは、IS 曲線、AS 曲線、金融政策ルール（貨幣供給ルール）、貨幣需要関数、借入需要関数、貸出供給関数の6本の式より、実質所得 y 、物価水準 p 、準備 rs 、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た。なお、ベイズ推定を用いた実証分析では、このモデルを動学的な要素を考慮し、上記の6本の式に金融政策ショックの1次自己相関過程を加えた7本の式より、実質所得 y 、物価水準 p （インフレ率 π ）、準備 rs 、債券金利 i 、銀行貸出 l 、銀行貸出金利 ρ 、金融政策ショック v の7変数が内生変数として決定されるモデルへと拡張した。

第4章～8章では、このモデルに基づき、マクロデータを用い、2000年代以降の日本の銀行貸出経路の存在を実証分析した。その際、マクロデータの利用に伴う識別性を解消するため、第4章では mix 変数を用いた VAR モデル、第5章では SVAR モデル（非リカーシブ、ブロック・リカーシブ）、第6章では符号制約 VAR モデル、第7章では共和分分析に基づいた VECM、第8章ではベイズ推定という5通りの手法を用い分析を行なった。また、その際、銀行規模、または、貸出先の企業規模を考慮し分析を行なった。

最後に、第9章では、ミクロデータを用いた分析を行なった。ミクロデータを用いた実証分析に用いるモデルは、Ehrmann, *et al.*(2003)等に基づき、貸出市場において独占競争的に行動する個別銀行の利潤最大化問題を解くことで導出した。この結果、銀行の健全性を示す財務変数（すなわち、貸手と借手間の情報の非対称性を代理する指標として、銀行の資金調達および貸出供給に影響する財務変数）と金融政策変数との交差項を含むパネル推定式を提示した。また、マクロデータを用いた分析と同様、銀行規模、貸出先の企業規模を考慮し分析を行なった。

以下では、これらの分析から得られた結果を要約する。

mix 変数を用いた分析

第4章では、Kashyap, Stein and Wilcox (1993) に従い、mix 変数を用いた実証分析を行なった。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を増大させる一方、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。したがって、銀行借入額と他の代替的な手段（CP、社債等）による資金調達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 変数を用いることで、借入需要の変化が、銀行借入の代替的な資金調達手段である CP の変化としてとらえられ、この結果、借入需要要因と貸出供給要因を識別できるのである。

本論文では、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）、長期信用（固定負債）、総信用（流動性負債＋固定負債）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。

分析において、準備預金 rs 、スプレッド $\rho - i$ 、mix 変数に、経済活動を示す変数（実質所得 y と物価水準 p ）を加えた VAR モデルに基づき、インパルス応答関数分析、予測誤差の分散分解分析を行ない、銀行貸出経路を実証分析した。

分析の結果、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。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した 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。

SVAR モデルに基づくアプローチ

上記の 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。準備預金の増加に対する mix 変数の変化では、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、もし代替的であるならば、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。

この問題点を解消するため、第 5 章では、銀行の資産運用行動に着目し、第 3 章で提示したマクロ経済モデルに基づき、借入需要ショックと貸出供給ショックをそれぞれ識別可能にする SVAR モデルを定式化した上、実証分析を行なった。分析において、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 3 つに分類し、また貸出先を全法人向け貸出と中小企業向け貸

出に分けた。さらに、非リカーシブ SVAR モデル、ブロック・リカーシブ SVAR モデルという 2 通りの手法を用いた。

分析の結果、非リカーシブ SVAR モデルを用いた分析では、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、最も強く確認された。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第 4 章の 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。

ブロック・リカーシブ SVAR モデルを用いた分析では、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、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。

符号制約 VAR モデルに基づくアプローチ

上記の SVAR モデルを用いた分析において、非リカーシブ SVAR モデルでは、理論的な構造モデルに基づき、一方、ブロック・リカーシブ SVAR ではコレスキー (Cholesky) 分解に基づきゼロ制約を課し、構造ショックを識別した。しかしながら、ゼロ制約の課し方については、各方程式にどの変数を含めるかというモデルの定式化に依存するため、恣意性を排除できないという異論もある。

これに関し、第 6 章では、Uhlig (2005)により提示された符号制約 VAR モデルを用い、構造ショックに対し、各変数が正と負のどちらの方向に動くのかという理論的な符号制約を課し、構造ショックを識別する分析を行なった。その際、銀行貸出経路が存在するためには、長期的に安定的な総需要曲線、金融政策ルール、借入需要関数、貸出供給関数の存在が必要となることから、総需要ショック、金融政策ショック、借入需要ショック、貸出供給ショックの 4 つのショックを識別した。

分析の結果、量的緩和政策による銀行貸出経路は、都市銀行の貸出と地方銀行の貸出では、地方銀行の貸出に対してより強く機能し、大企業向け貸出と中小企業向け貸出では、中小企業向け貸出に対してより強く機能することが示された。この結果は、Kashyap and

Stein (2000)や Gertler and Gilchrist(1993, 1994) の結果と整合的である一方、第 4 章、第 5 章の結果とは非整合的である。

但し、第 5 章の分析では、量的緩和ショックに対し、地方銀行の借入需要が減少し、銀行貸出金利は低下しており、この結果を、長引く不況の中、日本銀行が量的緩和政策を行なったものの、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と解釈した。一方、第 6 章の符号制約 VAR モデルを用いた分析では、量的緩和金融政策ショックを実質 GDP と銀行貸出に対し正の影響を与えるショックとして識別したため、第 5 章で観察された量的緩和金融政策ショックに対して、実質 GDP が減少したり、地方銀行の貸出が減少したりするケースは、事前に排除されている。したがって、第 6 章の結果のみに基づき、都市銀行の貸出と地方銀行の貸出では、地方銀行の貸出に対してより強く機能すると結論付けることには、留意が必要である。

共和分分析に基づくアプローチ

第 5 章と第 6 章は、SVAR モデルと符号制約 VAR モデルの手法に基づき、短期制約を課すことで、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した。しかしながら、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。すなわち、長期的に安定的な総需要関数（IS 曲線）、借入需要関数、貸出供給関数の存在が必要とされる。

このため、第 7 章では、共和分分析に基づいた VECM の手法を用い、第 3 章で Bernanke and Blinder (1988)に従い提示したマクロ経済モデルに基づき、共和分ベクトルに制約を課すことで、得られた共和分関係が、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、貸出供給曲線に対応しているかを検定し、銀行貸出経路の存在を分析した。その際、SVAR モデルと符号制約 VAR モデルによる分析と同様、銀行規模、および、貸出先の企業規模を考慮した分析を行なった。

分析の結果、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。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し、第5章のSVARモデルの手法に基づいた分析とも整合的である。

ベイズ推定によるアプローチ

第4章から第7章にかけて、第3章で提示したマクロ経済モデルに基づき、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、符号制約VARモデルによる分析、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した。その結果、量的緩和政策に伴う銀行貸出経路が存在していたことが示された。

しかしながら、銀行別、または、企業別にみた場合、第4章、第5章、第7章では、銀行貸出経路は、都市銀行の全企業向け貸出で、最も強く確認されたことに対し、第6章では、銀行貸出経路は、地方銀行の貸出と中小企業向け貸出に対してより強く機能することが観察された。

第8章では、ベイズ推定に基づく新たな分析手法を提示し、それを用い、銀行別、および、企業規模別に、2000年代以降の日本の銀行貸出経路の存在を再検証した。その際、第3章で Bernanke and Blinder (1988)モデルに基づき提示したマクロ経済モデルを、動学的な要素を考慮したモデルへと拡張し、そのモデルに基づき、推定を行なった。

分析の結果、貸出供給の貸出金利に対する半弾力性が借入需要の貸出金利に対する半弾力性より大きいことから、 $\rho-l$ 平面上において貸出供給曲線がよりフラットになっていることがわかる。これは、貸出供給の増加（貸出供給曲線の右方シフト）による超過供給の不均衡状態を均衡状態に戻させるためには、貸出金利をより大幅に低下させることで借入需要を刺激する必要があることを意味する。また、貸出供給の貸出金利に対する半弾力性が、中小企業向け貸出では、僅かながら低いことから、同じ幅の金利変動に対し、中小企業向け貸出供給の変動幅がより小さいことがわかる。

ベイジアン・インパルス応答関数分析の結果より、拡張的金融政策により預金準備が増大すると、スプレッドが有意に低下し、銀行貸出が増大すること、またこれに伴い、産出量ギャップが改善し、インフレ率が上昇することがわかる。この結果は、量的緩和政策に

伴う銀行貸出経路が存在していたことを意味している。また、企業別からみた場合、中小企業向け貸出において、スプレッドの低下幅が比較的小さいものの、貸出の増大幅がより大きいことがわかる。これは、拡張的金融政策による中小企業の借入需要曲線の右方シフトの幅が比較的大きかった可能性を示している。

予測誤差分散分解の結果より、銀行貸出の変動に対しては、金融政策ショックの影響度が最も大きくなっていること、またスプレッドの変動に対しては、貸出供給ショックが最も大きく寄与していることがわかる。この結果は、銀行貸出経路が存在していたことを意味する。また、銀行別からみた場合、都市銀行と比べ、地方銀行において、銀行貸出の変動に占める金融政策ショックの比重が比較的小さいものの、銀行貸出の変動に占めるコスト・プッシュ・ショックの比重がより大きいことがわかる。

以上の結果は、量的緩和政策による銀行貸出経路は、都市銀行の貸出と地方銀行の貸出では、都市銀行の貸出に対してより強く機能することを意味する。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)の結果と非整合的であるが、第4章、第5章、第7章の結果と整合的である。一方、大企業向け貸出と中小企業向け貸出では、インパルス応答関数と分散分解で非整合的な結果が観察されたため、量的緩和政策による銀行貸出経路は、大企業向け貸出に対してより強く機能するとして第4章、第5章、第7章の結果が確認できなかった。

パネルデータ分析によるアプローチ

近年では、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、パネルデータを用いた分析が行なわれるようになってきている。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、銀行貸出の供給曲線のシフトの違いだとみなせるからである。このため、第9章では、パネルデータを用い、銀行貸出経路の存在を考察した。

先述の通り、Ehrmann, *et al.*(2003)等に基づき、貸出市場において独占競争的に行動する個別銀行の利潤最大化問題を解くことで推定式を導出した。また、ポートフォリオ・リバランス効果を考慮するため、銀行の貸出供給に影響する財務変数として用いられる流動性資産をコール・ローンと国債に分割した。

分析の結果、2000年以降、中央銀行当座預金の増額が、コール・ローン比率、国債比率、および、自己資本比率を通じて、国内銀行の全企業向け貸出に影響を与えていたことが示

された。その一方、中小企業向け貸出においては、中央銀行当座預金の増額を通じた効果が見られなかった。全企業向け貸出についての推計結果と中小企業向け貸出についての推計結果が異なっていることから、銀行貸出経路は、規模の比較的大きな企業に向けた貸出に強く機能する可能性を示していると考えられる。

また、銀行別からみた場合、国際基準行に関しては、中央銀行当座預金の増額が、コール・ローン比率、国債比率、自己資本比率および不良債権比率を通じて全企業向け貸出に影響を与えていたこと、および、中央銀行当座預金の増額が、銀行規模、コール・ローン比率、自己資本比率および不良債権比率を通じて中小企業向け貸出に影響を与えていたことが示された。その一方、国内基準行については、中央銀行当座預金の増額が、コール・ローン比率、国債比率および自己資本比率を通じて全企業向け貸出に影響を与えていたこと、および、中小企業向け貸出において中央銀行当座預金の増額を通じた効果が見られなかったことが示された。この結果は、国際基準行を通じる銀行貸出経路が強く機能していたことを意味し、また、国内基準行を通じる銀行貸出経路の働きが比較的弱かったことを意味していると考えられる。

以上の結果は、銀行貸出経路は、信用力の高いより規模の大きな企業、または、収益性や健全性の高い銀行に強く機能するとして第4章、第5章、第7章、第8章の結果と整合的である。また、この結果は、銀行貸出経路は、エージェンシー・コストの高い小企業に強く機能するとして Gertler and Gilchrist (1994)の結果、および、銀行貸出経路は、貸出資金の調達能力が限られ、信用割当を生じやすい小規模の銀行ほど、より強く働くとした Kashyap and Stein (2000)の結果は、2000年以降の日本には妥当していないことを意味する。

3. 政策的インプリケーション

本論文の実証分析では、概ね（第6章を除き）、2000年以降の日本においては、銀行貸出経路は、収益性や健全性の高い銀行、また、規模の大きな企業に対し、より強く機能することが示された。この結果は、銀行貸出経路は、エージェンシー・コストの高い小企業に強く機能するとして Gertler and Gilchrist (1994)の結果、および、銀行貸出経路は、貸出資金の調達能力が限られ、信用割当を生じやすい小規模の銀行ほど、より強く機能するとして Kashyap and Stein (2000)の結果は、2000年以降の日本には妥当していないことを意味する。とりわけ、都市銀行の全企業向け貸出においては、長期的に安定的な貸出供給関数が存在すること、一方、地方銀行の貸出においては、長期的に安定的な借入需要関数が存在する

が、量的緩和ショックに対し、借入需要が減少することが示された。これは、長引く不況の中、日本銀行が量的緩和政策を行なったものの、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。

これらの結果は、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、まだ中小企業向け貸出や地方における貸出には波及していないことを意味する。

それでは、今後、日本において銀行貸出経路を効果的に機能させるためには、どのような政策的対応が必要となるのであろうか。

第一に、信用保証制度の更なる拡充と規制改革の推進による金融技術革新の促進である。1990 年代におけるバブルの崩壊とこれに伴う不良債権問題、金融不安の顕在化は、銀行のリスク許容度を低下させ、これが、信用リスクの高い中小企業向けの貸出が増加していない要因と考えられる。大企業が都市圏に偏在している傾向が強いことに対し、地方圏に立地する中小企業の割合は比較的高い。このため、中小企業は、地方銀行の主要な融資対象となっている。中小企業向け貸出は、中小企業が大企業より収益性や健全性に劣ることから、比較的高いリスクの資産とされており、また、地方銀行は、都市銀行と比べ、リスクマネジメントのノウハウが不足しているため、地方銀行から中小企業への長期安定的な資金供給が比較的に困難である。一方、中小企業は、資金面での安心が得られないため、成長に向けた主体的な戦略策定や積極的な投資を行わず、この結果、資金需要が抑えられる。したがって、地域における資金需要、とりわけ、中小企業の資金需要を喚起するために、信用保証制度の更なる拡充を図ること、規制緩和によって金融技術革新を促進させることで、銀行に新たなリスクヘッジ手段を提供・普及することが有効であると考えられる。

第二に、地方における資金需要の喚起である。地方において、少子高齢化の進展による人口減少が進む中、貸出規模の縮小が予想される。このような中、地方の資金需要を喚起するために、まず、地方銀行の情報生産能力が深化する必要がある。銀行は、融資取引を円滑に遂行させるために、審査活動を通じて、企業の返済能力やプロジェクトの質に関する情報を事前に収集・分析し、融資実行後もモニタリング活動を通じて、必要に応じ、企業に対して担保の追加徴求や資産売却のアドバイスを行なう。銀行は、このような審査やモニタリングの情報生産活動を通じて、企業と産業の成長をサポートしている。このため、金融調査研究会（2015）の提言でも言及されたように、融資現場の行員が担当企業のビジ

ネス内容に一層精通するとともに、その企業と産業の成長性を見極めることで、財務情報などの定量的な情報による判断のみに頼らずに銀行本体でもこれまで以上にリスクを取り込むことが可能となる。また、この過程で鍛えられた企業成長力に対する目利き能力を活かし、コンサルティングや販路拡大などのためのビジネス交流会の開催などの資金面の支援にとどまらないきめ細かいサポートを一層推進することによって、企業のバリューチェーン拡大につながる提案も可能となる。こうして地方銀行の情報生産能力の深化を図ることで、企業の事業再生や再チャレンジの環境整備などがより一層推進され、企業の資金需要の喚起にもつながると期待される。また、地方銀行による地域経済活性化への取り組みが重要となる。人口減少は、地域経済に、消費市場の規模縮小を招く一方、深刻な人手不足を生み出している。このため、人口減少に歯止めをかけることは地域経済の持続的発展を実現させる上で必要不可欠なことである。また、人口減少に歯止めをかけるためには、地域経済の活性化が必要とされる。地域銀行は、地域の特色や強みを活かした企業・産業の育成を支援し、また、地域経済の将来を見据えたまちづくりにも関与することで、地域経済を活性化させ、この結果、既存企業の引き留めや新規企業の呼び込みなども可能となるろう。

4. 今後の課題

本論文には、いくつかの課題が残されている。

第一に、本論文では、閉鎖経済を想定し分析を行なった。これは、クロスボーダー融資に係るライセンス規制等の存在によって、信用市場の国際的統合が十分進展していないと考えたからである。しかしながら、今後、クロスボーダー融資の増加が予想される。また、短期金融市場や債券市場の国際的統合は進展しており、この結果、各国の短期金融市場金利は、金利平価式（金利裁定条件）を通じ、連動性を高めている。各国の銀行貸出金利がこれら安全金利にリスクプレミアムを上乗せする形で決定されることを考えれば、今後、開放経済モデルの枠組みへと拡張する必要があるだろう。

第二に、本論文では、Bernanke and Blinder (1988)に従い、ミクロ経済学的基礎を持たないマクロ経済モデルを用いた。しかしながら、近年では、動学的確率的一般均衡（Dynamic Stochastic General Equilibrium, DSGE）モデルに、金融仲介機関の存在を明示的に導入したファイナンシャル・アクセラレータ（financial accelerator）モデルを用いた分析が主流となってきた。したがって、今後は、これらのモデルに基づいた分析が必要となる。

第三に、金融政策の銀行貸出経路を通じた効果が、時間を通じて変化する可能性や、好況期と不況期、また金融引締期と緩和期とで非対称的となる可能性もある。とりわけ、銀行のリスク許容度や借入需要の貸出金利に対する感応度等は、景気の状態や金融政策スタンスの方向性に依存し、変化する可能性がある。したがって、時变的 VAR (Time-Varying VAR, TVAR) モデルやマルコフ・スイッチング VAR (Markov Switching VAR, MSVAR) モデルを用いて、更なる検証を行なうことも興味深い。さらに、マイクロデータに基づきパネル VAR (Panel VAR, PVAR) を行なうことで、個別の銀行の属性が、貸出供給に与える動学的な効果を分析することも興味深い。

第四に、本論文では、標本期間は 2000 年から 2012 年までとし、量的緩和政策の銀行貸出経路を通じた効果を実証分析したが、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などを決定した。また、2016 年 3 月、「量的・質的金融緩和（異次元緩和）」を一段と強化 (enhance) するため、「マイナス金利付き量的・質的金融緩和」を導入し、金融機関の保有する日銀当座預金に 0.1% のマイナス金利を適用すること、量的緩和を拡大させ、マネタリーベースを年間約 80 兆円に相当するペースで増加させるよう金融市場調節を行なうこととした。このため、標本期間を拡大し、「量的・質的金融緩和（異次元緩和）」と「マイナス金利付き量的・質的金融緩和」の時期も含めた分析が必要となる。

したがって、これらについては、今後の課題としたい。

参考文献

- 伊藤正直・小池良司・鎮目雅人（2015）「1980年代における金融政策運営について：アーカイブ資料等からみた日本銀行の認識を中心に」『金融研究』第34巻第2号，日本銀行金融研究所，68-160頁。
- 井上仁（2009）「量的緩和政策期間における銀行貸出経路」大阪大学大学院国際公共政策研究科ディスカッション・ペーパーDP-2009-J-004。
- 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。
- 植田和男（2000）「ゼロ金利近傍における金融政策の波及メカニズム—1998年～2000年の日本の経験から」（2000年9月22日スウェーデン大使館で行なわれたコンファランスにおける植田審議委員英文スピーチの日本語訳）日本銀行ホームページ。
- 植田和男（2005）『ゼロ金利との闘い—日銀の金融政策を総括する—』日本経済新聞社。
- 植田和男（2012）「非伝統的金融政策の有効性：日本銀行の経験」東京大学金融教育研究センターワーキングペーパーCARF-J-079。
- 鵜飼博史（2006）「量的緩和政策の効果：実証研究のサーベイ」日本銀行ワーキングペーパー・シリーズ No.06-J-14。
- 翁邦雄・白塚重典・藤木裕（2000）「ゼロ金利政策：現状と将来展望—中央銀行エコノミストの視点—」深尾光洋・吉川洋編『ゼロ金利と日本経済』，日本経済新聞社，33-76頁。
- 加藤涼（2007）『現代マクロ経済学講義—動学的一般均衡モデル入門』東洋経済新報社。
- 金融調査研究会（2015）「少子高齢化社会の進展と今後の経済成長を支える金融ビジネスのあり方」。
- 黒田東彦（2014）「非伝統的金融政策の実践と理論」（国際経済学会の第17回世界大会における講演の邦訳）日本銀行ホームページ。
- 小池拓自（2006）「「ゼロ金利」時代の金融政策—政策推移とその論点—」『調査と情報—ISSUE BRIEF—』第550号 国立国会図書館。
- 白川方明（2008）『現代の金融政策—理論と実際』日本経済新聞出版社。
- 白川方明（2012）「デフレ脱却へ向けた日本銀行の取り組み」（日本記者クラブにおける講演）日本銀行ホームページ。
- 白塚重典・藤木裕（2001）「ゼロ金利政策下における時間軸効果：1999—2000年の短期金融市場データによる検証」『金融研究』第20巻第4号 日本銀行金融研究所 137-170頁。

- 卓涓涓（2012a）「日本版金融ビッグバンが銀行貸出チャンネルへ与えた影響」『東京経大会誌（経済学）』275号 東京経済大学経済学会出版 91-115頁。
- 卓涓涓（2012b）「日本版金融ビッグバン以降の銀行貸出チャンネル」生活経済学会 2012年度関東部会（於）日本女子大学。
- 内閣府政策統括官（経済財政分析担当）（2009）「日本経済 2009-2010—デフレ下の景気持ち直し：「低水準」経済の総点検—」内閣府ホームページ。
- 内閣府政策統括官（経済財政分析担当）（2010）「日本経済 2010-2011—景気「再起動」の条件—」内閣府ホームページ。
- 内閣府政策統括官（経済財政分析担当）（2011）「日本経済 2011-2012—震災からの復興と対外面のリスク—」内閣府ホームページ。
- 内閣府政策統括官（経済財政分析担当）（2012）「日本経済 2012-2013—厳しい調整の中で活路を求める日本企業—」内閣府ホームページ。
- 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。
- 日本銀行（1999）「金融政策決定会合議事要旨（1999年9月21日開催分）」日本銀行。
- 日本銀行（2006）「経済・物価情勢の展望（2006年4月）」日本銀行。
- 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。
- 廣瀬康生（2012）『DSGEモデルによるマクロ実証分析の方法』三菱経済研究所。
- 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，10-27頁。
- 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—』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，東京大学出版会，189-220頁。
- 細野薫・杉原茂・三平剛（2001）『金融政策の有効性と限界』東洋経済新報社。
- 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」『ファイナンシャル・レビュー』第99号, 59-81頁。
- 宮尾龍蔵 (2006) 『マクロ金融政策の時系列分析』日本経済新聞社。
- 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。
- 山口泰 (2000) 「ゼロ金利下の金融政策：日本の経験」『金融研究』第19巻第4号 日本銀行金融研究所 201-207頁。
- Alfaro, R. , H. Franken, C. García, and A. Jara(2004) “The Bank Lending Channel in Chile,” in Luis Antonio Ahumada and J. Rodrigo Fuentes(eds.), *Banking Market Structure and Monetary Policy*, Central Bank of Chile.
- An, S. and F. Schorfheide (2007) “Bayesian analysis of DSGE models,” *Econometric Reviews*, Vol.26(2-4), pp.113-172.
- 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.
- Baumeister, C. (2014). Identification of VAR models with sign restrictions: Traditional approach. “Advanced Bayesian Econometrics: Structural and Time-varying VAR Models”, CIDE Summer School.
- 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*, Vol. 9, No. 4, pp.27-48.
- Bernanke, B.S. and V.R. Reinhart (2004), “Conducting Monetary Policy at Very Low Short-term Interest Rates,” *American Economic Review*, Vol.94, No.2, pp.85-90.
- 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.
- Busch, U., M. Scharnagl and J. Scheithauer (2010) “Loan supply in Germany during the financial

- crisis,” Deutsche Bundesbank Economic Studies Discussion Paper, No. 05/2010.
- Carrera, C. (2011) “The Bank Lending Channel in Peru: evidence and transmission mechanism,” *Working Papers 2010-021*, Banco Central de Reserva del Perú.
- Cãtao, L.A.V. and A. Pagan (2009) “The credit channel and monetary transmission in Brazil and Chile: A structured VAR approach,” NCEC 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.
- Clouse, J., D. Henderson, A. Orphanides, D.H. Small, and P.A. Tinsley (2003), “Monetary Policy When the Nominal Short-Term Interest Rate is Zero,” *Topics in Macroeconomics*, Vol.3, No.1, article 12.
- Dale, S. and A.G.Halden (1993) “Bank behavior and the monetary transmission mechanism,” *Bank of England Quarterly*, vol.33(4), pp.478-491.
- De Bondt, G.J. (1999) “Banks and monetary transmission in Europe: empirical evidence,” *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, Vol.52, No.209, pp.149-168.
- De Nicolò, G. and M. Lucchetta (2010) “Systemic risks and the macroeconomy,” IMF Working Papers 10/29.
- Deryugina, E. B. and A. A. Ponomarenko (2011) “Identifying structural shocks behind loan supply fluctuations in Russia,” BOFIT Discussion Paper, No. 20/2011.
- 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.
- Eggertsson, G., and M. Woodford (2003), “The Zero Bound on Interest Rates and Optimal

- Monetary Policy,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1:2003, pp.139-211.
- 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.
- Eickmeier, S., & Ng, T. (2011). How do credit supply shocks propagate internationally? A GVAR approach. Deutsche Bundesbank Economic Studies Discussion Paper, No. 27/2011.
- 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.
- Fry, R. and A. Pagan (2011) “Sigh restrictions in structural vector autoregressions: A critical review,” *Journal of Economic Literature*, Vol.49, No.4, pp. 938-960.
- Gambetti, L. and A. Musso (2012) “Loan supply and the business cycle,” *ECB Working Paper Series*, No.1469.
- 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.
- Goodfriend, M. (2000) “Overcoming the Zero Bound on Interest Rate Policy,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.32, No.4, Part 2, pp.1007-1035.
- Halvorsen, J. I. and D. H. Jacobsen (2009) “Are bank lending shocks important for economic fluctuations,” *Norges Bank Working Paper*, No. 2009/27.
- Helbling, T., R. Huidrom, M. A. Kose, and C. Otrok (2011) “Do credit shocks matter? A global perspective,” *European Economic Review*, Vol.55, pp.340-353.

- Holtemöller, O. (2003) "Further VAR evidence for the effectiveness of a credit channel in Germany," *Applied Economics Quarterly*, vol.49, pp.359-381.
- Hoshi, T., A.k. Kashyap, and D. Scharfstein (1993) "The Choice Between Public and Private Debt : An Analysis of Post-Deregulation Corporate Financing in Japan," NBER Working Paper No.4421.
- Hristov, N., O. Hülsewig and T. Wollmershäuser (2012) "Loan supply shocks during the financial crisis: Evidence for the Euro Area," *Journal of International Money and Finance*, Vol.31, No.3, pp.569-592.
- 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.
- Kabashi, R. and K. Suleva (2012) "Loan supply shocks in Macedonia: A Bayesian SVAR approach with sign restrictions," mimeo.
- 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 (1995) "The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 42, pp.151-195.
- Kashyap, A.K. and J.C. Stein (1997) "The Role of Banks in Monetary Policy: A Survey with Implications for The European Monetary Union ," *Economic Perspectives*, Vol.21, No.3, pp.2-18.
- 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.
- Kimura, T., H. Kobayashi, J. Muranaga and H. Ugai (2003) "The effects of the increase in the monetary base on Japan's economy at zero interest rates: An empirical analysis," *BIS papers 19*, pp.276-312.
- Kishan , R.P. and T.P. Opiela (2000) "Bank Size, Bank Capital, and the Bank Lending Channel,"

- Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.32, No.1, pp.121-141.
- 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>.
- Kumamoto, M. and J. Zhuo (2016) "Bank lending channel in transmission of monetary policy in Japan, 2000-2012: Bayesian estimation analysis," *Applied Economics and Finance*, Vol.3, No.1, pp.23-37.
- 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.
- Musso, A. (2009) "Money and credit over the business cycle" mimeo. http://www.faculty.ucr.edu/~chauvet/ucrconference_files/musso.pdf.
- Myers, Stewart C. and Nicholas S. Majluf (1984) "Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have," *Journal of Financial Economics*, Vol.13(2), pp.187-221.
- 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.
- Peek, J. and E.S. Rosengren(1995) " Bank Lending and The Transmission of Monetary Policy," *Is Bank Lending Important for the Transmission of Monetary Policy?* (Conference Series No.39), Federal Reserve Bank of Boston, pp.48-68.
- 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.
- Peersman, G. (2011) "Bank lending shocks and the euro area business cycle," Universiteit Gent Working Paper 2011/766. Retrieved from http://wps-feb.ugent.be/Papers/wp_11_766.pdf.

- 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.
- 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
- Rubio-Ramirez, J.F., D.F. Waggoner and T. Zha (2010) "Structural vector autoregressions: Theory of identification and algorithms for inference," *Review of Economic Studies*, Vol.77, No.2, pp.665-96.
- 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.
- Tamási, B. and B. Világi (2011) "Identification of credit supply shocks in a Bayesian SVAR model of the Hungarian economy," *Magyar Nemzeti Bank Working Paper*, No. 7/2011.
- 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.
- Uhlig, H. (2005) "What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure," *Journal of Monetary Economics*, Vol.52, No.2, pp.381-419.
- 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.

謝辞

この博士学位請求論文は、東京経済大学大学院経済学研究科に在籍している間に発表、報告してきた論文を加筆・修正し、まとめたものである。

論文を執筆するにあたり、生活経済学会、大学院のゼミで報告する機会を得、貴重なコメントを頂戴できたことは、大変有益であった。

とりわけ、指導教官である熊本方雄教授には、勉強・研究はもちろんのこと、公私に渡って温かいご指導と励ましを頂戴した。私に多少なりとも、経済学の知識が備わっているとすれば、それらの多くは、熊本先生から伝授して戴いたものである。

また、釜江廣志教授にも、公私に渡って、相談に載って戴いた。特に、釜江先生からは、貸出市場の不均衡分析、時系列分析の知識・技術などについて、数多くのご指導、ご助言を戴き、本論文の執筆において、大変有益であった。

石川雅也准教授からも、折に触れ、数多くのご指導、ご助言を頂戴した。特に、コーポレート・ファイナンスを研究されている石川先生からは、銀行・企業間関係について、多くのご指導、ご助言を頂戴し、本論文の執筆において、大変有益であった。

さらに、故加藤裕己教授には、学生生活全般について、公私に渡り、温かいご指導と励ましを戴き、大変心強かった。

以上の方々をはじめとして、本論文の執筆を支えて下さった多くの方々に対して、ここに改めて深甚なる感謝の意を表す次第である。なお、本論文に残された一切の誤謬の責は、言うまでもなく筆者である私に帰するものである。

2017年1月

卓 涓涓

東京經濟大学大学院

經濟学研究科博士後期課程

学籍番号 11DE002

氏名 卓涓涓