

### 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

松村, 隆 / Matsumura, Takashi

---

(出版者 / Publisher)

法政大学経済学部学会

(雑誌名 / Journal or Publication Title)

経済志林 / 経済志林

(巻 / Volume)

85

(号 / Number)

3

(開始ページ / Start Page)

153

(終了ページ / End Page)

181

(発行年 / Year)

2018-03-23

(URL)

<https://doi.org/10.15002/00014832>

# 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

松 村 隆

## 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、銀行監督規制のあり方が問われ、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III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おり、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、定量的に分析する必要性が高まっている。

こうした分析を可能とするものとして動学的確率的一般均衡 (Dynamic Stochastic General Equilibrium; DSGE) モデルを用いた研究がある。まず、金融危機以前の先駆的な研究を見ると、Bernanke, Gertler, and Gilchrist (1999) が、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や、Kiyotaki and Moore (1997) が、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等が挙げられる。しかし、どちらも金融機能を考慮しているが、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、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との間に導入し、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), Garcia-Cicco, Kirchner, and Justel (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カ所で導入することで、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、樽林・小池・須藤・大東 (2012) は、マクロプルーデンス政策を分析するため、Gertler and Karadi (2011) モデルにおける金融機関の自己資本リスクウェイトに、Angelini, Enria, Neri, Panetta, and Quagliariello (2010) モデルの景気変動リスクウェイト遷移式を組み込むことで、好況期にはリスクウェイトが小さく見積もられ自己資本比率が甘くなる一方、不況期にはリスクウェイトが大きくなり自己資本比率が厳しくなるというモデルを構築している。更に、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。また、Gerali, Neri, Sessa, and Signoretti (2010), 福田 (2014) 等は、Gertler and Kiyotaki (2010) と同様に、インターバンク市場で銀行に貸出を行う貯蓄銀行と、貯蓄銀行からの借入を元に企業に貸出を行う貸出銀行という、2種類の金融機関を導入することで、政策金利から預金金利、貸出金利へのパススルーを表現したDSGE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見てみると、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はあるものの、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。実際、日本銀行金融機構局（2014, 2015, 2016）によると、2012年度から2015年度にかけて、国内金融機関のバランスシート構成は、総資産に占める貸出金の比率が50%を下回る状況であるのに対し、有価証券の比率は20%から35%程度を占めている。このことから金融機関の行動を分析する際には、貸出と公債投資の両方を考慮する必要性が近年高まってきている状況にあると言える。こうした複数の資産を有する金融機関を扱った研究として挙げられるのが、青木・須藤（2012）である。青木・須藤（2012）は、Adrian and Shin（2011）モデルを基に、VaR（Value at Risk）制約下で貸出（資本ストック投資）と公債投資を行うという金融機関の資産選択行動を明示化したDSGEモデルを構築している。

そこで、本研究では、金融機関については、青木・須藤（2012）のモデルを基として、更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）等の先行研究を参考に定式化し、DSGEモデルを構築する。そして、バーゼルⅢの様に自己資本比率規制が強化された場合や、近年確認されている国内金融機関の資産構成の変化が起こった場合に、各種ショックが実体経済にどのような影響を及ぼすのか、その波及効果について政策分析を行う。

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を対象としてVAR（Vector Autoregressive）モデルを用いた実証分析を行う。3節では、本研究で構築した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、そのモデルを用いて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って日本を対象としてVARモデルを用いた実証分析を行い、金融機関の自己資本が金融機関の貸出（資本ストック投資）及び公債投資、そして産出量（GDP）に与える影響を分析する。推定方法については、金融機関の自己資本増加ショックを、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

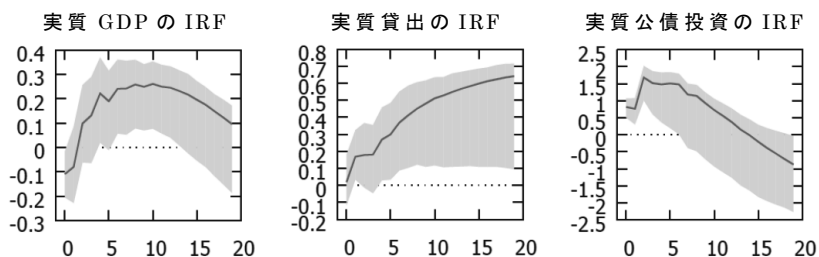
使用したデータは1994年第1四半期から2017年第1四半期までの四半期データで、日本の実質GDP、国内金融機関の実質自己資本、同実質貸出金、同実質公債投資の4つの指標である。データの作成方法は、DSGEモデルでの分析と整合させることを前提として、実質GDPは内閣府「国民経済計算」より、実額値の季節調整済系列を採用している。国内金融機関の指標は、日本銀行「国内銀行の資産・負債等（銀行勘定）」より、それぞれ純資産、貸出金、有価証券の系列を、総務省「全国消費者物価指数」の生鮮食品を除く総合系列で実質化し、X12-ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average) 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倍したものを扱い、VARモデルのラグ次数はデータ特性、先行研究やパラメータの数を考え4に設定する。尚、本節の実証分析では、Sims, Stock, and Watson (1990) 等の証明に依拠してレベルデータを用いてVARモデルを構築する。

## 2-2 推計結果

推定されたVARモデルに対して、金融機関の実質自己資本に1標準誤差のショックを与えた場合の、実質GDP、金融機関の実質貸出（資本ストック投資）及び実質公債投資へのIRF（Impulse Response Function）を示したのが図1である。シャドー部分は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、実質GDPは68%信頼区間において、有意に増加していることが確認出来る。実質貸出（資本ストック投資）、実質公債投資にも同様の傾向が確認出来たことから、信頼区間で判断した場合、実質自己資本の増加（減少）は実質貸出（資本ストック投資）及び実質公債投資を増加（減少）させること、更に貸出増加（減少）を通じて実質GDPを増加（減少）させるということが言える。

次の3節では、少なくとも2節の実証分析が示す基本的な事実については説明することが出来るDSGEモデルを構築する必要がある。

図1 VARモデルによる金融機関の自己資本増加ショックに対するIRF



(注1) 横軸はt期～t+20期の時間軸、縦軸は反応の大きさ%を表している。

(注2) 金融機関の自己資本に1標準誤差ショックを与えた場合の実質GDP、金融機関の実質貸出（資本ストック投資）及び実質公債投資へのIRF。シャドー部分はブートストラップで計算される68%信頼区間を示す。

(出所) 筆者作成

### 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DSGEモデルを構築する。本研究のモデルで考えている経済主体は、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、政府の計7主体である。以下、各経済主体の行動を説明する。

#### 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時点の価値に割り引く割引率を  $\beta$ 、労働供給量を  $L_t$ 、消費の習慣形成を  $h$ 、消費税を  $\tau^C$ 、所得税を  $\tau^L$ 、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  $\Pi_t$ 、一括税を  $T_t$ 、労働供給の代替の弾力性の逆数<sup>1)</sup> を  $\varphi$ 、消費に対する労働の相対的な効用のウェイトを  $\chi$  とし、家計の効用最大化問題を、

$$\text{Max } U_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[ \ln(C_{t+i} - hC_{t+i-1}) - \frac{\chi}{1+\varphi} L_{t+i}^{1+\varphi} \right]$$

$$\text{s.t. } (1+\tau^C)C_{t+i} = (1-\tau^L)W_{t+i}L_{t+i} + \Pi_{t+i} + T_{t+i} + r_{d,t+i}d_{t+i} - d_{t+i+1}$$

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

1) 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。

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  $\lambda_t$  とすると、

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

$$\lambda_t(1 + \tau^l) W_t = \chi L_t^\vartheta$$

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

$$\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \Lambda_{t,t+1}$$

が求まる。

### 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  $V_i$  は自己資本を  $n_i(i)$  として、

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

$$V(n_i(i)) = \phi_i n_i(i)$$

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  $\phi_i$  を用いて表してい



る。確率  $\theta_t$  は、1 階の自己回帰過程 (First Order Auto Regressive Process; AR (1)) の動学方程式に従うと仮定して、 $\theta_t$  の定常状態値を  $\theta$ 、金融機関の存続確率の持続性を表すパラメータを  $\rho_\theta$ 、平均 0、分散  $\sigma$  の正規分布に従う i.i.d. (independent and identically distributed, 独立で同一分布に従うという意味) 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  $\pi_t$  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、

$$\pi_t \equiv \frac{P_t}{P_{t-1}}$$

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) 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、

$$\ln \underline{r}_{k,t} = (1 - \rho_{\underline{r}_k}) \ln \underline{r}_k + \rho_{\underline{r}_k} \ln \underline{r}_{k,t-1} + \varepsilon_{\underline{r}_k,t-1} \quad 0 < \rho_{\underline{r}_k} < 1$$

$$\ln \underline{r}_{b,t} = (1 - \rho_{\underline{r}_b}) \ln \underline{r}_b + \rho_{\underline{r}_b} \ln \underline{r}_{b,t-1} + \varepsilon_{\underline{r}_b,t-1} \quad 0 < \rho_{\underline{r}_b} < 1$$

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を  $\omega_t$  として、

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

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  $\varpi_t$  は、定常状態値を  $\varpi$ 、金融機関のリスク資産ウェイトショックの持続性を表すパラメータを  $\rho_\varpi$ 、i.i.d.のショックを  $\varepsilon_{\varpi,t}$  として、

$$\ln \varpi_t = (1 - \rho_\varpi) \ln \varpi + \rho_\varpi \ln \varpi_{t-1} + \varepsilon_{\varpi,t} \quad 0 < \rho_\varpi < 1$$

の様にAR(1)に従い、外生的に与えられるものと仮定する。

本研究では、金融機関の最適化行動は、価値関数を、自己資本の遷移式、VaR制約式、自己資本比率規制式の下で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、

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

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

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

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。この最大化問題の1階条件式を整理すると、

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

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 ( $\underline{r}_{k,t+1} < \underline{r}_{b,t+1}$ )、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  $\xi_t$  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。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、中間財生産企業レベル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  $\xi_t$  は、定常状態値を  $\xi$ , 資本ストックの質のショックの持続性を表すパラメータを  $\rho_\xi$ , 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、

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

とGertler and Koradi (2011) と同様に定式化する。但し、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すパラメータを  $\rho_A$ , 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、

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

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

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

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  $I_{mt}$  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  $\Pi_t^e$  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  $f(I_{mt})$ 、ネットの新規資本を  $I_{nt}$ 、グロスの資本を  $I_t$  として、

$$Max_{I_t} E \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \Lambda_{t,t+1} \{ (Q_{t+i} - 1) I_{nt+i} + (1 - 1) \delta (u_{t+i}) \xi_{t+1} k_{t+1} - f(I_{nt+i}) (I_{nt+i} + I) \}$$

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

$$I_{nt} = I_t - \delta (u_t) \xi_t k_t$$

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  $I_{nt}$  に対する 1 階の条件式を解くと、資本価格  $Q_t$  は、

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

の様に求まる。また、資本の遷移式は、新規資本  $I_{nt}$  を用いて、

$$k_{t+1} = \xi_t k_t + I_{nt}$$

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  $\varepsilon$  として、個別の最終財  $Y_{ft}$  を CES (Constant Elasticity of Substitution) 型集計したものとすると、

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

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、費用最小化行動の結果、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  $1-\gamma$  の割合の企業は最適価格  $P_t^*$  に価格改定出来るものの、残り  $\gamma$  の割合の企業は価格改定が出来ず、前期の価格  $P_{t-1}$  に前期のインフレ率  $\pi_{t-1}$  とインフレ率の定常状態値  $\pi$  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  $\lambda$  とすると、現在の消費に対する割引率は  $\beta^i \lambda_{t+1} / \lambda_t = \beta^i \Lambda_{t,t+i}$  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、

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

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

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  $\gamma$  であることを踏まえると、

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

の様に表せる。また、総中間財と最終財（総生産、産出量）の関係は、

$$Y_t = D_t Y_{mt}$$

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

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、インフレ率  $\pi_t$  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  $\pi$ 、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  $\rho_{Rb}$  ( $0 \leq \rho_{Rb} \leq 1$ )、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すパラメータを  $\kappa_\pi$ 、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すパラメータを  $\kappa_Y$ 、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。

また、信用政策  $\psi_t$  については、信用緩和策の定常状態値を  $\psi$ 、資本スト



ック投資の収益率の定常状態値を  $r_k$ 、公債投資の収益率の定常状態値を  $r_b$  として、資本ストック投資の収益率  $r_{k,t+1}$  と公債投資の収益率  $r_{b,t+1}$  のスプレッドに応じて、

$$\psi_t = \psi + v\{(\ln r_{k,t+1} - \ln r_{b,t+1}) - (\ln r_k - \ln r_b)\}$$

の様に決定されると考える。

### 3-8 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すパラメータを  $\rho_G$ 、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。

### 3-9 資源制約の定式化

総生産（産出量）は消費  $C_t$ 、投資  $I_t$ 、政府支出  $G_t$  に分配される他、前述の通り、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

$$Y_t = C_t + I_t + G_t + \frac{\eta_i}{2} \left( \frac{I_{nt} + I}{I_{nt-1} + I} - 1 \right)^2 (I_{nt} + I)$$

の様に表せる。

#### 4. モデルによるシミュレーション分析

本節では、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、各種ショック（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、公債投資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）が発生した場合に、その影響が主要経済指標にどのように波及するのか、IRF分析を行ってシミュレーションする。

順番としては、まず、3節で構築したモデルを用いて、金融機関部分の定式化の拡張が有効であることを確認する。その後で、シミュレーション分析として、バーゼルⅢの様な自己資本比率規制の強化によって、各種ショックの主要変数（産出量、金融機関の貸出・公債投資・自己資本）への波及効果がどのように変化するのかについて、自己資本比率規制が8%、10%の2パターンで分析を行う。最後に、金融機関の資産構成が変化し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、金融機関の資産構成の定常状態値が、資本ストック投資50%、公債投資50%の場合（資本ストック公債比率 $k/b=1.00$ ）、資本ストック投資40%、公債投資60%の場合（ $k/b=0.67$ ）、資本ストック投資60%、公債投資40%の場合（ $k/b=1.50$ ）で分析する。

##### 4-1 パラメータの設定

本研究では、金融機関の部分については、基本的には青木・須藤（2012）で設定されているパラメータの値を引用する。また金融機関以外の経済主

表1 パラメータの設定値

パラメータ	値
将来の期待効用を現在時点の価値に割り引く割引率	$\beta = 0.99$
労働供給の代替の弾力性の逆数	$\varphi = 0.276$
消費の習慣形成を表すパラメータ	$h = 0.815$
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	$\chi = 3.409$
資本減耗率	$\delta = 0.025$
稼働率が資本減耗率に及ぼす影響を示すパラメータ	$\zeta = 7.2$
資本労働比率	$\alpha = 0.33$
投資の調整コストを表すパラメータ	$\eta_i = 1.728$
価格の弾力性	$\varepsilon = 4.167$
小売企業が価格改定出来る確率	$\gamma = 0.779$
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	$\gamma_\rho = 0.241$
消費税率	$\tau^C = 0.08$
所得税率	$\tau^L = 0.30$
一括税が公債投資に占める割合	$\phi_T = 0.10$
生産性ショックの持続性を表すパラメータ	$\rho_A = 0.95$
政府支出ショックの持続性を表すパラメータ	$\rho_g = 0.95$
資本ストックの質ショックの持続性を表すパラメータ	$\rho_\xi = 0.66$
資本ストック投資の最大損失率ショックの持続性を表すパラメータ	$\rho_{Lk} = 0.83$
公債投資の最大損失率ショックの持続性を表すパラメータ	$\rho_{Lb} = 0.74$
金融機関のリスク資産ウェイトショックの持続性を表すパラメータ	$\rho_\omega = 0.80$
金融機関の存続確率の持続性を表すパラメータ	$\rho_\theta = 0.98$
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	$\rho_{R_b} = 0.8$
金融政策ルールにおけるインフレ率の影響を表すパラメータ	$\kappa_\pi = 2.043$
金融政策ルールにおける産出量の影響を表すパラメータ	$\kappa_y = 0.5/4$

表2 定常状態値の設定値

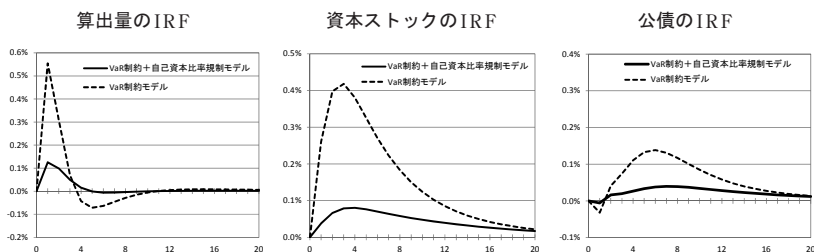
定常状態値	値
資本ストック投資から最低限得られる利益率(最大損失率)の定常状態値	$\underline{r}_k = 0.70$
公債投資から最低限得られる利益率(最大損失率)の定常状態値	$\underline{r}_b = 0.75$
資本ストック公債投資の定常状態値	$k/b = 1.0$

体についてはGertler and Karadi (2011) 等が設定しているパラメータの値を、その他については、日本を念頭に置いて設定する。但し、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、モデルの均衡状態値については、青木・須藤 (2012) 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する。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、2 の通りである。

#### 4-2 金融機関モデルの拡張に伴うIRFの違い

次に、本研究で構築したモデルを用いて、金融機関の最適化行動の制約条件にVaR制約と自己資本比率制約の2つを課しているモデルが、VaR制約のみを制約条件とするモデルよりも、2節で構築したVARモデルの実証分析の結果に近く、モデルの拡張が有効であることを確認する。尚、先行研究とは金融機関以外の経済主体のモデルの構造が異なることから単純な比較が難しいため、本研究で構築したDSGEモデルを用いて検証している。2節の実証分析との整合性を保つため、2つの理論モデルにおける金融機関の自己資本が増加した場合の主要変数のIRFがどの様に異なるのか確認

図2 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、縦軸は定常状態からの乖離%を表している。

(注2) 自己資本比率規制を8%とし、本研究で構築したモデルを用いて分析。具体的には、金融機関の自己資本1%増加ショックに対する、産出量、金融機関の資本ストック及び公債のIRFを記載。

(出所) 筆者作成

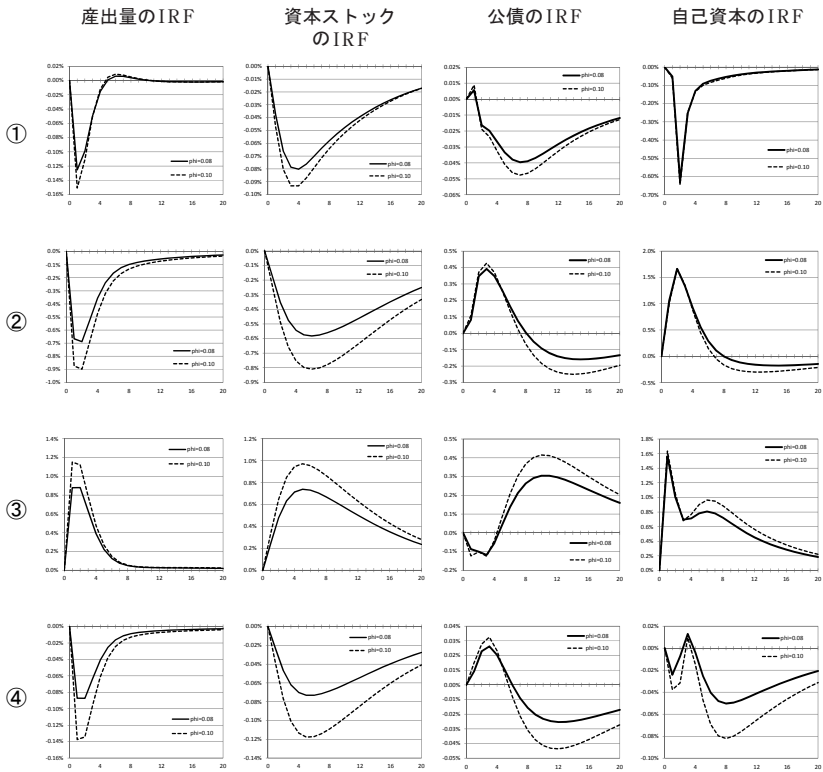
する。分析にはMATLAB上で動かすDynareを用いる。図2に示したショックの波及効果をみると、VaR制約と自己資本比率制約の2つを制約条件とするモデルでは、産出量が増加した後、わずかに減少に転じるもののその度合いは小さく、その後、定常状態値に収束する動きとなっているのに対し、VaR制約のみを制約条件とするモデルでは、増加後に一旦減少に転じる動きが顕著に見られた後、定常状態に収束する動きとなっている（図2）。2節の実証分析では、金融機関の自己資本増加ショックに対して、産出量が有意に増加している一方、減少する動きは確認出来ないことから、本研究で行った金融機関部分の定式化の拡張は、有効であると考えられる。

### 4-3 IRFによるモデルのシミュレーション分析

次に、前述のパラメータ値、及び、定常状態値の設定の下で、各種ショック（①金融機関の自己資本毀損ショック、②資本ストック投資の最大損失率の悪化ショック、③公債投資の最大損失率の悪化ショック、④金融機関のリスク資産ウェイト上昇ショック）の波及効果を考察し、その後、金融機関の自己資本比率規制の強化（8%から10%への引き上げ）によって各種ショックの波及効果がどのように変化するかについて分析を行う（図3）。

まず、①金融機関の自己資本が1%毀損するショックに対するIRFについて考える。金融機関は自己資本の毀損に対して、自己資本比率規制を満たすために資本ストック投資と公債投資の合計を圧縮する行動をとる。本研究ではVaR制約に基づいて資本ストック投資と公債投資の資産配分を決定するとしているが、分析の結果、公債投資、資本ストック投資は共に減少する方向に反応している。こうした資本ストック投資の減少は、中長期的に企業の生産量を減少させるが、短期的には労働や、フロー変数である設備投資が減少する方向で反応する。こうした労働や資本ストック投資の減少によっ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。

図3 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) ①金融機関の自己資本1%毀損ショック，②資本ストック投資最大損失率の1%悪化ショック，③公債投資の最大損失率1%悪化ショック，④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産出量，資本ストック，公債，自己資本のIRFを記載。尚，実線は自己資本比率規制が8%の場合，点線は10%の場合のIRF。  
 (出所) 筆者作成

次に②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，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，金融機関が資本ストック投資を減少させる行動をとる。そして，企業は金融機関からの貸出が減少するため，設備投資を減らす。また，短期的には労働も減少しその結果，生産関数から求まる産出量も減少する。一方で，金融機

関はVaR制約に基づいて資本ストック投資と公債投資の配分を決定するため、資本ストック投資が減少したことで、当初、公債投資は増加する方向に動いている。このことから、金融機関が資本ストック投資の収益率に対して悲観的な見方を持つと、資本ストック投資が減少し、それを通じて産出量が減少するということが示唆される。

同様に、③公債投資の最大損失率の1%悪化ショックについては、公債投資の魅力度が下がることで、相対的に資本ストック投資への魅力度が上がるため、資本ストック投資を増加させる。これは中長期的に生産量を増加させることになるが短期的には労働や設備投資が増加する方向で反応し、その結果、産出量も増加する。これは金融機関がリスクの高い資本ストック投資を重視してVaR制約下で資産配分を決定しているためと推察される。一方、公債投資は一旦減少するものの、その後、増加に転じる結果となっている。

続いて、④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。このショックによって、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る。公債投資も当初は代替的に増加するも、その後、資本ストック投資と同様減少する動きに転じている。そして資本ストック投資が減少することで、中長期的には生産量を減少させるが、短期的には労働や設備投資が減少する方向で反応し産出量も減少する動きとなっている。

では、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はどのように変化するのだろうか。本研究のモデルでの特徴的なショックである、上述の4つのショック（①金融機関の自己資本毀損ショック、②資本ストック投資の最大損失率の悪化ショック、③公債投資の最大損失率の悪化ショック、④金融機関のリスク資産ウ

ェイト上昇ショック)について見てみると(図3),自己資本比率規制を引き上げた場合,産出量への波及効果が大きくなるという結果が得られている。これは樽林・小池・須藤・大東(2012)等で示されている,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結果と逆の動きとなっている。

この結果について考察を行う。本研究では,金融機関の資産構成(資本ストック公債比率)の定常状態値を固定して,ショックの波及効果の分析を行っている。つまり,自己資本比率規制が強化された場合,それに応じて資本ストック公債比率の変化は起こらないという仮定をおいて分析していることになる。これ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すること意図したためである。このことが,自己資本比率規制を引き上げた場合,産出量への波及効果が大きくなることに繋がっていると考えられる。以上より,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,マクロプ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う政策が行われた場合,経済の変動をより大きくしてしまう可能性があることを本研究の分析結果は示唆していると言えよう。

最後に,金融機関の資産構成の定常状態値が資本ストック投資50%,公債投資50%の場合(資本ストック公債比率 $k/b=1.00$ ),資本ストック投資40%,公債投資60%の場合( $k/b=0.67$ ),資本ストック投資60%,公債投資40%の場合( $k/b=1.50$ )で各種ショックに対する算出量への波及効果がどのように変化するのかについても検証する(図4)。金融機関の自己資本毀損ショックに対する産出量への波及効果に明確な違いはみられないが,資本ストック投資の最大損失率悪化ショック,公債投資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に対しては,資本ストック公債比率が低下するにつれて算出量のIRFの変動が大きくなる傾向が見られる。これは,金融機関の行動がVaR制約で規制されることで,資



本ストックのウェイトが大きい場合、それ以上には資本ストックを増やしていく一方、資本ストックのウェイトが小さい場合には、逆に資本ストックを増やし易くなるといったことが影響しているものと推察される。こうした分析結果は、足元で起こっている日本の金融機関の資産構成のウェイト変化（資本ストック投資である貸出が減少し、公債投資が増加するという変化）が、結果として各種ショックに対する産出量の変動を増幅させる可能性があることを示唆している。

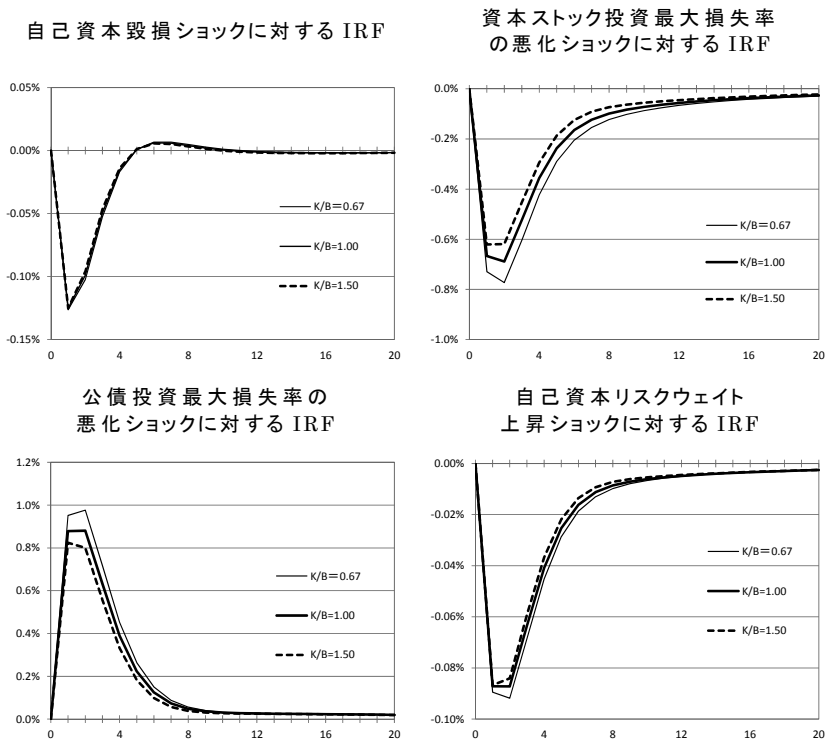
## 5. まとめ

本研究ではニューケインジアン型のDSGEモデルに2つの制約条件下で行動する金融機関を組み込んだモデルを構築した。即ち、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）のモデルを基本としつつ、更に金融機関の行動が自己資本比率規制にも制約されるという条件を加えてモデルを構築し、金融機関以外の経済主体はGertler and Karadi（2011）等の先行研究に則ってモデルを構築している。そして構築したモデルを用いて、金融機関部分の定式化の拡張が有効であることを確認した。

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、及び、金融機関の資産構成の定常状態値が変化した場合に、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による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、マクロプ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、経済の変動をより大きくしてしまう可能性があることが示唆された。また、足元で起こっている日本の金融機関の資産構成のウェイト変化（資本ストック投資、つまり貸出が減少し、公債投資が増加）が、結果として各種ショックに対する経済の変動を増幅さ

図4 資産構成比率 (k/b) 別の各種ショックに対する産出量への波及効果



(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) 自己資本比率規制は8%。資本ストック公債投資比率の定常状態値が $k/b=0.67, 1.00, 1.50$ の場合で、金融機関の自己資本1%毀損ショック、資本ストック投資の最大損失率の1%悪化ショック、公債投資の最大損失率の1%悪化ショック、金融機関のリスク資産ウェイト1%上昇ショックに対する産出量のIRF。  
 (出所) 筆者作成

せる可能性があることを明らかにした。

## 参考文献

- Adrian, Tobias, and Hyun S. Shin (2011), “Financial Intermediaries and Monetary Economics”, Handbook of Monetary Economics, Ch12, Elsevier.
- Angelini, Paolo, Andrea Enria, Stefano Neri, Fabio Panetta, and Mario Quagliariello (2010), “Pro-cyclicality of Capital Regulation: Is It a Problem? How to Fix It?”, Bank of Italy Occasional Paper , No.74.
- Bernanke, Ben S., Mark Gertler, and Simon Gilchrist (1999), “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework”, Handbook of Macroeconomics, Ed.1, Vol.1, Ch21, pp.1341-1393.
- Garcia-Cicco, Javier, Markus Kirchner, and Santiago Justel (2014), “Financial Frictions and the Transmission of Foreign Shocks in Chile”, The Working Papers series of the Central Bank of Chile, No.722.
- Gerali, Andrea, Stefano Neri, Luca Sessa, and Federico M. Signoretti (2010), “Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area”, Journal of Money, Credit and Banking, 42, pp.107-141.
- Gertler, Mark, and Nobuhiro Kiyotaki (2010), “Financial Intermediation and Credit Policy in Business Cycle Analysis”, Handbook of Monetary Economics, ch11, pp.547-599.
- Gertler, Mark, and Peter Karadi (2011), “A Model of Unconventional Monetary Policy”, Journal of Monetary Economics, 58(1), pp.17-34.
- Iiboshi, Hirokuni, Tatsuyoshi Matsumae, and Shinichi Nishiyama (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.
- Kiyotaki, Nobuhiro, and John Moore (1997), “Credit Cycles”, Journal of Political Economy, 105(2), pp.211-48.
- Rannenberg, Ansgar (2013), “Bank Leverage Cycles and the External Finance Premium, Deutsche Bundesbank Discussion Paper, No.55(2013).
- Sims, Christopher A., James H. Stock, and Mark W. Watson (1990), “Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots”, Econometrica, Vol.58, No.1 (Jan., 1990), pp113-144.
- 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.
- 江口允崇 (2011), 『動学的一般均衡モデルによる財政政策の分析』, 三菱経済研究所.

- 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.
- 榎林明日香・小池泰貴・須藤優太・大東誠 (2012), 「望ましい銀行監督規制にむけて～DSGEモデルによる分析～」, ISFJ政策フォーラム2012発表論文.
- 小林慶一郎 (2011), 「新しいマクロ経済モデルの構築」, 『RIETI Policy Discussion Paper Series』, 11-P-007.
- 酒井才介・小寺剛・荒木大恵・中澤正彦・石川大輔・中澤伸彦・神代康幸 (2015), 「エッジワース補完性と財政政策の効果について: DSGEモデルによるアプローチ」, 『Kyoto Institute of Economic Research Discussion Paper』, 京都大学, No.1507.
- 日本銀行金融機構局 (2014), 「2013年度銀行決算の概要」, 『BOJ Reports & Research Papers』.
- 日本銀行金融機構局 (2015), 「2014年度の銀行・信用金庫決算」, 『BOJ Reports & Research Papers』, 金融システムレポート別冊シリーズ.
- 日本銀行金融機構局 (2016), 「2015年度の銀行・信用金庫決算」, 『BOJ Reports&Research Papers』, 金融システムレポート別冊シリーズ.
- 福田慎 (2014), 「金利動学と景気循環」, 『明治大学商学論集』, 第88巻 第1号, 明治大学, pp.1-15.
- 福田慎・溜川健一 (2013), 「動学的確率的一般均衡モデルの動向—モデル構築を中心に—」, 『明治大学商学論集』, 第81巻 第3号, 明治大学, pp.43-60.
- 宮本弘暁・加藤竜太 (2014), 「財政政策が労働市場に与える影響について」, 『フィナンシャル・レビュー』, 第120号, pp.45-67.

## 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

本研究では、金融機関の自己資本比率規制が強化された場合、資産構成が変化した場合、各種ショックに対する実体経済への波及効果がどのように変化するのかという問題意識の下で、ニューケインジアン型のDSGEモデルに、VaR制約と自己資本比率規制制約の2つの制約条件下で行動する金融機関を組み込んだモデルを構築した。

構築したモデルによるIRF分析の結果、金融機関の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自己資本比率規制が強化された場合、及び、金融機関の資産構成が公債投資へ傾斜した場合に、結果として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。

## A Study on the Construction of the DSGE Model Incorporating Financial Intermediaries with Value at Risk and Capital Requirements Constraints

Takashi MATSUMURA

### 《Abstract》

This study investigates how to change the transmission of exogenous shocks when capital requirements are strengthened or the balance sheet of financial intermediaries is changed. For the purpose, a new Keynesian 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, and that a decrease in the steady state of the loan ratio in the balance sheet of financial intermediaries may result in an amplification of the transmission of exogenous shocks.