

一般社団法人 大阪銀行協会

大銀協フォーラム 研究助成論文集

第17号

平成25年2月

平成23年度研究助成

優秀賞

「グローバル化と世界金融危機に関する実証分析 山口大学経済学部
- マクロ・金融リンケージを通じた日本と東アジア
経済への影響 -」
山本周吾

特別賞

「信用ショックの国際的波及メカニズムに関する 岡山商科大学経済学部
研究 - ニューケインジアン・モデルによる考察 -」
井田大輔

特別賞

「中小企業への円高の影響と為替政策」 近畿大学経済学部
星河武志

特別賞

「非伝統的金融政策とリスク・プレミアム 阪南大学経済学部
- 金融構造の視点からの日米比較研究 -」
王 凌

奨励賞

「1990年代から2000年代にかけての日本の信用 中京大学経済学部
リスクと金融市場との関係」
(神戸大学大学院経済学研究科研究員)
英 邦広

一般社団法人 大阪銀行協会 調査部

グローバル化と世界金融危機に関する実証分析
- マクロ・金融リンケージを通じた日本と東アジア経済への影響 -

山口大学 経済学部
山本周吾

目 次

- 1 はじめに
- 2 世界金融危機の影響の波及経路
 - 2-1 金融リンケージ：国際金融ネットワークを通じた波及経路
 - 2-2 貿易リンケージ：サプライチェーンを通じた波及経路
- 3 実証分析
 - 3-1 世界金融危機のショックの識別
 - 3-2 Uhlig (2005) の符号制約 VAR
 - 3-3 実証分析のデータと手順
- 4 実証結果
 - 4-1 インパルス反応
 - 4-2 ヒストリカル分解
- 5 実証結果の考察
- 6 まとめと結論

1 はじめに

米国のサブプライム・ローン危機を発端に2008年に世界金融危機が発生した。その結果、グローバルな規模で金融危機が発生しただけではなく、世界の貿易量も急激に縮小した。現在の世界経済は高度にグローバル化しており、金融や実体経済から発生したショックは複雑な波及経路を通じて各国に深刻な影響を及ぼす。

特に、米国は世界の金融市場の中心であるために、高度に統合された国際金融ネットワークの金融リンケージ（金融市場を通じた景気波及効果）を通じて、世界金融危機が広範囲に波及して、世界経済を停滞させた。さらに、米国の実体経済も大きく落ち込んで、消費や投資等の国内需要が大きく落ち込んだ。米国は世界から多くの財やサービスを輸入しているので、米国の国内需要が落ち込むと世界の輸出が停滞して、貿易リンケージ（貿易を通じた景気波及効果）を通じて影響が広範囲に波及した。特に、現在は国際的な分業体制が高度に構築されており、中間財貿易によってサプライチェーンが世界各地に形成されている。そのために、世界金融危機の影響が貿易リンケージを通じて増幅しながら拡散した。その結果、震源地である米国と欧州の2009年の実質GDP成長率はそれぞれ-3.1%、-4.4%であったが、震源地ではない日本は-5.5%と大きなマイナスであり、米国を発端とするショックがリンケージを通じて増幅したことが窺える。

しかし、今回の世界金融危機が震源地ではない日本や東アジアに対して、どのリンケージを通じて影響を及ぼしたのかについては明確にされておらず、様々な議論が存在している。例えば、新開（2012）は金融リンケージに着目し、日本の景気後退には世界金融危機による金融市況の悪化が重要な役割を果たしたことを明らかにした。一方で、Lane and Milesi-Ferretti（2010）は震源地から離れている日本は貿易リンケージが主要な波及リンケージであることを明らかにした。さらに、仮に両方のリンケージが考えられた場合、どちらのリンケージが主要な役割を果たしたのかは明らかにされていない。グローバルな危機に備えるには、各国の金融・経済面でどのリンケージに関する理解が必要不可欠である。そこで本稿は、2008年の世界金融危機が日本と東アジアに及ぼした波及経路を金融と貿易リンケージの2つに識別し、どちらが重要な役割を果たしたのかについて明らかにする。

本稿では、日本だけでなく東アジアにおいても、同様の分析をおこなう。特に、1997年のアジア通貨危機では、東アジアで発生した金融危機が増幅しながら域内に大きなダメージを与えたように、東アジアの金融リンケージは高度に発達している。同時に、垂直分業貿易を通じて貿易リンケージも高度に発達している。このために、日本のみならず東アジアでも金融と貿易リンケージを定量的に比較することは非常に重要である。そして、本稿では、東アジアの中でも金融面と貿易面で米国とつながりが深く、データが整備されている韓国を取り上げて日本と同様の分析を行う。筆者の知る限り、東アジア地域を対象として、世界金融危機の波及経路を貿易と金融リンケージの両方の視点から分析した研究はない。

具体的な分析手順は以下の通りである。まず、構造VARを用いて金融と貿易リンケージを通じて発生したショックをそれぞれ識別する。次に、識別した構造ショックが日本と韓

国の生産に及ぼした影響をインパルス反応で明らかにする。最後に、2008年の世界金融危機の時期に絞って、金融と貿易リンケージを通じて発生したショックが生産に及ぼした影響を定量的に明らかにする。ただし、構造VARでは経済学的に意味のある構造ショックの識別に際して、様々な議論がある。そこで、本稿では構造ショックをUhlig (2005) の符号制約 (Sign Restriction) アプローチを用いて、比較的異論が少ないと思われる制約条件で識別する。符号制約VARは、ゼロ制約を用いる従来のコレスキー分解や、Blanchard and Quah (1989) の長期制約等と違って、構造ショックによって変数がプラスかマイナスのどちらかの方向に動くか、という符号制約によって構造ショックを識別する点に特徴がある¹。すなわち、この手法は必要最低限の理論的な制約を課すことによって、複雑な構造ショックを識別できる。さらには、誘導形のVARを推計する際に階差をとる必要がないので、データに含まれる重要な情報が破棄されるのを防ぐことができ、大変有益な手法であると考えられる²。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では世界金融危機の影響の波及経路を金融と貿易リンケージに分けて、それぞれを整理する。第3節では実証分析の手法であるUhlig (2005) の符号制約VARについて説明する。第4節で実証結果について述べ、第5節ではその実証結果について考察し、最後に結論を述べる。

2 世界金融危機の影響の波及経路

2-1 金融リンケージ：国際金融ネットワークを通じた波及経路

現在の国際金融は米国を中心に高度な金融ネットワークが形成されている。そのために、米国でショックが発生すると、金融ネットワークを経由して世界に瞬時に影響が及ぶ。さらに、Kiyotaki and Moore (1997) のファイナンシャル・アクセラレーター効果 (Financial Accelerator) で知られているように、金融市場で発生したショックは借手や銀行のバランスシートを通じて増幅し、実体に大きな影響を及ぼす。同様に、古賀 (2009) は銀行活動の国際的な拡がり、米国の金融ショックを増幅させながら世界中に波及させたことを明らかにした。また、Krugman (2008) が国際金融乗数 (International Finance Multiplier) を提唱するなど、金融リンケージ (Macro-Financial Linkages) と呼ばれる国際金融市場を通じた景気循環への波及効果に注目が集まっている。そして、このような乗数効果のために2008年の世界金融危機のショックは金融リンケージを通じて、増幅しながら世界各国に波及したのである。

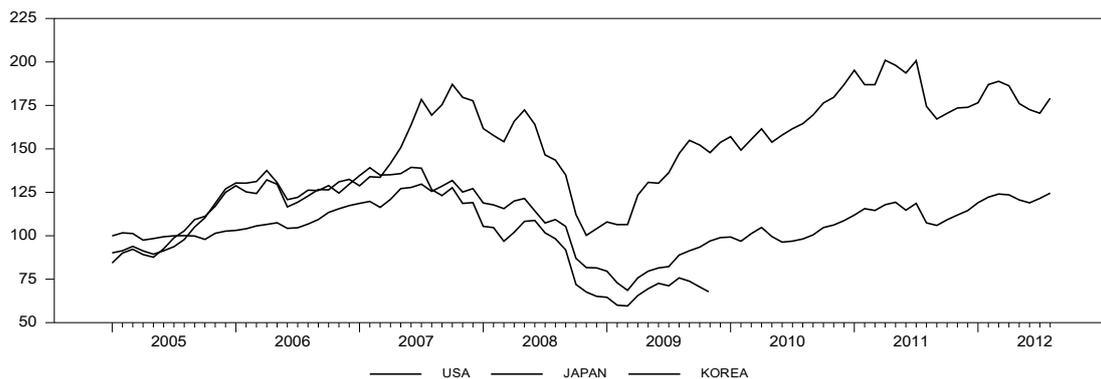
実際に、図表1の米国、日本、韓国の株価の推移が示すように、2008年に米国で世界金融危機が発生すると、その影響は瞬時に日本や韓国に波及した。すなわち、世界金融危機によって米国の株価が急落すると、日本と韓国の株価も瞬時に急落したことが示されており、国際金融市場の連動性は非常に高いことが窺える。さらに、高橋 (2010) は国際金融市場の連動性の趨勢的な上昇傾向を明らかにし、とりわけ株式市場の連動性は2008年の世界

¹ 例えば、Uhlig (2005) は名目金利にプラスの影響を与え、インフレ率にマイナスの影響を与え、準備預金にマイナスの影響を与える構造ショックを金融引締めショックと定義した。

² 詳細は、ブラウン・塩路 (2004) を参照。

金融危機の中で急速に高まったことを明らかにした。韓国に関しても、Kim and Kim (2012) は韓国の金融市場は国際金融市場と連動していることを実証分析によって明らかにした。以上のように、世界金融危機のショックが金融リンクージュを通じて連動と増幅を繰り返しながら、日本と東アジア（韓国）の実体経済に影響を及ぼしたことが考えられる。特に、1997年のアジア通貨危機では金融ショックが東アジアに大きなダメージを与えたように、金融リンクージュは非常に重要な波及経路であると考えられる。

図表 1 米国、日本、韓国の株価の推移（指数：2005年平均=100）



出所：IMF (IFS)

注：2005年の平均を100と指数化している

2-2 貿易リンクージュ：サプライチェーンを通じた波及経路

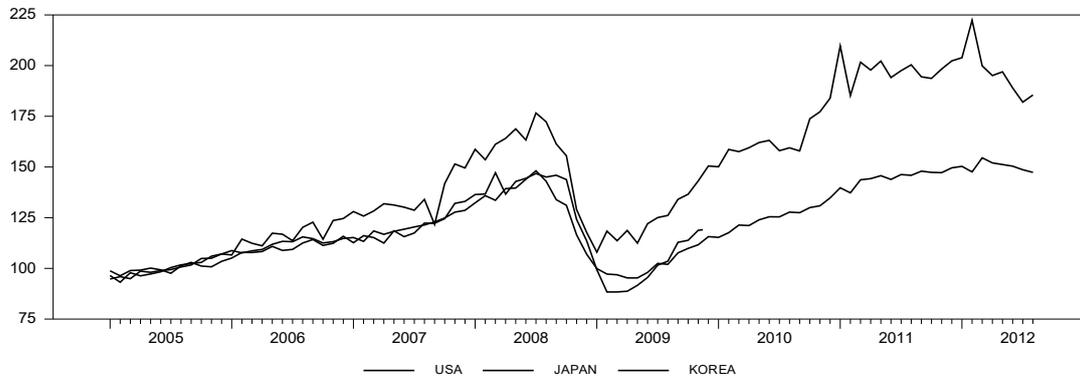
日本や東アジアでは高度な垂直分業体制が発達しており、部品等の中間財貿易によってサプライチェーンが形成されている。そして、日本と東アジアの域内で生産された最終財は最終的には消費地である米国に輸出されるように、米国と日本・東アジアの間にはグローバルな生産と流通のリンクージュが高度に形成されており、本稿ではこれを貿易リンクージュと定義する。貿易リンクージュが形成されると国際的な景気の連動性が高まることは Kose and Yi (2001) によって明らかにされている。

さらに、財の中でも耐久財は無数の部品から構成されており、中間財によるサプライチェーンが緊密に形成されている³。そのために、最終財の輸出先である米国の国内需要が大きく落ち込むと、日本と東アジアの最終財と中間財の輸出も同時に落ち込んでしまう。すると、グローバルなサプライチェーンを通じて、中間財貿易の落ち込みが、さらなる中間財貿易の落ち込みを誘発して貿易量の減少幅を増幅させる。このような急激な貿易の落ち込みは Great Trade Collapse と呼ばれ、Bem et al. (2011) も垂直分業体制のアジア地域は他の地域よりも貿易の落ち込みが大きかったことを明らかにした。実際に、図表 2 の米国、日本、韓国の貿易量の推移が示すように、日本は世界金融危機の震源地でないにも関わらず、貿易量の落ち込みは大きく、米国が-23%落ち込んだのに対して、日本はそれ以上の-27%

³ 塩路・内野 (2011) は耐久財の中で自動車産業に焦点を当てて、外的ショックの日本の景気変動への影響を分析した。

も落ち込んだのである。以上より、貿易リンクージュを通じて日本や東アジア（韓国）に世界金融危機の影響が増幅しながら波及したことが考えられる。

図表 2 米国、日本、韓国の貿易量の推移（指数：2005年平均=100）



出所：OECD (Main Economic Indicators)

注：貿易量は輸出量と輸入量の合計で、2005年の平均を100と指数化している。

3 実証分析

3-1 世界金融危機のショックの識別

本稿の実証分析では、米国が発端の世界金融危機のショックが金融と貿易リンクージュを通じて日本と東アジア（韓国）に及ぼした影響を明らかにする。さらに、金融と貿易リンクージュを比較して、どちらが生産に大きなダメージを与えたのかも明らかにする。金融政策やマクロ経済学の実証分析の分野では、構造ショックを識別するためにVARモデルを使用することが一般的である。そこで、本稿もこれに倣いVARモデルを用いて、米国から金融と貿易リンクージュを通じた波及するショックをそれぞれ識別する。そして、それぞれを金融リンクージュ・ショック、貿易リンクージュ・ショックと定義する。

世界金融危機のショックをVARモデルで識別した主要な先行研究として Bayoumi and Darius (2011) がある。この研究は米国の金融危機ショックを識別して生産（実質GDP）への影響を分析した。同様に、Dutttagupta and Barrera (2010) も米国の金融ショックを識別して、それが隣国のカナダの生産（実質GDP）に及ぼす影響を分析した。以上の先行研究は、金融危機のショックの識別にコレスキー分解を用いている。しかし、本稿では金融と貿易リンクージュ・ショックの2つの構造ショックを同時に識別するので、より精緻な識別の方法が必要となる。そのため、コレスキー分解では対応することができず、本稿では Uhlig (2005) の符号制約VARを用いる。この手法の特徴は必要最低限の理論的な制約を課すことによって、複雑な構造ショックを識別できる点にある。具体的には、構造ショックが変数に与える影響の符号（インパルス反応の符号）に制約を課すことで識別をおこなう。さらには、誘導形のVARを推計する際に階差をとる必要がないので、データに含まれる重要な情報が破棄されるのを防ぐことができ、大変有益な手法であると考えられる。

世界金融危機の分析で符号制約 VAR を用いた先行研究として以下がある。Helbling et al. (2011) は世界金融危機から発生したショックとして信用ショックと生産性ショックを識別した。そして、1990 年代と 2008 年の世界金融危機の 2 つの期間を比較して、後者の方が信用ショックの影響が大きいことを明らかにした。また、Hristov et al. (2012) は世界金融危機の銀行貸出ショックを識別して生産（実質 GDP）への影響を分析した。この研究は需要、供給、金融政策ショックも同時に識別しており、従来のコレスキー分解や Blanchard and Quah (1989) の長期制約と異なり、符号制約を用いることによって複雑なショックを同時に識別することが可能となっている。

本稿で識別する金融リネージ・ショックは、上記の信用ショックや銀行貸出ショックと類似しているため、先行研究は存在する。しかし、筆者の知る限り貿易リネージ・ショックを識別した先行研究は存在しない。特に、日本と東アジアは中間財貿易によるサプライチェーンが他の地域よりも高度に発達しているため、貿易リネージ・ショックを識別することは非常に重要である。本稿の実証分析の特徴は両方のショックを同時に識別して両者を比較することなので、これを可能にする符号制約 VAR は最適な手法であると考えられる。

3-2 Uhlig (2005) の符号制約 VAR

本稿では、変数に符号制約 (Sign Restriction) を課すことによって構造ショックを識別する Uhlig (2005) の手法を用いる。この手法の特徴は必要最低限の理論的な制約を課すことで、複雑な構造ショックが識別でき、さらには、誘導形の VAR を推計する際には階差をとる必要がないので、データに含まれる重要な情報が破棄されるのを防ぐことができる。この符号制約 VAR は、ゼロ制約を用いる従来のコレスキー分解等と違って構造ショックによっていくつかの変数が正か負のどちらの方向に動くか、という必要最低限度の理論的制約を課すことによって、構造ショックを識別することができる。このために真のショックを見落とすことが少なくでき、さらには、従来の手法では識別できなかった複雑なショックの識別が可能となり、大変有益な手法であると考えられる。

Uhlig (2005) の手法は以下の 2 つのステップから構成される。最初のステップでは誘導形の VAR をベイズの定理を用いて推定して、第 2 ステップではそこから無数のインパルス反応を発生させて、予め設定した符号制約を満たすショックを抽出するのである。それでは、第 1 ステップから見ていくが、本稿では以下の誘導形の VAR をベイズの定理を用いて推定する。

$$y_t = B(L)y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

(1) 式の y_t は内生変数のベクトルで、 $B(L)$ はパラメーターのラグ多項式である。また、 u_t は誘導形の残差ベクトルであり、これより分散共分散行列が構成される。このパラメーターと分散共分散行列の事前分布が正規ウィシャート分布に従うと仮定すると、その事後分

布も同様に正規ウィシャート分布に従う。そして、ベイズの定理を用いてモンテカルロ法によるシミュレーションを繰り返し実行することによって、事後分布を導出してパラメーターと分散共分散行列を推定するのである。

第2ステップでは、第1ステップで推定した分散共分散行列 Σ を下式のように分解する。

$$\Sigma = AA' \quad (2)$$

行列 A が求めれば構造ショック v は、誘導形の残差 u より $u=Av$ によって求めることができる⁴。そして、行列 A の列ベクトルを a として、これをインパルス・ベクトルと呼び、先程の分散共分散行列 Σ を (3) 式のようにコレスキー分解をする。

$$\Sigma = CC' \quad (3)$$

そして、長さが1のベクトル α とコレスキー分解された C を用いて、インパルス・ベクトル a を下の (4) 式のように表す。

$$a = C\alpha \quad (4)$$

次に、上式の α にランダムに乱数を発生させて、インパルス・ベクトル a (行列 A の列ベクトル) と、 $u=Av$ を通じてインパルス反応を無数に発生させる。そして、その中から予め設定した符号制約を満たすインパルス反応と、その時のインパルス・ベクトル a を保存することによって構造ショックを抽出するのである。つまり、インパルス・ベクトル a がわかれば、 $u=Av$ より、誘導形 VAR の残差 u から構造ショック v がわかるのである。

以上を要約すると、まず、乱数によって誘導形 VAR のパラメーター、分散共分散行列と、長さが1のベクトル α を繰り返し発生させる。そして次に、毎回、インパルス反応を発生させて、予め設定した符号制約を満たす a だけを抽出するのである。なお、これは Pure Sign Restriction と呼ばれている。

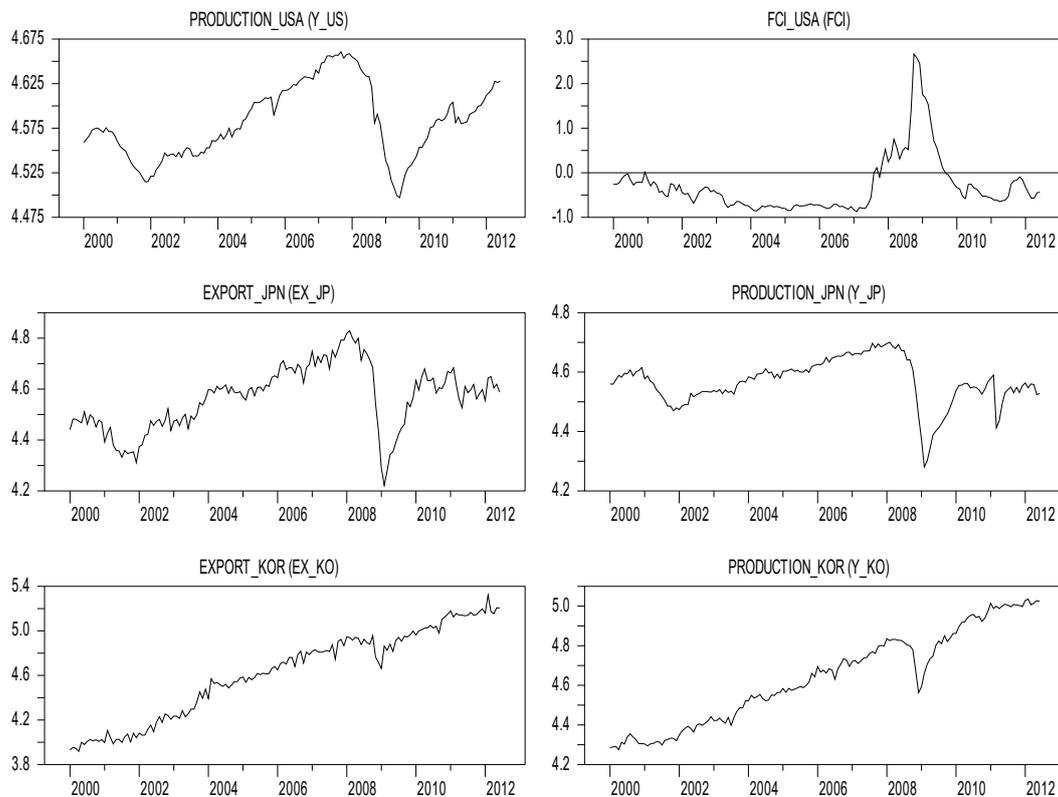
3-3 実証分析のデータと手順

本稿では、米国の鉱工業生産指数 (Y_US)、米国の金融市況インデックス (Financial Condition Index、以下 FCI)、日本 (韓国) の実質輸出 (EX_JP (EX_KO))、日本 (韓国) の鉱工業生産指数 (Y_JP (Y_KO)) の4変数の VAR モデルを推計する。実証分析で使用するデータは図表3に示している。なお、FCIの値の上昇は金融市況が厳しくなっていることを表している。図表より、いずれのデータも2008年の世界金融危機の時に大きな変化を示している。データの出所は鉱工業生産指数と実質輸出は International Monetary Fund

⁴ しかし、行列 A は無数に存在して一意に識別することができず、従来ではコレスキー分解や、Blanchard and Quah (1989) の長期制約アプローチ等を用いていた。

(IMF) の International Financial Statistics (IFS) である。FCI はシカゴ連銀 (Federal Reserve Bank of Chicago) の National Financial Condition Index である。分析期間は 2000 年 1 月から最新 (2012 年 11 月現在) の 2012 年 6 月までの月次データである。分析期間を長くすればデータや経済構造の構造変化も考慮する必要があるので、この期間とした。なお、FCI 以外のデータは季節調整と対数線形化されており、Uhlig (2005) の手順に従ってレベルで推計している。

図表 3 実証分析の使用データ



出所：IMF (IFS)、Federal Reserve Bank of Chicago

ここで金融市況を表す FCI について補足する⁵。FCI とは、短期や長期金利、株価等の資産価格、社債スプレッドなどから構成され、金融市場の流動性や、信用市場の情勢等の情報を集約している複合的な指標である。そして、FCI の作成では、各金融変数をそれぞれの実体経済への影響力をウェイトとして加重平均している⁶。当初は、金融政策のスタンスを決定する目的で、カナダ中央銀行が短期金利、為替レートを加重平均したものを貨幣市

⁵ 本稿の FCI の解説の多くは新開 (2011) に依拠している。

⁶ ウェイトの算出方法は主に、①マクロ計量モデル、②誘導系の総需要方程式、③VAR モデルの 3 つがある。

況インデックス (Monetary Condition Index: MCI) として利用していた。その後、MCIに長期金利、株価、地価など様々なデータを取り組むことで、幅広く金融市場の情報を集約するように拡張され、従来のMCIと区別する意味でFCIと呼ばれるようになった。そして、2008年の世界金融危機以降、金融市場や金融システムの情勢を表すために様々なFCIが構築されており、研究者だけでなく、政策担当者からも広く注目されている。

本稿では数多くあるFCIの中でも、シカゴ連銀が作成したNational Financial Condition Index (NFCI)⁷を使用する。このFCIは100種類の金融市況を表す指標の加重平均から構成されており⁸、米国の実体経済をリアルタイムで客観的に把握する全米活動指数 (National Activity Index: NAI)⁹に対応している。そのために、実体経済と金融市況の関係、すなわちマクロ・金融リンクージュを最も適切に反映しているという利点がある。このFCIは全サンプル期間を通じて平均が0、標準偏差が1であり、プラスの値は厳しい金融市況、マイナスの値は緩い金融市況を表している。そして、図表3より、FCIは2008年から09年にかけて急激に上昇しており、世界金融危機によって金融市況が厳しくなったことを示している。

最後に実証分析の手順について述べる。まず、VARモデルの推計では定数項とトレンドを含めて推計し、ラグ次数はAICによって選択した。その結果、日本のラグ時数は5期、韓国は3期となった。構造ショックの識別は以下の通りである。米国で金融危機によって金融ショックが発生すると、米国の生産と米国の金融市況が悪化する。金融市況の悪化はFCIの上昇で表すことができるので、金融リンクージュ・ショックの識別には、米国の鉱工業生産指数であるY_USにはマイナスの符号制約、米国のFCIにはプラスの符号制約を課す。貿易リンクージュ・ショックの識別には、米国の経済が停滞することで日本(韓国)の輸出も減少するので、米国の鉱工業生産指数であるY_USと日本(韓国)の実質輸出であるEX_JP (EX_KO)の双方にマイナスの符号制約を課す。なお、ここでは経済にダメージを与えるマイナスの金融と貿易リンクージュ・ショックを識別しており、図表4に本稿が課す符号制約がまとめられている。

図表4 本稿の符号制約

	金融リンクージュ・ショック	貿易リンクージュ・ショック
Y_US	マイナス	マイナス
FCI	プラス	制約なし
EX_JP (EX_KO)	制約なし	マイナス
Y_JP (Y_KO)	制約なし	制約なし

⁷ 詳細はシカゴ連銀ホームページ参照 (http://www.chicagofed.org/digital_assets/publications/nfci/nfci_web_presentation.pdf) (2011年9月更新)。

⁸ 100種類の指標の内訳の詳細はシカゴ連銀のホームページ参照 (http://www.chicagofed.org/digital_assets/others/research/data/nfci/nfci_indicators_list.pdf) (2012年12月現在)。

⁹ NAIは主に生産、所得、雇用、労働時間、個人消費、住宅投資、製造業・小売業販売、在庫・受注の85種類の幅広い指標から構成されている。

本稿では、日本（韓国）の鉱工業生産指数である Y_{JP} (Y_{KO}) のインパルス反応¹⁰に注目している。そこで、この変数には符号制約を課しておらず、データによって語らしめる形となっている。次に、ヒストリカル分解¹¹では 2008 年の世界金融危機の時期に焦点を当て、日本（韓国）の鉱工業生産指数の落ち込みに金融と貿易リンクージ・ショックのどちらが重要な役割を果たしたか、について比較する。

4 実証結果

4-1 インパルス反応

図表 5 と 6 には日本と韓国の 4 変数に対するインパルス反応が示されている。そして、それぞれの図表の左側は金融リンクージ・ショック、右側は貿易リンクージ・ショックで、いずれも経済にダメージを与えるマイナスの構造ショックである。4 変数は、上から順に米国の鉱工業生産指数 (Y_{US})、米国の金融市況インデックス (FCI)、日本（韓国）の実質輸出 (EX_{JP} (EX_{KO}))、日本（韓国）の鉱工業生産指数 (Y_{JP} (Y_{KO})) である。なお、全ての図表はショックに対する水準のインパルス反応を表わし、実線がメディアン (50%)、2 つの点線は ± 1 標準偏差 (16%と 84%) を表わす。金融リンクージ・ショックを識別する際に、 Y_{US} にはマイナス、FCI にはプラスの符号制約を課しているため、これらの変数のインパルス反応はそれぞれ順にマイナス、プラスとなる。同様に、貿易リンクージ・ショックを識別する際に、 Y_{US} と EX_{JP} (EX_{KO}) に共にマイナスの符号制約を課しているため、これらの変数のインパルス反応も共にマイナスとなる。ただし、 Y_{JP} (Y_{KO}) には符号制約が課せられておらず、どのような反応になるのかはわからない。本稿ではこの変数のインパルス反応に注目する。

まず日本の実証結果から見ていく。金融リンクージ・ショックは図表 5 の左側に示されている。符号制約が課されていない EX_{JP} と Y_{JP} のインパルス反応は共に有意にマイナスである。すなわち、金融リンクージ・ショックは日本の輸出と生産を減少させる。ショックの大きさを見ると、 EX_{JP} と Y_{JP} は 3 ヶ月目以降は有意でマイナスであり、両変数のインパルス反応は持続的である。次に、図表の右側の貿易リンクージ・ショックを見ていく。符号制約が課されていない Y_{JP} を見ると、有意にマイナスであることが示されている。さらに、有意な期間は 1 ヶ月目から 14 ヶ月目までであり、金融リンクージ・ショックと比較して反応が持続的ではない。また、貿易リンクージ・ショックは、符号制約が課されていない米国の FCI を増加させ、金融市況を厳しくさせる。

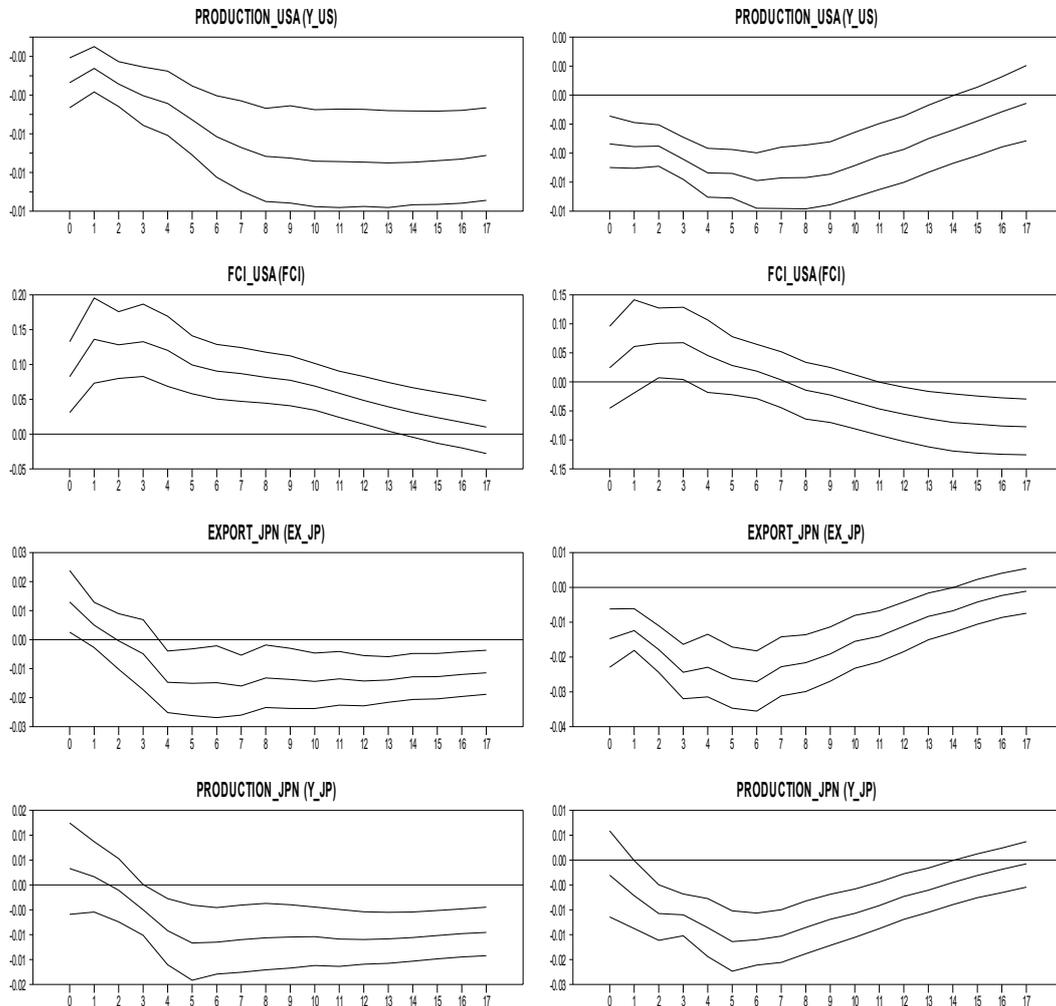
¹⁰ インパルス反応とは、VAR モデルにおいて、ある識別した構造ショックが各変数に伝わる様子を時系列で表したものである。

¹¹ ヒストリカル分解とは推計された変数を時系列で各構造ショックの要因に分解した結果である。

図表 5 日本のインパルス反応

金融リンケージ・ショック

貿易リンケージ・ショック

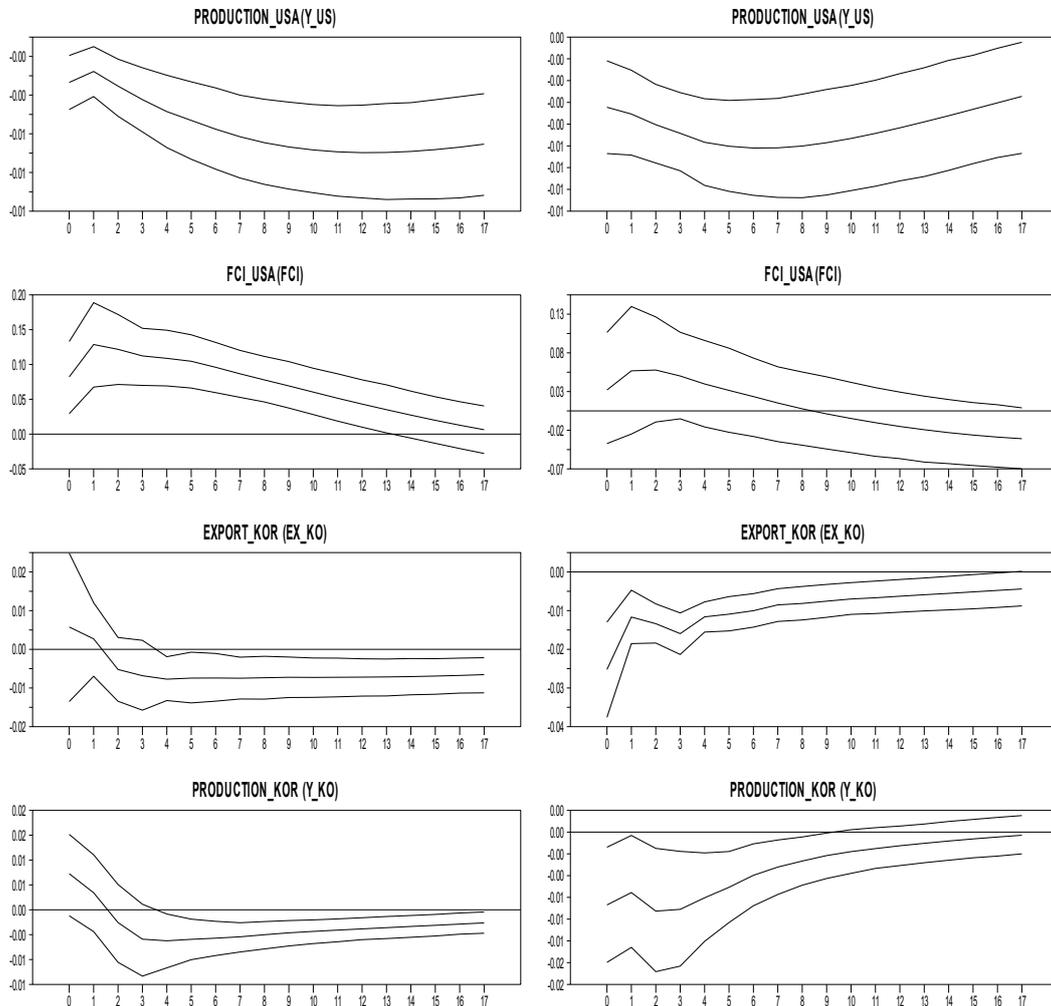


次に、東アジアの代理である韓国の実証結果を見ていく。金融リンケージ・ショックは図表 6 の左側に示されている。符号制約が課せられていない EX_KO と Y_KO のインパルス反応は有意にマイナスである。ショックの大きさを見ると、EX_KO と Y_KO は 4 ヶ月目以降は有意でマイナスであり、日本と同様に金融リンケージ・ショックは生産と輸出に持続的にマイナスの影響を及ぼす。次に、図表の右側の貿易リンケージ・ショックを見ていく。符号制約が課せられていない Y_KO を見ると、有意にマイナスであることが示されている。さらに、有意な期間はショックの直後の 0 ヶ月目から 9 ヶ月目までであり、貿易リンケージ・ショックは一時的に生産を減少させる。

図表 6 韓国のインパルス反応

金融リンケージ・ショック

貿易リンケージ・ショック



以上より、日本と韓国では金融と貿易リンケージ・ショックは共に生産を減少させることを明らかにした。

4-2 ヒストリカル分解

前節のインパルス反応の実証結果により、本稿で識別した金融と貿易リンケージ・ショックは Y_{JP} (Y_{KO})、すなわち、生産に有意にマイナスの影響を及ぼすことを明らかにした。しかし、それぞれの構造ショックが生産に及ぼした影響の大きさは明らかにされておらず、また、大小関係についても明らかにされていない。そこで、ある変数が構造ショックによってどの程度の影響を受けているのかを定量的に評価するために分散分解をおこなった¹²。

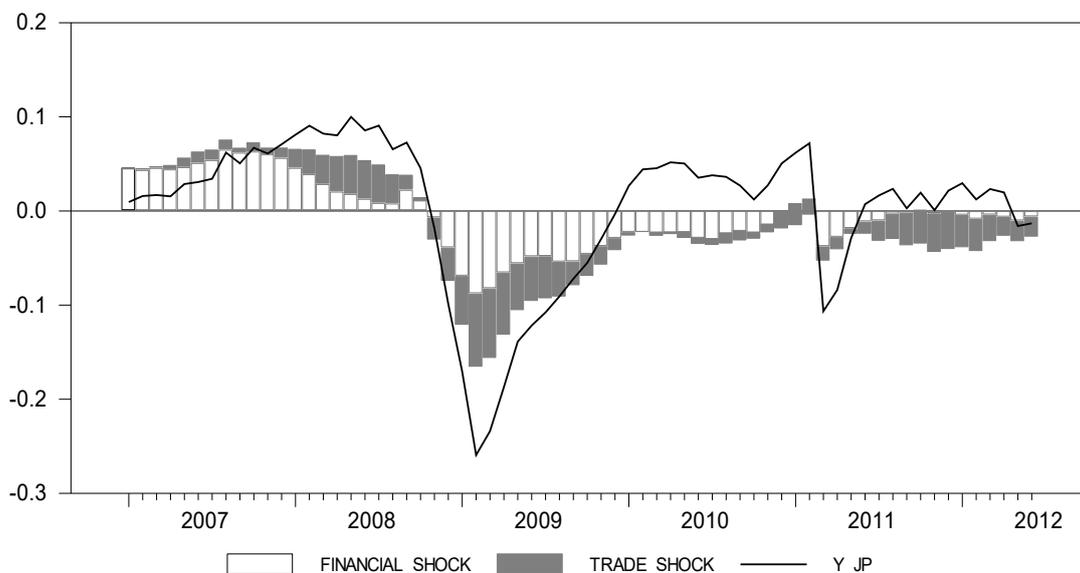
¹² 紙面の都合上、分散分解の詳細は省略している。なお、本稿で紹介した分散分解は 12 ヶ月目の値である。

その結果、全期間を見ると、日本では金融と貿易リンクージ・ショックはY_JPにそれぞれ23%、27%の影響を及ぼしていることを明らかにした。同様に、韓国では金融と貿易リンクージ・ショックはY_KOにそれぞれ28%、20%の影響を及ぼしている。すなわち、2000年から2012年までの全サンプル期間を見ると、金融と貿易リンクージ・ショックという海外の構造ショックは日本と韓国の生産の変動の約50%を説明しており、海外の影響を受けやすいことを示している。

しかし、構造ショックが生産に及ぼす影響は時期によって変化することが考えられる。例えば、国際金融ネットワークは時間と共に拡大と深化を続けている。さらに、中間財貿易のサプライチェーンも時間と共に拡大と深化を続けている。そのために、現在は過去と比較して海外で発生したショックが瞬時に波及しやすく、同時に、ショックが増幅しやすくなっている。以上により、時系列で分析することが重要となり、以下ではヒストリカル分解を用いて、構造ショックが生産に及ぼした影響を時系列で明らかにする。

図表7と8は、世界金融危機直前の2007年以降の日本と韓国の生産を、金融と貿易リンクージ・ショックにそれぞれ分解したものである。まず、図表7より、日本の生産であるY_JPのヒストリカル分解について見ていく。日本の生産は2008年の世界金融危機以降、急激に落ち込んだが、それにはTRADE_SHOCKとFINANCIAL_SHOCK、すなわち貿易と金融リンクージ・ショックがそれぞれ同程度の大きさで影響したことが示されている。そして、金融と貿易リンクージ・ショックの合計がこの時期の生産の落ち込みの大部分を説明している。

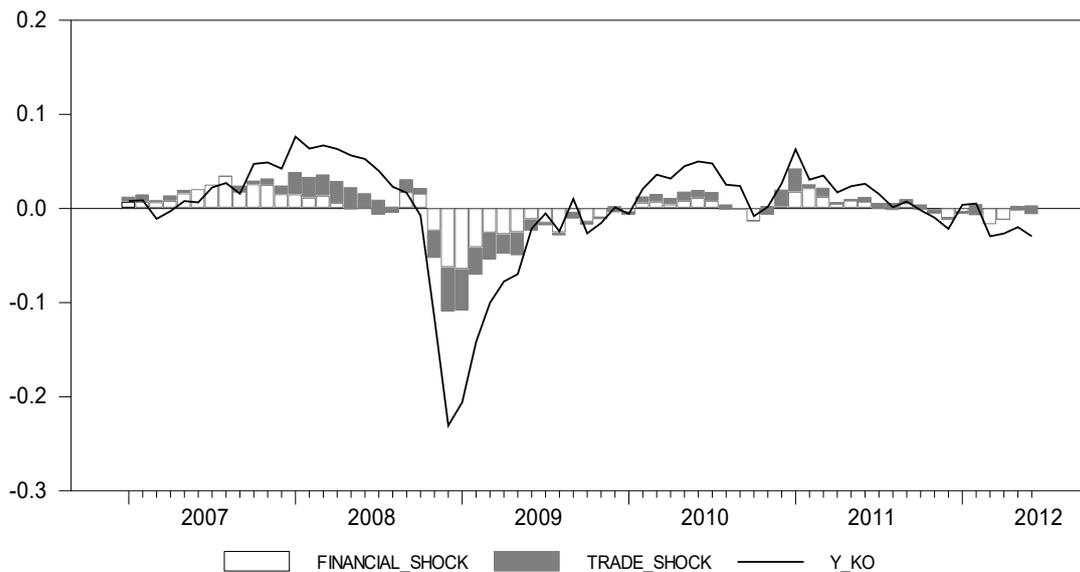
図表7 日本の鉱工業生産指数 (Y_JP) のヒストリカル分解



注：“FINANCIAL_SHOCK”は金融リンクージ・ショック、“TRADE_SHOCK”は貿易リンクージ・ショック、“Y_JP”は日本の鉱工業生産指数を表す。なお、Y_JPはHodrick-Prescott フィルターでトレンドを除去した

次に、図表 8 より、韓国の生産である Y_KO のヒストリカル分解について見ていく。韓国の生産は 2008 年の世界金融危機以降、急激に落ち込んだが、それにも TRADE_SHOCK と FINANCIAL_SHOCK、すなわち貿易と金融リンクージ・ショックがそれぞれ同程度の大きさで影響したことが示されている。また、日本と同様に金融と貿易リンクージ・ショックの合計がこの時期の生産の落ち込みの大部分を説明している。

図表 8 韓国の鉱工業生産指数 (Y_KO) のヒストリカル分解



注 1：“FINANCIAL_SHOCK” は金融リンクージ・ショック、“TRADE_SHOCK” は貿易リンクージ・ショック、“Y_KO” は韓国の鉱工業生産指数を表す。なお、Y_KO は Hodrick-Prescott フィルターでトレンドを除去した

以上のヒストリカル分解を用いた実証結果より、2008 年の世界金融危機における日本と韓国の貿易と金融リンクージ・ショックの大きさはほぼ同じであり、この時期の生産の落ち込みの大部分を説明していることが明らかにされた。

5 実証結果の考察

前節の分散分解の実証結果より、日本と韓国では生産に対する金融と貿易リンクージ・ショックの大きさは共に同程度であり、生産の変動の約 50% を説明していることを明らかにした。さらに、ヒストリカル分解によって世界金融危機の時期に限定しても、金融と貿易リンクージ・ショックは同程度の大きさであり、日本と韓国の実証結果は非常に類似していることが示された。すなわち、日本と韓国では国内の銀行部門や金融システムが相対的に健全であったのにも関わらず、金融リンクージ・ショックが生産の落ち込みに大きく影響したのである。しかし、以上の実証結果は、世界金融危機の震源地である欧米は金融リンクージが、一方で、震源地から離れている日本は貿易リンクージが主要な波及経路であることを明らか

にした Lane and Milesi-Ferretti (2010) と大きく異なる。だが、日本の景気後退に金融市況悪化という金融リンケージが重要な役割を果たした、とする新開 (2012) と整合的である。さらに、米国の金融市場から発生した信用ショックが、実体経済から発生したマイナスの生産性ショックよりも、世界の景気変動に大きな影響を及ぼしたとした、とする Helbling et al. (2011) と整合的である。

これまでの景気循環の国際波及に関する先行研究では、貿易リンケージに焦点を当てた研究が多かった。とりわけ、日本、東アジアの間には中間財貿易による緊密なネットワークが形成されているので、その傾向は日本と東アジアにおいて強かった。特に、耐久財の生産では無数の部品から成るサプライチェーンが形成されており、その一部が寸断されると生産全体に深刻な影響が及ぶ。例えば、2011年に東日本大震災が発生すると、サプライチェーンが寸断されることによって、被災地ではないのにも関わらず生産が急激に減少した業種が数多くあった。このために、実証結果が示したように、貿易リンケージ・ショックが日本と東アジアの2008年の生産の落ち込みに強く影響した。

同時に、現在は金融取引もグローバル化が進展しており、国際金融ネットワークも緊密化している。例えば、今久保 (2009) は国際貿易ネットワークには、国際金融ネットワーク上の米国のように絶対的なハブが存在しておらず、ショックが発生してもその影響は広範囲には広がりにくく、一方で、国際金融ネットワークはハブが機能不全に陥ると直ちにネットワークの全域に広がることを指摘した。このために、実証結果が示すように金融リンケージも米国のショックの伝達経路として重要な役割を果たした。そして、日本と東アジアは緊密な国際金融ネットワークに組み込まれており、ハブである米国の金融ショックの影響を受けやすくなっている。

しかし、日本と東アジアは1990年代に金融危機とアジア通貨危機を経験しており、その反省から金融システムの安定化に努めてきた。例えば、日本の最近の金融情勢について白川 (2012) は以下のように述べている。日本は銀行を中心とする間接金融型のビジネスモデルが主流であり、2008年の世界金融危機の一因となった **Originate to Distribute** 型のビジネスモデルは一般的ではなかった¹³。また、複雑な証券化商品に対する日本の金融機関のエクスポージャーも相対的に限定的であり、自己資本やセーフティネットの強化に努めていた。次に、東アジアの最近の金融情勢について高阪 (2011) は以下のように述べている。アジア通貨危機以降、国際金融情勢に敏感な銀行ローン・証券投資への依存度を低下させて、代わりに安定的な外国直接投資 (FDI) への依存度を高めた。さらに、経常収支が黒字基調、公的外貨準備の蓄積、外貨スワップ協定によって、急激な資本流出に対する準備が備わっていた。このように、過去の反省から日本と東アジアの金融システムは頑健性を高めており、実際に、日本と東アジアの銀行部門は2008年の世界金融危機の時も相対的に安定していた¹⁴。しかし、それにも関わらず、なぜ実証結果が示したように金融リンケージ・ショックの影響は大きかったのだろうか。

¹³ 売却 (Distribute) を前提としてローンを組成 (Originate) するビジネスモデル。証券化がその典型例である。

¹⁴ Gimet (2011) は、金融システムの頑健性が高まったことによって、2008年の世界金融危機の影響は、1997年のアジア通貨危機の時と比べて弱まったことを明らかにした。

金融リンクージュを詳細に見ると、銀行部門と資産市場を通じた2つの経路に分けることができる。新開（2012）は日本の景気後退は銀行部門の信用収縮ではなく、株価下落と為替レートの増価ショックの影響が大きく、資産市場を通じたリンクージュの影響が大きかったことを明らかにした¹⁵。前掲の図表1の米国、日本、韓国の株価の推移が示すように、株価は国際間で連動しており、高橋（2010）はこの連動性が2008年の世界金融危機の時期に著しく増加したことを明らかにした。このために、日本と東アジアの銀行部門の健全性は保たれていたが、一方で、米国の株価が大きく低下したので、資産市場の国際連動性によって日本と東アジアの株価が下落した。その結果、日本と東アジアの生産は減少したのである。すなわち、日本と東アジアの金融リンクージュは銀行部門ではなく、資産市場の国際連動性を通じて米国の金融ショックが波及したのである¹⁶。

6 まとめと結論

2008年に米国を発端に世界金融危機が発生すると、その影響は金融と貿易リンクージュを通じてショックが増幅しながら世界中に波及した。特に、日本と東アジアは米国と密接に結びついているので、震源地ではないのにも関わらず、生産の落ち込みが大きかった。グローバルな危機に備えるには、国際的な金融・経済面でのリンクージュに関する理解が必要不可欠である。そこで、本稿では日本と東アジアにおける金融と貿易リンクージュを実証分析によって定量的に明らかにした。特に、金融と貿易リンクージュ・ショックを同時に識別した先行研究はなく、これが本稿の貢献となっている。具体的には、Uhlig（2005）の符号制約VARを用いてインパルス反応とヒストリカル分解を推計して、それぞれの構造ショックの波及効果や、大きさを比較した。その結果、金融と貿易リンクージュ・ショックは共に日本と東アジア（韓国）の生産にマイナスの影響を及ぼすことをインパルス反応によって明らかにした。さらに、ヒストリカル分解によって2008年の世界金融危機の時期に限定しても、日本と東アジア（韓国）の生産の落ち込みには貿易リンクージュとほぼ同じ大きさで、金融リンクージュも影響していたことを明らかにした。すなわち、2008年の世界金融危機から発生したショックの日本と東アジアへの波及経路は貿易と金融リンクージュの両方であることを明らかにした。

日本と東アジアは1990年代に金融危機とアジア通貨危機を経験しており、その反省から現在では国内の金融システムや銀行部門は相対的に健全である。このために、日本と東アジアでは、2008年の世界金融危機の影響は銀行部門では小さかった。しかし、米国の資産価格が下落すると、資産市場の国際連動性によって日本と東アジアの資産価格が下落した。そして、それが生産を減少させたのである。つまり、日本と東アジアでは金融リンクージュは相対的に健全であった銀行部門ではなく、資産市場の国際連動性を通じたものであった。以上より、プルーデンス政策によって国内の金融システムや銀行部門を安定化させて内外のショックに対する頑健性を高めても、資産市場の国際連動性によって国内に影響が及ぶ場合がある。

¹⁵ 新開（2012）も銀行部門が金融リンクージュの主要な経路ではなかった要因として、日本の銀行部門のレバレッジが高くなく、バランスシートの悪化がほとんどなかったことを指摘している。

¹⁶ ただし、例えば、欧州新興国等のように、銀行ローン・証券投資等に依存している場合、資産市場だけではなく銀行部門を通じた金融リンクージュも考慮する必要がある。

政策担当者にとって、国内の金融システムや銀行部門を安定化させて、銀行部門を通じた海外のショックを遮断することは、ある程度は可能である。しかし、政策担当者は資産市場の国際連動性を通じた金融ショックを遮断することは困難である。しかも、資産市場の国際連動性は高まる傾向にある。よって、資産市場を通じたマイナスの金融リンケージ・ショックを、どのような政策手段を用いて遮断するか、が今後の国際金融の大きな課題となるだろう。

参考文献

- 今久保圭 (2009)「国際金融ネットワークから見た世界的な金融危機」、『日銀レビュー』(日本銀行)、2009-J-9.
- 高阪章 (2011)「マクロ金融リンケージと金融深化：東アジアの視点」、国宗浩三編『世界的景気後退と開発途上国の政策対応』調査研究報告書、アジア経済研究所.
- 古賀麻衣子 (2009)「世界的な金融危機の波及とグローバルな銀行行動：既存研究からのインプリケーション」、『日銀レビュー』(日本銀行)、2009-J-15.
- 塩路悦郎・内野泰助 (2011)「外的ショックと日本の景気変動：自動車産業における“Great Trade Collapse”の実証分析」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.11-J-1.
- 白川方明 (2012)「アジア・環太平洋リンケージの時代」サンフランシスコ連銀主催コンファレンスにおける講演の邦訳、日本銀行ホームページ (http://www.boj.or.jp/announcements/press/koen_2012/ko120612a.htm/) (2012年11月現在).
- 新開潤一 (2011)「景気循環における金融チャネルの役割」、『国際公共政策研究』、Vol.16(1)、pp.85-97.
- 新開純一 (2012)「金融リンケージと日本の景気循環」、『金融経済研究』、Vol.34、pp.28-43.
- 高橋耕史 (2010)「金融市場の国際連動性について」、『日銀レビュー』(日本銀行)、2010-J-7.
- ブラウン、アントン・塩路悦郎 (2004)「日本における技術的ショックと総労働時間：新しいVARアプローチによる分析」、『経済研究』、Vol.55(4)、pp.289-298.
- Bayoumi, T. and R. Darius (2011) “Reversing the Financial Accelerator: Credit conditions and Macro-Financial Linkages,” IMF Working Paper, WP/11/26.
- Bems, Rudolfs, R. C. Johnson and K. M. Yi (2011) “Vertical Linkages and the Collapse of Global Trade,” *American Economic Review*, Vol.101(3), pp.308-312.
- Blanchard, O. J. and Quah, D. (1989) “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances,” *American Economic Review*, Vol.79, pp.655-73.
- Duttgupta, R. and Barrera, N. (2010) “The Impact of the Global Crisis on Canada: What Do Macro-Financial Linkages Tell Us?,” IMF Working Paper, WP/10/5.
- Gimet, C. (2011) “The Vulnerability of ASEAN+3 Countries to International Financial Crisis,” *Review of International Economics*, Vol.19(5), pp.894-908.
- 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.
- Hristov, N., O. Hulsewig and T. Wollmershäuser (2012) “Loan Supply Shocks During the

- Financial Crisis: Evidence for the Euro Area,” *Journal of International Money and Finance*, Vol.31(3), pp.569-592.
- Lane, P. R. and G. M. Milesi-Ferretti (2010) “The Cross-Country Incidence of the Global Crisis,” prepared for the IMF/BOP/PSE Conference “Economic Linkages, Spillovers and the Financial Crisis,” Paris, January 28-29, 2010.
- Kim, B. H. and Kim, S., (2012) “Transmission of the global financial crisis to Korea,” *Journal of Policy Modeling*, forthcoming.
- Kiyotaki, Nobuhiro and Moore, John (1997), “Credit Cycles,” *Journal of Political Economy*, Vol.105 (2), pp.211–248.
- Kose, M. A. and Yi, K. M. (2001) “International Trade and Business Cycles: Is Vertical Specialization the Missing Link?,” *American Economic Review*, Vol.91(2), pp.371-375.
- Krugman, Paul (2008) “The International Finance Multiplier,” mimeo.
- Uhlig, H. (2005) “What are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure,” *Journal of Monetary Economics*, Vol.52(2), pp.381-419.

信用ショックの国際的波及メカニズムに関する研究
- ニューケインジアン・モデルによる考察 -

岡山商科大学 経済学部
井田大輔

【目次】

1. はじめに
2. 理論モデル
 2. 1 家計
 2. 2 企業
 2. 2. 1 最終財部門
 2. 2. 2 中間財部門
 2. 3 金融仲介機関
 2. 4 均衡
3. 対数線形化
4. カリブレーション
5. シミュレーション結果
6. 結論

1. はじめに

2008年に米国において発生した金融危機は、世界経済に大きな影響をもたらした。金融危機の直後、世界的に金融不安が深刻化し、各国の中央銀行は金融市場の不安定性の実体経済への影響を考える必要に迫られた。とりわけ、米国発の金融不安の影響が国際的に波及したことから、各国の政策当局は自国の金融市場の安定化のみならず、国際的な金融市場の安定化についても考慮しなければならなかった。実際に、金融危機直後、先進国の中央銀行を中心に、各国間で通貨スワップ協定を結ぶなどして、グローバルな金融市場の不安定性に対応しようとした。

金融市場の不安定性が実体経済に影響を与えることは多くの先行研究において指摘されている。例えば、Bernanke, Gertler, and Gilchrist (1999)は、ニューケインジアン・モデルに金融市場の摩擦を加味し、外部資金プレミアムの変化が実体経済に持続的な影響をもたらすファイナンシャル・アクセラレータ（金融増幅）効果を強調している。また、Ravenna and Walsh (2006)はコストチャネルの存在が中央銀行の最適金融政策に影響を及ぼすことを理論的に示している¹。Chowdhury, Hoffmann, and Schabart (2006)やTillman (2008)などは、金融市場の不安定性の程度によって金融政策の波及経路がどのように影響されるのかを検証している。最近では、Pfajfar and Santoro (2012)が金融市場の不完全性がある経済において、中央銀行が資産価格を安定化させるような金融政策を運営することは、一意的な合理的期待均衡を達成する上で望ましいことを示している。

本稿の目的は、金融市場の不安定性が開放経済体系のニューケインジアン・モデルにおいて重要な役割を果たすかどうかを検証することである。具体的には、Clarida, Gali, and Gertler (2002)によって構築された二国ニューケインジアン・モデルに金融市場の不安定性を導入する。金融市場の不安定性をモデルに導入するために、Chowdhury, Hoffmann, and Schabart (2006)の考え方を本稿では採用する。彼らは、貸出金利と政策金利の間のパススルーの不完全性が先進国におけるインフレ動学の説明に有益であることを指摘した。そのような貸出金利と政策金利との間のくさびを生み出すために、彼らは信用市場における情報の非対称性に起因する逆選択の問題に着目した。彼らのモデルは、貸出金利のパススルーについての厳密なミクロ的基礎付けを有していない。それに対し、Kobayashi (2008)やTeranishi (2008)は標準的なニューケインジアン・モデルに粘着的な貸出金利を想定することで、貸出金利の不完全パススルーのミクロ的基礎付けを与えている。

金融市場の不完全性の厳密なミクロ的基礎付けを犠牲にする代わりに、Chowdhury, Hoffmann, and Schabart (2006)たちのアイデアはシンプルで直観的である。にもかかわらず、Bernanke, Gertler, and Gilchrist (1999)たちが強調しているようなファイナンシャ

¹ コストチャネルとは、貸出金利の上昇が企業の運転資金コストを押し上げ、物価の上昇をもたらすというメカニズムである。

ル・アクセラレータ効果の一種の誘導型として捉えることができる²。つまり、本稿の理論モデルの特徴は、二国モデルにおいて金融市場の不安定性がどのように構造ショックの波及メカニズムに影響していくかをみる点である。

開放経済体系において金融市場の不安定性は重要なのか。この点を動学的一般均衡モデルによって検証した先行研究はいくつか存在する。Giorgio and Nistico (2007)は外国において資産価格が変動するような二国のニューケインジアン・モデルを構築している。彼らによると、自国の中央銀行は外国の資産価格を安定化させる金融政策ルールを採用することによって経済厚生が高まることを示した。Fujiwara and Teranishi (2009)は貸出金利が二国において粘着的な状況を想定した二国モデルを考えている³。それによると、両国において貸出金利の粘着性が金融市場の不安定性を誘発するときには、両国の中央銀行は国際的な金融ショックを安定化する必要がある。このことは、最適な金融政策を両国の中央銀行が実施する場合には、両国において存在する粘着的な貸出金利によって誘発される金融の異質性を考慮すべきであるということを示唆している。Ida (2011)は、二国モデルにおいてある国の資産価格の変動が他国に影響するような状況において、中央銀行は資産価格に反応すべきか否かを検証している。それによると、自国と外国の両方の資産価格に反応するような金融政策ルールは、インフレ率にのみ反応するルールに比べて望ましい結果をもたらすことを示した。これらの研究は中央銀行がグローバル経済の観点から金融市場の不安定性を考慮することの重要性を強調している。しかしながら、金融市場の不安定性が、二国モデルにおいてどのように構造ショックの波及メカニズムについて影響するのかについては、あまり議論されていないというのが現状であろう。

本稿は、名目硬直性が存在する二国モデルにおける金融市場の不安定性の役割を強調する。特に、本稿で着目すべき点としては、銀行部門の行動である。世界金融危機が起こる以前に確認されたことは、銀行部門は自国のみならず外国においても活動していたことである。本稿でも、国内の銀行は自国向けおよび外国向け両方の貸し出しを行うと仮定する。それによって、自国のインフレ動学を描写するニューケインジアン・フィリップス曲線に自国と外国の貸出金利および内外金利差の項が追加される。内外金利差（為替レートの減価率）が自国のフィリップス曲線に影響を与えることは、自国の金融仲介機関が外国に向けて貸し出しを行うことに起因する。この国際的なコストチャネルの存在による内外金利差が、自国のインフレ動学に影響を及ぼすということを示した点で、本稿の貢献は大きいといえる。本稿の分析から、このような状況においては、経済ショックの国際的な波及メカニズムは銀行部門が外国向け貸し出しの比重をどの程度にするかに依存することが明らか

² ただし、Bernanke, Gertler, and Gilchrist (1999)たちの強調しているファイナンシャル・アクセラレータ効果はショック後の大きな落ち込みとそれが増幅される効果の二つの側面があるが、Chowdhury, Hoffmann, and Schabart (2006)タイプの金融市場の不完全性のモデルでは、ショック後の大きな落ち込みの側面しか見ることができない点に注意する必要がある。

³ ただし、彼らの議論では貸出金利は二国において粘着的であるが、価格については伸縮的であると想定している。

かになる。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、次節では開放経済ニューケインジアン・モデルに銀行部門を導入した理論モデルを構築する。第3節では、モデルの対数線形化を行い、第4節ではシミュレーションのために用いる構造パラメータについて説明する。第5節は、シミュレーションの結果を報告する。最後に、第6節で結論と今後の課題を述べる。

2. 理論モデル

本稿の理論モデルは、金融市場の不完全性の存在を除いて、主に Clarida, Gali, and Gertler (2002)に基づいている。経済は二国モデルを想定しており、 $1-\gamma$ の割合が自国のシェアであり、残りの γ の割合が外国のシェアを表している。それぞれの国には二部門からなる生産セクターが存在する。まず、第1は最終財セクターである。完全競争的な最終財セクターは中間財セクターが生産する中間財を用いて最終財を生産する。第2は中間財セクターである。中間財セクターは独占的競争に直面しており、Calvo (1983)タイプの名目硬直性にさらされている。さらに、中間財企業は運転資金コストを支払うために、金融仲介機関から資金を借りなければならない。その場合、中間財セクターは自国および外国から資金を借りることができるものとする。また、完全競争的な金融仲介機関が存在しており、国内から得た預金を自国および外国に貸し出しする。両国においては完備市場が備わっており、両国の家計は国内のみならず、国際的にも状態条件付き債券を自由に取引することができるものとする。最後に、本稿の二国開放経済モデルにおいて、特に言及がない限りは、外国でも自国と同様の経済構造が成立しているとする。

以上の基本設定のもとで具体的にモデルを導出していく。まず、自国の消費に関する選好は、次式で与えられる。

$$C_t = \left[(1-\gamma)^{1/a} C_{H,t}^{(a-1)/a} + \gamma^{1/a} C_{F,t}^{(a-1)/a} \right]^{a/(a-1)} \quad (1)$$

ここで、 $C_{H,t}$ は自国財の消費、 $C_{F,t}$ は外国財の消費をそれぞれ表す。また、パラメータ a は自国財と外国財の間の代替の弾力性である。

このような消費に関する選好のもとでは、一国の物価水準 P_t は、

$$P_t = \left[(1-\gamma) P_{H,t}^{1-a} + \gamma P_{F,t}^{1-a} \right]^{1/(1-a)} \quad (2)$$

で与えられる。ここで、 $P_{H,t}$ と $P_{F,t}$ は自国財の価格、外国財の価格をそれぞれ表している。

2.1 家計

家計は、まず、時点内の費用最小化問題を解くことにより、各消費財に対する需要関数を導出する。具体的に、各財への需要は以下ようになる。

$$C_{H,t} = (1-\gamma) \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-a} C_t \quad (3)$$

$$C_{F,t} = \gamma \left(\frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{-a} C_t \quad (4)$$

費用最小化問題を解き、それぞれの財への最適な購入量を求めた家計は、次に各期にわたって消費をどのように行っていくのかという異時点間の効用最大化問題に直面する。具体的には、代表的家計の効用関数を以下のように想定する。

$$U_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left(\frac{C_{t+i}^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_{t+i}^{1+\phi}}{1+\phi} \right) \quad (5)$$

ここで、 N_t は家計の労働供給を表している。つまり、(5)式は、消費から効用を得て、労働を供給することから不効用を得るという時点効用関数を表している。また、 σ および ϕ は正のパラメータである。代表的個人は、上記の時点効用関数を最大化するにあたって、以下のような予算制約に直面している。

$$P_t C_t + P_t Q_t A_t + M_{t+1} + D_t + B_{t+1} = W_t N_t + M_t + R_t B_t + R_t D_t + P_t Q_t A_{t-1} + P_t A_t \Gamma_t + \Pi_t(B) + T_t \quad (6)$$

ここで R_t (R_t^D) はグロスの債券（預金）利子率であり、 D_t は国内の金融仲介機関への預金を表している。 W_t は名目賃金であり、 Γ_t は中間財企業からの配当を表している。また、 A_{t-1} は株式価格 Q_t で売買される株式の数である。この株式数は中間財企業の所有者のシェアをあらわしている。 M_t は名目貨幣残高、 B_t は名目債券、 T_t は一括補助金をそれぞれ表している。加えて、代表的家計は以下の現金制約（Cash-in-advance）に直面している。

$$P_t C_t \leq M_t - D_t + W_t N_t \quad (7)$$

家計は (6) 式と (7) 式を制約に自らの効用を最大にするように行動する。名目金利が正の値をとるという状況では、家計の最適化問題の一階の条件は以下ようになる。

$$C_t^{-\sigma} = \beta E_t \left(R_t C_{t+1}^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \quad (8)$$

$$\frac{N_t^\phi}{C_t^{-\sigma}} = \frac{W_t}{P_t} \quad (9)$$

$$C_t^{-\sigma} (Q_t - \Gamma_t) = \beta E_t C_{t+1}^{-\sigma} Q_{t+1} \quad (10)$$

(8) 式と (10) 式から以下の式を導出することができる。

$$Q_t - \Gamma_t = \beta E_t \left(\frac{P_{t+1}}{R_t P_t} \right) Q_{t+1} \quad (11)$$

(8) 式は消費のオイラー方程式を表している。消費のオイラー方程式の左辺は今期の消費の限界効用を表しており、右辺は来期の消費の限界効用を現在価値に戻したものを表している。つまり、消費のオイラー方程式は均衡において、実質利子率の調整を通じて、消費の限界効用が異時点間において均等化することを要求する⁴。(9) 式は消費と労働供給の限界代替率が実質賃金に等しいということを示している。最後に、(10) 式と (11) 式は資産価格決定の動学方程式を表している。

2.2 企業

コストチャネルの存在という仮定を除いて、本稿の企業部門の想定は主に、Clarida, Gali, and Gertler (2002)の枠組みに基づいている。それぞれの国において2部門からなる生産セクターが存在する。第1は、完全競争的な最終財部門で、中間財部門において生産された中間財を用いて最終財を生産する。第2は、中間財部門である。中間財部門は独占的競争に直面しており、かつ、Calvo (1983)タイプの価格硬直性に直面している。加えて、中間財企業は、従業員に支払うための賃金を金融仲介機関から借りてくる必要がある。金融仲介機関からの借り入れに際し、自国の中間財企業は、自国の金融機関もしくは外国の金融機関から資金を借りることができるものとする。

2.2.1 最終財部門

最終財部門は以下のようなCESタイプの生産関数に従って最終財を生産している。

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\theta-1}{\theta}} di \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (12)$$

ただし、 Y_t は集計された産出量であり、 $Y_t(i)$ は企業*i*によって生産される中間財に対する需要を表している。それぞれの変数は $1-\gamma$ によって基準化されている。また、パラメータ θ は代替の弾力性を表しており、それは $\theta > 1$ を満たす。

このとき、中間財に対する需要は以下ようになる。

⁴ 競争的な債券・預金市場において、両市場間の裁定条件を通じて、債券の名目利子率が預金利子率に等しくなることを確認している。

$$Y_t(i) = \left(\frac{P_{H,t}(i)}{P_{H,t}} \right)^{-\theta} Y_t \quad (13)$$

ここで、 $P_{H,t}(i)$ は企業*i*によって生産された中間財に対する価格であり、このときの価格インデックスは以下のように定義される。

$$P_{H,t} = \left[\int_0^1 P_{H,t}(i)^{1-\theta} di \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (14)$$

ただし、これらの変数は $1-\gamma$ によって基準化されている。

2.2.2 中間財部門

中間財部門は独占的競争によって特徴づけられており、それぞれの中間財企業は差別化された中間財を生産する。具体的には、企業*i*は労働のみを投入量とする以下の生産関数に従って中間財を生産する。

$$Y_t(i) = Z_t N_t(i) \quad (15)$$

ただし、 Z_t は生産性ショックを表しており、 $\log Z_t = \rho_z \log Z_{t-1} + \varepsilon_t^z$ で与えられるAR(1)タイプに従う。ここで、 $0 \leq \rho_z < 1$ である。また、 ε_t^z は時間不変の分散 σ_z^2 をもつi.i.dショックを表している。

Calvo (1983)に従って、中間財部門において価格硬直性が存在すると仮定する。つまり、 $1-\omega$ の割合の中間財企業は価格改定のチャンスに恵まれ、最適な価格付けが行える一方で、残りの割合 ω の企業は価格を改定することができず1期前の価格に据え置くという状況を想定する。このような状況では、価格はショックに対してゆっくりと変化することになる。価格を改定することができる企業は、当期の価格設定のみを考慮するだけでなく、今後価格を改定できない状況を加味しながら最適な価格を設定する。この場合、以下のように、中間財企業の最適な価格設定の問題は動学的なものになる。具体的には、中間財部門の最適化問題は以下のようになる。

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} \omega^j q_{t,t+j} \left[\left(\frac{P_{H,t}^{opt}}{P_{H,t+j}} \right)^{1-\theta} - \varphi_{t+j} \left(\frac{P_{H,t}^{opt}}{P_{H,t+j}} \right)^{-\theta} \right] Y_{t+j} \quad (16)$$

ここで $q_{t,t+j}$ は確率的割引因子であり、それは $\beta^j (C_{t+j}/C_t)^{-\sigma}$ で定義される。また、 φ_t は中間財企業の実質限界費用を表しており、 $P_{H,t}^{opt}$ は*t*期において設定する最適な価格を表している。

この最適化問題の一階の条件は以下で与えられる。

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\omega\beta)^j \left(\frac{C_{t+j}}{C_t} \right)^{-\sigma} \left(\frac{P_{H,t}^{opt}}{P_{H,t+j}} - \frac{\theta}{\theta-1} \varphi_{t+j} \right) \left(\frac{P_{H,t}^{opt}}{P_{H,t+j}} \right)^{-\theta} \frac{1}{P_{H,t}^{opt}} Y_{t+j} = 0 \quad (17)$$

上述のように、中間財部門は雇用者に対して賃金を支払うために、金融仲介機関から $W_t N_t$ だけの金額を調達しなければならない。ただし、中間財企業は自国もしくは外国の金融機関から運転資金を調達することができる。よって、この場合、中間財企業が直面する費用最小化問題は以下ようになる。

$$R_{H,t}^L \frac{W_t}{P_{H,t}} N_t + \frac{E_t e_{t+1}}{e_t} (R_{H,t}^L)^* \frac{W_t}{P_{H,t}} N_t - \varphi_t (Z_t N_t - Y_t) \quad (18)$$

ただし、 e_t は名目為替レートを表している。また、 $(R_{H,t}^L)^*$ は外国の自国向け貸し出しの際に適用される貸出金利である。

費用最小化問題を解くと

$$\varphi_t = \frac{1}{Z_t} \frac{W_t}{P_{H,t}} \left[R_{H,t}^L + \frac{E_t e_{t+1}}{e_t} (R_{H,t}^L)^* \right] \quad (19)$$

標準的なニューケインジアン・モデルとは異なり、中間財企業はコストチャネルのもとでは金融仲介機関から資金を借りる必要があるので、企業の実質限界費用は貸出金利に依存するようになる。ゆえに、中央銀行の金融引き締めによる政策金利の上昇は企業の運転資金コストを押し上げることとなり、企業の実質限界費用は上昇することになる。さらに、このモデルでは外国の金融機関からも借り入れを行うことが可能であるので、実質限界費用は外国の貸出金利に依存するようになる。

最後に、Pfajfar and Santoro (2012)の枠組みにおいて採用されているように、本稿でも企業は株式所有者に対して配当を通じて発生した利益をすべて還元すると想定する。この場合、株式所有者に対する配当は以下ようになる。

$$\Gamma_t = Y_t - [R_{H,t}^L + (R_{H,t}^L)^*] W_t N_t \quad (20)$$

コストチャネルがない場合に比べて、貸出金利が株式所有者に分配される配当に影響を及ぼす。つまり、(10) 式や (11) 式からわかるように、貸出金利の変化は配当への影響を通じて株式価格に影響を与える。

2.3 金融仲介機関

完全競争的な国内の金融仲介機関は国内の家計から預金を獲得し、自国もしくは外国の中間財企業に貸付を行う。具体的には、国内の家計は D_t の額の預金を t 期のはじめに行い、期の終わりには $R_t^D D_t$ だけの元本と利息を受け取ることができる。自国の家計から受け取っ

た預金を金融仲介機関は自国もしくは外国向けに貸し出しを行う。ただし、貸出を行う際に、金融仲介機関はモニタリングコスト $\Psi(R_t)$ を支払わなければならない。モニタリングコストは金融仲介機関と企業の間で生じる逆選択の問題に起因する。逆選択の問題が金融市場で懸念されている時には、優良な貸し手を選別するためのコストが生じる。金融仲介機関は逆選択を考慮して市場金利よりも高めの貸出金利を設定するとすれば、優良な貸し手は市場から退出し、デフォルトリスクの高い悪質な企業が市場にとどまる割合が高まる。この時、貸出金利を高め設定するほど、金融仲介機関の利益は低下する。これは、市場金利が上昇するほどモニタリングコストが高まることを示唆している。ゆえに、金融仲介機関が考慮するモニタリングコストは市場利子率に依存する。Chowdhury, Hoffmann and Schabert (2006)に従い、モニタリングコストは微分可能であり、次の条件を満たすものと想定する。

$$\Psi'(R_t) \geq 0 \text{ and } \Psi''(R_t) \leq 0$$

この場合、国内の金融仲介機関の利潤最大化問題は以下のようなになる。

$$\Pi_t(B) = (1 - \psi(R_t)e^{\nu_t})R_{H,t}^L L_{H,t} + (1 - \psi(R_t)e^{\nu_t^*})R_{F,t}^L L_{F,t} - \frac{E_t e_{t+1}}{e_t} R_t D_t - k(L_{H,t} + L_{F,t})$$

(21)

ここで、金融仲介機関のバランスシート制約は $L_{H,t} + L_{F,t} = D_t$ である。 $L_{H,t}$ は自国向け貸出額であり、 $L_{F,t}$ は外国向け貸出である。パラメータ k は金融仲介機関の management コストを表しており、時間を通じて一定であると仮定する。また、金融市場において外生的な貸出金利の上昇を生み出すショック ν_t を仮定する。このショックは貸出金利に対する外生的なリスクプレミアムの上昇を誘発するようなものである。具体的には、貸出金利ショックは、 $\nu_t = \rho_\nu \nu_{t-1} + \varepsilon_t^\nu$ に従う AR(1) プロセスに従う。ただし、 $0 \leq \rho_\nu < 1$ を満たす。また、 ε_t^ν は分散 σ_ν^2 が一定の i.i.d ショックである。最後に貸出金利の均衡は $D_t = W_t N_t^d$ で与えられる。ただし、 N_t^d は労働需要を表している。

2.4 均衡

自国および外国における財市場の均衡条件は以下で与えられる。

$$(1 - \gamma)Y_t = (1 - \gamma)C_{H,t} + \gamma C_{H,t}^* \quad (22)$$

$$\gamma Y_t^* = (1 - \gamma)C_{F,t} + \gamma C_{F,t}^* \quad (23)$$

ここで、アスタリスクは外国の変数を表している。

次に、自国と外国における消費のリスクシェアリングを考えよう。自国、外国ともに、

完備市場が備わっているので、外国においても自国通貨建てで表現された消費のオイラー方程式が成立している。

$$\frac{1}{R_t^*} = \beta E_t \left[\left(\frac{C_{t+1}^*}{C_t^*} \right)^{-\sigma} \frac{P_t^*}{P_{t+1}^*} \frac{e_t}{e_{t+1}} \right] \quad (24)$$

(24) 式と自国の消費のオイラー方程式を組み合わせ、実質為替レートの定義を用いると $S_t = e_t P_t^* / P_t$ 、実質為替レートは以下のように表すことができる。

$$S_t = \psi \left(\frac{C_t}{C_t^*} \right)^\sigma \quad (25)$$

ただし、 ψ は定数項を表している。(25) 式によると、実質為替レートは自国と外国の消費の比率によって表すことができることを示している。言い換えると、自国と外国の間の消費の違いは実質為替レートの調整によって行われることを意味している。消費バスケットがコブ＝ダグラス型の場合には、Clarida, Gali, and Gertler (2002) が示しているように、自国の消費と外国の消費は完全に相関する。

また、交易条件を以下のように定義する。

$$\delta_t = \frac{P_{F,t}}{P_{H,t}} \quad (26)$$

上で定義した交易条件は自国の生産量と外国の生産量の比率に比例する。

$$\delta_t = \frac{1}{a} \left(\frac{Y_t}{Y_t^*} \right) \quad (27)$$

つまり、外国の産出量の上昇は自国の交易条件を増価させる。Clarida, Gali, and Gertler (2002) によって示されているように、二国モデルにおける実質限界費用は交易条件に依存するので、交易条件の増価は自国の実質限界費用の低下をもたらす。

最後に、政府の予算制約式は以下で与えられる。

$$P_t T_t = M_{t+1} - M_t + B_{t+1} - R_t B_t \quad (28)$$

3. 対数線形化

第4節では、第3節で導出された理論モデルの最適化条件を対数線形化する。具体的には、各変数は定常状態周辺において対数線形化される。定常状態近傍で対数線形化された変数は $\hat{H}_t = \log(H_t / \bar{H})$ によって表現される。ただし、 \bar{H} は定常状態における値を表している。

まず、消費のオイラー方程式を対数線形化すると以下のようなになる。

$$\hat{C}_t = E_t \hat{C}_{t+1} - \sigma^{-1} [\hat{R}_t - E_t \pi_{t+1}] \quad (29)$$

$\pi_t \equiv \log(P_t / P_{t-1})$ は消費者物価指数ベースのインフレ率を表している。

ここで、伸縮価格均衡からの乖離として表現するために、以下のようにギャップ変数を定義する。

$$q_t = \hat{Q}_t - \hat{Q}_t^f, \quad y_t = \hat{Y}_t - \hat{Y}_t^f, \quad \eta_t = \hat{\Gamma}_t - \hat{\Gamma}_t^f$$

ただし、サブスクリプト f は伸縮価格均衡水準からの対数乖離を表している。

株式価格に関するダイナミクスを表す式 (10) 式は以下のように対数線形化される。

$$q_t = (1 - \beta)\eta_t + \beta E_t q_{t+1} - \beta(\hat{R}_t - E_t \pi_{t+1}) \quad (30)$$

(30) 式の右辺第 3 項は実質利子率を表しており、実質利子率の上昇は株価の下落をもたらす。右辺第 2 項は期待株式価格であり、将来の株価の上昇は現在の株式価格の上昇をもたらす。これは、将来の配当の割引現在価値の合計が現在の株式価格を反映するというファンダメンタルに基づく株価の決定メカニズムを表している。第 1 項は、配当であり、配当の上昇は株価の上昇をもたらすことを意味している。後で確認するように、自国の株価は自国の配当への影響を通じて外国の産出量ギャップの変化による間接的な影響を受けることになる。

次に、株式保有者に対する配当を対数線形化したものは以下ようになる。

$$\eta_t = [1 - (\theta - 1)(\sigma + \phi - \chi)]y_t - (\theta - 1)\chi y_t^* - (\theta - 1)[(1 - \mu)\hat{R}_{H,t}^L + \mu(\hat{R}_{H,t}^L)^*] \quad (31)$$

ただし、 $\chi \equiv 2\gamma(1 - \gamma)a^{-1}(\sigma a - 1)$ である。また、パラメータ μ は自国金融機関の外国向け貸出の割合を表している。(31) 式は、自国の貸出金利および外国の自国向け貸出金利の上昇は自国の配当を減少させることを示している。それゆえ、自国もしくは外国の貸出金利の上昇は配当の低下を通じて自国の株式価格を押し下げるように作用する。また、Pfajfar and Santoro (2012)の枠組みと異なり、開放経済においては、株式保有者に対する配当への交易条件効果ないし消費のリスクシェアリング効果が存在する。この効果は (31) 式の右辺第 2 項においてみることができる。例えば、 σa の値が 1 よりも大きい場合には、外国の産出量ギャップの上昇は自国の配当を減少させる (リスクシェアリング効果)。他方で、この値が 1 よりも小さければ、外国の産出量ギャップの上昇は自国の配当の増加要因になる (交易条件効果)。これらの効果は σa の値がちょうど 1 になるときに交易条件効果と消費のリスクシェアリング効果は打ち消し合う。要するに、 σa の値が 1 にならない限りにおいて、外国の内生変数がスピルオーバー効果を通じて自国の株式価格に影響を及ぼすことになる。

また、実質為替レートと交易条件の間には次のような関係がある。

$$\hat{S}_t = (1 - 2\gamma)\hat{\Delta}_t \quad (32)$$

ただし、 $\hat{\Delta}_t \equiv \log(P_{F,t} / P_{H,t})$ は対数線形化された交易条件を表している。

次に、対数線形化された自国向けおよび外国向け貸出金利は以下で与えられる。

$$\hat{R}_{H,t}^L = (1 + \psi_R) \hat{R}_t + \nu_t \quad (33)$$

$$\hat{R}_{F,t}^L = \psi_R (\hat{R}_t - \hat{R}_t^*) + (1 - \psi_R) \hat{R}_t^* + \nu_t^* \quad (34)$$

ここで、 ψ_R は名目利子率と貸出金利の間のパススルーの程度を表している⁵。 ψ_R がプラスの値をとれば、政策金利以上に貸出金利は上昇することを意味し、金融市場がより逼迫することを示唆している。他方で、 ψ_R が負の値をとれば、政策金利の変化ほど貸出金利は反応しないことを示している⁶。Ravenna and Walsh (2006)のように、 $\psi_R = 0$ のときには、政策金利と貸出金利の間の上記のようなくさびは存在しなくなる。(34) 式は、外国向け貸し出しに際し適用する貸出金利である。右辺第 1 項は為替リスクに対応するものであり、自国の政策金利が外国のそれよりも高いときには、名目為替レートが減価するので、貸出金利を引き上げようとするものである。第 2 項目は、外国の政策金利の上昇に対して貸出金利を上昇させる部分として解釈することができる。ただし、 ψ_R の値が正の値をとると想定すると、外国の政策金利が上昇しても、それが自国の外国向け貸し出しの金利に転嫁される度合いは小さいことが右辺第 2 項にかかる係数よりわかる。また、外国での金融市場の外生的なショックは (34) 式の右辺第 4 項において捉えられる。

インフレ動学はニューケインジアン・フィリップス曲線 (NKPC) によって描写される。実質限界費用表示の NKPC は以下のように導出される。

$$\pi_{H,t} = \beta E_t \pi_{H,t+1} + \kappa \hat{\phi}_t \quad (35)$$

ただし、 $\kappa \equiv (1 - \omega)(1 - \omega\beta) / \omega$ であり、 $\pi_{H,t} \equiv \log(P_{H,t} / P_{H,t-1})$ は生産者物価指数ベースのインフレ率である。

ここで、実質限界費用は以下で与えられる。

$$\phi_t = (\sigma + \phi - \chi) y_t + \chi y_t^* + (1 - \mu) \hat{R}_{H,t}^L + \mu (\hat{R}_{H,t}^L)^* + \mu \beta^{-1} (\hat{R}_t - \hat{R}_t^*) \quad (36)$$

Ravenna and Walsh (2006)や Chowdhury, Hoffmann, and Schabart (2006)において指摘されているように、自国の限界費用は貸出金利の影響を受ける。また、(36) 式においても、交易条件効果および消費のリスクシェアリング効果を通じたスピルオーバー効果が実質限界費用に影響を及ぼす。特に、実質限界費用が外国の貸出金利および内外金利差によって影響される点は重要である。具体的には、外国の貸出金利の上昇は自国の限界費用を押し

⁵ 例えば、Chowdhury, Hoffmann, and Schabart (2006)などを参照されたい。

⁶ ただし、 ψ_R は -1 よりも大きくならないと仮定する。 -1 よりも大きいと、貸出金利が負の値をとり、利潤がマイナスになる可能性があるからである。以下の議論では、 ψ_R は多くの先行研究の実証分析の結果に従い、正の値をとると仮定する。

上げ、また、内外金利差は名目為替レートの変化を通じて自国の実質限界費用に影響を与える。つまり、金融仲介機関の国際的な活動は、標準的な二国モデルで指摘されている交易条件効果および消費のリスクシェアリング効果に加えて、内外金利差が自国のインフレ率に影響を与えるチャンネルを誘発するのである。

(36) 式を (35) 式に代入すると、産出量ギャップで表示された NKPC を得ることができる。

$$\pi_{H,t} = \beta E_t \pi_{H,t+1} + \kappa [(\sigma + \phi - \chi)y_t + \chi y_t^* + (1 - \mu)\hat{R}_{H,t}^L + \mu(\hat{R}_{H,t}^L)^* + \mu\beta^{-1}(\hat{R}_t - \hat{R}_t^*)] \quad (37)$$

また、財市場の均衡条件および産出量ギャップの定義を用いると、自国の消費のオイラー方程式は以下のような動学的 IS 曲線に書き換えることができる。

$$y_t = E_t y_{t+1} + \mathcal{G}(E_t y_{t+1}^* - y_t^*) - \sigma_0^{-1}(\hat{R}_t - E_t \pi_{H,t+1}) + \zeta_t \quad (38)$$

ここで、 ζ_t は需要ショック項である。また、

$$\mathcal{G} \equiv \chi\sigma^{-1}(1 - \chi)^{-1}, \quad \sigma_0^{-1} \equiv \sigma^{-1}(1 - \chi)^{-1}$$

である。

また、伸縮価格均衡における変数はそれぞれ以下のように与えられる。

$$\hat{R}_t^f = \mathcal{G}(E_t \hat{Y}_{t+1}^{f*} - \hat{Y}_t^{f*}) + \sigma_0(E_t \hat{Y}_{t+1}^f - \hat{Y}_t^f) \quad (39)$$

$$\hat{Q}_t^f = (1 - \beta)\hat{\Gamma}_t^f + \beta(E_t \hat{Q}_{t+1}^f - \hat{R}_t^f) \quad (40)$$

$$\hat{\Gamma}_t^f = \hat{Y}_t^f \quad (41)$$

$$(1 + \phi)Z_t = (\sigma + \phi - \chi)\hat{Y}_t^f + \chi \hat{Y}_t^{f*} + (1 - \mu)\hat{R}_{H,t}^{Lf} + \mu(\hat{R}_{H,t}^{Lf})^* + \mu\beta^{-1}(\hat{R}_t^f - \hat{R}_t^{f*}) \quad (42)$$

(39) 式は伸縮価格均衡において成立する自然利子率を表しており、自国と外国の潜在成長率によって構成されていることを表している。(40) 式は伸縮価格均衡における株式価格であり、(41) 式は伸縮価格均衡における配当を表している。(42) 式は開放経済における自然産出量を表している。

両国の家計が状態条件付き債券を自由に取引できるような完備市場が国内および国際間で備わっているときには、以下のようなカバーなし金利平価が成立する。

$$\hat{R}_t - \hat{R}_t^* = E_t \hat{e}_{t+1} - \hat{e}_t \quad (43)$$

最後に、モデルを閉じるために、金融政策ルールを定式化する。具体的には、下記のような国内のインフレ率と産出量ギャップに内生的に反応するようなシンプル・ルールを採

用する。

$$\hat{R}_t = \phi_\pi \pi_{H,t} + \phi_y y_t \quad (44)$$

ここで、 ϕ_π はインフレ率への安定化に対する係数であり、 ϕ_y は産出量ギャップの安定化に関する係数をそれぞれ表している。

4. カリブレーション

本節ではシミュレーション分析のために用いる構造パラメータについて言及する。まず、価格硬直性の程度 ω については、先行研究で用いられている値である 0.75 と設定する。次に、割引因子 β は 0.99 に設定する。相対的リスク回避係数 σ については、先行研究に従って 2.0 に設定する。労働供給の弾力性 ϕ は 1.0 に設定する。Obstfeld and Rogoff (2000)などを参考にして、自国財と外国財の間の代替の弾力性 a については 1.5 に設定する。経済の開放度 γ は 0.4 と設定する。個別財の代替の弾力性については、先行研究で報告されている値の範囲内にある 5.0 とする。次に、金融市場の不完全性の程度を示すパラメータ ψ_R の値については、Ravenna and Walsh (2006)に従い ψ_R を 0.276 に設定する。金融政策ルールに関するパラメータは以下のように設定する。まず、インフレ率の安定に関する係数は 1.5 に設定する。また、産出量ギャップ安定化への係数は 0.5 に設定する。

最後に、本稿における構造ショックに関する値に関して述べることにする。ショックの標準誤差については、 σ_z 、 σ_v 、 σ_v^* それぞれ 0.01 に設定する。また、ショックの系列相関の程度については、 ρ_z 、 ρ_v 、 ρ_v^* についてはそれぞれ 0.9 を採用する。

5. シミュレーション結果

本節では、モデルのシミュレーションの結果を報告する。図表 1 は、自国の正の生産性ショックに対するインパルス反応関数である。自国の生産性ショックに対して、国内インフレ率は負の反応を示している。それに対応して、自国の中央銀行は政策金利を引き下げている。 $\mu = 0.5$ のケースでは、政策金利の引き下げの大きさは、外国向け貸し出しを自国の銀行が行わない場合に比べて大きくなっていることがわかる。それに伴って、自国の産出量は、 $\mu = 0$ のケースよりも大きく上昇している。資産価格については、 $\mu = 0$ のときに比べて、その反応は小さくなっている。また、実質為替レートは自国の金利引き下げに対して減価しているが、その程度は国内の銀行が両国において貸し出しを行っている場合には大きくなる。他方、外国ではインフレ率が上昇しており、それに対応するために、政策当局は金融引き締めに転じている。結果として、外国の産出量は落ち込み、その程度も $\mu = 0$ のときと比較して大きい。

【図表 1】

図表 2 は、自国向け貸出金利へのショックに対するインパルス反応関数を表している。自国の貸出金利ショックに対して、自国の政策当局は、自国のインフレは上昇し産出量は低下するというトレード・オフに直面する。結果として、自国のインフレの上昇圧力に対して、金融当局は金融引き締めを行っている。ただし、 $\mu = 0$ のケースと異なり、両国の金融仲介機関が自国および外国向けに貸出を行っている場合には、産出量の落ち込みないし、インフレの上昇が小さく抑えられていることがみてとれる。それゆえ、政策金利の上昇も小さく抑えられている。自国の政策金利の上昇によって、為替レートは増価しているが、その大きさは $\mu = 0$ のケースに比べて小さくなっている。ところが、外国では、インフレの落ち込みは大きくなる。外国の政策当局は、 $\mu = 0$ のケースに比べて、金融緩和政策を実施する結果、産出量の上昇が大きくなる。

【図表 2】

図表 3 は外国向け貸出金利のショックに対するインパルス反応関数を表している。外国向け貸出金利のショックは、外国の金融市場における外生的なショックを表している。外国向け貸出金利のショックがどのように波及していくかは外国向けの貸出が行われているか否かに依存する。 $\mu = 0$ の場合、外国向け貸出金利が逼迫した場合には、それは自国の産出量の上昇につながるが、国内インフレにはほとんど影響を与えない。よって、自国の産出量の上昇に対応して、中央銀行は金融引き締めを実施する。他方、 $\mu = 0.5$ のケースでは、外国向け貸出金利への外生的なショックの後、国内のインフレは大きく落ち込んでいる。そのため、自国の中央銀行は $\mu = 0$ のケースとは逆に、積極的な金融緩和政策を発動する。結果として、自国における産出量の上昇は $\mu = 0$ の場合と比べ大きくなる。また、実質為替レートの動きについても、 $\mu = 0.5$ のケースでは、ショックに対して負の反応を示している。一方で、外国向け貸出金利ショックは、外国において、インフレの上昇と産出量の低下を引き起こす。ただし、 $\mu = 0$ のケースに比べて、金融仲介機関が外国向け貸出を行っている状況では、外国のインフレの上昇と産出量の落ち込みの幅が小さくなる。

【図表 3】

最後に、図表 4 は外国向け貸し出しのシェアが自国の経済厚生にどのような影響を与えるかを示したものである。図表 4 より、外国向け貸出のシェアがほとんどない場合、もしくは、外国向けの貸し出しに自国の預金をほとんど回してしまうケースでは、自国の経済厚生がほぼ同じになる。外国向け貸出へのシェアを少し増やした ($\mu = 0.1$) 場合には、自国の経済厚生は大きく悪化する。しかし、総貸出の半分を外国向け貸出に回す ($\mu = 0.5$)

場合には、 $\mu = 0.1$ の場合に比べて経済厚生は再び改善する。それ以降も、外国向けの貸し出しシェアを高めていくことによって経済厚生が改善し、外国向け貸出に自国の預金のほとんどが向けられる場合には、外国向け貸し出しのシェアがほとんどない場合と経済厚生がほぼ同じになる。

【図表 4】

6. 結論

2008年に米国において発生した金融危機は、世界経済に大きな影響をもたらした。金融危機の直後、世界的な金融不安が深刻になり、各国の中央銀行は金融市場の不安定性を考える必要があった。とりわけ、米国発の金融不安は国際的に波及し、それゆえ、各国の政策当局は自国の金融市場の安定化のみならず、国際的な金融市場の安定化を考慮しなければならなかった。

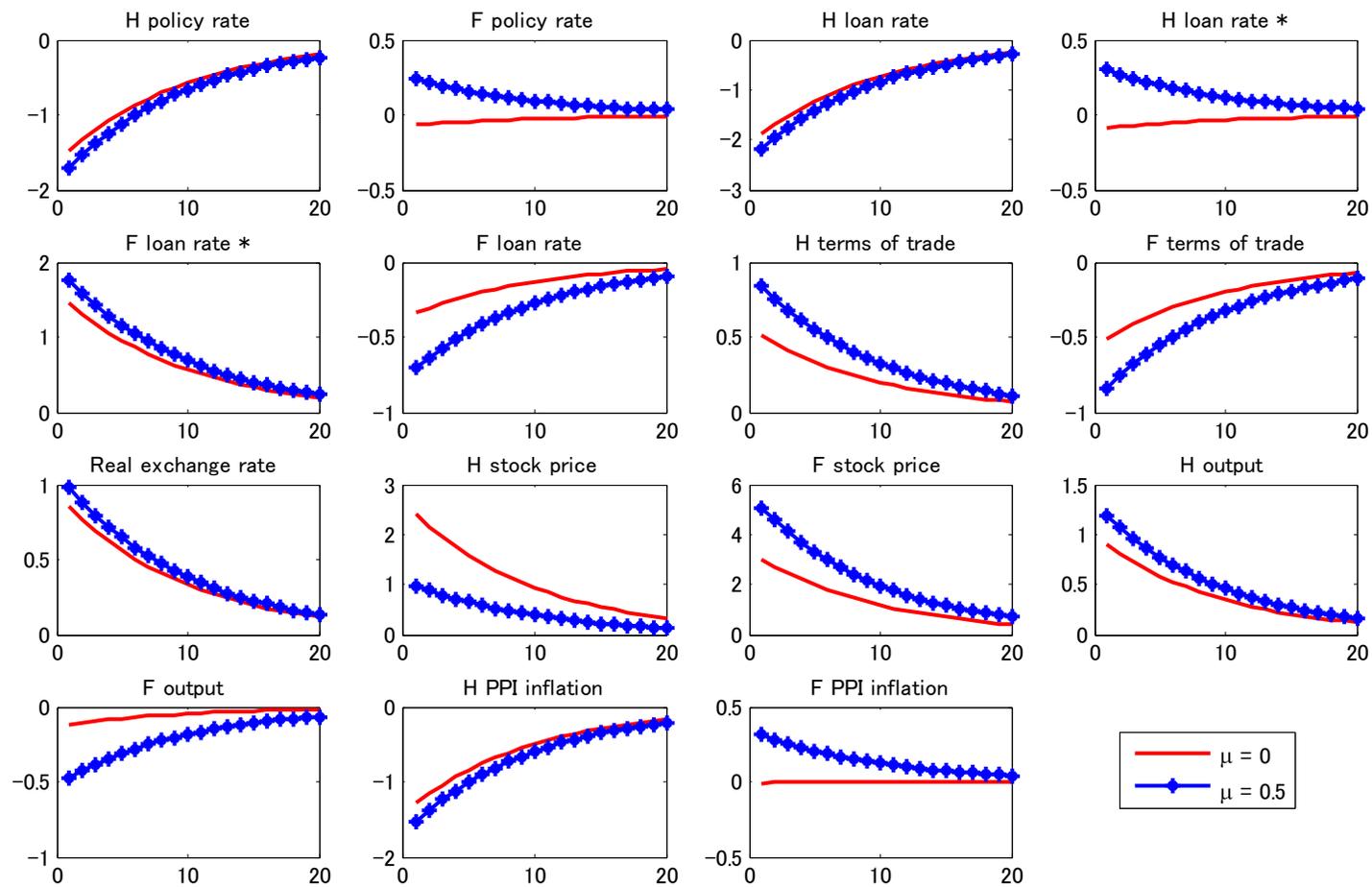
本稿の目的は金融市場の不安定性が開放経済体系のニューケインジアン・モデルにおいて重要な役割を果たすかどうかを検証することである。具体的には、Clarida, Gali, and Gertler (2002)によって構築された二国ニューケインジアン・モデルに金融市場の不安定性を導入した。金融市場の不安定性をモデルに導入するにあたって、Chowdhury, Hoffmann, and Schabart (2006)の考え方を本稿では採用した。

本稿では、名目硬直性が存在する二国モデルでの金融市場の不安定性の役割を強調した。特に、着目すべき点は、銀行部門の行動である。本稿の目的は、世界金融危機が起こる以前に確認されたことは、銀行部門は自国のみならず外国においても活動していたという事実をどのようにモデル化することであった。したがって、本稿では、国内の銀行は自国向けおよび外国向け両方の貸し出しを行うと仮定した。それによって、自国のインフレ動学を描写するニューケインジアン・フィリップス曲線に自国と外国の貸出金利および内外金利差の項が追加されることが明らかになった。また、内外金利差（為替レートの減価率）が自国のフィリップス曲線に影響を及ぼすことは、自国の金融仲介機関が外国に向けて貸し出しを行うことに起因するものであった。内外金利差が自国のインフレ動学に影響を及ぼすことを示した点で、本稿の貢献は大きいといえる。本稿の分析から、経済ショックの国際的な波及メカニズムは銀行部門が外国向け貸し出しの比重をどの程度にするかに依存することが明らかになった。

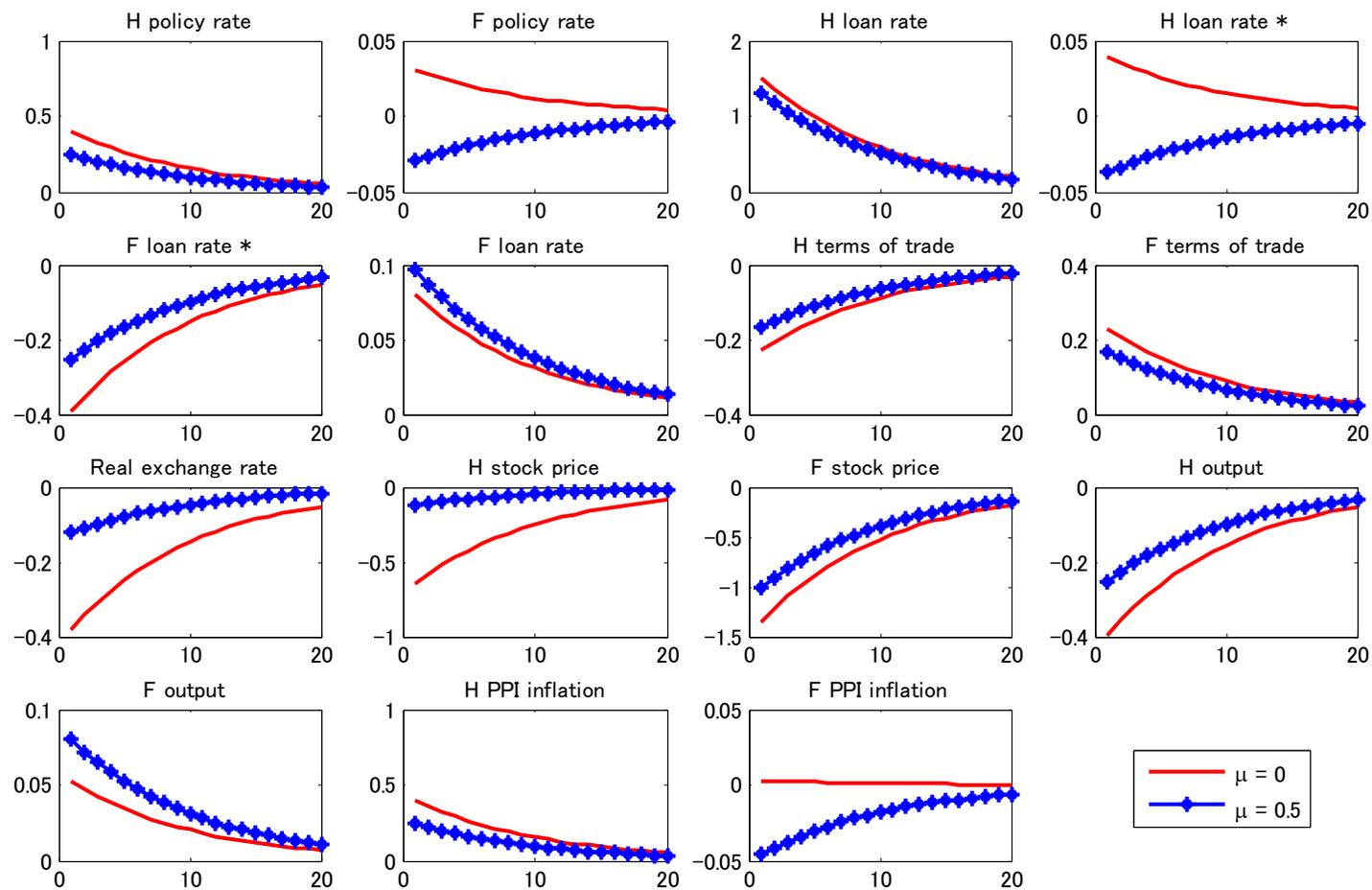
参考文献

- Bernanke, B.S., Gertler, M., Gilchrist, S., 1999. "The financial accelerator in a quantitative business cycle framework." in Taylor J.B., Woodford, M., (Eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1C. Amsterdam: Elsevier Science, North-Holland, 1341-1393.
- Calvo, G., 1983. "Staggered prices in a utility-maximizing framework." *Journal of Monetary Economics* 12, 383-398.
- Chowdhury, I., Hoffman, M., Schabert, A., 2006. "Inflation dynamics and the cost channel of monetary policy transmission." *European Economic Review* 50, 995-1016.
- Clarida, R., Gali, J., Gertler, M., 2002. "A simple framework for international monetary policy analysis." *Journal of Monetary Economics* 49, 879-904.
- Fujiwara, I., Teranishi, Y., 2009. "Financial stability in open economies." IMES Discussion Paper No.2009-E9, Bank of Japan.
- Giorgio, G., Nistico, S., 2007. "Monetary policy and stock prices in an open economy." *Journal of Money, Credit, and Banking* 39, 1947-1985.
- Ida, D., 2011. "Monetary policy and asset prices in an open economy." *North American Journal of Economics and Finance* 22, 102-117.
- Kobayashi, T., 2008. "Incomplete interest rate pass-through and optimal monetary policy." *International Journal of Central Banking* 4, 77-118.
- Obstfeld, M., Rogoff, K., 2000. "New directions for stochastic open economy models." *Journal of International Economies* 50, 117-153.
- Pfajfar, D., Santoro, E., 2012. "Credit market distortion, asset prices and monetary policy." European Banking Center Discussion Paper No.2012-005.
- Ravenna, F., Walsh, C.E., 2006. "Optimal monetary policy with the cost channel." *Journal of Monetary Economics* 53, 199-216.
- Teranishi, Y., 2008. "Optimal monetary policy under staggered loan contracts." IMES Discussion Paper No.2008-E-8, Bank of Japan.
- Tillmann, P., 2008. "Do interest rates drive inflation dynamics? An analysis of the cost channel of monetary transmission." *Journal of Economic Dynamics and Control* 32, 2723-2744.

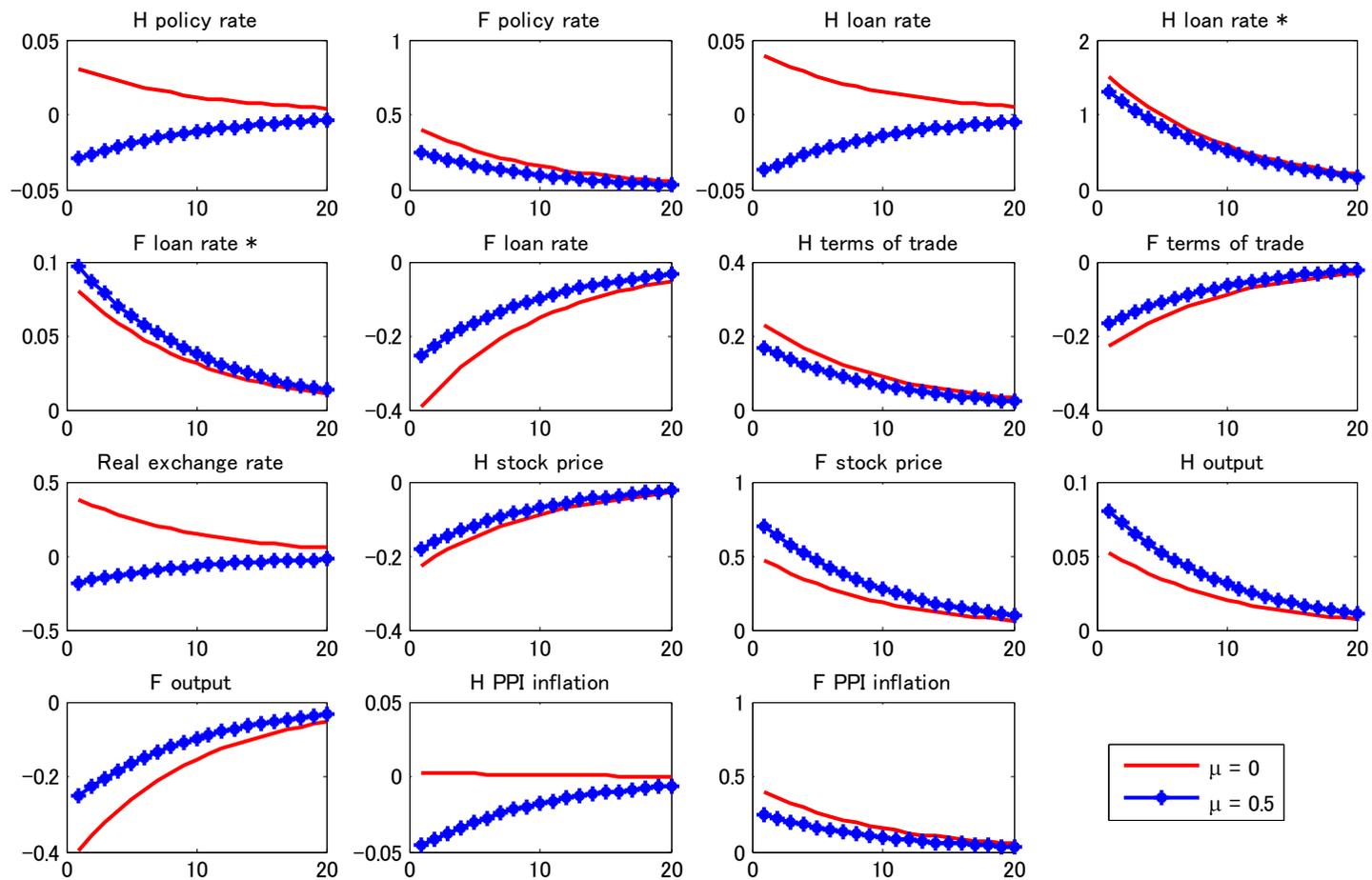
(図表 1) 自国の生産性ショックに対するインパルス反応



(図表 2) 自国向け貸出金利へのショックに対するインパルス反応



(図表 3) 外国向け貸出金利へのショックに対するインパルス反応



(図表 4) 外国向け貸し出しのシェアと自国の厚生損失

パラメータ μ の値	厚生損失	インフレの分散	産出量の分散
0.01	0.0733	0.0951	0.0515
0.1	0.2003	0.2340	0.1666
0.5	0.1351	0.1351	0.0932
0.8	0.0875	0.1042	0.0707
0.99	0.0923	0.0923	0.0628

(注) 厚生損失の計算にあたり、厚生損失 = $\alpha \times$ インフレの分散 + $(1 - \alpha) \times$ 産出量の分散、という計算式を用いている。この損失関数は厳密なミクロ的基礎付けを有していないが、シンプルで直観的であり、ミクロ的基礎付けを与えることができない動学的一般均衡 (DSGE) モデルの経済厚生の評価の際にも用いられているので、本稿の分析においても採用した。

中小企業への円高の影響と為替政策

近畿大学 経済学部
星河武志

目次

1	はじめに	1
2	円高と為替政策.....	2
3	為替政策に関するアンケート調査.....	3
3.1	調査概要.....	3
3.2	アンケート内容および結果.....	3
3.2.1	為替相場水準の認識について.....	3
3.2.2	為替政策の効果について.....	5
3.2.3	為替政策以外の円高対策.....	7
3.2.4	為替相場の変動が企業に与える影響.....	9
3.3	相関係数.....	12
4	結論.....	12
	参考文献.....	12
	補足資料：アンケート票.....	14

1 はじめに

近年の円高の進行に対し、2010年以降、外国為替市場介入が積極的に実施されている。戦後の最高値を更新するような近年の円高の進行によって国内製造業はダメージを受け、為替介入によって円高を阻止するという政策は国内製造業への円高ショックを和らげることが目的としているという側面を持つ。そこで、国内製造業はこのような為替介入という政策をどのように見ているのであろうか。このような疑問に対して、本稿では東大阪周辺に立地する中小企業に為替政策に関するアンケートを実施した。本稿で得られた主な結論は、(i) 半数以上の企業は為替介入の「効果がなかった」または「効果が全くなかった」と考えていること、(ii) 多くの企業は現在の為替相場の水準を「非常に円高」または「円高」であると考えていること、(iii) 企業は為替介入の効果があまり感じられないため、もっと頻繁に介入を行った方がよいと考えていること、(iv) 円高対策の政策として、企業は「為替介入」よりも「資金の融資」を僅差ではあるものの望んでいるといった結果が得られた。このように、本稿では外国為替市場介入の効果を新たな方法による評価を行った。通常、為替市場介入の効果の検証は時系列データを用いて、為替相場へのインパクトを測る形で効果の検証が行われる¹。それに対して本稿では中小企業が為替介入の効果をどのように考えているかをアンケート調査によって、為替介入の効果を検証した。

アンケート調査による為替リスク管理に対する興味深い研究として、「平成21年度日本企業の貿易建値通貨の選択に関するアンケート調査」の結果をまとめた伊藤 et al. (2010)がある。この研究は、海外との貿易を行っている製造業の全上場企業920社を対象として為替リスク管理やインボイス通貨の選択についてアンケートを実施している。一例を紹介すると、アンケートに回答した製造業の73.1%の企業が為替市場において何らかのヘッジ手段を用いており、具体的なヘッジ方法として為替先物予約を利用している割合が非常に高いことを指摘している。円高の近畿圏への影響を分析したものとしては中澤(2000)がある。中澤(2000)は、実際の為替相場よりも10円の円高が進行した場合の大阪府経済への影響についてシミュレーションを行っている。10円の円高は大阪府の民間設備投資を減少させ、海外へ生産拠点を移し始めることを指摘している。

為替相場の動向は、日本にとって重要な問題であるといえ、円高は日本企業および日本経済に大きな影響を与えていると考えられる。このような背景のもとで、本研究は東大阪の中小企業は日本の為替政策をどのように評価しているのか、円高が中小企業に対してどのような影響を与えているのか、またどのような対策をとっているのかをアンケート調査によって検証する。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では近年の円高と為替政策について、第3節で

¹ 為替相場と為替政策についての先行研究として伊藤(2003)、為替相場のボラティリティと為替政策の関係については Dominguez(1998)、Hoshikawa(2008)、為替介入と株価に関する研究には星河(2011)がある。また、為替相場の変動と企業行動全般についてまとめたものとしては、伊藤・伊藤研究室(1996)が詳しい。

はアンケート内容および結果のまとめ、第4節は結論である。

2 円高と為替政策

近年の為替介入の実施状況をまず概観する。2010年9月15日、財務省は6年半ぶりに外国為替市場介入を実施した。この介入は、円ドル相場が15年ぶりに1ドル=82円台まで進行している状況での介入であり、介入額は米ドル買い円売り介入としては過去最大の2兆1249億円であった。この米ドル買い円売り介入の実施によって、為替相場は1ドル=85円後半まで押し戻された。この介入をきっかけに、2010年9月から2011年11月までの間に約8回（8日間）で16兆4220億円のドル買い円売り介入が実施されている。

2011年、円は戦後最高値を頻繁に更新した。2011年3月11日、東北地方で巨大地震が発生し、原子力発電所事故を伴った東日本大震災が発生した。為替市場では急速に円高が進み、3月17日には1ドル=76円25銭という対ドルでの過去最高値を更新した。このような事態を受け、2011年3月18日に協調介入が実施された。その後、2011年8月4日に一度介入が実施されている。2011年10月31日、円はオセアニア市場で戦後最高値を更新し、対ドルで75円32銭を付けた。同日、このような円高に対して政府は為替介入に踏み切っている。2011年10月31日から5日間連続で介入が実施され、総額9兆0926億円の米ドル買い円売り介入となった。

東大阪市は「モノづくりのまち」として知られており、市内の事業所数は6,016事業所で全国4位、工場密度では全国1位である²。東大阪商工会議所の資料によると、ネジやボルトなどの金属製品製造業が29.1%、生産用機械器具が15.5%、プラスチック製造業が10.3%となっており、この業種で50%を超え、従業員数20人以下の工場が約9割をしめるという特徴を持つ。東大阪市高井田という地域に特に数多くの町工場が集中している。

円高と東大阪の企業について調査したものとして、東大阪商工会議所が実施した「円高影響等に関するアンケート」がある。このアンケートは、2011年11月9～10日に東大阪産業展出展企業67社に対して行われている。このアンケート結果の内容をここで紹介しておこう。円高の影響については、「悪影響がある」が14.9%、「悪影響が多少ある」が34.3%、「影響はない」が37.3%、「好影響がある」が9%、「わからない」が4.5%であった。この結果から、多くの企業が円高から悪影響を受けていることがわかる。また、採算可能な為替相場は1ドル=89.8円であった³。円高に対する対応策（複数回答）についての設問では、国内向け販路拡大が37.3%、合理化によるコストダウンが32.8%、競争力のある新製品開発が28.4%、海外への製造拠点としての進出と海外製品・部品等の調達を増やすがそれぞれ14.9%であり、この回答から企業がどのような対応をとっているのかがわかる。円高による東大阪市域の産業空洞化について、加速すると思うという回答が53.7%、わからないが38.8%、あまり加速しないが7.5%であった。海外進出について、既に進出して

² 東大阪市ホームページより。<http://www.city.higashiosaka.lg.jp/>

³ 回答のあった28社の平均値。

いるが 29.9%、今後予定ありが 7.5%、進出しておらず今後進出の予定もない企業は 62.7%であった。これらの調査結果は、本稿の調査にも密接に関連しており、非常に参考となる資料である。円高に全くメリットがないわけではない。東大阪商工月報(2011)では「伸線業を営む経営者からは材料が言い値で入ってくるようになった」⁴という円高のメリットに関するエピソードについても紹介されている。しかし、先に見たように円高による悪影響があるという企業が多い。

3 為替政策に関するアンケート調査

3.1 調査概要

本稿では、東大阪市高井田を中心に立地する企業 195 社に調査票を直接配布しアンケート調査を実施した。実際のアンケート用紙は補足資料として末尾に掲載している。有効回答数は 44 であり、有効回答率は 22.56%であった。回答企業の従業員数は 20 人以下の企業が 20 社、21～50 人の企業が 11 社、50～100 人が 3 社、100 人以上が 6 社であった。資本金は 1000 万円以下の企業が 16 社、1001～5000 万円の企業が 17 社、5001 万円～1 億円の企業が 4 社、1 億円超の企業が 2 社であった⁵。業種に関しては、86%が製造業（ネジ、プラスチック部品、医薬品、金属製品など）である。各設問の回答数等は表 1 にまとめている。

3.2 アンケート内容および結果

3.2.1 為替相場水準の認識について

この節ではアンケート調査の内容および結果をまとめる。なお、アンケート票は補足資料に掲載しており、表 1 のアンケート結果一覧も適宜参照されたい。まず、ひとつ目の設問 Q1 は「2012 年 10 月末 (1 ドル=79.73 円) 現在の為替相場的水準をどう思いますか？」というものであり、結果を図 1 にまとめている。

「非常に円高である」と回答した企業が 61%、「少し円高である」と回答した企業が 23%であり、合わせて 84%の企業が円高であると考えていることがわかる。また、「Q2 貴社が適切な水準だと思う現在の為替相場的水準はどのくらいですか？」という設問に対する各社の回答の平均は 1 ドル=95.595 円であった⁶。

⁴ 東大阪商工会議所「東大阪商工月報」、No.722、2011 年 11・12 月号、p.26 より。

⁵ 中小企業の定義は製造業では 300 人以下又は 3 億円以下の企業であり、本稿のサンプルでは 1 社のみ大企業に該当するが、本稿はそのままサンプルのうちに含めている。

⁶ 回答した企業数は 37 社である。1 ドル=90～100 円のように幅をもって回答したものは 1 ドル=95 円というように下限と上限の平均値を用いて算出した。

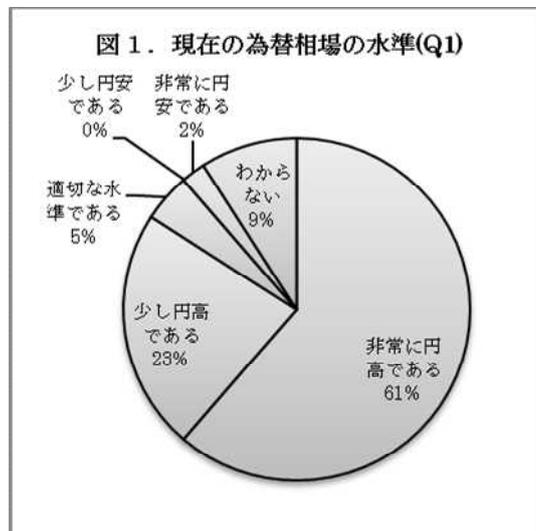
表 1. アンケート結果一覧

選択肢	1	2	3	4	5	6	7	8	計
Q1	27	10	2	0	1	4			44
Q2	各社の回答の平均は 1 ドル=95.595 円								37
Q3	1	18	11	7	7				44
Q4	0	11	21	8	5				45
Q5	15	12	7	2	8				44
Q6	35	5	0	0	1	4			45
Q7	28	17							45
Q8	3	1	41						45
Q9	8	13	12	11					44
Q10	6	26	9	2	2				45
Q11	6	37							43
Q11a	1	2	0	1					4
Q12	13	27							40
Q12a	3	8	0	2					13
Q13	0	2	4	3	1	1	25	5	41
Q14	3	39							42
Q15	1	2	2	7	1	1	22		36
Q16 売上%									2
Q16 選択肢	0	3	13	24					40
Q16 経常利益%									2
Q16 選択肢	0	4	12	24					40
Q17	5	21	12	5					43
Q18	中国 24、韓国 10、台湾 7、東アジア諸国 2、タイ 2、他								30
Q19	3	20	9	6					38
Q20	4	5	34						43
Q21	11	5	26						42

注) 計は回答数を表す。

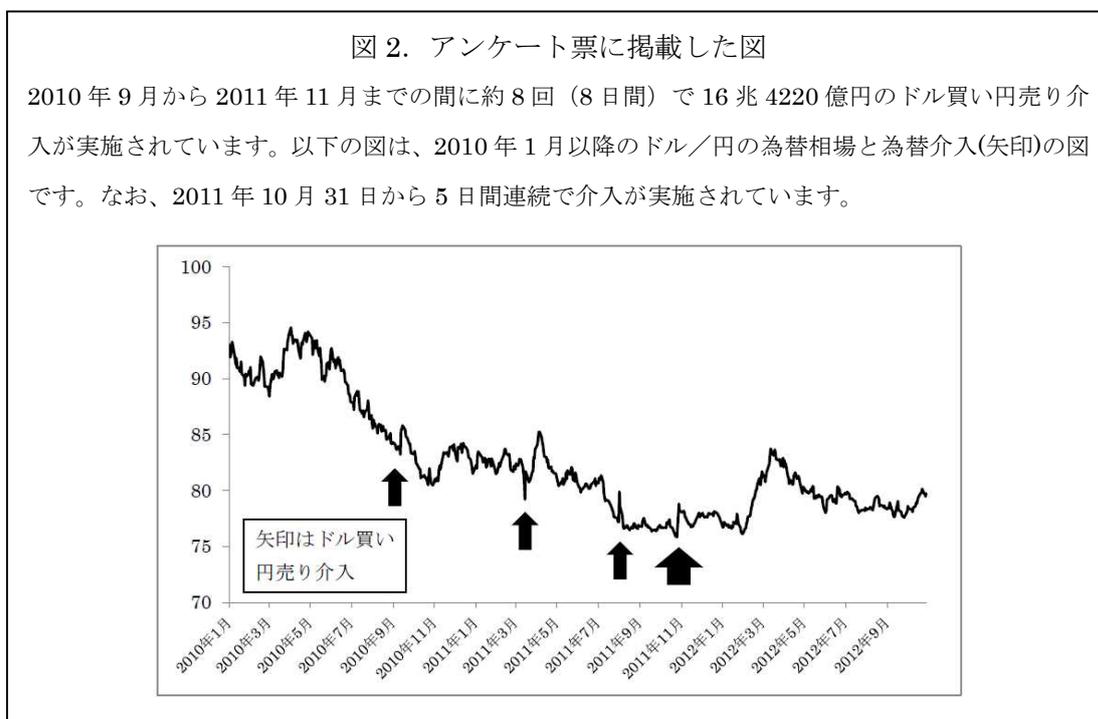
これらの結果から、各企業は非常に円高であると感じていることが伺える。「当社も海外取引があり、現状では採算（商売にならない）が取れないため、海外の合弁会社に窓口を移している」といった意見、韓国ウォンとの比較で円高であるとの指摘、日本の現在の国力を考えると 1 ドル=100 円くらいではないかという意見、「為替相場の適正水準などないのではないか。急激に変動しない仕組みが必要」が見られた。この設問 Q2 については、よ

り具体的に想定為替相場を尋ねる形式が望ましいが、中小企業の特徴として直接海外と取引するというよりも海外と取引している国内企業と取引していることが多いためこのような設問とした。



3.2.2 為替政策の効果について

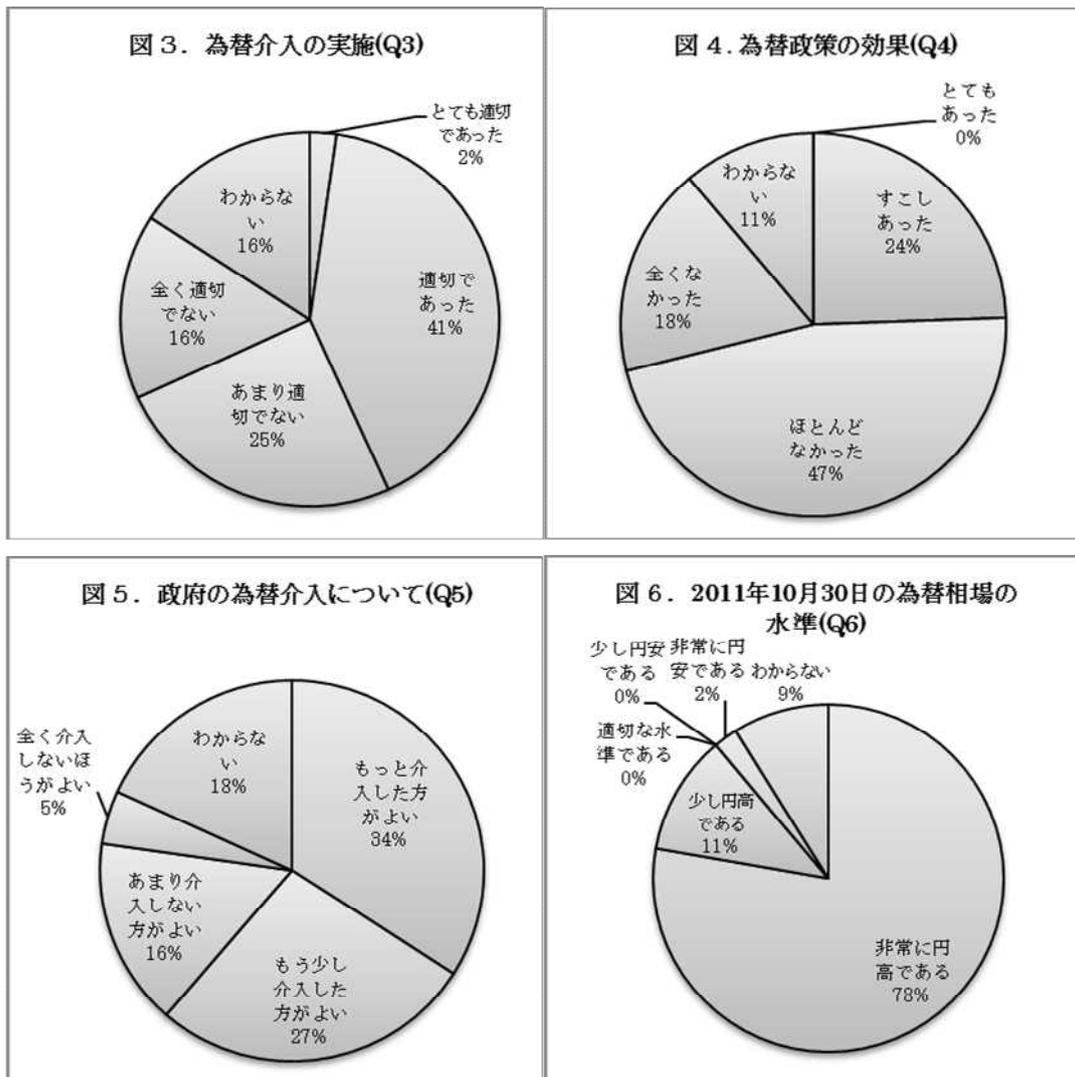
続いて、為替介入に関する設問項目を見ていく。どのような政策を実施したかを正確に理解したうえで、回答できるように下記のような一文と図を挿入している⁷ (図 2)。



企業が円高であると認識しているため、企業は円売りドル買い介入を望んでいるように

⁷ 詳細については、補足資料のアンケート票を参照。

予想される。しかし、設問 Q3 の「2010 年以降の為替介入の実施は適切であったと思いますか？」に関しては、「とても適切であった」が 2%、「適切であった」が 41%、「あまり適切でない」が 25%、「全く適切でない」が 16%であった。「とても適切であった」と「適切であった」を合わせると肯定的な回答が 43%、否定的な回答の「あまり適切でない」と「全く適切でない」を合わせると 41%であり、非常に拮抗している。



為替介入の効果はあったと企業は考えているのであろうか。「Q4. 2010 年以降の為替介入は効果があったと思いますか？」という設問については図 4 にまとめている。図 4 のように為替介入の効果に関しては、「とてもあった」は 0%であり、「少しあった」が 24%、「ほとんどなかった」が 47%、「全くなかった」が 18%であり、効果があったという回答が 24%に対して、「ほとんどなかった」「全くなかった」という効果に否定的な回答が約 65%であった。

為替介入をもっと頻繁に実施すべきか、という問いに対しては、「もっと介入した方がよ

い」という回答が 34%、「もう少し介入した方がよい」が 27%、「あまり介入しない方がよい」が 16%、「全く介入しないほうがよい」が 5%であった（図 5）。介入の効果がないと回答している企業が多いにもかかわらず、積極的に介入すべきとの回答が多いということは、介入の効果が出るまで介入すべきと考えている可能性もある。ただ、「効果が今ひとつ明確でないため」あまり介入しないほうが良いと言うコメントもあった。

設問 Q1 と同様に、設問 Q6 の「5 日間連続でおおよそ計 9 兆円の為替介入が実施される直前の 2011 年 10 月 30 日の為替相場 1 ドル=75.84 円注の水準をどう思いますか？」では、「非常に円高である」と回答した企業が 78%、「少し円高である」と回答した企業が 11%であり、合わせて実に 89%の企業が円高であると考えている（図 6）。この時期の為替相場は設問 Q1 の 2012 年 10 月末と比べても、企業が非常に円高であると答えた企業が多い。

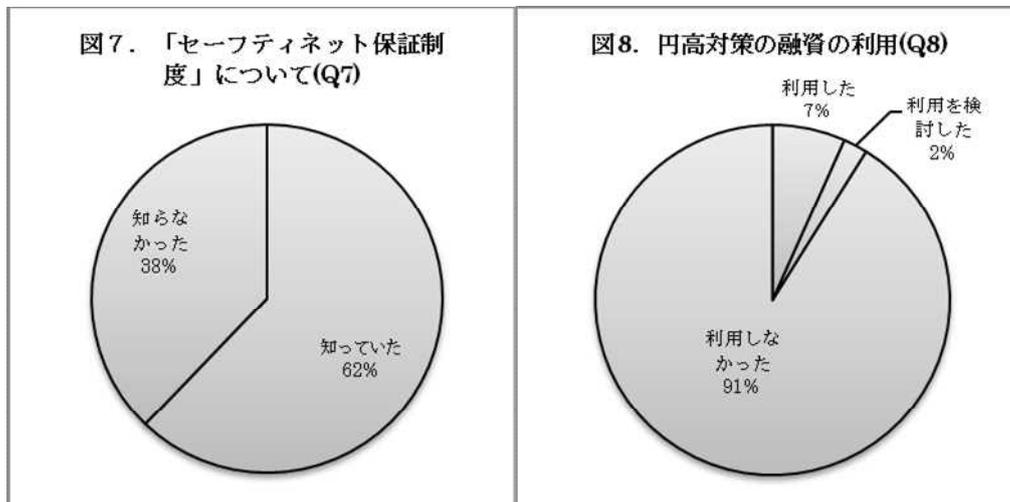
ここまでのアンケートの結果をまとめると、以下のようになる。企業は為替相場を円高であると感じている。しかし、為替介入の実施は適切であったという回答と適切でないという回答が拮抗している。そして、全体として為替介入の効果はあまりなかったという意見が多い。

非常に円高であるものの、為替介入を行っても全く円高が是正されないため、介入の効果がないと回答者は回答していると解釈できる。ただし、為替介入の実施があまり適切でないとは、タイミングが遅いまたは介入の規模が小さいなど、どの点に対して適切でないかということはこの設問では必ずしも明らかになっていない。企業はそもそも介入すべきではないと考えている可能性もある。このことから設問の設定にもいくつかの改良の可能性がある。「2012 年 10 月末(1 ドル=79.73 円)現在の為替相場の水準をどう思いますか？」という設問 Q1 は曖昧であるため、想定為替相場などを直接尋ねるほうがよい可能性がある。設問 Q3 の「2010 年以降の為替介入の実施は適切であったと思いますか？」については、タイミングが遅すぎるまたは早すぎるといった意味で適切でないという回答している場合と、タイミングは適切であったが政府が市場に介入すること自体が不適切だと受け取る可能性や介入の規模が小さすぎるまたは大きすぎる、効果がないという意味で不適切など、多くの受け取り方がありえる。「Q4. 2010 年以降の為替介入は効果があったと思いますか？」という設問は、ここでの介入の効果とは長期なのか短期なのか不明瞭であるため、もう少し具体的な設問としたほうがよい。この点については今後の改善を図る必要がある。

3.2.3 為替政策以外の円高対策

為替介入のほかにも円高対策の政策は存在する。例えば、東日本大震災及び円高への対応に係る中小企業資金繰り支援策として設けられている「セーフティネット保証制度」というものがあり、特に 5 号の「業況の悪化している業種（全国的）」では、円高の影響も企業認定基準のひとつとなっている。円高の影響によって、原則として最近 1 か月の売上高等が前年同月比で 10%以上減少し、かつ、その後 2 か月を含む 3 か月間の月平均売上高

等が前年同期比で 10%以上減少することが見込まれる中小企業者を対象とする要件がある。なお、売上高等の減少が円高によるものであることを具体的に記述した書面（理由書）が必要である。

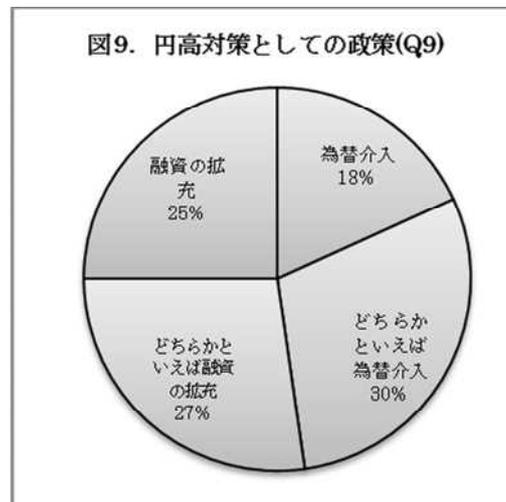


このような制度が広く知られているかを確認するために、「Q7. 東日本大震災及び円高への対応に係る中小企業資金繰り支援策として設けられている「セーフティネット保証制度（5号:業況の悪化している業種（全国的）」注を知っていましたか？」という問いを設けた。この問いに対しては「知っていた」が62%、「知らなかった」が38%であった（図7）。認知度はかなり高いことがわかる。

実際の利用状況について「Q8. 円高対策の融資（セーフティネット保証5号等）を利用しましたか？また、その理由はなぜですか？」という問いを設けた。この問いに対しては、図8のように「利用した」が7%、「利用を検討した」が2%、「利用しなかった」が91%であった。本稿のサンプルの中には利用したところは少ない。円高対策の融資については、必要なかったといった意見も多く見られた。今回の円高は短期的なものに限らないため、借り入れではなく、リストラで対応すべきものであるという意見もあった。その他の利用しなかった理由として「書類が多すぎる」というものもあった。セーフティネットについての認知度はあるものの、利用状況は芳しくない。

本稿の重要なアンケート項目として、円高対策の政策として為替介入と資金繰りへの融資の拡充のうちどちらが望ましいか、二つの政策を比較した点である。「Q9. 円高対策として「為替介入」と「資金繰りへの融資の拡充」の政策のうち、どちらかひとつのみ実施される場合、貴社の立場からみてどちらの政策が望ましいと思いますか？」という設問を行った。この設問の回答は、「為替介入」が18%、「どちらかといえば為替介入」が30%、合わせて48%が為替介入を望んでいる（図9）。「融資の拡充」が25%、「どちらかといえば融資の拡充」が27%、合わせて52%が融資の拡充の方が望ましいと考えている。かな

り拮抗しているため、どちらの方が良い円高対策の政策であるかは断定できないものの融資の拡充という政策の方が僅差で上回っている。なお、実際にセーフティネットを利用した企業については、融資の拡充をすべきと回答している。



為替介入によって為替相場を円安に誘導できたとしても、輸出企業にとってはメリットであっても輸入企業にとってはデメリットとなる。そのため、為替介入によって為替相場をゆがめるよりも補助金や資金繰りへの融資などその他の政策によって対処する方が望ましい可能性がある。一般的に国際貿易では関税政策よりも生産者補助金のほうが望ましいことが知られている⁸が、介入によって為替相場という価格をゆがめることについての弊害も考慮する必要がある。

3.2.4 為替相場の変動が企業に与える影響

残りの質問項目は各企業の状況に関するものである。「Q10. 貴社の業績は為替相場の変動からどの程度影響を受けますか？」の回答は「非常に受ける」が13%、「少し受ける」が58%、「あまり受けない」が20%、「全く受けない」「わからない」がそれぞれ2%であった。これは、東大阪商工会議所が実施したアンケート結果と似たような傾向があり、少し受ける企業が多い。

「Q11. 貴社は製品または原材料を海外の企業に直接輸出していますか？」という設問は、「している」が14%、「していない」が86%である。中小企業の特徴として、直接海外に輸出しているわけではなく、国内の他の大企業などに部品等を納品している場合も多い。同様に、「Q12. 貴社は製品または原材料を海外の企業から直接輸入していますか？」という設問は、「している」が33%、「していない」が68%である。本稿のサンプルでは、原

⁸ 例えば、大川(2007)の p.113 等を参照。

材料を海外から輸入している企業の方が輸出している企業よりも多い点が結果に影響を与えている可能性がある。

「Q14. 為替予約など金融取引を通じた為替変動リスクのヘッジを行っていますか？」という問いでは、「行っている」が7%、「行っていない」が93%であった。「Q15. 貴社では、円高に対してどのような対策を行っていますか？（複数回答可）」という問いに対しては特に行っていないという回答が最も多く61%、コスト削減が19%であった。大企業と異なり、中小企業は海外と直接取引を行っていないことも多いため、このような結果となったと考えられる。また、輸出入を行っていたとしてもリスクヘッジを行っていないことも多い。円高対策として海外債券の購入という回答した企業も存在した。しかし、最もシビアな意見としては、円高対策として「廃業」という回答をおこなった企業である。設問Q16については、ほとんど有効な回答を得られていない。為替相場が売り上げや経常利益にどの程度の影響があるかは必ずしも把握できていないのかもしれない。

他国との競争について、「Q17. 製品の価格や品質において、他国の企業と競争を感じていますか？」という質問では「とても感じている」が12%、「感じている」が49%、「あまり感じていない」が28%、「全く感じていない」が12%であった。「Q18. 特にどこの国の企業との競争を感じますか？」という設問では中国を挙げた企業が24社、韓国を挙げた企業は10社、台湾は7社、東アジア諸国が2社、タイが2社、その他としてアメリカ、ヨーロッパ、国内企業のみといった回答が得られた。さらに、「Q19. 他国の企業と比べて、貴社の技術的な競争力は高いですか？」では、「とても高い」が8%、「高い」が53%、「あまり高くない」が24%、「全く高くない」が16%であった。文字通り他国の企業よりも技術的な競争力が高いとすると、やはりコスト面での競争があると考えられる。以上のように技術的に劣っているわけではないが、他国、とくに中国、韓国、台湾との競争を感じていることがわかる。

「Q20. 店舗や工場の海外への移転を検討していますか？」については「検討していない」が79%、「検討している」が12%、「既の実施している」が9%であった。「Q21. 外国人労働者を受け入れるという移民政策に賛成ですか？」の設問では賛成が26%、反対が12%、どちらでもないが62%であった。

最後に自由回答欄のコメントを幾つか紹介する。「町工場レベルでは無力。価格競争力を増すため、新しい機械を購入したり、極力人を減らし、24時間無人で動かしましたが、リーマン以降、倒産、値引き等が多く、為替が円高に2年以上続いたため、ほとんどの商品が輸入に変わりつつあります」、「昔は経済が強くなると自国の通貨が高くなっていたが、近年の日本を見ると強くないのに円高になっている現象がある」、「為替介入は一時しのぎに過ぎない」、「日銀を信頼する」、「急な円高により大手銀行に勧められたデリバティブ商品により大変な損失がありました」という意見があった。

表2 相関係数

	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Q6	Q7	Q8	Q9	Q10	Q11	Q12	Q14	Q17	Q19	Q20	Q21	資本金	従業員数	売上高	経常利益					
Q1	1.00																									
Q2	-0.36	1.00																								
Q3	-0.30	0.12	1.00																							
Q4	-0.42	0.13	0.75	1.00																						
Q5	-0.15	0.12	-0.02	0.11	1.00																					
Q6	0.80	-0.06	-0.19	-0.22	-0.09	1.00																				
Q7	0.14	0.01	-0.31	-0.23	-0.04	0.13	1.00																			
Q8	0.07	-0.01	-0.19	-0.11	-0.29	0.10	0.24	1.00																		
Q9	-0.28	-0.05	0.35	0.26	0.43	-0.12	-0.11	-0.29	1.00																	
Q10	0.17	-0.40	-0.18	-0.18	0.42	0.20	0.04	-0.05	0.21	1.00																
Q11	-0.03	-0.07	0.26	0.27	-0.07	-0.06	-0.11	-0.12	-0.22	0.19	1.00															
Q12	-0.04	0.08	0.22	0.23	-0.05	0.02	0.10	-0.03	-0.13	0.21	0.48	1.00														
Q14	0.13	-0.36	0.11	0.24	-0.09	0.10	0.03	-0.08	-0.01	0.07	0.41	0.41	1.00													
Q17	-0.10	-0.04	-0.20	-0.20	0.11	-0.18	0.33	0.04	0.13	0.25	0.02	-0.09	-0.19	1.00												
Q19	0.04	-0.35	0.20	0.38	-0.28	-0.08	-0.08	0.30	-0.10	0.07	0.40	0.31	0.40	0.33	1.00											
Q20	0.14	-0.04	0.00	0.12	-0.30	0.17	0.14	0.41	-0.21	-0.09	0.28	0.01	0.16	0.05	0.32	1.00										
Q21	-0.04	-0.31	0.35	0.14	-0.04	-0.12	0.13	-0.09	0.49	-0.08	0.00	-0.29	0.19	-0.17	0.22	0.10	1.00									
資本金	-0.12	0.11	-0.37	-0.23	0.01	-0.08	-0.14	0.04	0.04	-0.04	-0.38	-0.31	-0.05	-0.05	-0.10	-0.42	-0.18	1.00								
従業員数	-0.14	0.10	-0.38	-0.32	-0.01	-0.11	-0.15	-0.01	0.04	-0.08	-0.38	-0.31	-0.35	0.05	-0.23	-0.39	-0.14	0.90	1.00							
売上高	-0.14	0.11	-0.36	-0.22	0.02	-0.11	-0.13	0.06	0.10	-0.09	-0.41	-0.05	-0.03	-0.05	-0.09	-0.51	-0.18	0.99	0.97	1.00						
経常利益	-0.19	0.20	-0.34	-0.26	0.04	-0.10	-0.12	0.09	0.10	-0.10	-0.42	-0.12	-0.06	0.01	-0.16	-0.52	-0.22	0.97	0.96	0.95	1.00					

3.3 相関係数

主な設問の回答間の相関係数は表 2 に掲載している。色付きの数値は有意水準 5%で相関係数がゼロであるという帰無仮説を棄却することを意味する。なお、選択肢の「わからない」を除いたデータで相関係数を計算している。有意であった主な相関係数の結果を見ていく。

一番左列の上から 4 行目の Q4 と Q1 の相関は -0.42 であり、このことは円高であると感じている企業ほど介入の効果がなかったと感じる傾向があることがわかる。つまり、現在の為替相場がそれほど円高でないと感じている企業は介入の効果があつたと感じていることになる。上から 9 行目、左から 3 列目の Q9 と Q3 の相関は 0.35 であり、為替介入が適切であったと思っている企業は融資よりも介入による円高対策を望み、為替介入が適切でなかったと捉えている企業は介入よりも融資を望むことがわかる。Q19 と Q4 の相関係数は 0.38 であり、これは他の企業と比べて技術的な競争力が高い企業ほど介入に効果があつたと考えていることを示し、反対に技術的に競争力が低い企業は介入に効果がなかったと考える傾向がある。

4 結論

本稿では、東大阪の企業に為替政策に関するアンケート調査を行った。中小企業が為替政策の効果をどのように受け止めているかを調査した研究はこれまでになく、学術的な意義・貢献があるといえる。本稿で得られた主な結論は、為替介入の効果には否定的な企業が多いこと、現在の為替相場の水準はかなり円高であると考えていること、企業はもっと頻繁に介入を行った方がよいと考えていることがわかった。また、円高対策の政策として、為替介入よりも資金の融資や補助金など、別の方法を検討する必要についても問題提起を行った。本稿の分析にはいくつかの留意点がある。本稿のアンケート調査は非常に特定の地域、そして非常に小標本の結果であることに注意が必要である。今回の結果をふまえてより大規模な調査を今後実施することが望まれる。

謝辞

本研究は、平成 23 年度大銀協フォーラム研究助成特別賞の研究助成を受けたものである。ここに深く感謝申し上げます。本研究を進めるにあたり、東大阪商工会議所の汐崎正典氏、梅崎直人氏より資料提供などを受け、また多くの企業にアンケートの回答にご協力いただいた。深くお礼申し上げます。なお、本稿の誤謬はすべて筆者の責任である。

参考文献

伊藤隆敏「日本の為替介入の分析」、経済研究、第 54 巻第 2 号、2003 年。

伊藤隆敏・鯉渕賢・佐藤清隆・清水順子「日本企業の為替リスク管理とインボイス通貨選

扱」RIETI Discussion Paper Series 10-J-032、2010年。

伊藤元重・伊藤研究室『円高・円安の企業行動を解く—為替変動の経済学』NTT出版、1996年。

大川昌幸『コア・テキスト国際経済学』新世社、2007年。

木村武・中山興「為替レートのボラティリティと企業の輸出行動」日本銀行、日本銀行調査月報、2000年。

中澤純治「近畿圏地域経済マクロ計量モデル(1999年改訂版)のための大阪府マクロ計量モデルの概要」政策科学、2000年。

東大阪商工会議所「東大阪商工月報」、No.722、2011年11・12月号。

星河武志「外国為替市場介入の株価に対する影響」Working Paper Series No.E-16, 近畿大学経済学部, 2011年5月。

Dominguez, Kathryn M., 1998. "Central bank intervention and exchange rate volatility1," *Journal of International Money and Finance*, vol. 17(1), pages 161-190.

Hoshikawa, Takeshi., 2008. "The Effect of Intervention Frequency on the Foreign Exchange Market: The Japanese experience". *Journal of International Money and Finance*, volume 27(4), pages 547-559.

Q4. 2010年以降の為替介入は効果があったと思いますか？

- 1) とてもあった 2) すこしあった 3) ほとんどなかった 4) 全くなかった 5) わからない

Q5. 政府の為替介入についてどのように思いますか？

- 1) もっと介入した方がよい 2) もう少し介入した方がよい
3) あまり介入しない方がよい 4) 全く介入しないほうがよい 5) わからない

Q6. 5日間連続でおよそ計9兆円の為替介入が実施される直前の2011年10月30日の為替相場1ドル＝75.84円^注の水準をどう思いますか？ 注) 東京インターバンク相場,ドル・円,スポット,17時時点

- 1) 非常に円高である 2) 少し円高である 3) 適切な水準である
4) 少し円安である 5) 非常に円安である 6) わからない

Q7. 東日本大震災及び円高への対応に係る中小企業資金繰り支援策として設けられている「セーフティネット保証制度 (5号:業況の悪化している業種 (全国的))」^注を知っていましたか？

- 1) 知っていた 2) 知らなかった

注) 全国的に業況の悪化している業種に属する中小企業者を支援するための措置。円高の影響によって、原則として最近1か月の売上高等が前年同月比で10%以上減少し、かつ、その後2か月を含む3か月間の月平均売上高等が前年同期比で10%以上減少することが見込まれる中小企業者を対象とする要件を追加。

Q8. 円高対策の融資 (セーフティネット保証5号等) を利用しましたか？また、その理由はなぜですか？

- 1) 利用した 2) 利用を検討した 3) 利用しなかった

理由 ()

Q9. 円高対策として「為替介入」と「資金繰りへの融資の拡充」の政策のうち、どちらかひとつのみ実施される場合、貴社の立場からみてどちらの政策が望ましいと思いますか？

- 1) 為替介入 2) どちらかといえば為替介入 3) どちらかといえば融資の拡充 4) 融資の拡充

為替相場の変動が貴社に与える影響について

Q10. 貴社の業績は為替相場の変動からどの程度影響を受けますか？

- 1) 非常に受ける 2) 少し受ける 3) あまり受けない 4) 全く受けない 5) わからない

Q11. 貴社は製品または原材料を海外の企業に直接輸出していますか？

- 1) している→Q11aへ 2) していない

Q11a. 直接輸出している場合、どの通貨建てで取り引きしていますか？

- 1) 円建て 2) ドル建て 3) ユーロ建て 4) その他 ()

Q12. 貴社は製品または原材料を海外の企業から直接輸入していますか？

- 1) している→Q12aへ 2) していない

Q12a. 直接輸入している場合、どの通貨建てで取り引きしていますか？

- 1) 円建て 2) ドル建て 3) ユーロ建て 4) その他 ()

Q13. 貴社について最も当てはまるものを1つ選択してください。

- 1) 輸出企業である 2) 輸入企業である
3) 輸出および輸入を行っている企業である
4) 国内の輸出企業と円建てでの取引が中心である
5) 国内の輸入企業と円建てでの取引が中心である
6) 国内の輸出企業および輸入企業との円建てでの取引が中心である
7) 貿易とは関係なく、国内産業と円建てでの取引が中心である
8) その他 ()

Q14. 為替予約など金融取引を通じた為替変動リスクのヘッジを行っていますか？

- 1) 行っている→Q14aへ 2) 行っていない

Q14a. 行っている場合、具体的にはどのようなことを行っていますか？

()

Q15. 貴社では、円高に対してどのような対策を行っていますか？（複数回答可）また、その詳細についてご記入ください。

- 1) 為替予約などの強化 2) 海外展開の強化 3) 国内展開の強化
4) コスト削減 5) 技術開発の強化 6) その他 7) 特に行っていない

貴社で実施している円高対策について具体的な内容はなんですか？

()

Q16. 為替相場が対ドルで1円円高になるとどのくらい影響を受けますか？

- 売上高が () %程度、[1) 上がる 2) 下がる 3) 変わらない 4) わからない]
経常利益が () %程度、[1) 上がる 2) 下がる 3) 変わらない 4) わからない]

Q17. 製品の価格や品質において、他国の企業と競合を感じていますか？

- 1) とても感じている 2) 感じている 3) あまり感じていない 4) 全く感じていない

Q18. 特にどこの国の企業との競合を感じますか？（複数回答可）

(国名)

Q19. 他国の企業と比べて、貴社の技術的な競争力は高いですか？

- 1) とても高い 2) 高い 3) あまり高くない 4) 全く高くない

Q20. 店舗や工場の海外への移転を検討していますか？

- 1) 既に実施している 2) 検討している 3) 検討していない

Q21. 外国人労働者を受け入れるという移民政策に賛成ですか？

- 1) 賛成 2) 反対 3) どちらでもない

貴社の概要について

貴社名	
業種	
所在地	
資本金	
従業員数	
2011年度売上高	
2011年度経常利益	

自由コメント欄

(為替政策への政府に対する要望やこのアンケートについて何かコメントなどございましたらお書きください)

--

質問は以上です。お忙しいところ、ご回答をいただきまして大変ありがとうございました。

非伝統的金融政策とリスク・プレミアム
- 金融構造の視点からの日米比較研究 -

阪南大学 経済学部
王 凌

目 次

1. はじめに
2. 日米の非伝統的金融政策の実施手法
 - (1) 日本
 - (2) アメリカ
3. 実証分析
 - (1) 使用データ
 - (2) 予備的検定
 - (3) VARモデルによる分析
4. まとめ

参考文献

図表

1. はじめに

中央銀行の金融政策は、通常、公開市場操作を通じて政策金利の誘導を目的として実施される。市場金利を操作して金融調節を行うこの通常の金融政策運営方式を「伝統的」(conventional)とするなら、これと異なる金融政策運営方式は「非伝統的」(unconventional)である。

グローバルな金融危機のもとで世界同時不況が深刻化するなか、2008年以降、主要国の中央銀行は相次いで「非伝統的金融政策」を採用し、その動きが世界的に注目されている(Klyuev *et al.*[2009])。アメリカの中央銀行にあたるFRB(連邦準備理事会)は、2008年12月に政策金利であるFFレート(Federal Funds Rate)の誘導目標水準を0% - 0.25%にまで引き下げ、事実上のゼロ金利政策に移行した。政策金利がゼロ近辺まで低下した後の追加緩和として、FRBは金融資産を大量に買い取り、金融市場に潤沢な流動性を供給するなど、非伝統的な政策手段に踏み込んだ金融政策運営を行っている。金融資産の大量購入(Large-Scale Asset Purchase, LSAP)によって、FRBのバランスシートの規模が大きく拡大され、資産サイドの構成内容も標準的な中央銀行のそれとは大きく異なるものになった(Blinder[2010])。

しかし、金融政策史上初めて非伝統的な金融政策に踏み込んだのが日本銀行である。「ゼロ金利政策」の後、長引くデフレ不況に対処するために、日本銀行は金融調節の主たる操作目標を無担保コールレート(翌日物)から日銀当座預金に変更し、国債買入れオペなどを通じて、「量的緩和」(Quantitative Easing, QE)といった非伝統的な金融政策を、2001年3月から2006年3月にかけて実施していた。

日米両国の非伝統的金融政策は、両方とも名目金利の非負制約下における金融緩和強化策であり、中央銀行のバランスシートの規模を拡大させるものであるが、実施手法に大きな違いがある。日本銀行において実施された「量的緩和」は中央銀行のバランスシートの負債サイドである日銀当座預金残高を目標としていたのに対して、FRBの非伝統的金融政策は最初に「信用緩和」(Credit Easing, CE)と呼ばれ、中央銀行のバランスシートの資産サイドをより重視し、貸出や証券などFRBが保有する資産の構成も大きく変動させる(Bernanke[2009])。¹

本論文は、金融構造(Financial Structure)という視点から、こうした日本銀行とFRBの政策アプローチおよび効果の相違を考察することを試みる。先行研究では、金融構造は、“the mixture of financial instruments, markets, and intermediaries operating in an economy”と定義され(Goldsmith[1969])、資金不足主体の資金調達、銀行などの金融仲介機関を通じて間接的に資金余剰主体から行われるのか、市場を通じて直接に行われるのかによって、銀行中心(bank-based)の金融システムと市場中心(market-based)の金融システムに分かれている(Allen and Gale[2000])。この基準で分類すると、第二次大戦後の日本の金融システムは銀行中心型で、アメリカの金融システムは市場中心型であるという見方が通説である。

金融構造と金融政策の効果とはどのような関係性があるのか?クレジット・ビュー(Credit View)という考え方に基づいて言うと、金融政策が銀行融資依存の企業(例えば、中小企業)に強い影響を及ぼすことや、銀行の貸出能力・貸出意欲が金融政策の有効性に大きな影響を及

¹ FRBの公表資料の中で、2007年以降の金融緩和政策について、“QE”ではなく、“CE”、“LSAP”などの用語を使ってきた。

ぼすことは先行研究によってすでに明らかにされている。² さらに、鈴木[1966]は、日本の銀行は安定貸出先を長期的に確保するため、金融引締期に採算が取れなくても、取引先企業の必要に応じて融資を行ったことを指摘し、銀行・企業間の取引関係（bank-firm relationship）が金融政策の効果に影響を及ぼすことを示唆した。したがって、銀行中心型の金融システムでは、金融政策の波及効果は銀行部門（金融仲介機関）の行動・パフォーマンスに大いに依存し、市場中心型の金融システムにおけるそれと大きな相違があるだろうと、筆者は考える。

近年、日本では「量的緩和政策」について活発な研究が行われている（例えば、鶴飼[2006]、加藤[2010]、本多・黒木・立花[2010]、福田[2010]、本多・立花[2011]、植田[2012]）。アメリカにおいても、CE、LSAPなどの非伝統的金融政策について、分析が盛んに行われている（例えば、D'Amico and King[2010]、Gagnon *et al.*[2011]、Chen *et al.*[2012]、D'Amico *et al.*[2012]、Hamilton and Wu[2012]）。また、各国で採用された非伝統的金融政策をまとめる研究も、行われ始めている（例えば、地主・高屋・田中[2011]、Gambacorta *et al.*[2012]）。しかし、金融構造に着目した非伝統的金融政策に関する比較研究は、筆者の知る限りでは、国内外とも皆無に等しいようである。

本論文では、金融構造の違いによって、日米の非伝統的金融政策がリスク・プレミアムへの波及効果に有意な相違があるかどうかを、日本とアメリカの時系列データを用いながら実証的に分析する。

本論文の構成は以下の通りである。まず第2節では、日本銀行とFRBの金融政策決定に関する公表資料を整理し、日本の「量的緩和政策」（2001年3月-2006年3月）とアメリカの“CE&LSAP1”（いわゆる“QE1”、2007年12月-2010年3月）の実施手法におけるアプローチの違いを明らかにする。第3節では、日本とアメリカの時系列データを用いて、日本銀行とFRBの非伝統的金融政策が、両国金融市場におけるリスク・プレミアムにどれほどの影響があるのかを実証的に分析する。最後に第4節では、これまでの結論を要約するとともに、以上の分析から導かれるいくつかのインプリケーションについて述べることにする。

2. 日米の非伝統的金融政策の実施手法

(1) 日本

日本銀行は、2001年3月19日、デフレ脱却を目標にして「量的緩和政策」を採用した。金融市場調節の操作目標を、金利目標（無担保コールレート翌日物）から資金量目標（日銀当座預金残高）に変更し、そして、主に長期国債の買いオペの実施によって日銀当座預金残高を増やした。しかも、日本銀行は、市場に対して、このような潤沢な資金供給を消費者物価指数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と、明確な形でコミットした。

表2-1には、「量的緩和政策」期間中の主な金融政策変更がまとめられている。図2-1は、「量的緩和政策」期間中の日銀長期国債買入額の推移を示している。表2-1と図2-1を見ると、日本銀行は当座預金残高目標（バランスシートの負債サイド項目）に合わせて、長期国債の購入目

² クレジット・ビューの理論体系および内容は、王[2005a, 2005b]、Wang[2013]を参照されたい。

標額を累次にわたって引き上げていたことがわかる。日本銀行のこのような、持続的かつ大規模な長期国債買入は、日本銀行のバランスシートの規模を大きく増加させたが、資産サイドの構成内容に大きな変化をもたらさなかった。図2-2に示されているように、国債（短期国債および長期国債）は一貫して、日本銀行の資産額の大半を占めている。日本銀行は、信託財産株式、資産担保証券などのリスク資産も保有しているが、その額は非常に小さい。

日本銀行が市中銀行などの金融機関を対象に長期国債の買いオペを行い、潤沢な資金を供給したが、図2-3が示したように、供給された資金の多くは实体经济に行き渡らず、そのまま銀行システム内に滞留しており、市中銀行の超過準備として積み上げられた。

（2）アメリカ

2007年夏に、サブプライムローン問題が引き金となり、アメリカの住宅市場バブルが崩壊した。これを発端として、アメリカの金融市場が大きな混乱に陥った。図2-4に示されているように、逼迫した金融市場を安定化させるために、FRBは過去に例のないスピードで政策金利であるFFレートを引き下げた。特に、2008年9月に名門投資銀行リーマン・ブラザーズが破綻し、世界金融市場に大きなショックを与えた危機的な状況の中、FRBは2008年12月16日にFFレートを0%-0.25%に引き下げ、これで政策金利の下げ余地がなくなった。

加えて、2007年12月から、FRBは様々な新しい形の貸出政策（lending facilities）を打ち出して金融市場および市場参加者（金融機関、機関投資家など）に流動性を供給してきた（表2-2を参照）。

さらに、FRBは2008年11月25日に、長期証券の買入プランを発表し、大規模な資産購入（総額1.75兆ドル）を始めた（表2-3を参照）。

FRBの積極的な信用緩和および大規模な資産購入によって、FRBのバランスシートの規模が大きく増大したとともに、資産サイドの構成内容も大きく変化し、複雑な内容になった（図2-5～図2-8を参照）。

（3）日米の非伝統的金融政策の実施手法の相違点

日本の「量的緩和政策」とアメリカの“QE&LSAPI”は、いずれも、短期金利が0%もしくは0%に近い状態で多額の資金を金融システムに注入して金融緩和を強化したという点で共通している。しかし、両者のアプローチが異なる。

日本銀行の場合、主に市中銀行から長期国債を買入れることで、直接的に貸し手で金融仲介機能を担っている市中銀行に大量の資金を供給した。言い換えると、日本銀行は、主に市中銀行を通じて（市中銀行を中心にして）、非伝統的金融政策を行ったのである。

FRBの場合、多様かつ複雑な仕組みで金融市場の参加者（銀行以外の金融機関や投資家なども多く含まれる）に貸出したとともに、市場性の高い金融商品（例えば、証券化商品）も買入れて、直接的に金融市場に大量の資金を供給した。すなわち、FRBは、主に市場を通じて（市場を中心にして）、非伝統的金融政策を行ったのである。

したがって、金融構造が非伝統的金融政策の手法に影響を与えていると言えよう。日米両国は異なるアプローチを採用した背景として、日本より当時のアメリカは金融不安の度合いがはるかに大きいという金融情勢の違いも挙げられる。しかし、金融市場の機能を回復させるために

多様かつ複雑な仕組みで直接的に金融市場に資金を供給することができたことは、アメリカの金融構造と密接不可分であると考えられる。

3. 実証分析

リスク・プレミアムは、金融システムの中でリスクがどの程度認識されているのかを示している。そして、リスク資産の期待リターンと安全資産の期待リターンとを比較する（言い換えれば、安全資産をベンチマークにする）形を取っているので、リスク資産の期待リターンだけを見る方法と比べると、より客観的に市場参加者のリスク資産への投資態度・意欲を評価できる。したがって、リスク・プレミアムは、金融システムの安定性や市場参加者の投資の意思決定などを反映する重要な指標である。

リスク・プレミアムを算出する際に、リスク資産と安全資産の選定によって結果が異なる。本論文では、CP金利と短期国債利回りとの差を短期リスク・プレミアムとし、長期社債利回りと長期国債利回りとの差を長期リスク・プレミアムとしている。

図3-1と図3-2には、日本の「量的緩和政策」期間中の短期・長期リスク・プレミアムが示されており、アメリカの“CE&LSAPI”期間中の短期・長期リスク・プレミアムは図3-3と図3-4に示されている。両国のリスク・プレミアムを比べてみると、短期でも長期でも、アメリカのほうがはるかに高いことがわかる。2007年夏のベア・スターンズ危機と2008年秋のリーマン・ブラザーズ倒産がアメリカのリスク・プレミアムの急上昇をもたらしたことも観察できる。

3

図で確認する限りでは、日米両国において、いずれも非伝統的金融政策実施期間中、リスク・プレミアムが最終的には圧縮されたように見える。この節では、日本とアメリカの時系列データを用いて、非伝統的金融政策が、それぞれ日米両国のリスク・プレミアムにどれほどの影響をもたらすのかを実証的に分析する。異なる金融構造を持つ日米両国間で、非伝統的金融政策のリスク・プレミアムへの波及効果にどのような違いがあるのかを明らかにする。

(1) 使用データ

日本の場合、月次データ（量的緩和政策期間：2001年3月 - 2006年2月）を利用する。⁴ アメリカの場合、週次データ（CE&LSAPI期間：2007年12月12日 - 2010年3月31日）を用いることにする。各データの詳細および出所は次の通りである。

① 短期リスク・プレミアム（SRP）

日本：国内 CP（3ヶ月）発行平均金利と政府短期証券（3ヶ月）利回りとの差である。両方とも、日本銀行の『金融経済統計月報』からとった日次データを月平均に変換した。

アメリカ：資産担保 CP（3ヶ月）金利（90-day Asset-backed CP Interest Rate）と短期国債（3ヶ月）利回り（Yield on 3-month Treasury Bill）との差である。両方とも、FRB がホームページ

³ 2007年夏、米大手証券会社ベア・スターンズ傘下の二つのヘッジファンドが、サブプライムローンを担保とする証券への投資に失敗したことが明らかになり、金融市場の混乱を引き起こした。

⁴ 量的緩和政策は2006年3月9日に解除され、3月中の実施期間が非常に短かったため、2006年3月をサンプル期間から外した。

ジで公表したデータで、日次データを週平均に変換したものである。CP市場はアメリカの短期金融市場における中核である (Kacperczyk and Schnabl[2010])。2007年以降の金融危機において、その短期資金を調達するという機能が大きく損なわれ、とりわけ、資産担保CP (ABCP)市場がサブプライムローン問題から大きく影響され、投資家のABCPに対する投資意欲が著しく悪化した。このような事情を考慮して、本論文では、短期リスク・プレミアムを算出する際に、ABCPを用いたのである。

② 長期リスク・プレミアム (LRP)

日本：社債 (12年) 利回りと長期国債 (10年) 利回りとの差である。⁵ 両方とも、月末値で、日本銀行の『金融経済統計月報』から得られた。

アメリカ：ムーディーズBaa格 (長期) 社債利回り (Yield on Moody's Baa-rated Corporate Bond) と長期国債 (10年) 利回り (Yield on 10-year Treasury Note) との差である。両方とも、FRBがホームページでの公表データで、日次データを週平均に変換したものである。

③ 非伝統的金融政策の実施手法に関する代理変数

第2節では、日米の非伝統的金融政策の実施手法における相違を分析した。その分析結果に基づいて、以下の二つ非伝統的金融政策の実施手法に関する代理変数を考えた。

③-1 中央銀行の長期国債買入れを表す変数 (MF)

日本：日本銀行のバランスシートの資産側の「長期国債」の残高を採用した。

アメリカ：FRBのバランスシートの資産側の「中長期国債」(Notes and Bonds)の残高を採用した。

③-2 中央銀行による流動性供給を表す変数 (LF)

日本：流動性供給関連の日本銀行の資産 (「短期国債」、「買入手形」、「買現先勘定」、「CP等」、「社債」、「資産担保証券」、「指数連動型上場投資信託(ETF)」、「不動産投資信託(J-REIT)」、「貸出金」)の合計である。各資産項目のデータは日本銀行ホームページ掲載のデータである。なお、標本期間中、「CP等」、「社債」、「指数連動型上場投資信託」および「不動産投資信託」の保有残高はゼロである。

アメリカ：流動性供給関連のFRBの資産 (「流動性・貸出供給」[Liquidity and Credit Facilities]、「短期国債」[Bills]、「政府機関債」[Federal Agency Debt Securities]および「不動産担保証券」[Mortgage-Backed Securities])の合計である。⁶ 各資産項目のデータはFRBがホームページで公表したデータである。

④ 実体経済の状況を表す変数 (RF)

実体経済の変動をコントロールするため、実体経済の状況を表す代理変数を次のようにした。

日本：経済産業省が公表した「鉱工業生産指数」(季節調整値)を用いた。

⁵ 長期社債 (10年) 利回りについての連続時系列データが取得できなかったため、日本銀行公表の社債 (12年) のデータを用いた。

⁶ 「流動性・貸出供給」(Liquidity and Credit Facilities)の構成内容は、次の通りである：Term Auction Credit、Primary Credit、Secondary Credit、Seasonal Credit、Primary Dealer Credit Facility、Asset-Backed Commercial Paper Money Market Mutual Fund Liquidity Facility、Term Asset-Backed Securities Loan Facility、Commercial Paper Funding Facility、Central Bank Liquidity Swaps (表2-2と図2-6を参照)。

アメリカ：米労働省（U.S. Department of Labor）が公表した「新規失業保険申請件数」（Unemployment Insurance Initial Claims）（季節調整値）を採用した。

なお、すべての変数に、対数をとった値を利用した。

（2）予備的検定

時系列データを用いて実証分析を行う前に、時系列変数の性質を調べなければならない。そこでまず、上に示した各変数の時系列データについて、単位根検定を行った。その結果は、表3-1と表3-2に示される。

日本の場合、リスク・プレミアム変数は定常であり、それ以外の各変数はI(1)変数である。アメリカの場合、すべての変数がI(1)変数であるので、これらの変数は共和分関係にあるかどうかを調べるために、Johansenの共和分検定を行った。その結果は、表3-3と表3-4に示される。(SPR, MF, LF, RF)の4変数システムおよび(LPR, MF, LF, RF)の4変数システムにおいて、共和分ベクトルの存在は認められなかった。⁷

（3）VARモデルによる分析

単位根検定と共和分検定の結果に基づいて階差の操作をしてから、VARモデルを用いてGrangerの因果性テストを行い、インパルス反応関数を調べた。具体的に言うと、日本の場合、(SPR, MF, LF, RF)の4変数システムおよび(LPR, MF, LF, RF)の4変数システムにおいて、リスク・プレミアム変数はレベル変数で、ほかの変数は一階階差をとっている。アメリカの場合、すべての変数は一階階差をとっている。

ラグ次数はAIC基準により決定した。日本の場合、(SPR, MF, LF, RF)の4変数システムおよび(LPR, MF, LF, RF)の4変数システムにおいて、それぞれ4期と3期のラグが選ばれた。アメリカの場合、それぞれ3期と2期のラグが選ばれた。

① Grangerの因果性テスト

日本に関する結果は、表3-5と表3-6に示される。結果を見ると、次の4つのことがわかる。第1に、日本銀行による流動性の供給と短期リスク・プレミアムの間には、相互にGrangerの因果性が存在し、フィードバックの関係がある。第2に、短期リスク・プレミアムから長期国債買入れへのGrangerの因果性が存在する。第3に、日本銀行の「量的緩和政策」と長期リスク・プレミアムとの間の因果関係は観測されない。第4に、(SPR, MF, LF, RF)の4変数システムおよび(LPR, MF, LF, RF)の4変数システムの両方において、長期国債買入れから流動性供給へのGrangerの因果性が存在する。

アメリカに関する結果は、表3-7と表3-8に示されている。まず、日本と同じような結果を確認しよう。第1に、FRBによる流動性の供給から短期リスク・プレミアムへのGrangerの因果性が存在する。第2に、短期リスク・プレミアムからFRBの長期国債買入れへのGrangerの因果性

⁷ 3つのモデルと2つの検定方法によって共和分検定を行った。(SPR, MF, LF, RF)の4変数システムの場合、検定結果が不安定で、しかも十分な有意性を持っていない(最大固有値検定の結果が有意になっていない)ので、共和分ベクトルが存在する可能性が低いと考えられる。

が存在する。次に、結果における日本との相違を検討しよう。第1に、日本で観測されなかった非伝統的金融政策と長期リスク・プレミアムとの間の因果関係は、アメリカで観測された。統計的有意性の基準を15%まで緩めるならば、“CE&LSAPI”期間中、FRBの流動性供給も長期国債買入れも、長期リスク・プレミアムとフィードバックの関係にある。第2に、日本で観測された、中央銀行による長期国債買入れから中央銀行の流動性供給へのGrangerの因果性は、アメリカで観測されない。第3に、実体経済から長期リスク・プレミアムへのGrangerの因果性は、日本で観測されなかったが、アメリカで観測された。

② インパルス反応関数

Grangerの因果性テストは、ある変数の過去の値が他の変数に影響を及ぼすか否かを示すことができるが、その影響の方向および大きさを明示的に表すことができない。したがって、VARモデルでのインパルス反応関数（累積効果）を観察した。なお、変数の政策的なコントロールビリティを考慮して、変数の順序を（SPR, RF, LF, MF）と（LPR, RF, LF, MF）にした。

日本についての結果は、図3-5と図3-6によって示されている。この結果について特に注目されるのは、次のことである。第1に、流動性供給のショックは、短期リスク・プレミアムにマイナスの影響を与えている（長期リスク・プレミアムにもマイナスの影響を与えているが、結果は有意になっていない）。第2に、長期国債買入のショックにともなうリスク・プレミアム（短期および長期）の反応は、統計的に有意になっていない。第3に、短期リスク・プレミアムのショックに対して、流動性供給のプラスの反応は2ヶ月後および3ヶ月後に有意になっている。第4に、長期国債買入のショックに対する流動性供給の反応はプラスとなっている。最後に、流動性供給のショックに伴う長期国債買入の反応はマイナスである。

アメリカについての結果は、図3-7と図3-8に描かれている。結果を見ると、次のことがわかる。第1に、流動性供給のショックは、短期リスク・プレミアム（有意性が弱い）にも長期リスク・プレミアムにも、プラスの影響を与えている。第2に、長期国債買入のショックに対するリスク・プレミアム（短期および長期）の反応は、統計的に有意になっていない。第3に、リスク・プレミアム（短期および長期）のショックに対して、流動性供給の反応はプラスとなっている。第4に、実体経済（失業）のショックは、長期リスク・プレミアムにプラスの影響を与えている。最後に、統計的有意性は弱いだが、実体経済（失業）のショックに対して、流動性供給の反応はプラスとなっている。

4. まとめ

本論文では、日本とアメリカとの比較分析を行い、金融構造が非伝統的政策の手法および効果に影響を与えていることを明らかにした。

銀行中心型金融システムを有する日本では、主に市中銀行から長期国債を買入れることによって、「量的緩和政策」が行われていたのに対して、市場中心型金融システムを有するアメリカでは、金融市場参加者（銀行以外の金融機関や投資家なども多く含まれる）への貸出および市場性の高い金融商品の買い入れで、CE&LSAPIが実施されていた。

そして、日本とアメリカの時系列データをそれぞれ用いて行った実証分析の結果をまとめる

と、以下の通りである。

(1) 日本でも、アメリカでも、中央銀行による流動性の供給が短期リスク・プレミアムに有意な影響を与えることが明らかとなった。日本では、それはマイナスの影響であるのに対して、アメリカではプラスの影響である。

(2) 日本でも、アメリカでも、中央銀行が金融政策を運営する際に、リスク・プレミアムの動向を注意深く観察していることが明らかとなった。例えば、日本では、短期リスク・プレミアムの上昇は、日本銀行の流動性供給を増加させる。そして、アメリカでは、短期リスク・プレミアムも長期リスク・プレミアムも、その上昇は、FRBの流動性供給を増加させる。

(3) 日本では、長期リスク・プレミアムに対する「量的緩和政策」の効果が検出されなかった。特に注目しているのが、「量的緩和政策」の主な実施手段としての日本銀行による長期国債買入れは、短期リスク・プレミアムにも長期リスク・プレミアムにも、有意な影響がない。一方、アメリカでは、FRBの流動性供給が長期リスク・プレミアムにプラスの影響を与えることが検出された。

(4) 日本では、中央銀行による長期国債買入れが流動性供給にプラスの影響を与えること（長期国債買入れの先行性）が観測されたが、アメリカでは、それが観測されなかった。

(5) アメリカでは、“CE&LSAPI”期間中、実体経済と金融との密接な関係が確認された。例えば、失業状況の悪化は、長期リスク・プレミアムにプラスの影響を与え、FRBの流動性供給を増加させることが明らかとなった。⁸ しかし、日本では、「量的緩和政策」の期間中、このような実体経済と金融との関係が統計的に確認されなかった。

したがって、金融構造の違いによって、日米の非伝統的金融政策がリスク・プレミアムへの波及効果に有意な相違があると言えよう。

さらに、本論文の分析結果から、次の2つのインプリケーションが導かれる。

第1は、日本銀行による長期国債買入れがリスク・プレミアム（短期および長期）に影響がないことは、日本で実施された非伝統的金融政策のポートフォリオ・リバランス効果が弱いことを示唆している。日本銀行は主に長期国債の買入れで市中銀行に大量の資金（ベース・マネー）を注入したが、市中銀行のリスクテイク行動および資産構成における大きな変化（すなわち、金融資産間のシフト）をもたらすことがなかった。王[2011]は日本銀行の長期国債買入れが長期金利に有意な負の影響を与えるという分析結果を得ている。「量的緩和政策」の主要な実施手法である長期国債買入れが長期金利に負の影響を与えるが、長期リスク・プレミアムに影響がないということは、「量的緩和政策」の時間軸効果の存在を示唆している。したがって、本論文の分析結果は、「量的緩和政策」の政策コミットメントの有効性を提示する先行研究（例えば、Baba *et al.*[2006]、Oda and Ueda[2007]、白塚・寺西・中島[2010]）と整合的で、これらの先行研究の結論を実証的に支持するものである。

⁸ 実際、FRBが非伝統的金融政策を実施する際に、一貫して雇用状況を重視している。例えば、2012年9月13日に発表した金融緩和強化策（いわゆる“QE3”）では、労働市場の見通しが大幅に改善しなければ機関不動産担保証券（agency MBS）の買入れを継続するという方針を取っている。そして、2012年12月12日に発表した金融緩和強化策（いわゆる“QE4”）では、失業率が6.5%以上である限り、超低金利政策（FFレートを0%-0.25%に維持する）を継続するという失業率目標を導入した。

第2は、FRBによる流動性供給がリスク・プレミアム（短期および長期）に有意な正の影響を与えることから、アメリカで実施された非伝統的金融政策のポートフォリオ・リバランス効果が強いことが推察される。多様かつ複雑な市場の仕組みを通じてFRBの流動性供給を受けた金融市場の参加者（金融機関や投資家など）は資産構成を調整したと考えられる。そして、“CE&LSAPI”期間中のアメリカは極度の金融不安に陥り、リスク資産に対する需要が急減したことを考えると、検出された影響はプラスであることは、FRBから供給された流動性を用いてABCPや格付けの低い社債などのリスク資産より安全な金融資産にシフトし、リスク資産の利回りを上昇させたという市場参加者の「質への逃避」(flight to quality) 行動を示唆している。金融資産の種類によって、リスク・プレミアムに対する金融緩和政策の効果も違うことは、先行研究においても確認されている。Kimura and Small[2006]は、日本のデータを用いて、日銀当座預金残高の増加が、国債や格付けの高い社債のリスク・プレミアムを低下させるが、株式や格付けの高い社債のリスク・プレミアムを増加させることを実証的に明らかにした。本論文の分析結果は、アメリカに関するものであり、この先行研究を補完するものとなっている。もちろん、より客観的な結果を得るために、非伝統的金融政策と資産価格との関係を詳細に検証することが必要である。これは、今後の課題にしたい。

参考文献：

- 植田和男 [2012] 「非伝統的金融政策の有効性：日本銀行の経験」『現代経済学の潮流 2012』（日本経済学会）第 1 章，東洋経済新報社，3-32 ページ。
- 鶴飼博史 [2006] 「量的緩和政策の効果：実証研究のサーベイ」『金融研究』第 25 巻第 3 号，日本銀行金融研究所，1-45 ページ。
- 王 凌 [2005a] 「銀行貸出とマクロ経済（1）—クレジット・ビューの理論・実証研究の展望」『経済論叢』（京都大学）第 176 巻第 1 号，43-62 ページ。
- 王 凌 [2005b] 「銀行貸出とマクロ経済（2）—クレジット・ビューの理論・実証研究の展望」『経済論叢』（京都大学）第 176 巻第 11・12 号，118-130 ページ。
- 王 凌 [2011] 「量的緩和政策と長期金利—金融構造の視点からの日米比較研究」ワーキング・ペーパー。
- 加藤 出 [2010] 「短期金融市場で何が起きたか？—量的緩和策と現在の非伝統的政策との比較を踏まえて」『フィナンシャル・レビュー』通巻第 99 号，財務省財務総合政策研究所，115-151 ページ。
- 地主敏樹・高屋定美・田中敦 [2011] 『日本経済浮揚のための金融政策の可能性検討—日米欧の金融市場ならびに実体経済に照らした実証分析—』（金融政策研究会報告書），関西社会経済研究所。
- 白塚重典・寺西勇生・中島上智 [2010] 「金融政策コミットメントの効果：わが国の経験」『金融研究』第 29 巻第 3 号，日本銀行金融研究所，239-266 ページ。
- 鈴木淑夫 [1966] 『金融政策の効果』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」『フィナンシャル・レビュー』通巻第 99 号，財務省財務総合政策研究所，59-81 ページ。
- 本多祐三・立花実 [2011] 「金融危機と日本の量的緩和政策」*Discussion Paper 11-18*, Discussion Papers In Economics And Business (Osaka University).
- 福田慎一 [2010] 「非伝統的金融政策—ゼロ金利政策と量的緩和政策」『フィナンシャル・レビュー』通巻第 99 号，財務省財務総合政策研究所，9-34 ページ。
- Allen, F. and D. Gale [2000] *Comparing Financial Systems*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Baba, N., M. Nakashima, Y. Shigemitsu, and K. Ueda [2006] “The Bank of Japan's Monetary Policy and Bank Risk Premiums in the Money Market,” *International Journal of Central Banking*, Vol. 2, 105-135.
- Bernanke, B. S. [2009] “The Crisis and the Policy Response,” *the Stamp Lecture at the London School of Economics*, January 13.
- Blinder, A. S. [2010] “Quantitative Easing: Entrance and Exit Strategies,” *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, November/December 2010, vol. 92(6), pp.465-79.
- Chen, H., V. Cúrdia, and A. Ferrero [2012] “The Macroeconomic Effects of Large-Scale Asset Purchase

- Programs,” *Economic Journal*, vol. 122(564), pp. F289-315.
- D’Amico, English S., W., J.D. López-Salido, and E. Nelson [2012] “The Federal Reserve’s Large-Scale Asset Purchase Programs: Rationale and Effects,” *Economic Journal*, vol. 122(564), pp. F415-46.
- D’Amico, S. and T. B. King [2010] “Flow and Stock Effects of Large-Scale Treasury Purchases,” *Finance and Economics Discussion Series 2010-52*, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Gagnon, J., M. Raskin, J. Remache, and B. Sack [2011] “The Financial Market Effects of the Federal Reserve’s Large-Scale Asset Purchases,” *International Journal of Central Banking*, vol. 7(10), pp. 3-43.
- Gambacorta, L., B. Hofmann, and G. Peersman [2012] “The Effectiveness of Unconventional Monetary Policy at the Zero Lower Bound: A Cross-Country Analysis,” *BIS Working Papers* No 384, Bank for International Settlements.
- Goldsmith, R. W. [1969] *Financial Structure and Development*. New Haven, CT: Yale University Press.
- Hamilton, J. D. and J. C. Wu [2012] “The Effectiveness of Alternative Monetary Policy Tools in a Zero Lower Bound Environment,” *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 44(Supplement), pp. 3-46.
- Kacperczyk, M. and P. Schnabl [2010] “When Safe Proved Risky: Commercial Paper during the Financial Crisis of 2007–2009.” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 24(1), pp. 29-50.
- Kimura, T. and D. H. Small [2006] “Quantitative Monetary Easing and Risk in Financial Asset Markets,” *The B.E. Journal of Macroeconomics*, Topics in Macroeconomics, Vol.6 (1), pp. 1-54.
- Klyuev, V., P. de Imus, and K. Srinivasan [2009] “Unconventional Choices for Unconventional Times: Credit and Quantitative Easing in Advanced Economies,” *IMF SPN/09/27*.
- Oda, N., and K. Ueda [2007] “The Effects of the Bank of Japan’s Zero Interest Rate Commitment and Quantitative Monetary Easing on the Yield Curve: A Macro-Finance Approach,” *Japanese Economic Review*, Vol.58, 303-328.
- Wang, L. [2013] “The Credit View Revisited -- From the Viewpoint of Bank Lending Behavior,” *Sanken Ronsyu* (Kansei Gakuin University), Vol.40, forthcoming.

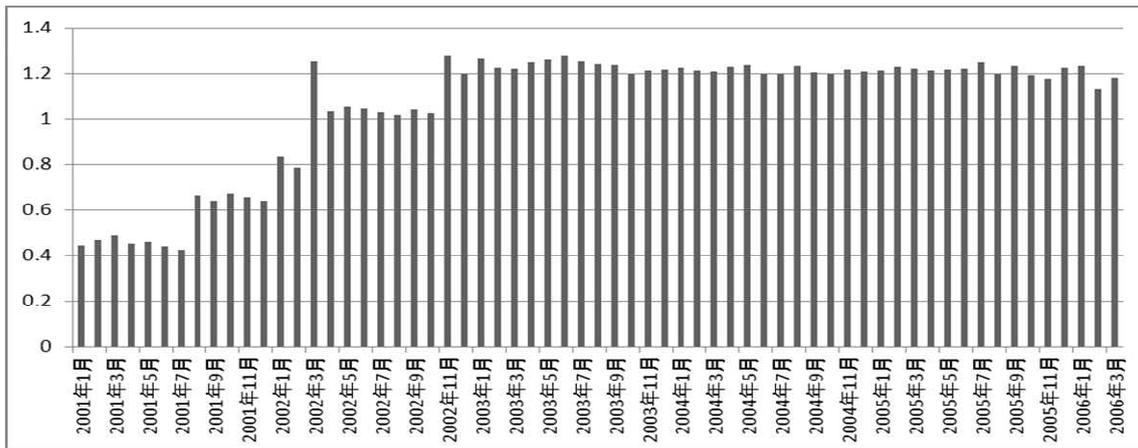
表 2-1 「量的緩和政策」期間中の主な金融政策変更

決定日			金融市場調節		
年	月	日	無担保コールレート	操作目標:資金量 日銀当座預金残高	長期国債の買入
2001	3	19	ゼロ近辺で推移↓	5兆円程度↑	月4千億円ペース↑
	8	14		6兆円程度↑	月6千億円ペース↑
	9	18		6兆円を上回る↑	
	12	19		10～15兆円程度↑	月8千億円ペース↑
2002	2	28			月1兆円ペース↑
	10	30		15～20兆円程度↑	月1.2兆円ペース↑
2003	3	5			
	4	30		17～22兆円程度↑	
	10	10		22～27兆円程度↑	
2004	1	20			27～32兆円程度↑
	3	9	概ねゼロ%↓	30～35兆円程度↑	

注：↑は前の水準より増加、↓は前の水準より減少のことを示す。

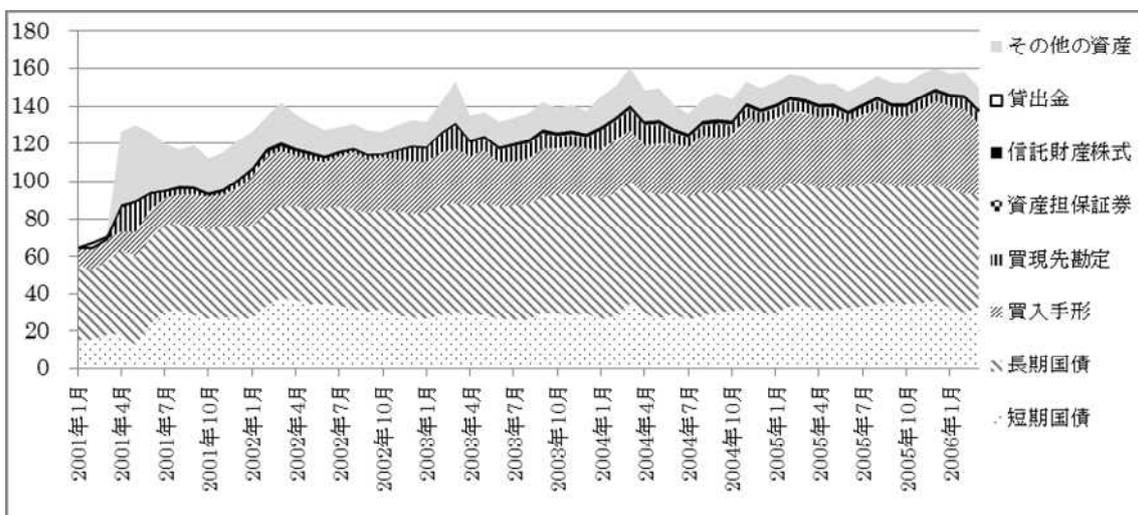
資料：日本銀行『金融政策に関する決定事項等』より作成

図 2-1 日銀長期国債買入額の推移 (単位：兆円)



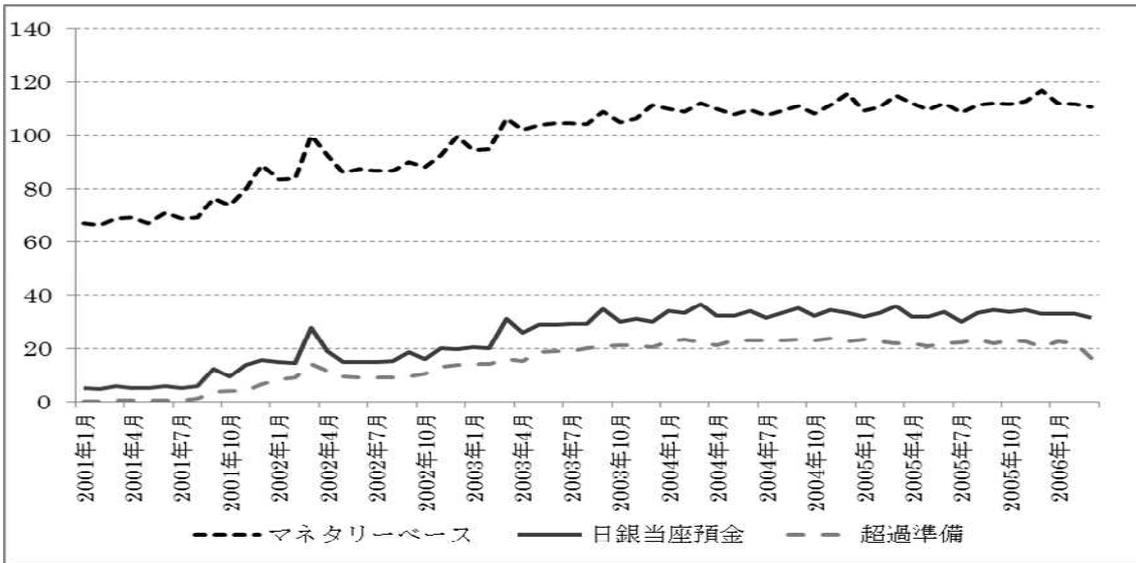
資料：日本銀行統計データより作成

図 2-2 日本銀行の資産内容 (バランスシートの資産側、単位：兆円)



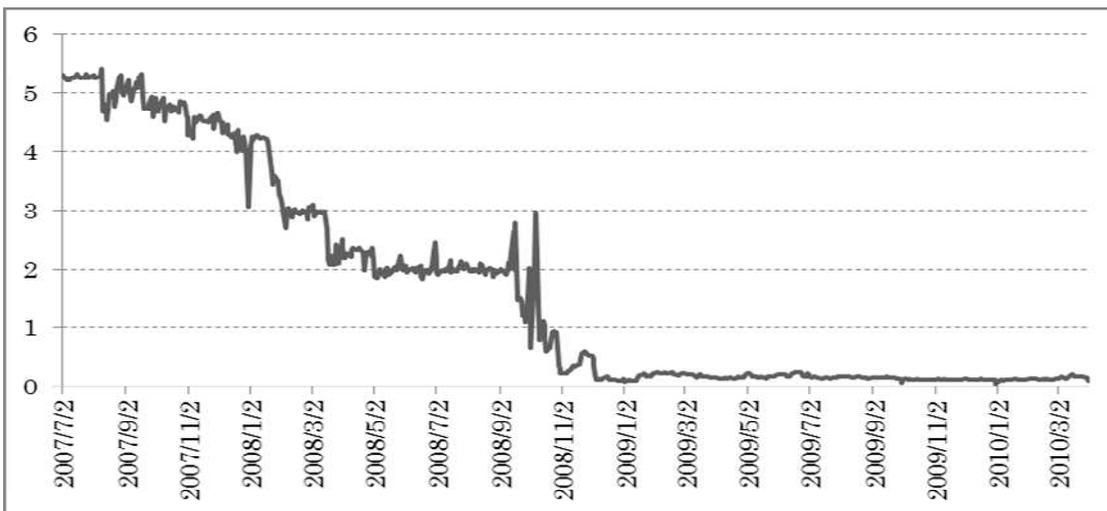
資料：日本銀行統計データより作成

図2-3 マネタリーベース、日銀当座預金と超過準備 (単位：兆円)



資料：日本銀行統計データより作成

図2-4 FFレート (日次データ) の推移 (単位：%)



資料：Federal Reserve Bank of New York の公表データより作成

表 2 - 2 FRB の新設貸出制度 (CE&LSAPI 期間中)

新設の貸出制度	発表日	内 容	目 的
TAF (Term Auction Facility)	2007.12.12	適格担保を持っている預金金融機関(注1)にターム物資金を貸出	金融機関の流動性を改善
Central Bank Liquidity Swaps	2007.12.12	海外中央銀行との通貨スワップ協定	海外金融市場におけるドル流動性および海外業務を展開している米国金融機関の外貨流動性を改善
TSLF (Term Securities Lending Facility)	2008.3.11	プライマリー・ディーラー(注2)に対して、政府機関債や民間住宅ローン担保証券などの証券を担保に、米国債を28日間貸出	流動性の高い良質な資産(米国債)をプライマリー・ディーラーに供給することで、プライマリー・ディーラーの流動性を改善
PDCF (Primary Dealer Credit Facility)	2008.3.16	プライマリー・ディーラーに公定歩合と同率でオーバーナイト貸出を供給	プライマリー・ディーラーの流動性を改善
AMLF (Asset-Backed Commercial Paper Money Market Mutual Fund Liquidity Facility)	2008.9.19	MMFから資産担保CP(ABCP)を購入する金融機関に貸出を供給	ABCP市場および短期金融市場における投資家の流動性を改善
CPFF (Commercial Paper Funding Facility)	2008.10.7	発行者から直接、新規発行の無担保CPとABCP3ヶ月物を購入する特別目的会社に貸出を供給	CPの新規発行を支援、CP市場における投資家の流動性を改善
MMIFF (Money Market Investor Funding Facility)	2008.10.21	短期金融市場の機関投資家(例えば、MMF)から対象資産(例えば、ドル建のCD、金融機関発行のCP)を購入する特別目的会社に貸出を供給	短期金融市場における機関投資家の流動性を改善
TALF (Term Asset-Backed Securities Loan Facility)	2008.11.25	新規消費者ローン・中小企業ローンを担保にした資産担保証券(ABS)の保有者(投資家)に貸出を供給、2009年8月から、対象を商業用不動産ローン担保証券(CMBS)へ拡大	ABS市場やCMBS市場における投資家の流動性を改善、消費者・中小企業・不動産市場への資金流動を促す

注 1 : 貯蓄銀行 (Savings Banks)、商業銀行 (Commercial Banks)、貯蓄貸付組合 (Savings and Loan Associations) および信用組合 (Credit Unions) を含む。

注 2 : ニューヨーク連邦銀行の公開市場操作の受け手となって、直接債券の売買が認められている米国政府の公認証券ディーラー (銀行、投資銀行や証券会社を含む)。

資料 : Press Release, Board of Governors of the Federal Reserve System より作成

表 2-3 FRB の資産購入内容 (CE&LSAPI 期間中)

購入資産	発表日	購入金額(上限)	目 的
政府系住宅金融機関が発行する政府機関債(注1)	2008.11.25	1000億ドル	住宅市場および住宅ローン市場を支援、金融市場における流動性を改善
政府系住宅金融機関が保証する住宅ローン担保証券(MBS)(注2)	2008.11.25	5000億ドル	
政府系住宅金融機関が発行する政府機関債	2009.3.18	2000億ドルに増額	
政府系住宅金融機関が保証する住宅ローン担保証券(MBS)	2009.3.18	7500億ドルを増加、総額1.2兆ドルに	
長期国債	2009.3.18	3000億ドル	民間貸出市場を改善(to help improve conditions in private credit markets)(注3)

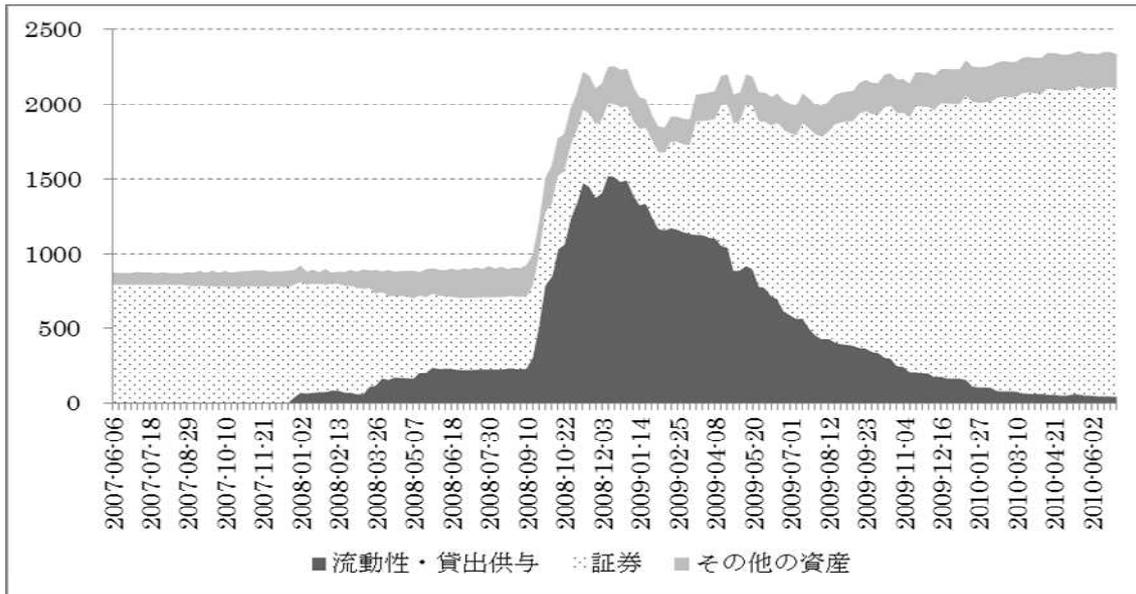
注 1 : ここの政府系住宅金融機関とは、ファニーメー (Fannie Mae)、フレddieマック (Freddie Mac) および連邦住宅貸付銀行 (Federal Home Loan Banks) である。

注 2 : ここの政府系住宅金融機関とは、ファニーメー、フレddieマックおよびジニーメイ (Ginnie Mae) である。

注 3 : ここでは、公表資料を直接引用した。

資料 : Press Release, Board of Governors of the Federal Reserve System より作成

図2-5 FRBの資産内容（バランスシートの資産側、単位：10億ドル）

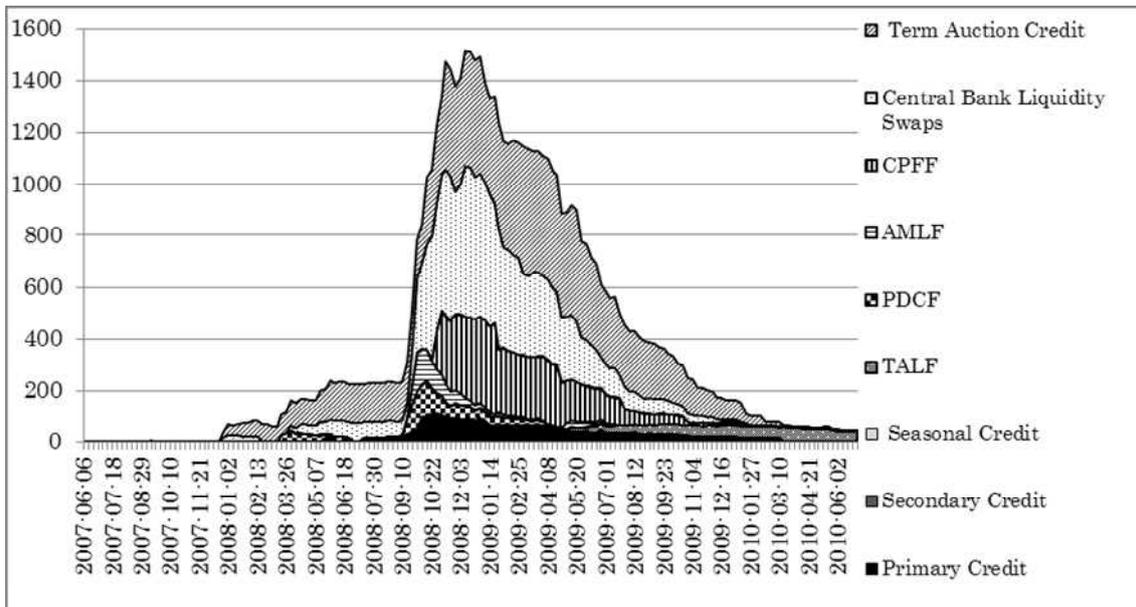


注1：「流動性・貸出供与」（Liquidity and Credit Facilities）の各項目：Term Auction Credit; Primary credit; Secondary Credit; Seasonal Credit; Primary Dealer Credit Facility; Asset-Backed Commercial Paper Money Market Mutual Fund Liquidity Facility; Term Asset-Backed Securities Loan Facility; Commercial Paper Funding Facility; Central Bank Liquidity Swaps

注2：「証券」（Securities Held Outright）の各項目：政府機関債（Federal Agency Debt Securities）、不動産担保証券（Mortgage-Backed Securities）、米国債（U.S. Treasury Securities）

資料：Statistics & Historical Data, Board of Governors of the Federal Reserve System より作成

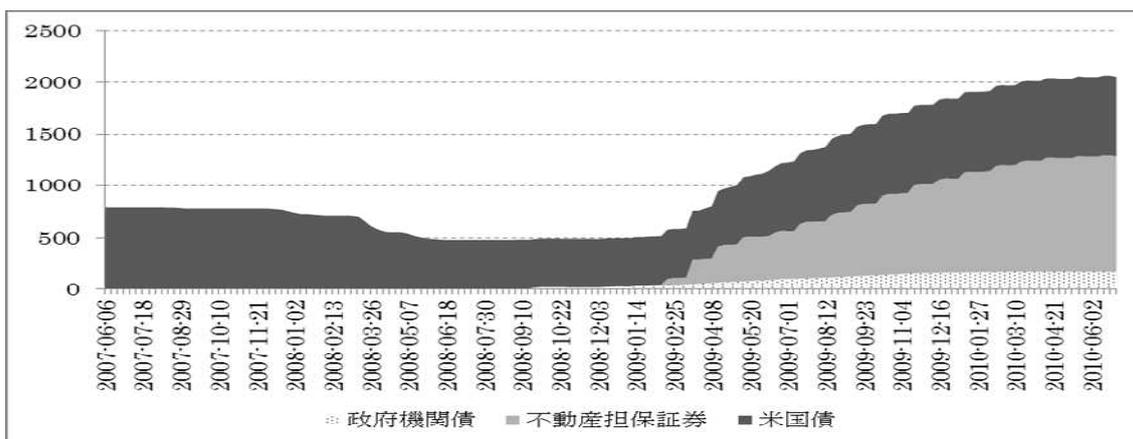
図2-6 資産項目「流動性・貸出供与」の構成（単位：10億ドル）



注：健全行向け貸出（Primary credit）、不健全行向け貸出（Secondary Credit）および季節資金貸出（Seasonal Credit）は、FRBの従来の預金金融機関向けの貸出手段である。

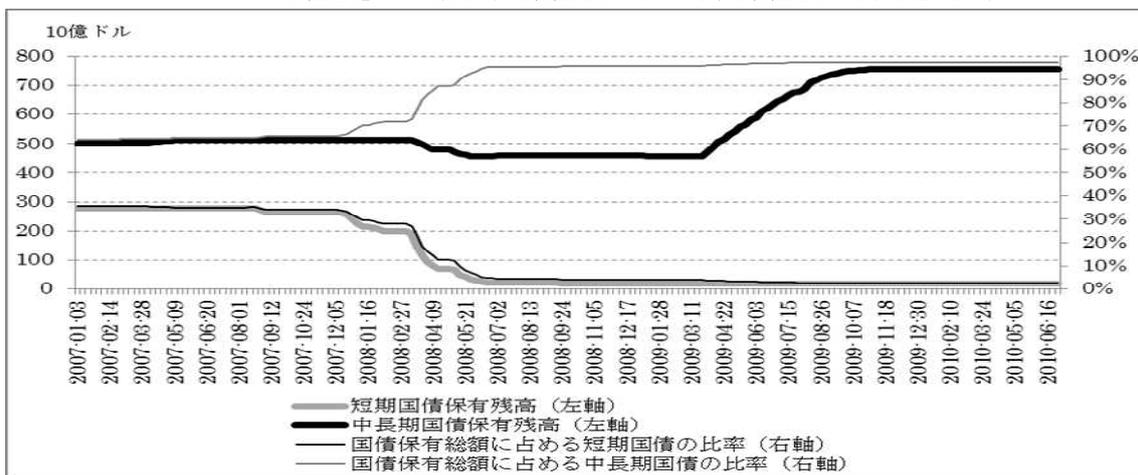
資料：Statistics & Historical Data, Board of Governors of the Federal Reserve System より作成

図2-7 資産項目「証券」の構成（単位：10億ドル）



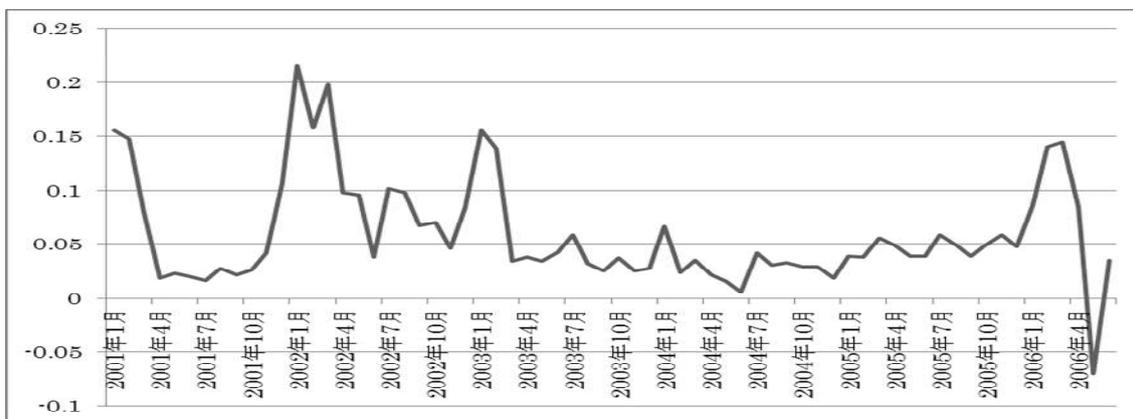
資料：Statistics & Historical Data, Board of Governors of the Federal Reserve System より作成

図2-8 「米国債」の構成（短期国債および中長期国債の残高と比率）



資料：Statistics & Historical Data, Board of Governors of the Federal Reserve System より作成

図3-1 日本の短期リスク・プレミアム (%)



注：短期リスク・プレミアム＝国内CP発行平均金利（3ヶ月）－政府短期証券（3ヶ月）利回り
資料：日本銀行統計データより作成

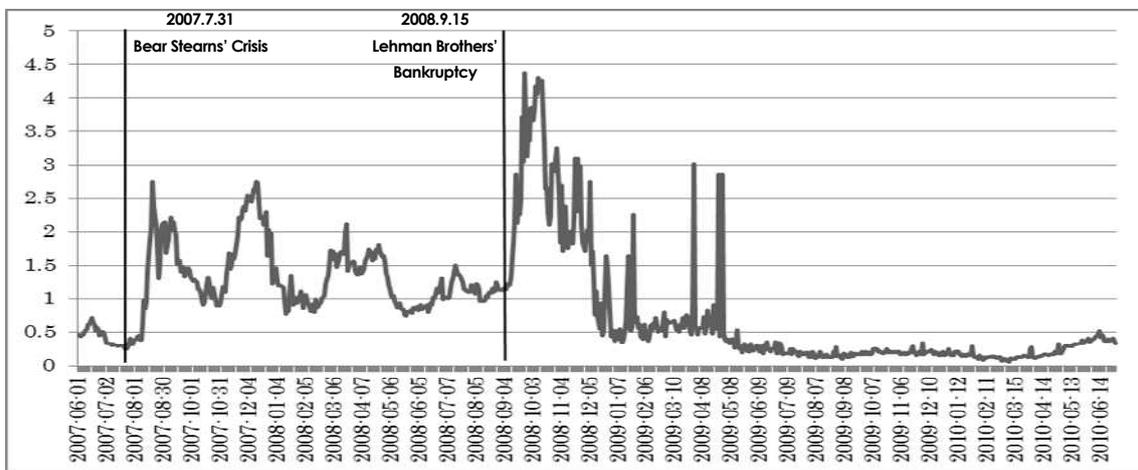
図3-2 日本の長期リスク・プレミアム (%)



注：長期リスク・プレミアム＝社債（12年）利回り－長期国債（10年）利回り

資料：日本銀行統計データより作成

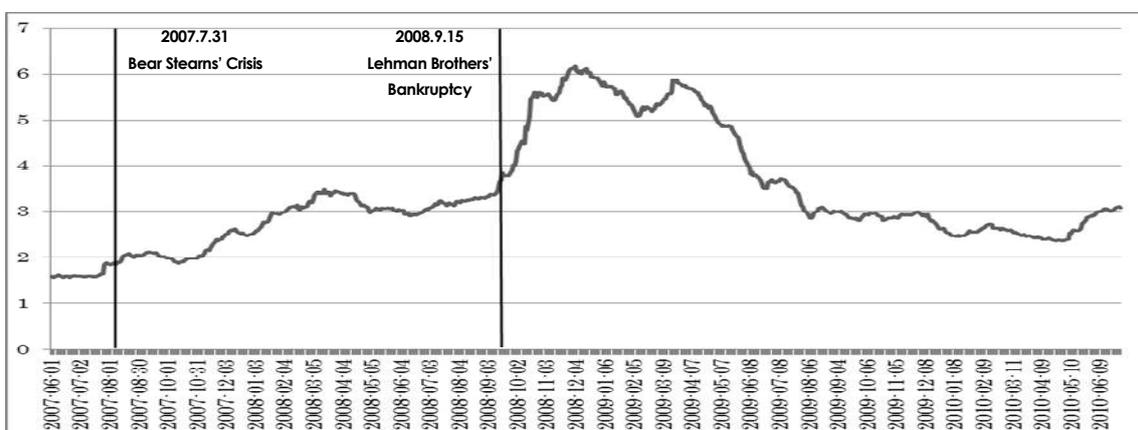
図3-3 アメリカの短期リスク・プレミアム (%)



注：短期リスク・プレミアム＝資産担保 CP 金利（3ヶ月）－短期国債（3ヶ月）利回り

資料：Statistics & Historical Data, Board of Governors of the Federal Reserve System より作成

図3-4 アメリカの長期リスク・プレミアム (%)



注：長期リスク・プレミアム＝ムーディーズ Baa 格社債利回り－長期国債（10年）利回り

資料：Statistics & Historical Data, Board of Governors of the Federal Reserve System より作成

表 3-1 単位根テストの結果 (日本)

レベル変数	ADF検定	DF-GLS検定	PP検定
LOG(SRP)	-3.533 (0) **	-1.990 (1) **	-3.606 (2) ***
LOG(LRP)	-2.794 (2) *	-2.830 (2) ***	-3.688 (3) ***
LOG(MF)	-0.529 (6)	-1.214 (6)	-2.843 (4)
LOG(LF)	-2.352 (6)	-1.889 (0)	-4.294 (1) ***
LOG(RF)	-0.320 (1)	-0.554 (1)	-0.965 (4)
1階階差変数			
DLOG(MF)	-2.783 (5) *	-1.547 (5)	-6.676 (4) ***
DLOG(LF)	-4.114 (5) ***	-2.776 (5) ***	-7.209 (1) ***
DLOG(RF)	-8.976 (0) ***	-1.452 (2)	-8.880 (4) ***

注 1 : () 内はラグの次数である。ADF 検定と DF-GLS 検定は、AIC により選択された。PP 検定は、Newey-West Bandwidth の automatic selection により選択された。

注 2 : ***は 1%、**は 5%、*は 10%の有意水準で単位根が存在するという帰無仮説を棄却する。

注 3 : レベル変数の LOG(SRP)、LOG(LRP)と LOG(RF)の推定には定数項だけ、LOG (MF) と LOG(LF)の推定には定数項とトレンドが含まれる。階差変数の推定には、定数項だけが含まれる。

表 3-2 単位根テストの結果 (アメリカ)

レベル変数	ADF検定	DF-GLS検定	PP検定
LOG(SRP)	-1.391 (0)	-0.357 (0)	-1.324 (3)
LOG(LRP)	-1.106 (1)	-0.957 (1)	-1.169 (7)
LOG(MF)	-2.426 (4)	-1.757 (4)	-1.718 (8)
LOG(LF)	-1.967 (4)	-2.025 (4)	-1.453 (7)
LOG(RF)	-1.752 (1)	-0.543 (1)	-1.583 (8)
1階階差変数			
DLOG(SRP)	-8.846 (1) ***	-10.390 (0) ***	-11.050 (2) ***
DLOG(LRP)	-5.482 (0) ***	-4.163 (0) ***	-5.539 (2) ***
DLOG(MF)	-2.064 (3)	-2.005 (3) **	-4.217 (7) ***
DLOG(LF)	-3.499 (3) ***	-3.393 (3) ***	-6.649 (5) ***
DLOG(RF)	-13.241 (0) ***	-0.582 (12)	-13.611 (7) ***

注 : 表 3-1 と同じ。

表 3-3 4 変数間 (SPR, MF, LF, RF) の Johansen 共和分検定 (アメリカ)

帰無仮説 (r: 共和分ベクトルの数)	レベル変数に線形トレンドなし 共和分式に定数項あり		レベル変数に線形トレンドあり 共和分式に定数項あり		レベル変数に線形トレンドあり 共和分式に定数項と線形トレンドあり	
	トレース検定	最大固有値検定	トレース検定	最大固有値検定	トレース検定	最大固有値検定
r=0	66.996 *	28.535	60.381 *	26.366	67.819 *	28.076
r=1	38.462 *	19.878	34.014 *	18.257	39.742	18.304
r=2	18.584	14.213	15.758 *	12.007	21.438	12.983
r=3	4.371	4.371	3.750	3.750	8.455	8.455

注 1 : ラグ次数は 2 期である。Schwarz Criterion により選択された。

注 2 : *は 5%の有意水準で共和分ベクトルの個数に関する帰無仮説を棄却する。

表 3-4 4 変数間 (LPR, MF, LF, RF) の Johansen 共和分検定 (アメリカ)

帰無仮説 (r: 共和分ベクトルの数)	レベル変数に線形トレンドなし 共和分式に定数項あり		レベル変数に線形トレンドあり 共和分式に定数項あり		レベル変数に線形トレンドあり 共和分式に定数項と線形トレンドあり	
	トレース検定	最大固有値検定	トレース検定	最大固有値検定	トレース検定	最大固有値検定
r=0	52.532	21.425	49.296 *	20.853	61.781	25.142
r=1	31.108	16.409	28.443	16.332	36.639	16.334
r=2	14.699	10.936	12.111	9.481	20.306	13.982
r=3	3.763	3.763	2.630	2.630	6.324	6.324

注 : 表 3-3 と同じ。

表3-5 4変数間 (SPR, MF, LF, RF) の Granger の因果性テスト (日本)

帰無仮説	F値	P値
DLOG(LF) does not Granger Cause LOG(SRP)	3.231 **	0.020
LOG(SRP) does not Granger Cause DLOG(LF)	4.906 ***	0.002
DLOG(MF) does not Granger Cause LOG(SRP)	1.342	0.268
LOG(SRP) does not Granger Cause DLOG(MF)	5.798 ***	0.001
DLOG(RF) does not Granger Cause LOG(SRP)	0.637	0.638
LOG(SRP) does not Granger Cause DLOG(RF)	0.576	0.681
DLOG(MF) does not Granger Cause DLOG(LF)	3.304 **	0.018
DLOG(LF) does not Granger Cause DLOG(MF)	1.284	0.290
DLOG(RF) does not Granger Cause DLOG(LF)	2.359 *	0.067
DLOG(LF) does not Granger Cause DLOG(RF)	0.510	0.729
DLOG(RF) does not Granger Cause DLOG(MF)	1.254	0.302
DLOG(MF) does not Granger Cause DLOG(RF)	0.923	0.459

注: ***は1%、**は5%、*は10%の有意水準で Granger の因果性がないという帰無仮説を棄却する。

表3-6 4変数間 (LPR, MF, LF, RF) の Granger の因果性テスト (日本)

帰無仮説	F値	P値
DLOG(LF) does not Granger Cause LOG(LRP)	0.658	0.582
LOG(LRP) does not Granger Cause DLOG(LF)	0.403	0.752
DLOG(MF) does not Granger Cause LOG(LRP)	1.160	0.334
LOG(LRP) does not Granger Cause DLOG(MF)	0.656	0.583
DLOG(RF) does not Granger Cause LOG(LRP)	1.117	0.351
LOG(LRP) does not Granger Cause DLOG(RF)	0.081	0.970
DLOG(MF) does not Granger Cause DLOG(LF)	2.784 **	0.050
DLOG(LF) does not Granger Cause DLOG(MF)	1.475	0.233
DLOG(RF) does not Granger Cause DLOG(LF)	2.070	0.116
DLOG(LF) does not Granger Cause DLOG(RF)	0.307	0.820
DLOG(RF) does not Granger Cause DLOG(MF)	1.786	0.162
DLOG(MF) does not Granger Cause DLOG(RF)	0.691	0.562

注: 表3-5と同じ。

表3-7 4変数間 (SPR, MF, LF, RF) の Granger の因果性テスト (アメリカ)

帰無仮説	F値	P値
DLOG(LF) does not Granger Cause DLOG(SRP)	1.905 **	0.045
DLOG(SRP) does not Granger Cause DLOG(LF)	0.790	0.659
DLOG(MF) does not Granger Cause DLOG(SRP)	0.685	0.762
DLOG(SRP) does not Granger Cause DLOG(MF)	2.189 **	0.019
DLOG(RF) does not Granger Cause DLOG(SRP)	0.897	0.553
DLOG(SRP) does not Granger Cause DLOG(RF)	1.049	0.413
DLOG(MF) does not Granger Cause DLOG(LF)	0.606	0.832
DLOG(LF) does not Granger Cause DLOG(MF)	0.436	0.944
DLOG(RF) does not Granger Cause DLOG(LF)	1.066	0.399
DLOG(LF) does not Granger Cause DLOG(RF)	0.802	0.647
DLOG(RF) does not Granger Cause DLOG(MF)	1.592	0.109
DLOG(MF) does not Granger Cause DLOG(RF)	0.741	0.707

注: 表3-5と同じ。

表3-8 4変数間 (LPR, MF, LF, RF) の Granger の因果性テスト (アメリカ)

帰無仮説	F値	P値
DLOG(LF) does not Granger Cause DLOG(LRP)	4.777 ***	0.010
DLOG(LRP) does not Granger Cause DLOG(LF)	2.019	0.138
DLOG(MF) does not Granger Cause DLOG(LRP)	2.260	0.109
DLOG(LRP) does not Granger Cause DLOG(MF)	2.255	0.110
DLOG(RF) does not Granger Cause DLOG(LRP)	4.269 **	0.016
DLOG(LRP) does not Granger Cause DLOG(RF)	1.091	0.340
DLOG(MF) does not Granger Cause DLOG(LF)	0.454	0.637
DLOG(LF) does not Granger Cause DLOG(MF)	0.491	0.613
DLOG(RF) does not Granger Cause DLOG(LF)	0.201	0.818
DLOG(LF) does not Granger Cause DLOG(RF)	0.274	0.761
DLOG(RF) does not Granger Cause DLOG(MF)	0.607	0.547
DLOG(MF) does not Granger Cause DLOG(RF)	0.896	0.411

注: 表3-5と同じ。

図3-5 4変数間 (SPR, MF, LF, RF) のインパルス反応 (日本)

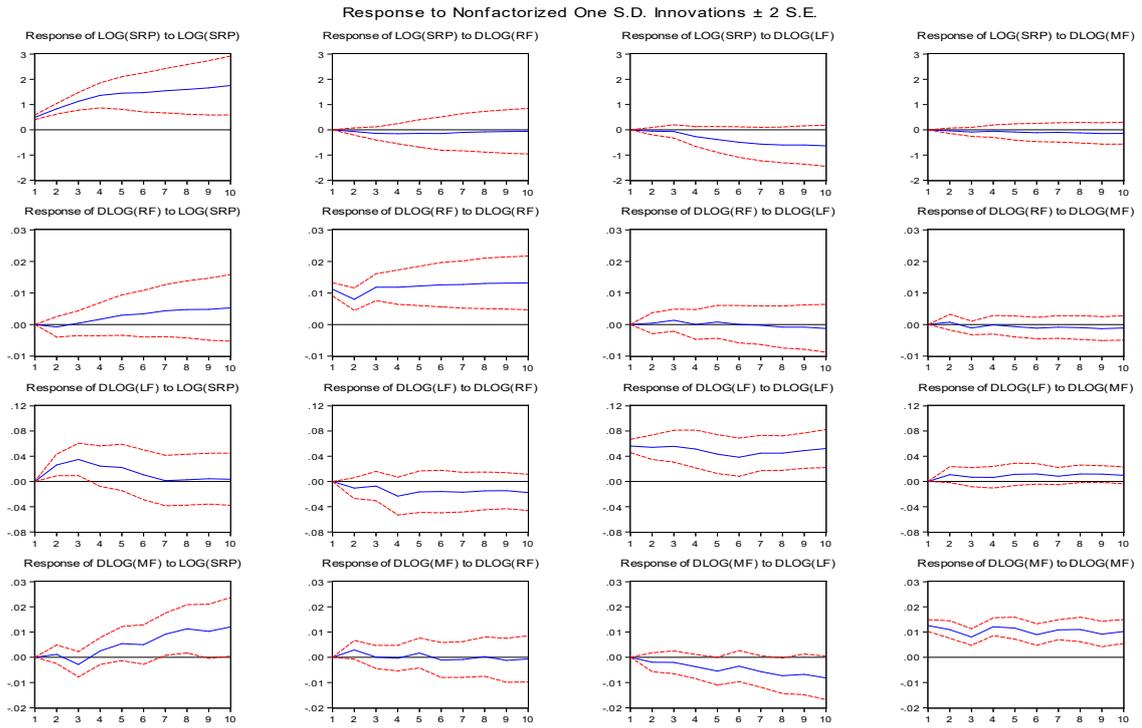


図3-6 4変数間 (LPR, MF, LF, RF) のインパルス反応 (日本)

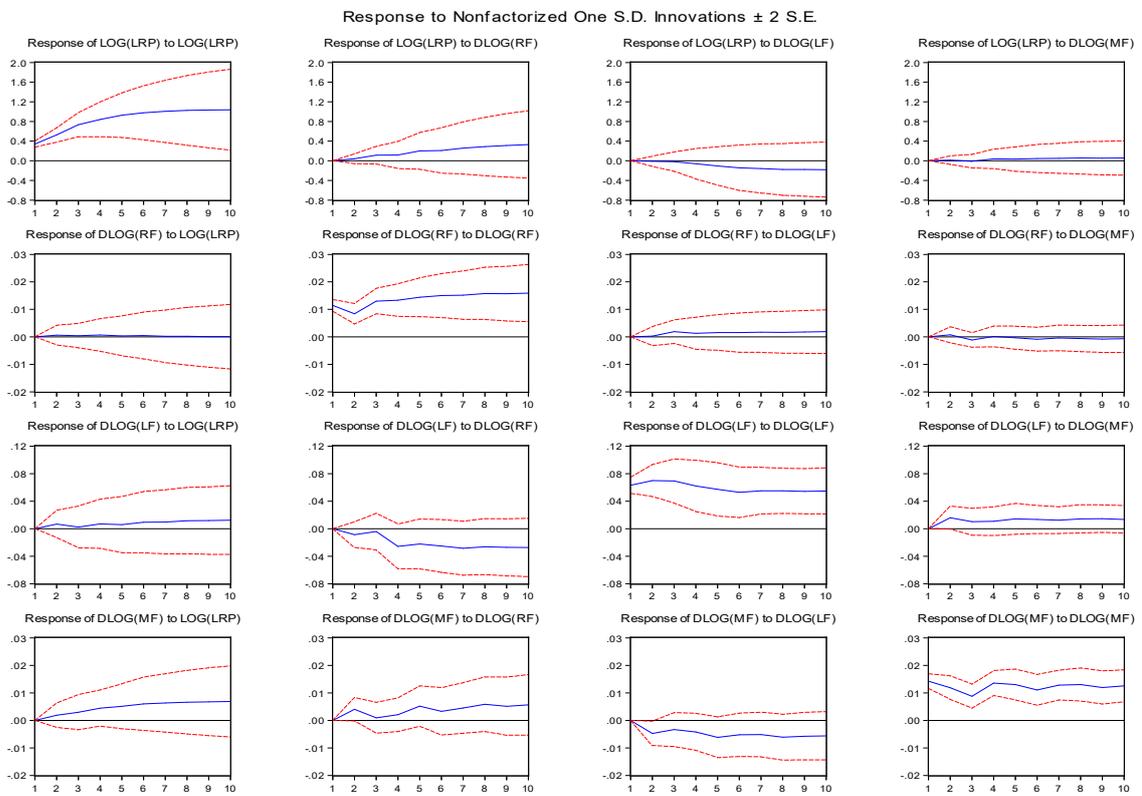


図 3-7 4変数間 (SPR, MF, LF, RF) のインパルス反応 (アメリカ)

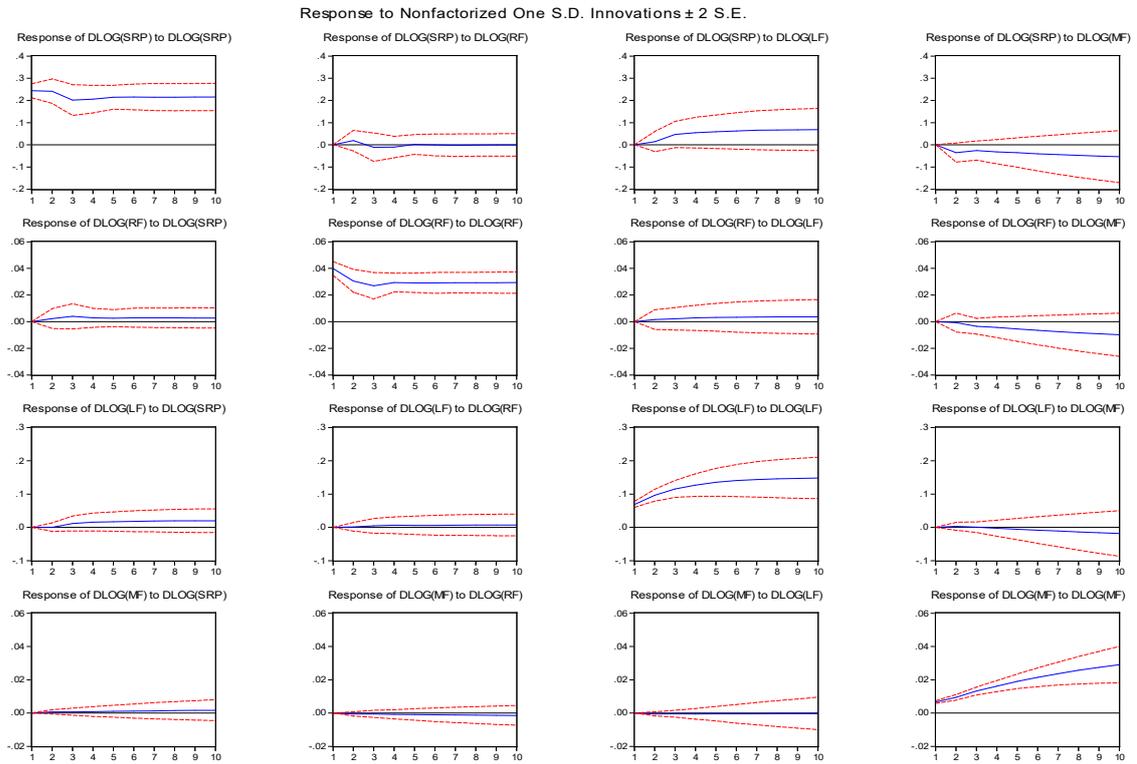


図 3-8 4変数間 (LPR, MF, LF, RF) のインパルス反応 (アメリカ)

