

【研究論文】

金融機関を内生化した 2 カ国 DSGE モデル の構築と政策分析

A Study on the Construction of the Two-Country DSGE Model Incorporating Financial
Intermediaries and the Policy Analysis

松村 隆 (元 法政大学大学院経済学研究科)

Takashi MATSUMURA, Former Graduate School of Economics, Hosei University

要約

本研究では、金融機関の自己資本規制が強化された場合、各種ショックに対する実体経済へのグローバルな波及効果がどの様に変化するののかという問題意識の下、金融機関を内生化した 2 カ国 DSGE モデルを構築し、IRF 分析を行った。分析の結果、資本ストック公債比率の定常状態値が変わらない状況下で、金融機関の自己資本比率規制が強化された場合、各種ショックに対する経済の変動を大きくしてしまう可能性があることを示した。

Abstract

This study investigates how to change the global transmission of exogenous shocks when capital requirements are strengthened. For the purpose, a new Keynesian two-country dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model is constructed that incorporates financial intermediaries with value at risk (VaR) and capital requirements constraints. The impulse response function (IRF) analysis for this model demonstrates that the strengthening of capital requirements may result in amplification of the transmission of exogenous shocks where the steady state of the loan ratio in the balance sheet of the financial intermediaries is fixed.

キーワード : DSGE、VaR 制約、自己資本比率規制、金融機関

Keywords: DSGE, VaR constraint, Capital requirements constraints, Financial intermediary

JEL 区分 : E00, E44, F40, G20

1. はじめに

2008年に米国で発生したリーマンショックによる世界金融危機は、グローバルな活動をしていた欧米金融機関のバランスシート調整等を通じて世界中に波及し、日本の金融市場及び実体経済にも大きな影響を及ぼした。特に、実体経済への影響を増幅させたのが、金融機関の行動であったことから、金融危機以降、銀行監督規制の在り方が問われ、バーゼル銀行監督委員会を中心に国際的な規制強化が進んでいる。中でも、2013年から段階的に実施されているバーゼルは、金融機関の自己資本比率規制を強化して、危機時の損失吸収力を高めることを目的としている。これは事実上の所要自己資本比率の引き上げを意味していることから、金融機関に対する行動規制が実体経済にどのような影響を及ぼすのかといった経済主体的な側面と、リーマンショックの様に外国で発生した金融危機が国内経済へ及ぼす影響を抑制出来るのかといったグローバルな側面の両方から、定量的に分析する必要性が高まっている。

では、こうした分析を可能とする経済モデルである動学的確率的一般均衡 (Dynamic Stochastic General Equilibrium; DSGE) モデルにおいては、どのような研究が行われてきたのだろうか。まず、金融危機以前の先駆的な2つの研究として、1つは、Bernanke, Gertler, and Gilchrist [1999] による、資金の借手と貸手の間に情報の非対称性の存在を仮定してモデル構築を行った研究がある。もう1つは、Kiyotaki and Moore [1997] による、資金の借手に返済を約束させることが出来る資金量は限定されるという、借手のコミットメントの不完全性を仮定してモデル構築を行った研究が挙げられる。しかし、どちらも金融機能については考慮しているものの、金融機関自身のバランスシートの状態を分析することは出来ないという問題がある。

そのため、金融危機以降の研究では、金融システムの役割が重視されるようになり、金融機関を組み込んだDSGEモデルの研究が進んでいる。例えば、閉鎖経済モデルに関して見ると、Gertler and Karadi [2011] は、Bernanke, Gertler, and Gilchrist [1999] で用いられている情報の非対称性に伴うエージェンシー問題を、金融機関と預金者である家計の間に導入し、金融機関の資本変化が借入と貸出に影響することをモデル化している。更に、Rannenberg [2013]、Iiboshi, Matsumae, and Nishiyama [2014] 等は、同様のエージェンシー問題を中間財生産企業と金融機関、金融機関と預金者の間の2カ所に導入することで、Bernanke, Gertler, and Gilchrist [1999] モデルとGertler and Karadi [2011] モデルを統合して現実妥当性を高めるモデルを構築している。また、Gertler and Kiyotaki [2010] は、インターバンク市場にエージェンシー問題を導入することで、ある金融機関が別の金融機関への貸出を拒む状況をモデル化している。そして、閉鎖経済モデルから開放経済モデルへの拡張も行われている。Garcia-Cicco, Kirchner, and Justel [2014] は、Bernanke, Gertler, and Gilchrist [1999] とGertler and Karadi [2011] を統合したモデルに、小国開放経済の仮定を設けることで外国経済を考慮したモデルに拡張している。更に、Dedola, Karadi, and Lobardo [2013]、Krenz [2016] は、Gertler and Karadi [2011] モデルを2カ国モデルへ拡張している他、Carniti [2012]、Cuadra and Nuguer [2016] は、Gertler and Kiyotaki [2010] モデルを2カ国モデルへと拡張したモデルを構築している。

しかし、金融機関の資産構成に着目してみると、こうした研究の多くが貸出についてはモデル化しているものの、それ以外の資産については考慮していない。銀行の最も基本的な役割が、個人から預金を集め企業に貸出を行うという、資金の余剰主体から不足主体への資金移転であることを踏まえると、貸出のみに焦点を当ててモデル構築を行うことは一定の妥当性があるものの、近年の国内金融機

関の状況を見ると必ずしも十分とは言えない。また、バーゼル規制等の金融機関の自己資本比率規制の強化によって、金融機関の資産選択行動が変わりバランスシート構成も変化することを踏まえると、金融規制によって外国で発生した経済ショックが自国経済に及ぼす影響を分析する際には、金融機関の資産選択行動を組み込んだ開放経済 DSGE モデルの構築が求められるといえよう。

そこで、本研究では、まず金融機関については、資本ストック投資と公債投資の資産選択を VaR 制約下で行う青木・須藤 [2012] のモデル、及び、それに金融機関が自己資本比率制約の下で行動するという制約を加えて拡張した松村 [2018] のモデルを基に定式化し、その他の経済主体については Gertler and Karadi [2011] 等の先行研究を基に定式化する。そして、閉鎖経済の仮定を開放経済へと拡張することで 2 カ国 DSGE モデルを構築する。次に、構築したモデルを用いて、外国で発生した経済ショックによる国内経済への波及効果が、金融機関の自己資本比率規制の強化によって、どのように変化するのか、シミュレーション分析を行う。

以下、本稿での構成についてまとめる。次の 2 節では、理論モデルの分析に先立って、日本と米国を対象として、VAR モデルを用いた実証分析を行い、外国である米国で発生した外生ショックが自国である日本にどのような影響を及ぼすのか分析する。3 節では、本研究で構築した金融機関の資産選択行動を内生化した 2 カ国 DSGE モデルの定式化を行う。4 節では、モデル分析としてパラメータ設定等のカリブレーションを行い、モデルを用いたシミュレーション分析を行う。最後に 5 節で本研究のまとめについて記述する。

2 . 実証分析

2 節では、理論モデルの分析に先立ち、自国を日本、外国を米国とした 2 カ国からなる世界を想定して、外国の金融機関の行動（自己資本の変化）が自国の実体経済（産出量）に及ぼす影響を、実際のデータを用いた VAR モデルによって実証分析を行う。推定方法については、米国の金融機関の自己資本増加ショックを、米国の金融機関の自己資本を先頭に配置した標準的なコレスキー分解によって識別する方法を用いる。

2.1 データ

使用したデータは、1994 年第 1 四半期から 2016 年第 1 四半期までの四半期データで、米国の実質 GDP、米国の金融機関の実質自己資本、日本の実質 GDP、日本の金融機関の実質自己資本の 4 つの指標を内生変数とする。データの作成方法は、3 節の DSGE モデルでの分析と整合させることを前提にして、米国の実質 GDP は、米国商務省 (BEA) 「National Income and Product Accounts」より Gross Domestic Product の実額値の季節調整済系列を採用し、米国の金融機関の指標は、FRB 「Assets and Liabilities of Commercial Banks in the United States-H.8」より、全商業銀行の集計バランスシートの資産から負債を差し引いたものを名目自己資本として、米国商務省 (BEA) 「National Income and Product Accounts」の Gross Domestic Product の Deflators で実質化し、X12-ARIMA で季節調整を施した系列を採用している。日本の実質 GDP は内閣府「国民経済計算年次推計」より、実額値の季節調整済系列を採用し、日本の金融機関の指標は、日本銀行「国内銀行の資産・負債等（銀行勘定）」より、純資産の系列を内閣府「国民経済計算年次推計」の国内総生産のデフレーターで実質化し、X12-ARIMA で季節調整を施した系列を採用している。各データ系列は、先行研究に倣い、対数変換を行った後に 100 倍したものをを用いる。VAR モデルのラグ次数は、四半期系列というデータ特性、データ数、パラメータ数、先行研究等を考慮して 4 に設定する。尚、本節の実証分析では、単位根を

持つ変数を含む VAR モデルのパラメータを OLS で推定した際でも、推定量の一致性が得られることを示した Sims, Stock and Watson [1990] 等に依拠してレベルデータを用いて VAR モデルの構築を行う。

2.2 推計結果

推定された VAR モデルに対して、米国の金融機関の実質自己資本に 1 標準誤差の外生ショックを与えた場合の、米国の実質 GDP、日本の実質 GDP のインパルス応答を示したのが図 1 である。シャド一部分はブートストラップ法で計算される 68%信頼区間を示している。分析結果によると、20 期までの間で米国の実質 GDP と日本の実質 GDP は有意に増加していることが確認出来る。つまり、信頼区間で判断した場合、米国の金融機関の実質自己資本の増加（減少）は、米国の実質 GDP、日本の実質 GDP を増加（減少）させることを示唆している。尚、米国の金融機関の実質自己資本の増加ショックに対して、米国の実質 GDP よりも日本の実質 GDP の方が短期的には増加する結果となっている。これはショックの波及経路の順番による影響と推察され、こうした影響が薄れる 20 期時点では、日本の実質 GDP よりも米国の実質 GDP への影響の方が大きいとの結果が得られており、自国のショックの影響を最も大きく受けるのは自国であるという直観と整合的な結果が得られていると言えよう。

次の 3 節では、2 節の実証分析によって得られた事実と整合的な DSGE モデルを構築し分析を行う。

3. モデルの定式化

3.1 モデルの概要

3 節では、2 節の実証分析を踏まえ、金融機関が VaR 制約と自己資本比率制約の下で貸出（資本ストック投資）と公債投資を行うニューケインジアン型 2 カ国 DSGE モデルを構築する。本研究のモデルで考える世界は、自国と外国の 2 カ国で構成され、経済主体は、それぞれ、代表的家計、金融機関、中間財生産企業、資本財生産企業、小売企業、中央銀行、政府を考える。変数の表記としては、自国エリアの変数はアスタリスク無し、外国エリアの変数は * 有り で表記する。また、自国と外国では概ね同様の定式化を実施するため、本研究で定式化した式については、特段断りのない限り、変数の * 有りを * 無しに、* 無しを * 有りに変換した式も同時に成り立つ。よって、本節では、自国における経済主体を中心に定式化する。

3.2 家計の定式化

家計は、消費 C_t 、労働供給（負の効用） L_t からなる期待効用の割引現在価値 U_t の最大化行動をとることで消費の異時点間の最適化を行うと仮定する。時点を t 、将来の期待効用を現在時点の価値に割り引く割引率を β 、労働供給量を L_t 、消費の習慣形成を h 、消費税を τ^C 、所得税を τ^L 、家計が得る実質貸金率を W_t 、 $t-1$ 期～ t 期の預金金利を $r_{d,t}$ 、預金を d_t 、企業と金融機関から家計への移転所得を Π_t 、一括

¹ 米国の実質 GDP、米国の金融機関の実質自己資本、日本の実質 GDP、日本の金融機関の実質自己資本を内生変数、大手金融機関への公的資金注入の影響で日本の金融機関の自己資本が急増した 1999 年第 1 四半期を 1、それ以外を 0 とするダミー変数と、リーマンショックの影響で日米の GDP が急減した 2008 年第 4 四半期から 2009 年第 1 四半期を 1、それ以外を 0 とするダミー変数を外生変数とした 4 変数ラグ 4 の VAR モデルを推計。

税を T_t 、労働供給の代替の弾力性の逆数を φ 、消費に対する労働の相対的な効用のウェイトを χ として、家計の効用最大化問題を、

$$\begin{aligned} \text{Max } U_t &= E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[\ln(C_{t+i} - hC_{t+i-1}) - \frac{\chi}{1+\varphi} L_{t+i}^{1+\varphi} \right] \\ \text{s.t. } (1 + \tau^c) C_{t+i} &= (1 - \tau^L) W_{t+i} L_{t+i} + \Pi_{t+i} + T_{t+i} + r_{d,t+i} d_{t+i} - d_{t+i+1} \end{aligned}$$

と定式化する。Gertler and Karadi [2011] と同様、家計の効用関数に消費の習慣形成を組み込んで定式化しているが、予算制約式には消費税、所得税等を独自に加えて定式化している。また、家計は政府が発行する公債(国債)への直接投資は出来ないと仮定している。

この家計の効用最大化問題の 1 階条件式から、ラグランジュ乗数を λ_t とすると、

$$\lambda_t (1 + \tau^c) = (C_t - hC_{t-1})^{-1} - \beta h (C_{t+1} - hC_t)^{-1}$$

$$\lambda_t (1 - \tau^L) W_t = \chi L_t^\varphi$$

$$\beta \Lambda_{t,t+1} r_{d,t+1} = 1$$

$$\lambda_{t+1} / \lambda_t = \Lambda_{t,t+1}$$

が求まる。ここで、自国家計が外国で生産された財を直接輸入すると仮定し、自国家計の自国財消費を $C_{H,t}$ 、外国からの輸入財消費を $C_{F,t}$ 、全消費財に占める輸入財の比率で定義される経済の開放度を α 、自国財と外国からの輸入財における代替の弾力性を η とすることで、自国家計の(全)消費 C_t を、

$$C_t = \left\{ (1 - \alpha)^{\frac{1}{\eta}} (C_{H,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} (C_{F,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right\}^{\frac{\eta}{\eta-1}}$$

と定義する。対応する価格指標 P_t は、自国の国内生産財物価を $P_{H,t}$ 、自国の輸入財物価を $P_{F,t}$ として

$$P_t = \left\{ (1 - \alpha) (P_{H,t})^{1-\eta} + \alpha (P_{F,t})^{1-\eta} \right\}^{\frac{1}{1-\eta}}$$

と定義される。

3.3 金融機関の定式化

金融機関は家計から集めた預金と自己資本を用いて、貸出(資本ストック投資)と公債投資を行う。定式化は、青木・須藤 [2012] モデルを基として、金融機関が危険中立的であり、一定の確率 $(1 - \theta_i)$ で市場から退出し、退出する場合にはその時点で保有している全ての資産を家計に移転すると仮定する。つまり、特定の金融機関 i が市場からの退出期に家計への移転資産が最大となるような行動をとると仮定すると、金融機関 i の価値関数 V は自己資本を $n_t(i)$ として、

² 労働供給の異時点間の代替の弾力性とは、2 つの時点の労働供給の相対価格が 1% 変化した場合、消費者の効用水準を不変に保つには、労働供給量が何% 変化すればよいかを示しており、異時点間の労働供給の代替のし易さを表している。

$$V(n_t(i)) = \beta E_t \Lambda_{t,t+1} \{ \theta_t V(n_{t+1}(i)) + (1 - \theta_t) n_{t+1}(i) \}$$

$$V(n_t(i)) = \phi_t n_t(i)$$

と表せる。尚、金融機関*i*は危険中立的であると仮定しているため、価値関数は自己資本と線形関係にあることになり、変数 ϕ_t を用いて表している。確率 θ_t は、1階の自己回帰過程(AR(1))の動学方程式に従うと仮定して、 θ_t の定常状態値を θ 、金融機関の存続確率の持続性を表わすパラメータを ρ_θ 、平均0、分散 σ の正規分布に従うi.i.d.の確率変数ショックを $\varepsilon_{\theta,t}$ として、

$$\ln \theta_t = (1 - \rho_\theta) \ln \theta + \rho_\theta \ln \theta_{t-1} + \varepsilon_{\theta,t} \quad 0 < \rho_\theta < 1$$

と仮定する。

次に、金融機関*i*は自己資本と預金を用いて資本ストック投資と公債投資を行うため、金融機関*i*の実質資本ストック投資を $k_t(i)$ 、資本ストック投資の相対価格を Q_t 、金融機関*i*の実質公債投資を $b_t(i) (= B_t(i)/P_t)$ 、金融機関*i*の預金総額を $d_t(i)$ としてバランスシートを定式化すると、

$$Q_t k_t(i) + b_t(i) = n_t(i) + d_t(i)$$

と表せる。ここで*t*+1期の金融機関*i*の自己資本 $n_{t+1}(i)$ は、資本ストック投資と公債投資によって得る収益から、家計への預金利払い費用を差し引いた分として決定されるため、(実質)資本ストック投資の事後的な収益率を $r_{k,t+1}$ 、(実質)公債投資の事後的な収益率(実質利子率)を $r_{b,t+1}$ とすると、

$$n_{t+1}(i) = r_{k,t+1} Q_t k_t(i) + r_{b,t+1} b_t(i) - r_{d,t} d_t(i)$$

と表せる。尚、金融機関と中間財生産企業の間には情報の非対称性は無い(完全情報)と仮定していることから、資本ストックの収益率は企業貸出に適用される貸出金利と解釈可能であり、以降、資本ストック投資と貸出、資本ストック収益率と貸出金利は同じものとして扱う。以上を踏まえると金融機関全体の資本総量 n_{t+1} は、i.i.d.のショックを $\varepsilon_{n,t}$ として、

$$n_{t+1} = \theta_t n_{t+1}(i) = \theta_t \{ (r_{k,t+1} - r_{d,t}) Q_t k_t(i) + (r_{b,t+1} - r_{d,t}) b_t(i) - r_{d,t} n_t(i) \} + \varepsilon_{n,t}$$

となる。また、公債の実質利子率 $r_{b,t}$ は、中央銀行が設定する名目金利 $R_{b,t}$ と、インフレ率 π_t との間に、 $r_{b,t} = R_{b,t} \pi_t^{-1}$ という関係式が成立する。尚、インフレ率は物価の変化率であり、 $\pi_t \equiv P_t/P_{t-1}$ と定義される。次に金融機関*i*の資産選択として、資本ストック投資と公債投資を決定する VaR 制約について考える。本研究では、資本ストック投資と公債投資の収益率の両者に対して、共に最大損失率が実現した場合でも、金融機関*i*は預金債務を全額払い戻すことが出来なければならないという条件を考える。この条件式は、資本ストック投資から最低限得られる利益率(最大損失率)を $\underline{r}_{k,t+1}$ 、公債投資から最低限得られる利益率(最大損失率)を $\underline{r}_{b,t+1}$ とすると、

$$\underline{r}_{k,t+1} Q_t k_t(i) + \underline{r}_{b,t+1} b_t(i) - r_{d,t} d_t(i) \geq 0$$

と表せる。 $\underline{r}_{k,t+1}$ 、 $\underline{r}_{b,t+1}$ は共に数値が低下すれば、最低限得られる収益率が低下、つまり損失率が悪化することを意味する。また、ここでも青木・須藤 [2012] と同様、 $\underline{r}_{k,t+1}$ 、 $\underline{r}_{b,t+1}$ は、それぞれの定常状態値を \underline{r}_k 、 \underline{r}_b 、i.i.d.のショックを $\varepsilon_{\underline{r}_k,t-1}$ 、 $\varepsilon_{\underline{r}_b,t-1}$ として、

$$\ln r_{k,t} = (1 - \rho_{r_k}) \ln r_k + \rho_{r_k} \ln r_{k,t-1} + \varepsilon_{r_k,t-1} \quad 0 < \rho_{r_k} < 1$$

$$\ln r_{b,t} = (1 - \rho_{r_b}) \ln r_b + \rho_{r_b} \ln r_{b,t-1} + \varepsilon_{r_b,t-1} \quad 0 < \rho_{r_b} < 1$$

という動学方程式に従う外生変数であると仮定する。更に、本研究では松村 [2018] と同様、金融機関 i は自己資本比率規制を $\bar{\phi}$ 、リスク資産のウェイト³を ω_i として、

$$\frac{n_t(i)}{\omega_i(Q_t k_t(i) + b_t(i))} \geq \bar{\phi}$$

という自己資本比率規制を満たすように自己資本 $n_t(i)$ を保有しなくてはならないという条件を追加する。尚、リスク資産のウェイト ω_i は、定常状態値を ω 、金融機関のリスク資産ウェイトショックの持続性を表わすパラメータを ρ_ω 、i.i.d.のショックを $\varepsilon_{\omega,t}$ として、

$$\ln \omega_t = (1 - \rho_\omega) \ln \omega + \rho_\omega \ln \omega_{t-1} + \varepsilon_{\omega,t} \quad 0 < \rho_\omega < 1$$

の様に AR(1)に従い、外生的に与えられるものと仮定する。尚、VaR 制約と自己資本比率制約は、どちらも預金を払い戻すことが出来る様に自己資本を厚く積んでおくことを求める制約であるが、自己資本比率制約はその拘束力となる水準が外生的に決定されるのに対し、VaR 制約は経済主体としての金融機関の予測で変化する変数(資本ストック最大損失率や公債投資最大損失率など)によってその水準が変化するため、経済的な意味が異なると捉えている。

本研究では、金融機関の最適化行動は、自己資本の遷移式、VaR 制約式、自己資本比率規制式の下で、価値関数を最大化するように資本ストック投資、公債投資を決定すると考え、

$$\text{Max } V_t = v_{1,t} Q_t k_t(i) + v_{2,t} b_t(i) + \eta_t n_t(i)$$

$$\text{s.t. } (r_{k,t+1} - r_{d,t}) Q_t k_t(i) + (r_{b,t+1} - r_{d,t}) b_t(i) + r_{d,t} n_t(i) \geq 0$$

$$n_t(i) \geq \bar{\phi} \omega_i (Q_t k_t(i) + b_t(i))$$

と定式化する。但し、 $v_{1,t} = \Delta(r_{k,t+1} - r_{d,t})$ 、 $v_{2,t} = \Delta(r_{b,t+1} - r_{d,t})$ 、 $\eta_t = \Delta r_{d,t}$ 、 $\Delta = \beta \Lambda_{t,t+1} \{\gamma_t \phi_{t+1} - (1 - \gamma_t)\}$ である。尚、制約条件は等号が共に成立し、2つの制約条件が拘束的であるとしている⁴。ここで最大化問題の 1 階条件式を整理すると、

$$\{(\bar{\phi} \omega_i - 1) r_{d,t} + r_{b,t+1}\} \underline{r}_{k,t+1} - \{(\bar{\phi} \omega_i - 1) r_{d,t} + r_{k,t+1}\} \underline{r}_{b,t+1} = (\bar{\phi} \omega_i - 1) r_{d,t} (r_{k,t+1} - r_{b,t+1})$$

³ リスク資産のウェイトについては、現実妥当性を高めるためにはリスク資産毎に個別のリスクウェイトを付与するべきである。しかし、本研究では、個別のリスクウェイトの動向よりもむしろ、そこに内包されている共通の要因(例えば、景気動向によってリスクウェイトが過小/過大に見積もられる傾向がある)に主眼を置いているため、リスク資産で共通のリスクウェイトとして定式化している。

⁴ 本研究では、2つの制約条件が共に拘束的となる状況でモデルを導出している。ここで、仮に VaR 制約よりも自己資本比率制約を満たすことの方が困難になるのがどのような状況の時なのかを検証しておく。必ずしも厳密ではないが、その条件は2つの制約条件を比較すると $(1 - r_{k,t+1}/r_{d,t}) < \bar{\phi} \omega_i$ かつ、 $(1 - r_{b,t+1}/r_{d,t}) < \bar{\phi} \omega_i$ の時となる。

$r_{d,t}$ と ω_i を定常状態値と仮定して計算すると、 $\underline{r}_{k,t+1}$ と $\underline{r}_{b,t+1}$ が $\bar{\phi} = 8\%$ の時は 0.93%以上、 $\bar{\phi} = 10\%$ の時は 0.91%以上の時、自己資本比率制約条件を満たすことの方が困難になると言える。

が求まる。本研究では、青木・須藤 [2012] と同様に、資本ストック投資が公債投資よりもリスクの高い投資であり、資本ストック投資の最大損失率は、公債投資の最大損失率よりも大きく ($r_{k,t+1} < r_{b,t+1}$)、資本ストック投資の収益率の方が、公債投資の収益率よりも高い ($r_{k,t+1} > r_{b,t+1}$) と仮定している。

3.4 中間財生産企業の定式化

中間財生産企業は、完全競争下で、 t 期に金融機関から資金供給を受けて、資本ストック k_{t+1} (実質的には $u_t \xi_t k_{t+1}$ 、資本稼働率を u_t 、資本の質を ξ_t とする) を調達し、更に、 t 期に家計からの労働供給 L_t を用いて中間財 Y_{mt} を生産する。そして、中間財生産企業と金融機関の間に情報の非対称性はなく、中間財生産企業は資本ストック投資を行うための資金を金融機関から自由に調達出来るものと仮定する。また、 $t+1$ 期において生産活動が終了した後、資本ストックを自由市場で売却する権利を有しており、中間財生産企業では投資の調整コストは発生しないと仮定する。尚、資本の質 ξ_t は、定常状態値を ξ 、資本ストックの質のショックの持続性を表わすパラメータを ρ_ξ 、i.i.d.のショックを $\varepsilon_{\xi,t}$ として、

$$\ln \xi_t = (1 - \rho_\xi) \ln \xi + \rho_\xi \ln \xi_{t-1} + \varepsilon_{\xi,t} \quad 0 < \rho_\xi < 1$$

の様に AR(1) に従い、外生的に与えられるものと仮定する。

また、金融機関に対しては資金供給の返済として、 $t+1$ 期に実現する資本ストックからの収益率を返済する。資本ストックは資本稼働率 u_t に応じた資本減耗率 $\delta(u_t)$ の分だけ減耗すると考える。尚、減耗分の資本ストックは後述するように資本財生産企業に価格 1 で販売すると考える。資本減耗率は、

$$\delta(u_t) = \delta_c + \frac{b}{1 + \zeta} u_t^{1+\zeta} \quad \delta'(u_t) = b u_t^\zeta$$

と仮定する。資本ストックを自由市場で売却できることを踏まえて、中間財生産企業の利潤最大化問題は、実質限界費用を P_{mt} として、

$$\begin{aligned} \underset{u_t, L_t, k_{t+1}}{\text{Max}} \quad \Pi = E \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \Lambda_{t,t+i+1} \{ & P_{mt+i+1} Y_{mt+i+1} - W_{t+i+1} L_{t+i+1} - r_{k,t+i+1} Q_{t+i} k_{t+i+1} \\ & + Q_{t+i+1} \xi_{t+i+1} k_{t+i+1} - 1 \cdot \xi_{t+i+1} k_{t+i+1} \delta(u_{t+i+1}) \} \end{aligned}$$

と Gertler and Karadi [2011] と同様に定式化する。また、中間財生産企業の生産関数 Y_{mt} は、

$$Y_{mt} = A_t (u_t \xi_t k_t)^\alpha L_t^{1-\alpha}$$

の様に、コブ・ダグラス型で定式化されると考える。尚、生産性 A_t は、生産性ショックの持続性を表わすパラメータを ρ_A 、i.i.d.のショックを $\varepsilon_{A,t}$ として、

$$\ln A_t = (1 - \rho_A) \ln A + \rho_A \ln A_{t-1} + \varepsilon_{A,t} \quad 0 < \rho_A < 1$$

の様に、AR(1) に従い外生的に与えられるものと仮定する。ここで、利潤最大化の 1 階条件式から、

$$P_{mt} \alpha \frac{Y_{mt}}{u_t} = b u_t^\zeta \xi_t k_t$$

$$P_{mt} (1 - \alpha) \frac{Y_{mt}}{L_t} = W_t$$

$$r_{k,t+1} = \frac{\left\{ P_{m,t+1} \alpha \frac{Y_{m,t+1}}{\xi_{t+1} k_{t+1}} + Q_{t+1} - \delta(u_{t+1}) \right\} \xi_{t+1}}{Q_t}$$

が求まる。

3.5 資本財生産企業の定式化

資本財生産企業は、 t 期末に中間財生産企業から資本を購入し、新規資本 I_m を作り価格 Q_t で販売するか、減耗した資本 $\delta(u_t) \xi_t k_t$ を修理して仕入値と同じく価格 1 で販売する。また、新規資本を作る際には調整コストが発生する一方、資本の修理には調整コストは生じないものとする。尚、資本財生産企業が稼いだ利益 Π_t^e は所有者である家計に移転される。

完全競争の下、資本財生産企業の利益最大化行動は、投資の調整コストを $f(I_m)$ 、ネット新規資本を I_m 、グロスの資本を I_t として、

$$\text{Max}_{I_m} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \Lambda_{t,t+i} \{ (Q_{t+i} - 1) I_{m,t+i} + (1 - 1) \delta(u_{t+i}) \xi_{t+i} k_{t+i} - f(I_{m,t+i}) (I_{m,t+i} + I) \}$$

$$f(I_m) = \frac{\eta_i}{2} \left(\frac{I_m + I}{I_{m-1} + I} - 1 \right)^2$$

$$I_m = I_t - \delta(u_t) \xi_t k_t$$

と Gertler and Karadi [2011] と同様に定式化する。尚、投資の調整コストは $f(1) = f'(1) = 0$ 、 $f''(1) > 0$ を満たす。

この利益最大化問題の新規資本 I_m に対する 1 階の条件式を解くと、資本価格 Q_t は、

$$Q_t = 1 + \frac{\eta_i}{2} \left(\frac{I_m + I}{I_{m-1} + I} - 1 \right)^2 + \eta_i \left(\frac{I_m + I}{I_{m-1} + I} - 1 \right) \left(\frac{I_m + I}{I_{m-1} + I} \right) - \beta \Lambda_{t,t+1} \eta_i \left(\frac{I_{m,t+1} + I}{I_m + I} - 1 \right) \left(\frac{I_{m,t+1} + I}{I_m + I} \right)^2$$

の様にも求まる。また、資本の遷移式は、新規資本 I_m を用いて、

$$k_{t+1} = \xi_t k_t + I_m$$

と表す。

3.6 小売企業（最終財生産企業）の定式化

小売企業の生産物である最終財（総生産、産出量） Y_t は、価格の弾力性を ε として、個別の最終財 Y_{ft} を CES 型集計したものとする、

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_{ft}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} df \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$$

の様に記載される。小売企業の最適化行動を Gertler and Karadi [2011] と同様に、初めに費用最小化行動をとり、次にその最小費用の下で利潤最大化行動をとるという2段階に分けて考えると、費用最小化問題の結果、個別最終財の需要関数は、

$$Y_{ft} = \left(\frac{P_{ft}}{P_t} \right)^{-\varepsilon} Y_t$$

の様に求まる。また、この需要関数を生産関数に代入すると、価格の集計式は、

$$P_t = \left[\int_0^1 P_{ft}^{1-\varepsilon} df \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

のようになる。次に、小売企業の価格設定行動について考える。本研究では、小売企業が Calvo 型の価格設定行動に従い、各期において $1-\gamma$ の割合の企業が最適価格 P_t^* に価格改定出来るものの、残り γ の割合の企業が価格改定出来ず、前期の価格 P_{t-1} に前期のインフレ率 π_{t-1} とインフレ率の定常状態値 π の加重平均を乗じた $(\pi_{t-1})^{\gamma_p} (\pi)^{(1-\gamma_p)} P_{t-1}$ にしか価格設定出来ない、として価格硬直性を導入する。小売企業は前述の最小費用と、こうした Calvo 型の価格改定ルールの下で、期待利潤関数の割引現在価値を最大化するように行動すると考える。その際、 t 期に価格改定出来る小売企業は、将来常に価格改定出来るわけではないことを念頭に将来の期待利潤を最大化する。この最大化問題は、改定後の最適価格を P_t^* とすると、期待利潤関数は最終財を改定価格で販売した時に得られる収入から費用を差し引いたものとして、

$$\text{Max}_{P_{ft}^*} E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta\gamma)^i \Lambda_{t,t+i} \left[\frac{P_t^*}{P_{t+i}} \prod_{k=1}^i (\pi_{t+k-1})^{\gamma_p} (\pi)^{(1-\gamma_p)} - P_{mt+i} \right] Y_{ft+i}$$

の様に定式化する。尚、ここでの i は時点を表す変数である。ラグランジュ乗数を λ とすると、現在の消費に対する割引率は $\beta^i \lambda_{t+i} / \lambda_t = \beta^i \Lambda_{t,t+i}$ となる。

この利潤最大化問題を解くと、

$$\pi_t^* = \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} \frac{F_t}{Z_t} \pi_t$$

が求まる。但し、 Z_t, F_t は、

$$Z_t \equiv \Lambda_t Y_t + \gamma \beta \pi_t^{\gamma_p} \pi^{(1-\gamma_p)} \pi_{t+1}^{\varepsilon-1} Z_{t+1}$$

$$F_t \equiv \Lambda_t P_{mt} Y_t + \gamma \beta \pi_{t+1}^{\varepsilon} F_{t+1}$$

の様に定義する。次に、前述の価格集計式は、当期に価格を改定出来る小売企業の割合が $1-\gamma$ 、そうでない企業の割合が γ であることを踏まえると、

$$\pi_t^{1-\varepsilon} = (1-\gamma) (\pi_t^*)^{1-\varepsilon} + \gamma \pi_{t-1}^{\gamma_p (1-\varepsilon)} \pi^{(1-\gamma_p)(1-\varepsilon)}$$

の様に表せる。また、総中間財と総生産の関係は、

$$Y_t = D_t Y_{mt}$$

$$D_t^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} = (1-\gamma)\pi_t^{*(1-\varepsilon)}\pi_t^{\varepsilon-1} + \gamma\pi_{t-1}^{(1-\varepsilon)\gamma_p}\pi_t^{(1-\varepsilon)(\gamma_p-1)}\left(\frac{P_{t-1}}{P_t}\right)^{1-\varepsilon} D_{t-1}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}$$

の様に表せる。

3.7 中央銀行の定式化

中央銀行は、公債の名目金利 $R_{b,t}$ の調整を通じて、インフレ π_t と産出量 Y_t の安定化を図る金融政策を行う。具体的には名目金利の定常状態値を R_b 、インフレ率の定常状態値を π 、産出量の定常状態値を Y 、金融政策における名目金利のスムージングパラメータを ρ_{Rb} ($0 \leq \rho_{Rb} \leq 1$)、金融政策ルールにおけるインフレ率が名目金利の決定に及ぼす影響を表わすパラメータを κ_π 、金融政策ルールにおける産出量が名目金利の決定に及ぼす影響を表わすパラメータを κ_Y 、i.i.d.のショックを $\varepsilon_{Rb,t}$ として、

$$\ln(R_{b,t}) = \rho_{Rb} \ln(R_{b,t-1}) + (1 - \rho_{Rb}) \{ \ln(R_b) + \kappa_\pi \ln(\pi_t) + \kappa_Y (\ln(Y_t) - \ln(Y)) \} + \varepsilon_{Rb,t}$$

というテーラールールに従って行動すると仮定する。

3.9 政府の定式化

政府は、公債の新規発行と、消費税、所得税、一括税の徴収によって、政府支出と前期に発行した公債の利払いを行う。政府の予算制約は、

$$G_t + r_{b,t-1} b_{t-1} = b_t + \tau^C C_t + \tau^L W_t L_t + T_t$$

の様に表せる。そして、 t 期の財政支出 G_t は $t-1$ 期の財政支出を G_{t-1} 、財政支出の定常状態値を G 、その影響度合いを表わすパラメータを ρ_G 、i.i.d.のショックを $\varepsilon_{G,t}$ として、

$$\ln G_t = \rho_G \ln G_{t-1} + (1 - \rho_G) \ln G + \varepsilon_{G,t}$$

の様に AR(1) に従い外生的に与えられるものと仮定する。また、公債安定化のための税制ルールとして、一括税を公債投資の一定割合に制限する

$$\ln T_t = \phi_T \ln B_{t-1}$$

という制約を課す。

3.10 資源制約、為替市場の定式化

自国の総生産(産出量)は自国生産物の自国消費 $C_{H,t}$ 、自国生産物の外国消費(輸出財消費) $C_{H,t}^*$ 、自国の投資 I_t 、自国の政府支出 G_t に分配される他、前述の通り、自国の資本財生産企業において調整コストが生じることを考慮すると、資源制約は

$$Y_t = C_{H,t} + C_{H,t}^* + I_t + G_t + \frac{\eta_i}{2} \left(\frac{I_{mt} + I}{I_{m-1} + I} - 1 \right)^2 (I_{mt} + I)$$

の様に表せる。また、為替レート e_t に関しては、Obstfeld and Rogoff [1995] と同様に、企業が自国での販売価格を為替レートで外貨換算して輸出価格とする PCP(Producer's Currency Price setting) の仮定を設定することで、

$$P_t = e_t P_t^*$$

が成り立つと考える。

4. モデルのシミュレーション分析

4 節では、3 節で定式化したモデルの方程式体系について、定常状態近傍で対数線形近似したものをを用いてカリブレーションを行う。具体的にはパラメータを設定し、外国で各種ショックが発生した場合に、その影響が自国の主要経済指標にどのように波及するのか、IRF 分析によるシミュレーションを行う。

4.1 パラメータの設定

本研究では、基本的には、金融機関の部分については、青木・須藤 [2012]、松村 [2018] で設定されているパラメータの値を、金融機関以外の経済主体については Gertler and Karadi [2011] が設定しているパラメータの値を引用している。その他、シミュレーションを行うことを前提に、本研究で独自にパラメータの値を設定したものもある。また、モデルの定常状態値については、青木・須藤 [2012]、松村 [2018] に基づき、資本ストック投資の方が公債投資よりも収益率が高いが、その分、最大損失率も大きいと仮定して設定している。本研究で設定した主なパラメータ値及び定常状態値は表 1 の通りである。

4.2 IRF によるモデルのシミュレーション分析

まず、本研究で構築した 2 カ国 DSGE モデルの IRF 分析の結果と 2 節で構築した VAR モデルの実証分析の結果を比較する。外国の金融機関の自己資本毀損（増加）ショックに対する IRF の反応の大きさに関しては、本研究のモデルでは、自国の産出量への影響が外国の産出量への影響に比べて非常に小さい一方で、VAR モデルでは、自国の産出量への影響が小さく出ているものの非常に小さいというわけではない等の違いがある。しかし、VAR モデルでの主要な結果である、外国の金融機関の自己資本毀損（増加）ショックに対して、外国の産出量、自国の産出量の IRF は減少（増加）した後、定常状態値に戻るといった動きについては、本研究のモデルでも確認出来ることから、本研究のモデルは、2 節で示した現実データによる VAR モデルと整合的な動きを示していると言えよう（図 2）。

次に、外国で発生した各種ショック（金融緩和ショック、生産性低下ショック、金融機関の自己資本毀損ショック、資本ストックの最大損失率悪化ショック、金融機関のリスク資産ウェイト上昇ショック）の影響が自国と外国の主要経済指標（産出量、金融機関の貸出（資本ストック投資））にどのように波及し、バーゼル 等によって波及効果がどの様に変わるのであるのか、自己資本比率規制が 8%、10% の 2 パターンで IRF 分析を行う（図 2）。

まず、外国の 1% 金融緩和（利下げ）ショックに対する IRF については、外国、自国共に産出量が増加する方向に反応している。本研究では Obstfeld and Rogoff [1995] と同様に PCP の仮定を設定して 2 カ国 DSGE モデルを構築していることから、外国の産出量が増えることで、自国から外国

への輸出財に対する消費が増え、自国の産出量も増加することになり、金融緩和による近隣窮乏化は生じないという先行研究と同様の結果が得られている。

そして、外国の生産性 1%低下ショックに対する IRF については、外国の産出量が減少し、それに伴い、自国から外国への輸出財に対する消費も減少し、自国の産出量も減少する方向に反応している。本研究での IRF 分析の結果は、生産性の上昇、低下はタイムラグを伴って他国に波及するという考えと整合的な結果となっている。

次に、外国の金融機関の自己資本 1%毀損ショックに対しては、外国の金融機関は自己資本比率規制を満たすために VaR 制約に基づいて資本ストック投資を圧縮する行動をとる。そして、資本ストック投資の減少を受けて生産関数から求まる産出量にも下押し圧力が生じるという結果が得られた。更に、外国の資本ストック投資と産出量の減少を受けて、自国から外国への輸出財消費も減少し、自国の産出量も減少する結果となっている。こうした IRF 分析の結果は、2008 年のリーマンショックによる世界金融危機によって日本の実体経済が毀損したと整合的な結果が得られていると言えよう。

更に、外国の資本ストック投資の最大損失率の 1%悪化ショックに対しては、このショックによって金融機関が想定する資本ストック投資へのリスクが上昇するため、外国の金融機関が資本ストック投資を減少させ、生産関数から求まる外国の産出量も減少するという結果になった。こうした外国の実体経済への影響が、自国から外国への輸出財に対する消費の減少等を通じて、自国の実体経済へも波及したことで、自国の資本ストック投資、自国の産出量が減少する方向で反応している。このことは、外国の金融機関が自身の貸出から得られる収益率が低下すると想定することで、金融機関のバランスシートが変化し、その結果、外国の産出量が減少し、自国の実体経済へも悪影響を及ぼす可能性があるということを示唆している。

続いて、外国の金融機関のリスク資産ウェイトの 1%上昇ショックについて考える。このショックを与えると、外国の金融機関の自己資本比率式の分母が増加するため、自己資本比率規制を満たすには、分子の自己資本が増加するか、分母の他の項目が減少するか、その両方が起こる必要がある。本研究での分析結果によると、分子の自己資本自体が減少する方向に反応したことで、その分、分母の資本ストック投資が減少するという動きがみられた。外国の資本ストック投資が減少することで、外国の産出量も減少し、更にこれまでと同様に自国の資本ストック投資、産出量も減少する動きとなっている。

次に、自己資本比率規制が 8%から 10%に引き上げられた場合、各種ショックの産出量への波及効果がどのように変化するかを見ていく。まず、自国で上述の 5 つのショックが発生した場合、自己資本比率規制の引き上げは、自国の産出量への波及効果を増幅させるという 1 カ国モデルである松村 [2018] と同様の結果が得られている。次に、外国で上述の 5 つのショックが発生した場合についてみると、自己資本比率規制を引き上げた場合、外国の産出量だけでなく自国の産出量への波及効果も大きくなるという結果が得られている。これは自己資本比率規制の引き上げによって、金融機関のバランスシート毀損ショックに対する経済の変動は抑制されるという、規制強化によって期待されている結果と逆の動きとなっている。

この点について考察を行うと、本研究では、金融機関の資産構成である資本ストック公債比率の定常状態値 (k/b) を 1 に固定しているが、資本ストック公債比率 (k_t/b_t) 自体は変化することが可能であるとしていることが影響していると推察される。自己資本比率規制の引き上げが発生した場合、

金融機関の自己資本の増加、資本ストック投資の減少、公債投資の減少のいずれか、或いは複数を引き起こすため、資本ストック公債投資比率 (k_t/b_t) 自体が変化し、その際に、資本ストック公債比率の定常状態値 (k/b) も変化することが想定される⁵。しかし、本研究では、自己資本比率規制が強化されても、すぐには資本ストック公債比率の定常状態値 (k/b) は変化しないと仮定し、変化前の 1 に固定する形で IRF 分析を実施している。そのため、定常状態値からの乖離という形で表している各種ショックに対する資本ストック公債比率の変化は、定常状態値が変化しない場合と比べて、その反応の大きさが増幅もしくは減衰することになる。そして、資本ストック公債比率の定常状態値からの変化が、その他の変数へと波及し、更に、(同じ構造のモデルを為替レートで接続している) 相手国の変数へも同様の方向 (増幅あるいは縮小) の影響が波及していると推察される。

整理すると、本研究では、金融機関の状態が出来るだけ変わらない状況下で自己資本比率規制のみが変化した場合、各種ショックに対して、経済の挙動がどのように異なるのかを分析している。そのため、自己資本比率規制が強化された場合でも、それに応じて金融機関の資産構成 (資本ストック公債比率) の定常状態値は変化しないという仮定を置いて分析しており、こうした仮定が先行研究とは異なっている。

以上より、本研究の分析の結果は、資本ストック公債比率の定常状態値が変わらない状況下で、マクロブルーデンス政策の一環として金融機関の自己資本比率規制を引き上げるといふ政策が行われた場合、外国で発生したショックに対して、自国経済の変動がより大きくなってしまふ可能性があることを示唆している。

5. まとめ

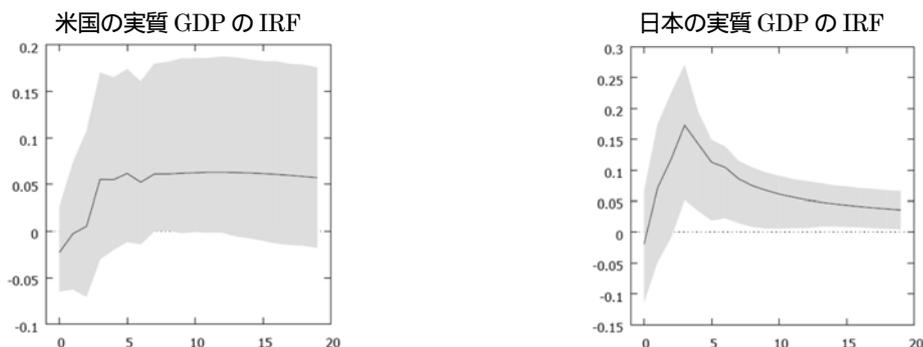
本研究では、金融機関の自己資本規制の強化が、金融危機等のショックに対する実体経済への影響を抑制するののかという問題意識の下、ニューケインジアン型で金融機関の資産選択行動を内生化した 2 国 DSGE モデルを構築しシミュレーション分析を行った。

モデルに関しては、金融機関については、資本ストック投資と公債投資の資産選択を VaR 制約下で行う青木・須藤 [2012] のモデル、及び、それに金融機関が自己資本比率制約の下で行動するという制約を加えて拡張した松村 [2018] モデルを基に定式化し、金融機関以外の経済主体については Gertler and Karadi [2011] 等の先行研究を基に定式化した。そして閉鎖経済の仮定を Obstfeld and Rogoff [1995] と同様に PCP の仮定を設定して 2 国開放経済モデルへと拡張することで、外国での経済ショックが自国経済にどのような影響を及ぼすのかを分析することを可能なモデルを構築した。更に構築したモデルは、第 2 節で構築した VAR モデルの実証分析の結果と整合的であることを確認している。

次に、構築したモデルに対してカリブレーションを行い、自己資本比率規制が強化された場合に、各種ショックの波及効果がどのように変化するのかモデルのシミュレーション分析を実施した。分析の結果、資本ストック公債比率の定常状態値が変わらない状況下で、マクロブルーデンス政策の一環として金融機関の自己資本比率規制を引き上げるといふ政策が行われた場合、外国で発生したショックに対して、自国の経済の変動がより大きくなってしまふ可能性があることを示した。

⁵ 例えば、定常状態における分析によると、金融機関の自己資本の毀損は、資本ストック公債比率の定常状態値 k/b を低下させる方向に働く。

図1 VAR モデルによる米国の金融機関の自己資本増加ショックに対する波及効果



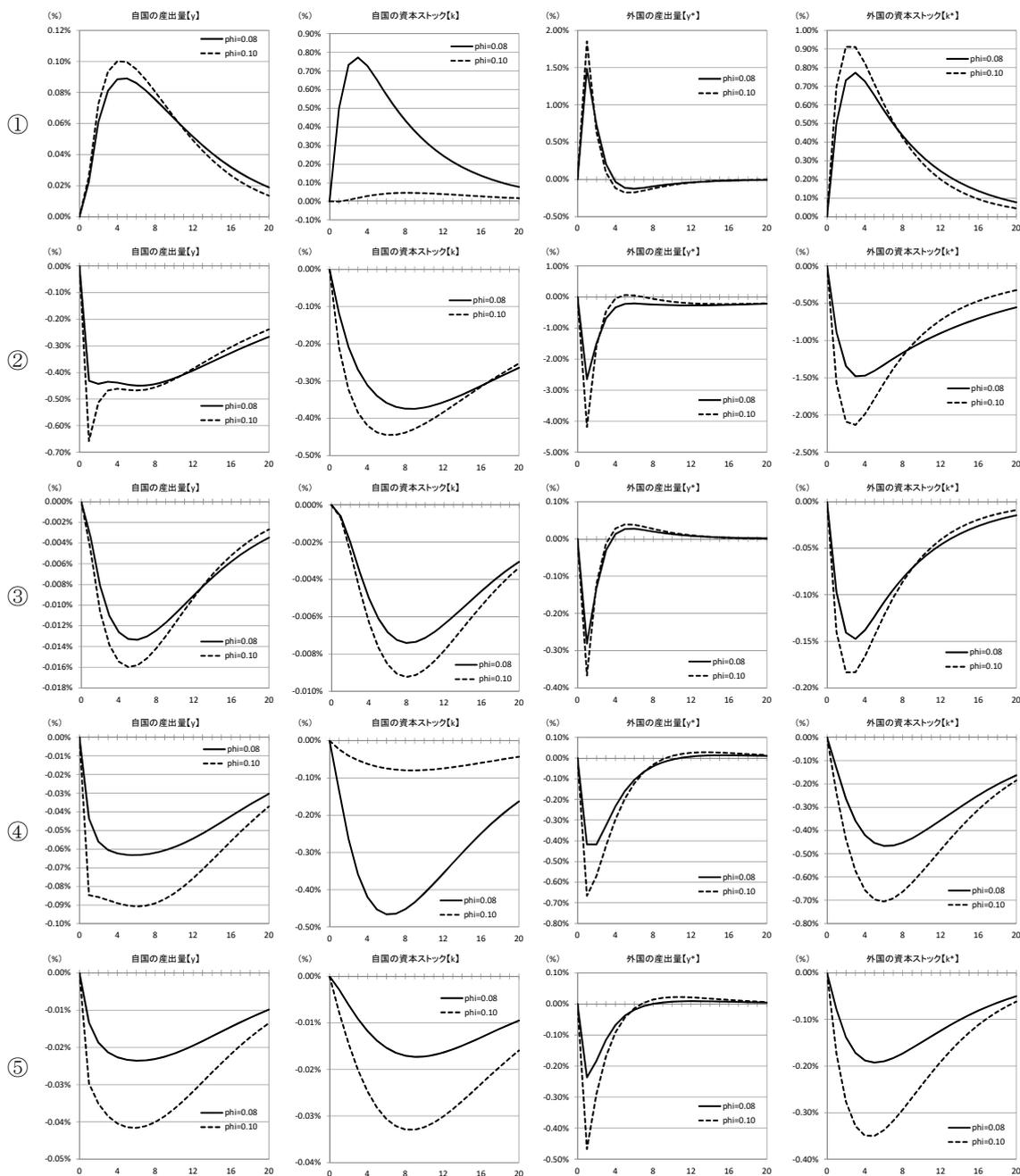
(注 1)横軸は t 期 ~ t+20 期の時間軸、縦軸は反応の大きさ%、シャドー部分は 68%信頼区間。
 (注 2)米国金融機関の実質自己資本に 1 標準誤差ショックを与えた場合の米国と日本の実質 GDP の IRF。
 (出所)筆者作成。

表 1 パラメータ値及び定常状態値の設定値

パラメータ値及び定常状態値	値
経済の開放度	$\alpha = \alpha^* = 0.4$
自国財と外国からの輸入財における代替の弾力性	$\eta = \eta^* = 3.0$
将来の期待効用を現在時点の価値に割り引く割引率	$\beta = \beta^* = 0.99$
労働供給の代替の弾力性の逆数	$\varphi = \varphi^* = 0.276$
消費の習慣形成を表わすパラメータ	$h = h^* = 0.8$
消費に対する労働の相対的な効用のウェイトを示すパラメータ	$\chi = \chi^* = 3.409$
資本減耗率	$\delta = \delta^* = 0.025$
稼働率が資本減耗率に及ぼす影響を示すパラメータ	$\zeta = \zeta^* = 7.2$
資本労働比率	$\alpha = 0.33$
投資の調整コストを表わすパラメータ	$\eta_i = \eta_i^* = 1.728$
価格の弾力性	$\varepsilon = \varepsilon^* = 4.0$
小売企業が価格改定出来る確率	$\gamma = \gamma^* = 0.779$
前期のインフレ率と定常状態でのインフレ率の加重平均パラメータ	$\gamma_p = \gamma_p^* = 0.241$
消費税率	$\tau^c = \tau^{c*} = 0.08$
所得税率	$\tau^l = \tau^{l*} = 0.30$
一括税が公債投資に占める割合	$\phi_\tau = \phi_\tau^* = 0.10$
生産性ショックの持続性を表わすパラメータ	$\rho_A = \rho_A^* = 0.95$
政府支出ショックの持続性を表わすパラメータ	$\rho_g = \rho_g^* = 0.95$
資本ストックの質ショックの持続性を表わすパラメータ	$\rho_\xi = \rho_\xi^* = 0.66$
資本ストック投資の最大損失率ショックの持続性を表わすパラメータ	$\rho_{L_k} = \rho_{L_k}^* = 0.83$
公債投資の最大損失率ショックの持続性を表わすパラメータ	$\rho_{L_b} = \rho_{L_b}^* = 0.74$
金融機関のリスク資産ウェイトショックの持続性を表わすパラメータ	$\rho_w = \rho_w^* = 0.80$
金融機関の存続確率の持続性を表わすパラメータ	$\rho_o = \rho_o^* = 0.98$
金融政策ルールにおける名目金利のスムージングパラメータ	$\rho_{R_b} = \rho_{R_b}^* = 0.8$
金融政策ルールにおけるインフレ率の影響を表わすパラメータ	$\kappa_\pi = \kappa_\pi^* = 2.043$
金融政策ルールにおける産出量の影響を表わすパラメータ	$\kappa_y = \kappa_y^* = 0.5/4$
資本ストック投資から最低限得られる利益率 (最大損失率) の定常状態値	$r_k = r_k^* = 0.70$
公債投資から最低限得られる利益率 (最大損失率) の定常状態値	$r_b = r_b^* = 0.80$
資本ストック公債投資の定常状態値	$k/b = k^*/b^* = 1.0$

(出所)筆者作成。

図2 自己資本比率規制別の各種ショックに対する波及効果の比較



(注1)横軸は t 期～ $t+20$ 期の時間軸、縦軸は定常状態からの乖離を表している。
 (注2) 外国の金融緩和ショック(1%利下げショック)、②外国の生産性1%低下ショック、③外国の金融機関の自己資本1%毀損ショック、外国の資本ストック投資最大損失率の1%悪化ショック、外国の金融機関のリスク資産ウェイト1%上昇ショックを指し、各種ショックに対する自国の産出量、自国の資本ストック、外国の産出量、外国の資本ストックの IRF を記載。実線は自己資本比率規制が8%の場合、点線は10%の場合。
 (出所)筆者作成。

参考文献

- 青木浩介・須藤直 [2012], 「銀行の資産選択と物価変動」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, No.12-J-4.
- Bernanke, S. Ben, Gertler Mark, and Gilchrist Simon [1999], “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework.” *Handbook of Macroeconomics*, Ed.1, vol.1, ch. 21, pp.1341-1393.
- Carniti, Elena [2012], “Banking Frictions and Integrated Financial Markets in a Two Country DSGE Model,” *Tesi di Dottorato*, LUISS Guido Carli.
- Cuadra, Gariel and Nuguer Victoria [2016], “Risky Banks and Macroprudential Policy for Emerging Economics,” *Banco de Mexico Working Papers*, No. 2016-06.
- Dedola, Luca, Karadi Peter, and Lombardo Giovanni [2013], “Global Implications of National Unconventional Policies,” *Journal of Monetary Economics*, 60, pp.66-85.
- Garcia-Cicco, Javier, Kirchner Markus, and Justel Santiago [2014], “Financial Frictions and the Transmission of Foreign Shocks in Chile,” *The Working Papers Series of the Central Bank of Chile*, Working Paper, No.722.
- Gertler, Mark and Karadi Peter [2011], “A Model of Unconventional Monetary Policy,” *Journal of Monetary Economics*, 58(1), pp.17-34.
- Gertler, Mark and Kiyotaki Nobuhiro [2010], “Financial Intermediation and Credit Policy in Business Cycle Analysis,” *Handbook of Monetary Economics*, ch.11, pp.547-599.
- Iiboshi, Hirokuni, Matsumae Tatsuyoshi, and Nishiyama Shinichi [2014], “Sources of Great Recession: A Bayesian Approach of a Data Rich DSGE Model with Time-Varying-Volatility Shocks,” *ESRI Discussion Paper Series*, No.313.
- 北岡孝義・高橋青天・溜川健一・矢野順治 [2013], 『EViews で学ぶ実証分析の方法』日本評論社.
- Kiyotaki, Nobuhiro and Moore John [1997], “Credit Cycles,” *Journal of Political Economy*, 105(2), pp.211-248.
- Krenz, Johanna [2016], “Banks’ Balance Sheets and the International Transmission of Shocks,” *BDPEMS Working Paper Series*, 2016-03.
- 松村隆 [2018], 「VaR・自己資本比率制約下での金融機関行動を内生化した DSGE モデルに関する研究」『法政大学経済志林』, 第 85 巻, 第 3 号, pp.153-181.
- Obstfeld, Maurice and Rogoff Kenneth [1995], “Exchange Rate Dynamic Redux,” *Journal of Political Economy*, 103, pp.624-660.
- Rannenberg, Ansgar [2013], “Bank Leverage Cycles and the External Finance Premium,” *Deutsche Bundesbank Discussion Paper*, No.55.
- Sims, Christopher, Stock James, and Watson Mark [1990], “Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots,” *Econometrica*, 58(1), pp.113-114.