

〈論文〉

日本の金融政策に関する実証分析 —新ケインジアン経済学的考察—

An Empirical Analysis of Japan's Monetary Policies:
A New Keynesian Perspective

岡田 義昭

OKADA, Yoshiaki

Abstract:

In this paper, I apply a Bayesian Markov chain Monte Carlo (MCMC) method using Japan's time-series data based on a new Keynesian macroeconomic model to monetary policies that Japan's monetary authority and the central bank have implemented to date. The results show that February 1999, when the Bank of Japan introduced the zero percent interest rate policy into the Japanese economy, became the turning point from a conventional to an unconventional monetary policy regime, and I quantitatively clarify the changes that have occurred in the financial environment between two regimes and verify their practical implications. Lastly, this paper considers new directions for monetary policy.

Keywords:

New Keynesian macroeconomic model, optimal monetary policy under commitment/discretion, zero lower bound, Bayesian inference using the Markov chain Monte Carlo method, conventional/unconventional monetary policy regime

要旨 本稿において、日本の通貨当局・中央銀行がこれまで実施してきた金融政策に対し、新ケインジアン・マクロ経済モデルをベースに、日本の時系列データを用いてマルコフ連鎖モンテカルロ (MCMC) 法によるベイズ推定計算を行った。その結果、日本経済にゼロ金利政策が導入された1999年2月を境に、それ以前の「伝統的金融政策レジーム期」とそれ以降の「非伝統的金融政策レジーム期」とで日本の金融環境に変化が生じたことを定量的に明らかにし、且つその現実的含意を検証するとともに、金融政策の新たな方向を展望した。

キーワード 新ケインジアン・マクロ経済モデル, 裁量型・コミットメント型最適金融政策, ゼロ金利制約 (ZLB), ベイズ推定-マルコフ連鎖モンテカルロ法, 伝統的・非伝統的金融政策レジーム期

1. 序

1.1. はじめに

1990年代初頭, 日本経済は資産価格・土地価格バブルが破裂した。それ以降, 日本経済は長期に亘りその後遺症である深刻な不況・デフレーションに悩まされ続けた。その間, 政府・日本銀行は, これら景気低迷とデフレーションに対し, 積極的な財政政策と政策金利の引き下げで対応した。ただし, デフレ不況に呼応して政策金利を引き下げ続けた結果, 遂には名目金利の下方制約状況に直面し, 1999年2月に至っていわゆる「ゼロ金利政策」を採用することとなった。加えて2001年3月には「量的緩和政策」を導入して潤沢な流動性を2006年3月まで供給し続けた。かくして政策金利のコントロールという伝統的な金融政策とは異なり, 政策効果を一層高めるべく量的緩和政策=非伝統的金融政策の導入が図られた。

その後, 2000年代後半から2010年代初めにかけ, 米国サブプライム・ローン市場の混乱に端を発した世界的規模での信用収縮・金融システム危機・経済不況のトリプル・ダメージが深刻さを増幅させた。欧州の通貨財政危機がこれら世界危機を一段と悪化させた。そこで, 各国・地域の政府・中央銀行は, 様々な手段を用いて大量の資金供給を行い, 金融市場における流動性不足に対応した。また, 金融システムの毀損が経済活動に大きな悪影響を及ぼすとの認識を踏まえ, 国債を初めとする多種多様な債券の大規模購入 (i.e. 信用緩和) など, 非伝統的な金融政策を幅広く採用した。

ところで, 2000年代から2020年代初めの日本経済は, 平成バブル破裂の後遺症に加え, リーマン・ショックや欧州通貨財政危機, 東日本大震災, 消費税増税による買い控え, 新型コロナウイルス感染拡大, ロシアのウクライナ軍事進攻などからマイナス成長やデフレーションが続いた。したがって, 政策金利が景気や物価の動向と“整合的”であるならば, こうした経済環境から政策金利たるコールレートもマイナスの水準まで大幅に引き下げられるべきであったろう。しかしながら, 名目金利が本来有している「非負性」の特性に阻まれてゼロ近辺に留まらざるを得ず, したがって他の金融政策手段に訴えざるを得なかった。かくして, 政策金利のこうした下方制約が実体経済への波及過程にいかなる影響を及ぼし, 各主要経済変数の動学経路にどのようなメカニズムでどのような偏倚をもたらすかという点を検証し明確にしておくこと

は、中央銀行の金融政策体系の構築ならびに金融政策運営の方策を論ずる際に極めて重要な課題と言えるであろう。

そこで本稿において、新ケインジアン・マクロ経済モデルを基に金融政策の波及過程と主要経済変数の動学メカニズムを主に実証面から検討することにより、政策金利の下方制約の意味ならびに政策効果を明らかにする。その結果を踏まえ、金融環境の変容に伴う金融政策の新たな方向を展望する。

1.2. 研究の流れと本稿関係文献

1.2.1. 新ケインジアン・モデル

マクロ経済事象の分析を目的として、主に①動学的 IS 式、②新ケインジアン・フィリップス曲線式、③金融政策ルール式の3本の構造方程式によりケインジアン経済学の流れを汲んだ“新ケインジアン・マクロ経済モデル”が明確な様式で誕生したのは、1996年に発表された一連の論文、Yun (1996), King and Wolman (1996), King and Watson (1996), Woodford (1996) においてであった。それ以前の萌芽的な同種研究を源流に、独占的競争市場下において価格が粘着的であり、加えて予想の役割が明示的に導入されたミクロ経済学的基礎を有するところの多期間動学モデルという特質・特性を有する本マクロ経済モデルは、その有用性から多くの彫琢がなされた。その結果、通貨・金融・証券、財政、経済変動、開放経済、労働、政策分析用計量モデルなど様々な分野で新機軸的研究成果がもたらされた。これら発展内容の一部は、加藤 (2007), 廣瀬 (2012), 蓮見 (2020), Gali (2008) (2015), Wickens (2012), Balke et al. (2012), Fernández-Villaverde et al. (2016), Walsh (2017), *Journal of Economic Perspective* (2018) 32 (3) 所収論文, *Oxford Review of Economic Policy* (2018) 34 (1-2) 所収論文などに体系だってまとめられた。本稿の基本的分析枠組みを設定するにあたっては、これら文献を参照している。

1.2.2. 最適金融政策

ところで、金融政策の研究分野では、金融政策の規範的意味合いを問うところの“normative approach”に基づく議論が活発化した。すなわち、代表的家計の効用から導かれた経済厚生関数を金融政策運用の参照軸に採り、新ケインジアン・モデルの下で企業の技術構造と家計の選好関係を所与として経済厚生（損失）の最大化（最小化）を図るような金融政策（＝最適金融政策）運営を問う議論である。Woodford (2003) は、線形式の制約条件のもとで二次形式の目的関数を解く動学的最適化問題（LQ 問題）を応用し、あるべき政策金利水準の動きを明らかにした。Gali (2008) (2015) は、最適金融政策を裁量型とコミットメント型とに2大別して定式化し、それぞれの政策の特性を明らかにした。

一方、現実経済では、日本のみならず欧米諸国・地域でも名目金利が低水準に留まり、2008年秋の世界的規模での金融危機・大不況もあって、各国の通貨当局や中央銀行の政策担当者間

ではゼロ金利政策やさらには量的・質的金融緩和策などの非伝統的金融緩和政策導入に向けた検討が始まった。学界でもそうした動きに呼応した形で、金融政策ないしは最適金融政策において名目金利水準にゼロの下方制約が存在することの意味合いやその影響、対応策を検証する研究が活発化した。Reifschneider and Williams (2000), Eggertsson and Woodford (2003), Jung, Teranishi and Watanabe (2005), Nakov (2008), Johannsen (2014), Basu and Bundick (2016) はこの分野でそれぞれ注目された論文である。

その他、以上のような特定の1期間に限定された名目利子率の予期せぬ確定的なゼロ制約発生のみならず、全期間に亘り名目利子率に対してしばしば確率的にゼロ制約が掛かるような (occasionally binding constraints; OccBin) 新ケインジアン・モデルを基に、ゼロ金利政策と経済全体との相互作用メカニズムを分析した論文も数多く発表された。

本稿分析では、DYNARE code¹⁾ を用いることで計算がより容易となるところの“予期せぬ1回限りの確定的構造ショック”を前提とした。

2. 理論モデル²⁾

2.1. 家計・企業

家計 i ($i \in [0, 1]$) は、 t 期において、総合物価指標 P_t 、名目賃金率 W_t 、名目配当金 Φ_{it} 、名目債券利子率 r_t 、名目債券ストック (1期前) $B_{i,t-1}$ 、実質一括税 TX_{it} が所与のとき、予算制約式の下で期待効用を最大とするように、今期の消費需要量 C_{it} 、労働供給量 N_{it} 、債券購入額 B_{it} をそれぞれ決めるものとする。したがって、家計 i の最適化行動は、

$$\begin{aligned}
 (1) \quad & \max_{\{B_{it}\}\{C_{it}\}\{N_{it}\}} : U_{ii} = E_t \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} \left(\frac{C_{is}^{1-\rho}}{1-\rho} - \frac{N_{is}^{1+\nu}}{1+\nu} \right) \\
 \text{s.t.} \quad & C_{is} + \frac{B_{is}}{P_s} \leq \frac{W_s}{P_s} N_{is} + \frac{\Phi_{is}}{P_s} + (1+r_s) \frac{B_{i,s-1}}{P_{s-1}} \frac{P_{s-1}}{P_s} - TX_{is} \\
 \text{given} \quad & P_s, P_{s-1}, W_s, \Phi_{is}, r_s, B_{i,s-1}, TX_{is} \quad (s \in \{t, t+1, t+2, \dots\}) \\
 & \forall t \in \{1, 2, \dots\}
 \end{aligned}$$

なる制約付き最大化問題で示せる。ただし定数 ρ は異時点間の消費代替弾力性の逆数を表し、 ν は異時点間労働供給の代替弾力性の逆数を表す。これより、以下のような t 期における各家

1) 本稿の計算で使用した DYNARE code は、GitHub サイト (URL: github.com, 最終閲覧: 2023.7) で公開されている関連コードや廣瀬 (2012)、蓮見 (2020)、ならびに DYNARE User Guide (2013) を参照した。

2) 本稿で設定した理論モデルは、加藤 (2007)、廣瀬 (2012)、蓮見 (2020)、Woodford (2003)、Gali (2008) (2015)、Walsh (2017) に依拠した。

計の主體的均衡条件を得る³⁾。

$$(2) \quad C_{it}^{-\rho} = \beta E_t(1+r_{t+1}) \frac{P_t}{P_{t+1}} C_{i,t+1}^{-\rho} \quad \cdots \text{消費オイラー方程式}$$

$$(3) \quad C_{it}^{\rho} = \frac{W_t}{P_t} N_{it}^{-\nu} \quad \cdots \text{消費・余暇トレードオフ条件式}$$

次に独占競争企業 j ($\in [0,1]$) の t 期における最適化行動様式を以下のように定式化する。

$$(4) \quad \max_{\{P_{jt}^o\}} : \tilde{\Phi}_{jt} = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta_{t+s} \omega^s \left[\left(\frac{P_{jt}^o}{P_{t+s}} \right) Y_{j,t+s} - MC_{j,t+s} Y_{j,t+s} \right]$$

$$\text{s.t.} \quad Y_{j,t+s} = A_{j,t+s} N_{j,t+s} \quad \cdots \text{個別生産関数}$$

$$Y_{j,t+s} = \left(\frac{P_{jt}^o}{P_{t+s}} \right)^{-\theta} Y_{t+s} \quad \cdots \text{個別財需要関数}$$

$$\text{given } W_{t+s}, P_{t+s}, A_{j,t+s}, Y_{t+s} \quad (s \in \{0,1,2,\dots\})$$

β_{t+s} は企業の最終所有者たる家計の限界効用で評価された企業 j による収益の主観的価値評価基準割引率であり、 $\beta_{t+s} \equiv \beta^s \frac{\lambda_{j,t+s}}{\lambda_{jt}}$ ($\beta \in (0,1)$) で定義される。 P_{jt}^o は企業 j の t 期における改定価格水準であり、 MC_{jt} は実質限界費用を表す。また ω は Calvo 型⁴⁾ 価格据え置き確率であり、 A_{jt} (> 0) は技術水準である。さらに Y_{jt} は企業 j の実質生産量を表す。したがって、企業 j の価格改定に関する主體的均衡条件は、 $\forall t \in \{0,1,2,\dots\}$ に対し

$$(5) \quad \frac{P_{jt}^o}{P_t} = \frac{\theta}{\theta-1} E_t \sum_{s=0}^{\infty} f_{t+s} \frac{W_{t+s}}{A_{j,t+s} P_{t+s}}$$

$$\text{ただし} \quad f_{t+s} \equiv \frac{\beta_{t+s} \omega^s \left(\frac{P_t}{P_{t+s}} \right)^{-\theta} Y_{t+s}}{E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta_{t+s} \omega^s \left(\frac{P_t}{P_{t+s}} \right)^{1-\theta} Y_{t+s}}$$

3) 岡田 (2023), Kuhn/Tucker (1951)。1 階の必要条件は (2) 式・(3) 式に加え、no-Ponzi-game 条件式、ならびにラグランジュ乗数の非負性と制約条件との積がゼロであることが付加される。

4) Calvo (1983)。

で示される⁵⁾。 $\theta/(\theta-1)$ ($\theta(>1)$:財需要に対する価格の代替弾力性)は独占競争企業のマークアップを表している。ここで各企業に同形性条件を課せば、企業全般の集計的価格遷移式

$$(6) \quad P_t = \left[(1-\omega)X_t^{1-\theta} + \omega P_{t-1}^{1-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\theta}}$$

が求まる⁶⁾。 X_t は t 期に価格改定の機会を得た企業群の設定する平均最適価格水準である。

2.2. 財政金融政策

政府財政当局による t 期の財政収支式を

$$(7) \quad TX_t + B_t = P_t G_t + (1+i_t)B_{t-1} \quad \forall t \in \{1, 2, \dots\}$$

なる式で表す。ただし、各期の実質財政支出 G_t は通期に亘って一定値 ($G_t = G$, $\forall t \in \{1, 2, \dots\}$) とし、また国債の純供給 (= 新規発行 - 償還) はゼロと仮定する (ただし $B_0 > 0$)。

他方、通貨当局・中央銀行は、以下の金融政策反応関数のごとく名目純 (ネット) 金利水準 i_t を政策変数としてコントロールすると考える。

$$(8) \quad 1+i_t = \left(\frac{\Pi_t}{\Pi_0} \right)^{\varphi_1} \left(\frac{Y_t}{Y_t^n} \right)^{\varphi_2} \exp(r+e_t) \quad \forall t \in \{0, 1, 2, \dots\}$$

上記 φ_i ($i=1, 2$) は非負のパラメータであり、 Y_t^n は完全雇用実質産出量水準、 e_t は金融政策

ショック、 $r (= \frac{1}{\beta} - 1)$ は定常金利水準、 Π_t (Π_0) は現行 (目標) インフレ率を表す。

2.3. 市場

2.3.1. 財市場

財市場は独占競争市場を仮定しているので、財需要に対する価格の代替弾力性を定めるパラメータ $\theta(>1)$ を考慮して集計的需給均衡式は

$$(9) \quad \int_0^1 C_{it} di = \left[\int_0^1 Y_{jt}^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \Leftrightarrow C_t = Y_t$$

となる。

5) 岡田 (2023)。

6) *ibid.*

2.3.2 労働市場・債券市場

一方、労働市場ならびに債券市場は完全競争市場を仮定しているので、模索過程における賃金率ならびに利子率のシグナル機能によりそれぞれ需給均衡が達成される。

2.4. 新 $I-S-LM$ 体系

2.4.1 動学的 $I-S$ 式

家計 i ($\in [0,1]$) の t 期における主体的均衡条件式である (2) 式の消費オイラー方程式を用いて i に関して集計し、さらに財市場の清算条件式 $Y_t = C_t$ を組み合わせれば、

$$(10) \quad \hat{y}_t = E_t \hat{y}_{t+1} - \frac{1}{\rho} (i_t - E_t \pi_{t+1} - r)$$

と書ける。ただし、定常状態では実質利子率 r は $r = \frac{1}{\beta} - 1$ であるが、両辺の自然対数をとっ

てテイラー近似すると $r \approx -\ln \beta$ を得る。アルファベット小文字は大文字変数の自然対数変換表示とし（ただし利子率 i, r とインフレ率 π を除く）、さらに \wedge 付き変数は、定常均衡解からの近傍乖離の対数線形近似式を表す（以下同様）。この (10) 式は、財市場の均衡条件式すなわち動学的 $I-S$ 式と称される。

ここで、 Y_t^e を完全競争市場下で伸縮的価格に基づく均衡実質産出量＝効率的産出量とし、一方 Y_t^n を資源が完全雇用・稼働された状態での均衡実質産出量＝自然産出量としたとき、完全競争市場下で価格が伸縮的であれば資源の完全雇用・稼働は確保されるので、ここに効率的実質産出量 Y_t^e と自然実質産出量 Y_t^n とは等しいものとみなし得る。したがって、政府の企業に対する賃金補助金政策等を考えれば、独占競争市場においても効率的産出量が実現され得るから⁷⁾、 t 期における独占競争市場下の実質産出量 Y_t と効率的産出量 Y_t^e との対数差をとった $x_t \equiv y_t - y_t^e$ は、また $x_t \equiv y_t - y_t^n$ 、すなわち現実の実質産出量と完全雇用産出量とのギャップを表している。かくして動学的 $I-S$ 式 (10) 式は、 ρ_a ($\in [0,1]$) を対数表示された技術水準 a_t の自己回帰係数と置いて、

$$(11) \quad x_t = E_t x_{t+1} - \frac{1}{\rho} (i_t - E_t \pi_{t+1} - r_t^n)$$

$$\text{ただし、 } r_t^n = r - \rho \left(\frac{1+\nu}{\rho+\nu} \right) E_t (1 - \rho_a) a_t \quad (\text{自然利子率})$$

7) 岡田 (2023)。

と表せる⁸⁾。

2.4.2. 新ケインジアン・フィリップス曲線 (NKPC) 式

次に、企業 j ($\in [0,1]$) の t 期における主体的均衡条件式 (5) 式ならびに企業全体の集計的価格遷移式 (6) 式を用いて一定の計算を施せば、

$$(12) \quad \pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t$$

$$\text{ただし } \kappa \equiv \frac{(1-\omega)(1-\beta\omega)}{\omega}(\rho + \nu) (> 0)$$

なる式が導ける⁹⁾。この (12) 式は従来のフィリップス曲線と異なり、説明変数にインフレ率のフォワード・ルッキング的要素が取り入れられていることから、新たなフィリップス曲線式、すなわち新ケインジアン・フィリップス曲線 (NKPC) 式と称されるものである¹⁰⁾。

2.4.3. 新 $IS-LM$ 体系

上述した2本の動学的マクロ経済体系を閉じるために、(8) 式の金利政策ルール式を体系に導入する。(8) 式を対数表示すれば以下のごとくである。

$$(13) \quad i_t = r + \phi_1 \pi_t + \phi_2 x_t + e_t$$

さらに金融政策の構造ショック e_t は、 ρ_e ($\in [0,1]$) を自己回帰係数として次のような1次の自己回帰過程 ($AR(1)$) に従うものとする。

$$(14) \quad e_t = \rho_e e_{t-1} + \varepsilon_t^e, \quad \varepsilon_t^e \sim i.i.d. N(0, \sigma_e^2)$$

こうして (11) 式、(12) 式ならびに (13) 式を組み合わせると、 $\forall t \in \{0,1,2,\dots\}$ に対し

$$(15) \quad \begin{pmatrix} x_t \\ \pi_t \end{pmatrix} = A \begin{pmatrix} E_t x_{t+1} \\ E_t \pi_{t+1} \end{pmatrix} + B(\hat{r}_t^n - e_t)$$

8) 岡田 (2023)。完全競争市場下で伸縮価格に基づく均衡産出量 (= 効率的産出量) に伴う実質利子率は効率的利子率 r_t^e と称され、他方、生産資源が完全稼働・完全雇用された状態での産出量 (= 自然産出量) に伴う実質利子率は自然利子率 r_t^n と称される。ここでは完全競争市場下で価格が伸縮的であれば生産資源は完全稼働・雇用の状態が達成されていると解されるので、 $r_t^e = r_t^n$ としておく。ところで、自然利子率は古くは J.G.K. Wicksell が命名したもので、資本市場の需給を均衡させ、経済・物価に対して引き締めのにも緩和的にも作用しない中立的な実質金利水準として定義される (東洋経済新報社 (1980) 『経済学辞典・第2版』 I, p.852, III, p.567)。

9) *ibid.*

10) Roberts (1995)。

$$\text{ただし, } A \equiv \Omega \begin{bmatrix} \rho & 1 - \beta\varphi_1 \\ \rho\kappa & \kappa + \beta(\rho + \varphi_2) \end{bmatrix}, \quad B \equiv \Omega \begin{bmatrix} 1 \\ \kappa \end{bmatrix}, \quad \Omega \equiv \frac{1}{\rho + \varphi_2 + \kappa\varphi_1}$$

$$\hat{r}_t^n \equiv r_t^n - r$$

なる連立定差方程式体系を得る。ここで非先決変数ないしはジャンプ変数の個数は2個である

が、 $\varphi_1 \geq 0, \varphi_2 \geq 0$ で且つ $\varphi_1 + \frac{(1-\beta)}{\kappa}\varphi_2 > 1$ が成立するとき、行列 A の固有値が単位円

の内部に“2個”存在することが証明される¹¹⁾。したがってこれより（15）式は一意的な解を有することが明らかとなる¹²⁾。

3. 最適金融政策

3.1. 政策目的と最適条件

一国の社会的厚生 W_t を、家計の集計的効用関数 U_{t+s} を用いて

$$(16) \quad W_t = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \left(\frac{U_{t+s} - U}{U_C C} \right) \quad \forall t \in \{0, 1, 2, \dots\}$$

と定義する。添え字なしの U ならびに C は定常状態の効用関数と消費量を、 U_C は定常状態での消費の限界効用（ $= \partial U / \partial C$ ）をそれぞれ表す。 β （ $\in (0, 1)$ ）は時間的割引率である。この経済厚生関数 W_t は、さらにインフレ率と産出量ギャップの二乗の加重和に対する割引現在価値の関数として表せる¹³⁾。また $L = -W$ と置けば L は経済損失関数を意味する。

かくして先の（8）式の金利政策“ルール”式に代わる中央銀行の“最適”金融政策は、以下のような経済損失に対する制約付き最小化問題を解くことで示される。

$$(17) \quad \min_{\{\pi_t\}\{x_t\}} : L = \frac{1}{2} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\pi_t^2 + \vartheta x_t^2)$$

$$\text{s.t.} \quad x_t \leq E_t x_{t+1} - \frac{1}{\rho} (i_t - E_t \pi_{t+1} - r_t^n) \quad \cdots \text{動学的 } IS \text{ 式}$$

$$\pi_t \leq \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t + u_t \quad \cdots \text{ニューケインジアン・フィリップス曲線式}$$

11) LaSalle (1986) pp.27-28, Bullard/Mitra (2002) p.115.

12) Blanchard/Kahn (1980). 行列 A の単位円内の固有値が1個の場合は、解は一意的に定まらず複数均衡となる。

13) 岡田 (2023)。

$$\text{ただし, } \kappa_o \equiv \frac{(1-\omega)(1-\beta\omega)}{\omega}, \quad \kappa \equiv (\rho+\nu)\kappa_o, \quad \vartheta \equiv \frac{\kappa}{\theta}$$

ここで ϑ は、中央銀行が政策立案の際に前提とするインフレ率と産出量ギャップとの相対的な社会厚生の重みを示すパラメータと解される。また上記 NKPC 式で、 u_t はマークアップの外生的変動や賃金補助金などのコストプッシュ要因に関する構造ショックを示しており、

$$(18) \quad u_t = \rho_u u_{t-1} + \varepsilon_t^u, \quad \rho_u \in [0,1), \quad \varepsilon_t^u \sim i.i.d.N(0, \sigma_u^2)$$

なる 1 次の自己回帰過程 (i.e. $AR(1)$) に従うものとする。

(17) 式の制約付き最小化問題を解けば、以下のごとく社会的損失が最小となるような最適金融政策の条件を得る¹⁴⁾。ただし $\lambda_t^x, \lambda_t^\pi (\geq 0)$ は中央銀行の非負のラグランジュ乗数である。

$$(19) \quad (\text{i}) \quad \pi_t + \lambda_t^\pi - \lambda_{t-1}^\pi = 0 \quad (t \in \{1, 2, \dots\})$$

$$(\text{ii}) \quad \vartheta x_t - \kappa \lambda_t^\pi = 0 \quad (t \in \{0, 1, 2, \dots\})$$

$$(\text{iii}) \quad \pi_0 + \lambda_0^\pi = 0 \quad (\text{スタート・アップ条件})$$

上記 (19) 式 (i) の最適条件では 1 期前のラグランジュ乗数が導入されている。しかしながら、最適化を開始する $t=0$ 期では $t=-1$ 期は既に過ぎ去った過去であり、したがってもはや現時点でこの条件を課すことはできない。それゆえ、代わって (iii) の条件をスタート・アップ条件として採用する。 $t=1$ 期以降は (i) ならびに (ii) の条件に順次従う。ところで、以上のような最適化策とは異なり、 $t=1$ 期以降も 1 期前の状況の影響を受ける (i) の条件に従うことなく、(ii) の条件と併せそのつど (iii) の条件に従って再最適化 (re-optimize) を図ることも可能である。

こうした制約付き最小化問題から導かれた二通りのタイプの最適条件に関する政策的インプリケーションは、以下のごとく示される。

[コミットメント (commitment) 型最適金融政策]

中央銀行は、(i) のような金融政策の継続的施行を民間部門に公約 (commit) し、民間部門もその公約が十分に信用・信頼できると考える内容のものである。

[裁量 (discretion) 型最適金融政策]

中央銀行は、前期に施行した政策にとらわれることなく、每期その時々を経済状況に鑑みて

14) 岡田 (2023)。Kuhn-Tucker 条件から $\forall \lambda_t^x \geq 0, \forall i_t \geq 0$ に対して $\lambda_t^x \frac{\partial L}{\partial \rho} = 0$ が言え、したがって、この式より

名目利利率がゼロでない限りラグランジュ乗数 λ_t^x は $\lambda_t^x = 0$ となるから、動学的 IS 式は制約条件とはならないことが分かる。

裁量的にその都度最適化を図るというような政策である。

3.2. ゼロ金利制約下の最適金融政策

3.2.1. ゼロ金利制約

通常、名目金利水準にはゼロの下方制約（floor）が随伴する。かくして、中央銀行の金融政策としては、 $t=0$ 期から始まる経済においてひとたび需要ショック¹⁵⁾ $\varepsilon (< 0)$ の発生に伴い自然利子率の下落に直面すると、各期以下のような政策を施行すると考えられる。

$$\begin{aligned}
 (20) \quad & \min_{\{\pi_t\}\{x_t\}} : L = \frac{1}{2} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\pi_t^2 + g x_t^2) \\
 \text{s.t.} \quad & x_t \leq E_t x_{t+1} - \frac{1}{\rho} (i_t - E_t \pi_{t+1} - r_t^n) \quad \cdots \text{動学的 } I S \text{ 式} \\
 & \pi_t \leq \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t \quad \cdots \text{ニューケインジアン・フィリップス曲線式} \\
 & i_t = \max[0, r_t^n + \phi_1 \pi_t + \phi_2 x_t] \quad \cdots \text{名目利子率} \\
 & r_t^n = \varepsilon \quad (\forall t \in \{0, 1, 2, \dots, t_Z\}), \quad r_t^n = r \quad (\forall t \in \{t_Z + 1, t_Z + 2, \dots\}) \\
 & \quad \quad \quad \cdots \text{自然利子率}
 \end{aligned}$$

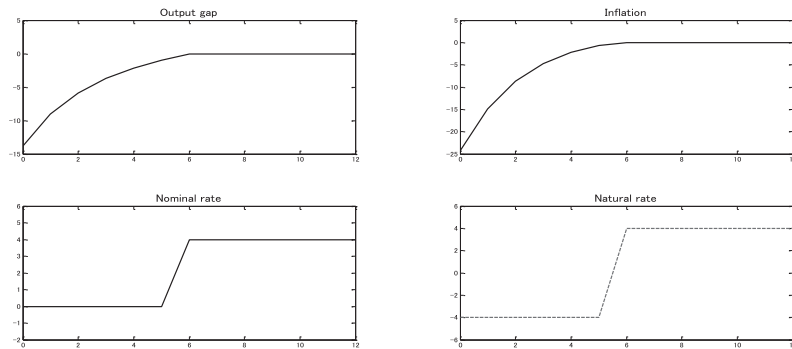
3.2.2. ゼロ金利制約下の最適政策¹⁶⁾

(20) 式の制約付き最小化問題を解くことにより、ゼロ金利制約下の「裁量型」最適政策において、 $t=0$ 期の需要ショック発生に伴うインフレーションと産出量ギャップに対する動学的均衡経路＝インパルス応答が第1図のごとく示せる。同様に構造パラメータを上述裁量型と同じとして、公約したゼロ金利政策の継続期間を加味した「コミットメント型」最適金融政策に基づく主要経済変数の動学的経路が第2図のごとく示せる。第2図では産出量ギャップとインフレーションのゼロ水準からの乖離が第1図と比べて小さく、社会的損失もしたがって小さくなっている。また、一定期間、両変数は正の値となって“オーバーシュート”している。これは需要ショックの影響が消失して自然利子率が正常水準に戻る状況にあるとき、中央銀行はゼロ金利政策を例えば続く2期間継続すると公約し、家計や企業もその公約を信認するならば、動学的 $I S$ 式やニューケインジアン・フィリップス曲線式の“予想項”を通して金融引締め策に伴う初期段階の過度なインパクトを減ずる効果が得られる。こうした政策の転換点におけるよ

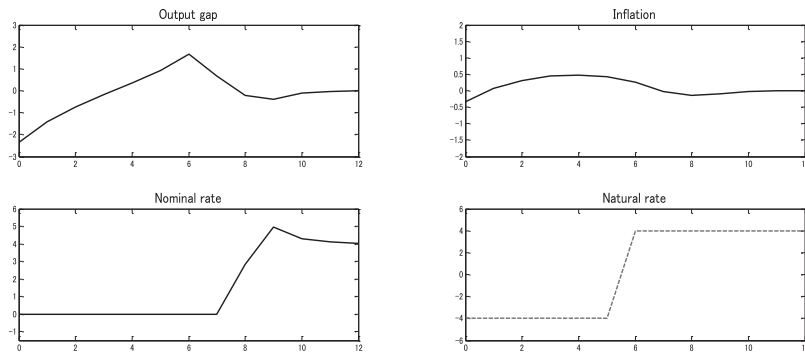
15) 自然利子率を変化させるような需要ショックとしては、例えば生産技術ショックや財政支出ショック、家計の時間的選好ショックなどが考えられる（逓見（2020）p.147）。

16) 定常状態からの近傍乖離に対する対数線形近似式ならびに構造パラメータの設定値に関しては岡田（2023）を参照。

「第1図」インパルス応答 (ゼロ制約): 裁量型



「第2図」インパルス応答 (ゼロ制約): コミットメント型



り緩やかな (looser) 政策対応がコミットメント型最適金融政策を特色付ける一つでもある¹⁷⁾。

4. 日本経済への応用

本章において、上述した理論モデルを日本のマクロ経済時系列データに適用し、マルコフ連鎖モンテカルロ (MCMC) 法によるベイズ推定¹⁸⁾に基づいて、理論モデルに関する構造パラメータの推定ならびにインパルス応答計算を行う。加えて、分散分析ならびにヒストリカル分解を求める。それにより、日本経済に“非”伝統的金融政策であるゼロ金利政策が導入された1999

17) さらにこうしたコミットメント型最適金融政策では動学的トレードオフ関係が生ずることにも留意する必要がある。すなわち、ゼロ金利政策の継続公約を強めれば強めるほど産出量ギャップやインフレーションの初期段階における定常状態からの乖離は小さくなるが、その後のオーバーシュートが逆に大きくなるというものである。コミットメント型最適金融政策の実施にあたっては、中央銀行はこうした関係を踏まえて両者のバランスをとることも重要とされる (仲田泰祐 (2023)「政策金利のフォワード・ガイダンス (1)」『経済セミナー』2023年10・11月号, p.56)

18) マルコフ連鎖モンテカルロ法によるベイズ推定の詳細については廣瀬 (2012), 蓮見 (2020), Gamerman/Lopes (2006), Kendall (2005), Lubik/Schorfheide (2003), An/Schorfheide (2007) を参照。

年2月を転換点として、それ以前とそれ以降とで日本の金融環境にどのような変化が生じたかを定量的に明らかにし、その含意を検証する。

4.1. MCMC 法 - ベイズ推定

4.1.1. 期間分割

1980年以降今日までの日本経済を、ゼロ金利政策が導入された1999年第1四半期を境に次のように分割する。すなわち、主に公定歩合やコールレートなどの短期金利水準を操作することで物価や景気変動を安定化させようとする「伝統的金融政策レジーム期」(以下前半期と略)と、1999年2月にいわゆるゼロ金利政策が導入され、それ以降、量的ないしは量的・質的金融緩和策、マイナス金利政策、長短金利操作(イールドカーブ・コントロール)などの金融政策が導入された「非伝統的金融政策レジーム期」(以下後半期と略)とである。

4.1.2. 推計式

本推計のための実証モデル式としては、前章までの議論を基に以下のごとく設定する。

【実証モデル概要】

$$x = x(+1) - (i - \pi(+1) - r^n) \quad \cdots \text{動学的 } IS \text{ 式}$$

$$\pi = \beta\pi(+1) + \kappa x + e \quad \cdots \text{新ケインジアン・フィリップス曲線 (NKPC) 式}$$

$$i = (1 + \varphi_1)\pi + \varphi_2 x + v \quad \cdots \text{金融政策ルール式}$$

$$r^n = (\rho_a - 1)a \quad \cdots \text{自然利子率}$$

$$v = \rho_v v(-1) + z \quad \cdots \text{金融政策ルール攪乱項の自己回帰式}$$

$$a = \rho_a a(-1) + \varepsilon \quad \cdots \text{技術水準の自己回帰式}$$

$$\# \kappa = (1 - \omega)(1 - \beta\omega)(1 + v_n)/\omega \quad \cdots \text{パラメータ定義式}$$

【内生変数名】

x : 実質産出量ギャップ, π : インフレーション, r^n : 実質自然利子率, i : 名目利子率

a : 技術水準, v : 金融政策ルールの攪乱項

【外生変数名】

e : NKPC 式の構造ショック (= コストプッシュ・ショック), z : 金融政策攪乱項の構造ショック (= 金融政策ショック), ε : 技術水準の構造ショック (= 需要ショック)

【構造パラメータ】

β : 時間的割引率 (= 0.99), v_n : 異時点間労働供給の代替弾力性の逆数, ω : 価格据え置き確率 (Calvo 確率), φ_1 : インフレーション目標値との乖離に対する政策反応係数, φ_2 : 実質産出量

ギャップに対する政策反応係数, ρ_a : 技術水準の自己回帰係数, ρ_v : 金融政策ルール of 攪乱項の自己回帰係数

【構造ショックの標準偏差】

σ_e : 需要ショックの標準偏差, σ_z : 金融政策ショックの標準偏差, σ_c : コストプッシュ・ショックの標準偏差

4.1.3. データ

本分析で使用した1980年第1四半期から2023年第2四半期までの時系列データ一覧を示せば以下の通りである。

x : 実質 GDP ギャップ内閣府推計値, 四半期系列, 内閣府・国民経済計算

π : 消費者物価 (生鮮食品を除く総合指数, 全国), 前年同期末比, 総務省・統計局

i : コールレート (前半期: 銀行間有担保・翌日物, 後半期: 銀行間無担保・翌日物), 四半期平均・年率換算, 日本銀行・時系列統計データサイト

4.1.4. 事前分布

上記の時系列データを基に MCMC 法によるベイズ推定を行うために, 先ず推計式の各パラメータならびに攪乱項の標準偏差に関する事前分布として次のように設定する。すなわち, 主にゼロから1の値をとるパラメータにはベータ分布を, 正の値をとるパラメータにはガンマ分布をそれぞれ用いる。また, 攪乱項の標準偏差に対しては通例に倣ってその逆数にガンマ分布を適用する。

4.1.5. 推定結果

マルコフ連鎖のチェーン本数は2本とし, サンプリングはチェーンごとに125,000回 (うち, 最初の25,000回 (mh_drop=0.2) は初期値に依存する稼働検査 (burn-in) 期間として捨てる) とし, 計200,000個のサンプルを用いてメトロポリス・ヘイスティング・アルゴリズムにより各パラメータならびに攪乱項の標準偏差に関する事後分布を計算する。その結果, サンプリングの受容率は前半期: チェイン1 = 28.492%, チェイン2 = 28.022%, 後半期: チェイン1 = 35.051%, チェイン2 = 34.745%であった。続いてサンプリングによって得られた分布が不変分布に収束しているかどうかを判断するために, Brooks and Gelman による “MCMC 単一変数・多変数収束診断グラフ” を二つのチェーンに対して求めると, 両チェーンのすべての分布において, ① 80%信頼区間, ② 2次のモーメント (分散), ③ 3次のモーメント (非対称度) に関し, いずれも稼働検査 (burn-in) 期間以降は不変分布にほぼ収束していることが確認される。こうして推計された各変数の「事後分布」の平均と90%信頼区間を示せば第1表のごとくである。次いで, これら推計された事後分布の値を基に, 需要ショック, 金融政策ショック, コストプッシュ・ショックのそれぞれにつき第1期に推定された標準偏差が1単位だけ増減したときの実質産出

量ギャップ、インフレ率、名目利子率に関する「ベイジアン・インパルス応答」を計算すると第3図が得られる。平均値は黒の実線、90%信頼区間は灰色のシャドーで示される。さらに「分散分析」ならびに「ヒストリカル分解」を計算すると第4図のごとくである。

「第1表」パラメータの事後分布

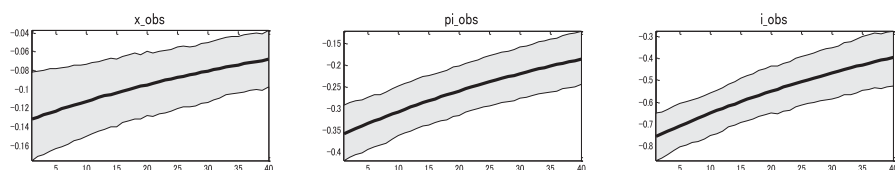
	前半期：平均	90%信頼区間		後半期：平均	90%信頼区間	
V_n	5.0428	[1.9903	8.0802]	4.5669	[1.5755	7.3216]
ω	0.8953	[0.6619	0.9288]	0.9417	[0.9195	0.9631]
φ_1	0.4267	[0.1781	0.6768]	2.2136	[1.7705	2.6757]
φ_2	1.9175	[1.5866	2.2594]	3.7543	[3.3435	4.1609]
ρ_a	0.9831	[0.9752	0.9915]	0.9203	[0.8914	0.9493]
ρ_v	0.8194	[0.7695	0.8656]	0.9144	[0.8832	0.9475]
σ_ε	26.4490	[13.9214	39.3942]	63.3525	[40.4684	86.2626]
σ_z	1.6798	[1.3428	2.0008]	6.0045	[5.2383	6.8014]
σ_e	1.3226	[1.1362	1.5022]	1.0273	[0.9039	1.1476]

備考 前半期：1980年第1四半期～1999年第1四半期

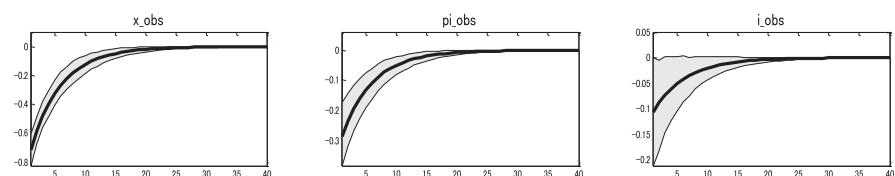
後半期：1999年第2四半期～2023年第2四半期

「第3-a図」ベイジアン・インパルス応答（前半期）

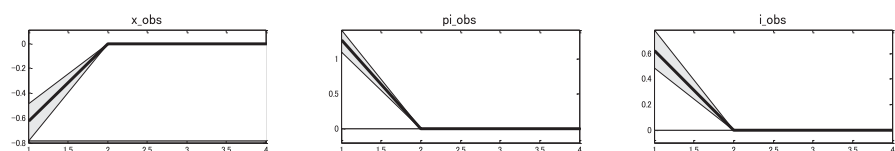
【需要ショック】



【金融政策ショック】

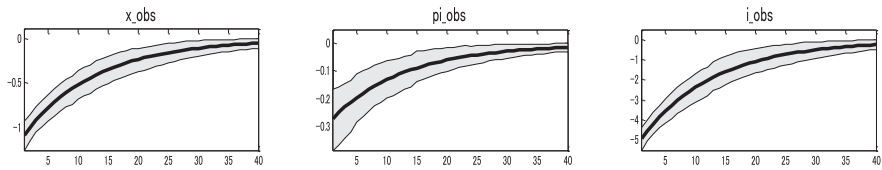


【コストプッシュ・ショック】

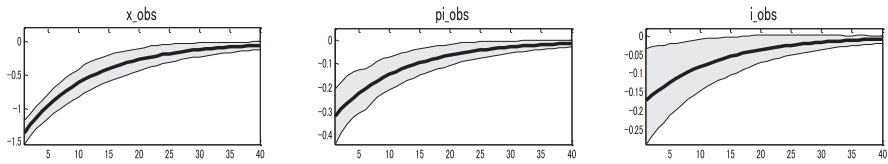


「第3-b図」 ベイジアン・インパルス応答 (後半期)

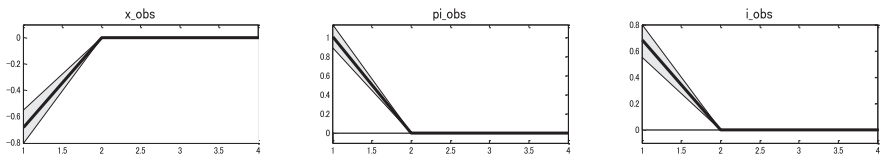
【需要ショック】



【金融政策ショック】

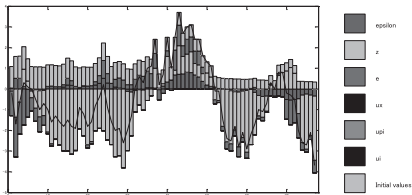


【コストプッシュ・ショック】

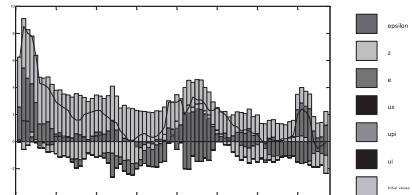


「第4-a図」 変動要因時系列分解 (前半期)

【実質産出量ギャップ】

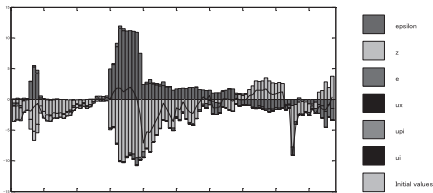


【インフレーション】

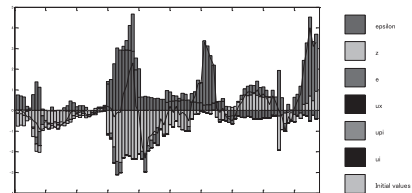


「第4-b図」 変動要因時系列分解 (後半期)

【実質産出量ギャップ】



【インフレーション】



4.2. 金融環境の変容

4.2.1. 構造パラメータ推計値

前半期の伝統的金融政策レジーム期（1980年第1四半期～1999年第1四半期）と後半期の非伝統的金融政策レジーム期（1999年第2四半期～2023年第2四半期）に対し、マルコフ連鎖モンテカルロ法によるベイズ推定によって得られた理論モデルの構造パラメータ推計値を基に、日本経済の金融環境がいかなる変容を遂げたかをまとめると以下のごとくである。

(a) 価格の粘着率ないしは据え置き確率 ω は前半期に比べ後半期では高くなっている。したがって、物価の変動は漸次鈍り、低水準に留まる期間の長くなることが見て取れる。

(b) インフレ目標値からの乖離ならびに実質産出量ギャップに対する政策反応係数 ϕ_1 、 ϕ_2 は後半期には共に上昇している。これより、通貨当局は長年に亘るデフレ・不況からの脱却プレッシャーもあって、政策目標値からの乖離に一層敏感に反応する傾向が窺える。

(c) 政策金利の自己回帰係数 ρ_v も同様に上昇しているが、これは今期の名目金利水準の設定に対する前期からの影響が増していることを示している。すなわち、通貨当局は過去の政策対応をより強く意識しつつ、「時間軸効果」をねらったことが見て取れる。

(d) 実質自然利子率の決定要因である技術水準の自己回帰係数 ρ_a は低下している。したがって、資源の完全利用に伴う自然利子率 r^n の時間的粘着性は弱まり、期ごとの動きが次第に伸縮的となる傾向にある。

(e) 需要ショックの標準偏差、すなわち資源の完全稼働・完全雇用に伴う自然利子率を変化させるような構造ショック ε に係わる標準偏差 σ_ε は後半期大きく上昇している。また、この標準偏差は金利ショックの標準偏差 σ_z やインフレーションショックの標準偏差 σ_e に比べ著しく大きい。このことは、後半期における名目金利やインフレーションのゼロ状況を反映して、自然利子率の構造ショックが相対的にそれら両者の構造ショックより大きく振れ、さらにその傾向が一層高まりつつあることを示唆している。

4.2.2. インパルス応答

さらに、前半期の伝統的金融政策レジーム期と後半期の非伝統的金融政策レジーム期に対するベジアン・インパルス応答の変化をまとめると以下のごとくである。

(f) 需要ショック（＝技術ショック） ε_t に対するインパルス応答では、後半期は名目利子率 i_t はゼロ水準で下方制約されることから、動学的 IS 式の $(i_t - E_t \pi_{t+1} - r_t^n)$ なる部分式において実質ベースの政策金利水準 $i_t - E_t \pi_{t+1}$ は自然利子率 r_t^n ほどには下がらず、したがって需要ショックを完全には相殺できないことから、動学的 IS 式により実質産出量ギャップ x_t は $-0.13 \rightarrow -1.00$ と大きく悪化している。こうした経済状況を反映し、政策利子率 i_t は金融政策ルール式に従い後半期の方が $-0.75 \rightarrow -5.00$ と低下圧力は大きくなっている。

(g) プラスの金融政策ショック z_t を仮定した本ケースでは、自然利子率 r_t^n に比べ実質政策利子率 $i_t - E_t \pi_{t+1}$ は相対的に高まるから、実質産出量ギャップ x_t は $-0.70 \rightarrow -1.30$ と悪化する。

インフレ率に関してはそれ程差異は見られない。

(h) コストプッシュ・ショック e_t に対するインパルス応答に関しては、両レジーム間で大きな変化は見当たらない。

4.2.3. 分散分析・ヒストリカル分解

分散分析結果を見ると、前半期においては実質産出量ギャップの変動は金融政策ショックの影響が最も大きく(62.0%),次いで需要ショック(22.5%),コストプッシュ・ショック(15.5%)の順となる。また、インフレーションの変動は需要ショックによる影響が太宗を占め(72.6%),コストプッシュ・ショック要因がそれに続く(23.3%)。金融政策ショックの影響は小さい(4.0%)。さらに名目金利水準の変動はその大部分が需要ショックによって説明される(98.0%)。後半期になると、実質産出量ギャップの変動は前半期に比べ金融政策ショックやコストプッシュ・ショックの影響が弱まる一方、需要ショックの寄与度が高まる(22.5%→41.8%)。インフレーションの変動は逆に需要ショックの影響が弱まり(72.6%→22.5%),コストプッシュ・ショック(44.6%)や金融政策ショック(30.0%)の影響が強まる。名目金利水準の変動は、後半期も需要ショックによってその大部分が説明される(99.6%)。

これら分散分析結果はヒストリカル分解によってさらに以下のごとく時系列的に確認される。前半期の特色として注目されるのは、実質産出量ギャップ変動ならびにインフレーション変動への需要ショックの影響がバブル期とバブル崩壊後とにおいてプラスからマイナスに転じていること、ならびにバブル崩壊後において、政策金利水準の引き下げがこれら需要ショックのマイナスの影響を十分に相殺できず実質産出量ギャップを悪化させたことなどである。後半期の特色としては、実質産出量ギャップならびにインフレーションの変動への金融政策ショックの影響が、2017年頃から新型コロナ感染が始まる2020年直前までの一時期を除いてほぼ一貫してマイナスとなって政策金利調整が不十分だったことが注目される。その結果、実質産出量ギャップを悪化させると同時にインフレ率を低位に留まらせた。ただし、2017年頃から2019年までは日本銀行の多元的金融緩和策が政府による大型経済対策の効果等と相俟ってある程度まで奏効し、金融政策の影響はプラスに転じた。また、2014年4月からの消費税増税の期間と最近のエネルギー・資源価格の高騰ないしは輸入物価の上昇や国内物価全般の大幅値上げの期間には、コストプッシュ・ショックがインフレーションの変動に大きく影響した。

4.2.4. 含意

以上のような計量分析結果の含意(インプリケーション)は次のごとくに解される。

日本の非伝統的金融政策レジーム期ではゼロ金利政策の導入に始まり、それ以降、量的ないしは量的・質的金融緩和策、マイナス金利政策と長短金利操作(イールドカーブ・コントロール)などを内容とした新たな多元的金融緩和策が実施された。先の構造ショックのインパルス応答結果から見て取れるように、自然利子率や中央銀行の金融政策、生産コストに何等かの予

期せぬ構造ショックが生じたとき、名目政策利利率が十分に下がらずゼロ水準で高止まった場合の実体経済に与えるダメージはそうでない場合よりことのほか大きいことが分かる。かくして日本銀行は、こうした事態に鑑みて、コールレートなどの政策金利調整を主体とする従来の伝統的な政策には見られない新たな金融緩和策を次々と繰り出した。とりわけ2016年9月の日銀金融政策決定会合では、日本銀行が物価安定の目標（ターゲット）とする消費者物価指数（除く生鮮食品）の前年比上昇率2%を一時的に上回ることがあったとしても、直ちに現行の金融緩和政策を止めて引締め政策に転ずるのではなく、同実績値が安定して2%を超える時期が来るまでマネタリーベースの拡大を継続するとの公約が打ち出された（＝オーバーシュート型コミットメント）¹⁹⁾。これは長年懸案であったデフレ・不況を脱し、物価安定の実現を達成すべく、物価上昇率が目標値を上回る（オーバーシュートする）まで金融緩和政策を継続するとの日本銀行の強い姿勢が示されている。

ところで、こうしたコミットメント型金融政策は、既述のごとく中央銀行による政策継続の公約に加えこれら公約への家計・企業などの信用・信頼が必須の条件とされる。わが国ではバブル崩壊後、長年に亘りデフレーションを経験した結果、賃金や物価は上がらないものと考えられる社会的通念ないしは規範（ノルム）が広範囲に形成され、且つ堅固に定着したことが指摘されている²⁰⁾。したがって、それが転換するには時間をかけた対応が必要とも言われる。かくして、民間分門のノルムが変化したことにより、将来例えば2%インフレが生ずるであろうことを予想して（e.g. 適応型予想形成）それを前提に家計や企業が生産・消費する行動を見出すことはもはや難しい。それゆえ、時間軸効果を狙ったフォワード・ガイダンスを前提とするコミットメント型金融緩和政策がうまく機能する土壌は、今の日本経済には乏しいように思われる。

これら議論から言えることは、金融環境が著しく変化しつつある今日の状況下では、物価と景気を安定させ経済厚生を最大化を図るという中央銀行の政策目標を達成するため、中央銀行は過去に施行した政策に拘泥することなく、每期その時々を経済状況に鑑みて市場に十分な情報公開を図りつつその都度機敏さをもって最適化（＝経済厚生関数の最大化）を図るような金融政策を施行すべきというものである。

5. 結語

本稿において、先ず分析のための基本的枠組みとして小規模新ケインジアン・マクロ経済モデルを設定した。次いで、それら動学モデルをベースに社会的厚生が最大となるような最適金

19) 日本銀行ウェブサイト、URL:www.boj.or.jp/mopo/mpmdeci/mpr_2016（最終閲覧：2021.3）。

20) 東京大学金融教育研究センター・日本銀行調査統計局第6回共催コンファレンス「『物価変動とそこでの経済主体の行動変化』の模様」2016年1月、日本銀行副総裁・雨宮正佳「ウィズコロナ、ポストコロナの金融政策」2021年3月、日本銀行政策審議会委員・高田創「わが国の経済・物価情勢と金融政策」2023年3月。

融政策問題を検討しつつ、併せて裁量型ならびにコミットメント型の最適金融政策に関する理論構造を明らかにした。さらに、政策金利である名目金利水準がゼロパーセントという下方制約に陥った場合の実体経済に与える影響を検討した。

こうした理論的分析を踏まえ、日本経済にゼロ金利政策が導入された1999年2月を境に、それ以前の「伝統的金融政策レジーム期」とそれ以降の「非伝統的金融政策レジーム期」とで日本の金融環境にいかなる変化が生じたかを、日本のマクロ経済時系列データ（1980年第1四半期～2023年第2四半期）を用いてマルコフ連鎖モンテカルロ（MCMC）法によるベイズ推定により計算した。その結果、構造パラメータの事後的分布推計値や構造ショックに対するベイジアン・インパルス応答、分散分析、ヒストリカル分解などから以下のような結論を得た。すなわち、物価と景気を安定させ経済厚生を最大化するという中央銀行の政策目標を達成するため、今日の新たな状況に鑑みて最適金融政策の一つの方向付けとして、中央銀行は過去に施行した政策に拘泥することなく、每期その時々々の経済状況を踏まえて市場に十分な情報公開を図りつつその都度機敏さをもって最適化（＝経済厚生関数の最大化ないしは経済損失関数の最小化）を企図することが望ましいというものである。

今後の課題として、これら政策金利の運営法改革に加え、量的ないしは量的・質的金融緩和政策やマイナス金利政策プラス長短金利操作（イールドカーブ・コントロール）など日本銀行がこれまで採用して来た非伝統的金融政策に関しても、その有効性と限界を検証しつつ複雑な要素をはらんだ「出口問題」も含め新たな金融政策体系の構築ならびに金融政策運営の方策を検討することが必要とされるであろう。

(2023.10.25)

祝辞：

経済分析論・経済統計の泰斗たる林文彦教授ならびに計量経済学・コンピュータサイエンスの分野で令名を馳せた新澤雄一教授の下で研鑽を積まれたのち、40年以上に亘って愛知学院大学に奉職され、伝統ある商学部的发展と新生経済学部を礎を固めるという重責を担われて来られた宮原正人経済学部元教授・前客員教授に対し、早稲田統計学の学統に連なる学友として、愛知学院大学の僚友として、また長きに亘る畏友として、この度のご退職を衷心より祝すとともに、氏の不断のご厚情に夢寐にも忘れることの無い感謝の念を拙稿をもってここに表す次第です。

参考文献

岡田義昭（2023）「物価，産出量，金融政策：テクニカル・ノート」 *mimeo*

加藤涼（2007）『現代マクロ経済学講義—動学的一般均衡モデル入門—』東洋経済新報社

- 蓮見亮 (2020) 『動学マクロ経済学へのいざない』 日本評論社
- 廣瀬康生 (2012) 『DSGEモデルによるマクロ実証分析の方法』 三菱経済研究所
- An, S. and F. Schorfheide (2007), “Bayesian Analysis of DSGE Models,” *Economic Review*, Vol.26, pp.113-172
- Balke, N., F. Canova, F. Milani, and M.A. Wynne eds. (2012), *DSGE Models in Macroeconomics: Estimation, Evaluation, and New Developments*, Emerald Group Publishing Limited
- Basu, S. and B. Bundick (2016), “Uncertainty Shocks in a Model of Effective Demand,” *Working Paper* 14-15, Federal Reserve Bank of Kansas City
- Blanchard, O. and C. Kahn (1980), “The Solution of Linear Difference Equation under Rational Expectations,” *Econometrica*, Vol.48, pp.1305-1311
- Bullard, J. and K. Mitra (2002), “Learning about Monetary Policy Rules,” *Journal of Monetary Economics*, Vol.49, No.6, pp.1005-1129
- Calvo, G.A. (1983), “Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework,” *Journal of Monetary Economics*, Vol.12, pp.383-398
- DYNARE User Guide (2013), URL: archives.dynare.org/documentation-and-support/user-guide (2023.7最終閲覧)
- Eggertsson, G.B. and M. Woodford (2003), “The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy,” *Brookings Papers on Economic Activity*, Economic Studies Program, The Brookings Institution, Vol. 34, No.1, pp.139-211
- Fernández-Villaverde, J., J.F. Rubio-Ramirez, and F. Schorfheide (2016), “Solution and Estimation Methods for DSGE Models,” in Taylor/Uhlig eds. (2016), *Handbook of Macroeconomics*, Vol.2A, North-Holland, pp.527-724
- Gali, J. (2008), *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle*, Princeton University Press
- (2015), *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle*, Second ed. Princeton University Press
- Gamerman, D. and H.F. Lopes (2006), *Markov Chain Monte Carlo: Stochastic Simulation for Bayesian Inference*, Second ed. Chapman and Hall
- Johannsen, B.K. (2014), “When are the Effects of Fiscal Policy Uncertainty Large?” *Finance and Economics Discussion Paper* 2014-40, Board of Governors of the Federal Reserve System
- Journal of Economic Perspective* (2018), Vol.32, No.3 所収論文
- Jung, T., Y. Teranishi, and T. Watanabe (2005), “Optimal Monetary Policy at the Zero-interest-rate Bound,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.37, No.5, pp.813-835
- Kendall, W.S. (2005), *Markov Chain Monte Carlo: Introductions and Applications*, Lecture Notes Series, Institute for Mathematical Science, World Scientific Singapore
- King, R.G. and M. Watson (1996), “Money, Prices, Interest Rates, and the Business Cycle,” *Review of Economics and Statistics*, Vol.58, No.1, pp.35-53
- and A.L. Wolman (1996), “Inflation Targeting in a St. Louis Model of the 21st Century,” *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol.78, No.3, pp.83-107
- Kuhn, H.W. and A.W. Tucker (1951) “Nonlinear Programming,” in *Proceedings of the Second Berkeley Symposium on Mathematical Studies and Probability*, Vol.2, University of California Press, pp.481-492
- LaSalle, J.P. (1986), *The Stability and Control of Discrete Processes*, Springer-Verlag
- Lubik, T.A. and F. Schorfheide (2003), “Computing Sunspot Equilibria in Linear Rational Expectations Models,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.28, pp.273-285
- Nakov, A. (2008), “Optimal and Simple Monetary Policy Rules with a Zero Floor on the Nominal Interest Rate,” *International Journal of Central Banking*, Vol.4, No.2, pp.73-127
- Oxford Review of Economic Policy* (2018), Vol.34, Nos.1-2 所収論文
- Reifschneider, D. and J.C. Williams (2000), “Three Lessons for Monetary Policy in a Low Inflation Era,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.32, No.4, pp.936-966
- Roberts, J.M. (1995), “New Keynesian Economics and the Phillips Curve,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.27, pp.975-984
- Walsh, C.E. (2017), *Monetary Theory and Policy*, Forth ed. the MIT Press
- Wickens, M. (2012), *Macroeconomic Theory: A Dynamic General Equilibrium Approach*, Second ed. Princeton University Press
- Woodford, M. (1996), “Control of the Public Debt: A Requirement for Price Stability,” *Working Paper* 5684, National Bureau of Economic Research
- (2003), *Interest and Prices*, Princeton University Press

Yun, T. (1996), "Nominal Price Rigidity, Money Supply Endogeneity, and Business Cycles," *Journal of Monetary Economics*, Vol.37, No.2, pp.345-370