

コストプッシュ型インフレ下の最適金融政策 ——ベイジアン DSGE アプローチ——*

柴田俊亮[†] 乃万博太郎[‡] 古屋雄大[§] 又木啓充[¶]

2024 年 11 月 10 日

概要

近年、世界各国で発生した物価高騰によって「大いなる安定」の時代を経てもなお、インフレが世界経済共通の脅威であることが再確認された。本稿ではこれらの経済情勢に鑑み、我が国で発生しているインフレの要因分析を行ったうえで、最近のインフレ率の上昇を引き起こしているショックに対して経済を安定化させる頑健な金融政策を提案する。分析に際しては、我が国のマクロ経済データを用いて金融市場の不完全性を導入した中規模型動学的一般均衡モデルを推計した。すると、2022 年以降における我が国のインフレが主として極めて持続的なコストプッシュ・ショックによって引き起こされていることがわかった。こうした結果を踏まえて、コストプッシュ・ショックの持続性に不確実性がある経済において、頑健な最適金融政策を検討した。その結果、Taylor ルールに基づいて金融政策が運営された場合、パラメータを最適化してもコストプッシュ・ショックの持続性を持つ不確実性によって厚生損失が急激に拡大する可能性があることを示した。これはインフレ局面における利上げが早すぎれば景気を過剰に停滞させ、遅すぎればインフレを過剰に進行させることによるものであり、金融政策運営においてコストプッシュ・ショックの持続性に関する不確実性を考慮する必要性を示している。そこで、ベースラインの Taylor ルールをリスク・プレミアムに対しても反応するように変更すると、同不確実性に直面しても急激な損失拡大を回避できることがわかった。これは、コストプッシュ・ショックを起点とした利上げの影響がリスク・プレミアムの上昇によって増幅される「Financial accelerator メカニズム」が、政策運営によって抑制され、金融市場の安定および実体経済の安定を導くからである。

* 本稿は、2024 年 11 月 21 日から 24 日に開催される、三田祭論文コンテストのために作成したものである。本稿の作成にあたっては、廣瀬康生教授（慶應義塾大学）と廣瀬康生研究会 11 期生（慶應義塾大学）の方々から有益かつ熱心なコメントを頂戴した。ここに記して感謝の意を表したい。また当然のこととして、本稿にあり得る誤り、主張の一切の責任は筆者たち個人に帰するものである。最後に本コンテストを支える三田祭実行委員並びに経済学部ゼミナール委員会に心からの感謝と敬意の意を表する。

[†] 慶應義塾大学廣瀬康生研究会 12 期生

[‡] 同上

[§] 同上

[¶] 同上

目次

1	はじめに	2
2	モデル	3
2.1	代表的家計	4
2.2	中間財企業	6
2.3	消費財企業	7
2.4	投資財企業	7
2.5	資本財企業	8
2.6	中央銀行	9
2.7	均衡条件	9
2.8	対数線形近似	9
3	モデル推計の方法	10
3.1	推計アルゴリズム	10
3.2	データ	11
3.3	観測方程式	12
3.4	事前分布の設定	12
4	推計結果	13
4.1	ヒストリカル分析	16
5	頑健性チェック	17
6	政策分析	18
6.1	金融政策	19
6.2	社会厚生損失分析	19
6.3	インパルス応答分析	22
7	結び	24
	参考文献	25
	Appendix	27

1 はじめに

近年、世界各国で発生した物価高騰によって「大いなる安定」の時代を経てもなお、インフレが世界経済共通の脅威であることが再確認された。我が国でも 2022 年中からインフレ率が上昇し、ピーク時で前年同月比 4 %を超えるインフレに直面した。これを受け、日本銀行は 2024 年 3 月の金融政策決定会合でこれまで採用してきたイールドカーブ・コントロールを終了し、同じく 7 月の決定会合で、政策金利を約 17 年ぶりに引き上げた。Taylor (1993) で示されて以来、一般に中央銀行はインフレ率と GDP ギャップに基づいて政策金利を決定すると考えられている。その際、中央銀行は需要の拡大によるインフレには金利を引き上げることで実体経済の活動を抑制し、インフレを鎮静化できるが、コストプッシュ型インフレではインフレ抑制と景気停滞のトレードオフに対応する必要がある。例えば植田日本銀行総裁候補（当時）は、「金融政策の理論では、需要要因による物価上昇には予防的に対応して需要を抑制する一方、コストプッシュによる一時的なインフレ率の上昇には直ちには反応せず、基調的な物価の動向に反応するというのが標準的な対応と考えます。」と述べている（衆議院議院運営委員会）。今般のインフレの要因に関しては多くの先行研究がある。例えば、Nakamura et al. (2024) では、Bernanke-Blanchard model (Bernanke and Blanchard, 2024) を用いて財市場や労働市場を考慮したインフレ要因分析を行い、我が国のインフレがエネルギー・食料品価格によって引き起こされた一方労働市場の引き締めはインフレにそこまで貢献していないことを示している。また、福永ほか (2024) では、構造ベクトル自己回帰 (SVAR) モデルを用いて海外の経済情勢を踏まえたインフレ要因分析をしており、海外の供給要因が主因であることを示している。また、開発ほか (2024) では可変パラメータ多変量自己回帰 (TVP-VAR) を用いて中長期のインフレ期待を導入したうえでの要因分析を行い、需要・供給ショックとインフレ予想ショックが同程度の寄与度でインフレを説明できることを示している。またインフレの要因とは別に今般のインフレに際して、多くの中央銀行がインフレの持続性に注目した。例えば、FOMC(Federal Open Market Committee, 2021) は 2021 年 9 月に「今年のインフレ率上昇は一時的なものになるだろう (筆者訳)」というスタッフの見通しを発表し、イングランド銀行 (Bank of England, 2022) は 2022 年 2 月に「CPI のインフレ率は 4 月に 7.25% 程度まで上昇しピークに達すると見込まれる (筆者訳)」と予想していたが、実際は両国ともそのような推移をたどらなかった。特に米国はその後のインフレに対して、0.75 ポイントの急激な利上げを連続的行ったことから債券価格の急落を招き、一部金融機関は破綻に至った。これらの事実はインフレの持続性に上振れ、下振れの不確実性が認められる場合、中央銀行は急速な政策転換とそれによる厚生損失を受け入れなければならない場合があるということを示唆している。

これらの事実に鑑み、本稿では 2022 年以降発生したインフレと同種のショックが不確実性をもって発生した場合、厚生損失を最小化し、なおかつインフレの不確実に対して頑健な金融政策を提案することを目的とした。本稿では Kaihatsu and Kurozumi (2014) をもとに標準的な中規模型動学的確率的一般均衡モデル (Dynamic Stochastic General Equilibrium model : 以下、DSGE モデル) に Bernanke, Gertler and Gilchrist (1998) で示された Financial accelerator メカニズムを導入した DSGE モデルを用いて政策分析を行った。DSGE モデルは forward-looking な各経済主体から構成されるモデルであり、特に経済理論と統合的なミクロ的基礎づけを持つモデルであり、ルーカス批判 (Lucas, 1976) を回避できる。そのため、DSGE モデルを用いることで実際に発生した景気変動に対して、その要因を経済理論に基づいて識別できるという特性を持つ。本稿の分析は次の 2 つから構成される。1 つ目は、DSGE モデルの推計および観測されたインフレ率に対するヒストリカル分析である。具体的には我が国の 1983 年第 1 四半期から 2024 年第 2 四半期までの 11 の時系列データを用いて、モデルを構成するパラメータと同期間に加わった各種ショックを推計した。また、我が国では長らくゼロ金利制約のもとで金融政策が運営されていた事実を鑑み、政策金利について無担保コールレートオーバーナイト物に代わりにゼロ金利政策下における潜在

的な金利水準を表す Shadow rate を用いた場合についても、同様の推計を行った。2つ目は、推計されたパラメータおよびショックを用いた政策分析である。具体的には、コストプッシュ・ショックが存在する際の GDP とインフレ率の分散分析を行うことで、どのような金融政策のもとで社会厚生損失を最小化できるか、また、その政策がショックの持続性に不確実性があるとき頑健であるか検討し政策を提案した。

結果を先取りすると、ヒストリカル分析では 2022 年以降、資源価格や円安を反映したコストプッシュ・ショックが急激に増加し、ピーク時で年率約 3.2 % のインフレ要因となっていることが判明した。また、コストプッシュ・ショックは極めて高い持続性を持つことから、その不確実性についても議論する必要性が示された。次に政策に関しては、政策金利が Taylor ルールに基づいて決定された場合、厚生損失が最小化するように各政策パラメータを調整した場合でも、インフレの上振れ下振れ双方に対して、厚生損失が急激に増加する可能性があることがわかった。またその場合、中央銀行がインフレ率および GDP ギャップに加えてリスク・プレミアムにも反応するカナリア型 Taylor ルールを導入することで、インフレの持続性に不確実性が認められる場合でも安定して厚生損失を最小化できることを示した。

これらの結果のうち、インフレの要因分析は先述の誘導系モデルを用いた先行研究それぞれと整合的である。それぞれの結果を統一的枠組みでなおかつ経済理論に基づいた DSGE モデルを用いて実証した点は、本稿の実証面における新たな貢献であろう。また、政策面では Hirakata, Sudo and Ueda (2013) が同様に Financial accelerator メカニズムを導入したうえで Taylor ルールを変更し、スプレッドに反応させる場合の有用性を、主に金融ショックによる影響という観点から分析している。本論文において政策面で示された事実は、Hirakata, Sudo and Ueda (2013) で示されたスプレッドに反応させる政策の有用性を、コストプッシュ・ショックに対しても経済を安定化できる観点で再確認し、また、これがショックの不確実性に対して頑健であるという点でその有用性を拡張したことは本稿の貢献であろう。

以下、第 2 節では本稿で用いるモデルについて具体的に記述する。第 3 節ではモデルの推計の手法について、第 4 節では第 3 節の手法に基づいてモデルを推計し、推定されたパラメータを用いて近年のインフレ率の上昇がどのようなショックによって引き起こされているのかをヒストリカル分析を通じて議論する。第 5 節では Shadow rate を用いてヒストリカル分析を行いモデル推計の頑健性を確認する。第 6 節では最適金融政策について分析を行い、コストプッシュ・ショックの持続性に関する不確実性に頑健な金融政策ルールを提案する。第 7 節は結語である。

2 モデル

本稿で用いるモデルは Kaihatsu and Kurozumi (2014) に基づいた標準的な中規模 DSGE モデルに Bernanke et al. (1998) が示した Financial accelerator メカニズムを参考に金融市場の不完全性を導入したモデルである。具体的には、企業への貸出金利を決定する際に企業の債務比率に反応させることで、財務体質の悪化から、貸出金利の増加さらに財務体質の悪化といった悪循環メカニズムを導入している。先行の実証研究として Christensen and Dib (2008), De Graeve (2008), Hirose (2008) などで採用されている。また、Financial accelerator メカニズムにスプレッドと企業の純資産に対する 2 つの金融ショックを導入している。これにより、金融条件が企業の投資行動や経済主体の動きに与える影響を分析することを可能にしている。このモデルには、労働者と企業家からなる代表的な家計、金融仲介機関、中間財企業、消費財企業、資本財企業、そして中央銀行が含まれる。以下では各経済主体の最適化行動および均衡条件について説明する。

2.1 代表的家計

代表的家計は、労働者 $m \in [0, 1]$ と企業家から構成される。Andolfatto (1996) と Merz (1995) で指摘されるように、すべての経済主体は分配の問題を避けるため、すべての家計が同質であると仮定している。すべての家計は消費財 C_t を購入することから効用を得る一方で、中間財企業 $f \in [0, 1]$ に差別化された労働サービス $h_t(m) = \int_0^1 h_t(m, f) df$ を独占的に提供することにより不効用を得る。家計の効用関数は以下のように表される。

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \exp(z_t^b) \left[\frac{(C_t - \theta C_{t-1})^{1-\sigma}}{1-\sigma} - (Z_t^*)^{1-\sigma} \exp(z_t^*) \int_0^1 \frac{(h_t(m))^{1+\chi}}{1+\chi} dm \right] \quad (1)$$

ここで、 E_t は時点 t に得られる情報を条件とした期待オペレータ、 $\beta \in (0, 1)$ は主観的割引率、 $\sigma > 0$ は異時点間代替の弾力性の逆数、 $\chi > 0$ は労働供給の弾力性の逆数、 $\theta \in [0, 1]$ は消費習慣の持続性、 z_t^b および z_t^h はそれぞれ主観割引率ショックと労働供給ショックを表す。Erceg et al. (2006) より、経済の基調的な成長に対して中立に単位当たりの労働不効用も増大すると仮定して $(Z_t^*)^{1-\sigma}$ を含んでいる (Z_t^* はのちに定義される社会全体の技術水準である)。家計の予算制約式は以下のように表される。

$$P_t C_t + D_t = r_{t-1}^n D_{t-1} + P_t \int_0^1 W_t(m) h_t(m) dm + T_t \quad (2)$$

ここで、 P_t は消費財の価格、 D_t は金融仲介機関への預金額、 r_t は預金金利（ここでは政策金利と等しいと仮定）、 $W_t(m)$ は労働者 m の実質賃金、 T_t は企業からの配当と政府による公的移転の収入である。消費および預金の最適化に対する First Order Condition(以下 FOC) は以下ようになる。

$$\Lambda_t = \exp(z_t^b)(C_t - \theta C_{t-1})^{-\sigma} - \beta \theta E_t \exp(z_{t+1}^b)(C_{t+1} - \theta C_t)^{-\sigma} \quad (3)$$

$$1 = E_t \beta \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \frac{r_t^n}{\pi_{t+1}} \quad (4)$$

ここで、 Λ_t は消費の限界効用、 $\pi_t = P_t/P_{t-1}$ は消費財のインフレ率である。

2.1.1 労働者

独占的競争のもと、中間財企業の労働者 m への労働需要は以下の式になると仮定する。

$$h_t(m) = h_t \left(\frac{W_t(m)}{W_t} \right)^{-\theta_t^w} \quad (5)$$

ここで、 $h_t = \left(\int_0^1 h_t(m)^{(\theta_t^w - 1)/\theta_t^w} dm \right)^{\theta_t^w / (\theta_t^w - 1)}$ は差別化された労働サービスの総計、 $\theta_t^w > 1$ は労働サービスの代替弾力性である。そして、 $W_t = \left(\int_0^1 W_t(m)^{1-\theta_t^w} dm \right)^{1/(1-\theta_t^w)}$ は対応する実質賃金の総計であり、各賃金 $P_t W_t(m)$ は Calvo (1983) 型の硬直性に基づき段階的に設定される。各期間において、賃金の $1 - \xi_w \in (0, 1)$ の割合で最適化され、残りの割合 ξ_w は均衡成長率の定常値 z^* と、1 期前のインフレ率および定常状態のインフレ率の加重平均、すなわち $\pi_{t-1}^{\gamma_w} \pi^{1-\gamma_w}$ によって表される ($\gamma_w \in (0, 1)$ は過去のインフレに対するウェイトである)。そして、期間 t それぞれの実質賃金の最適化は次のように定義できる。

$$\begin{aligned} & \text{Max} \\ & E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\beta \xi_w)^j \left[A_{t+j} h_{t+j|t}(m) \frac{P_t W_t(m)}{P_{t+j}} \prod_{k=1}^j (z^* \pi_{t+k-1}^{\gamma_w} \pi^{1-\gamma_w}) - \frac{\exp(z_{t+j}^b)(Z_{t+j}^*)^{1-\sigma} \exp(z_{t+j}^h)(h_{t+j|t}(m))^{1+\chi}}{1+\chi} \right] \end{aligned} \quad (6)$$

subject to

$$h_{t+j|t}(m) = h_{t+j} \left[\frac{P_t W_t(m)}{P_{t+j} W_{t+j}} \prod_{k=1}^j (z^* \pi_{t+k-1}^{\gamma_w} \pi^{1-\gamma_w}) \right]^{-\theta_{t+j}^w} \quad (7)$$

最適化された実質賃金 W_t^0 に対する FOC は以下ようになる。

$$1 = \frac{E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\beta \xi_w)^j \frac{(1+\lambda_{t+j}^w) \exp(z_{t+j}^b) \exp(z_{t+j}^h) (Z_{t+j}^*)^{1-\sigma}}{\lambda_{t+j}^w} \left(h_{t+j} \left\{ \frac{W_t^0 (z^*)^j}{W_{t+j}} \prod_{k=1}^j \left[\left(\frac{\pi_{t+k-1}}{\pi} \right) \gamma_w \frac{\pi}{\pi_{t+k}} \right] \right\}^{-\frac{1+\lambda_{t+j}^w}{\lambda_{t+j}^w}} \right)^{1+\chi}}{E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\beta \xi_w)^j \frac{\Lambda_{t+j} W_{t+j}}{\lambda_{t+j}^w} h_{t+j} \left\{ \frac{W_t^0 (z^*)^j}{W_{t+j}} \prod_{k=1}^j \left[\left(\frac{\pi_{t+k-1}}{\pi} \right) \gamma_w \frac{\pi}{\pi_{t+k}} \right] \right\}^{-\frac{1}{\lambda_{t+j}^w}}}} \quad (8)$$

ここで、 $\lambda_t^w \equiv \frac{1}{\theta_t^w - 1} > 0$ は賃金のマークアップ率を示し、実質賃金の総計は以下のようにまとめられる。

$$1 = (1 - \xi_w) \left(\left(\frac{W_t^0}{W_t} \right)^{-\frac{1}{\lambda_t^w}} + \sum_{j=1}^{\infty} (\xi_w)^j \left\{ \frac{(z^*)^j W_{t-j}^0}{W_t} \prod_{k=1}^j \left[\left(\frac{\pi_{t-k}}{\pi} \right)^{\gamma_w} \frac{\pi}{\pi_{t-k+1}} \right] \right\}^{-\frac{1}{\lambda_{t-j}^w}} \right) \quad (9)$$

2.1.2 企業家と金融仲介機関

企業家は、前期間の終わりに資本財企業から実質価格 Q_{t-1} で購入した資本 K_{t-1} に対して資本稼働率 u_t を調整し、実質賃貸料 R_k で資本サービスを提供する。中間財企業の生産終了後、資本は資本消耗率 $\delta(u_t)$ で消耗する。Greenwood et al. (1988) に従って、資本消耗率 δ は稼働率が高まると上昇すると仮定する、すなわち δ は $\delta'(u) > 0$, $\delta''(u) > 0$, $\delta(1) = \delta \in (0, 1)$ の性質を持つ。企業家は期末に残る資本 $(1 - \delta(u_t))K_{t-1}$ を資本財企業に実質価格 Q_t で売却する。すなわち、企業家は稼働率 u_t のみを調整して次を最大化する。

$$R_t^k u_t + Q_t(1 - \delta(u_t)) \quad (10)$$

よって資本稼働率の最適化に対する FOC は以下ようになる。

$$R_t^k = Q_t \delta'(u_t) \quad (11)$$

企業家は各期間の終わりに資本 K_t を価格 Q_t で購入するために、実質純資産 N_t を差し引いた不足分を金融仲介機関からの実質借入 L_t で賄う。その際の実質貸出金利は $E_t r_{t+1}^E$ である。すなわち次が成り立つ。

$$L_t = Q_t K_t - N_t \quad (12)$$

この時、企業家は資金を借りて事業を行うか、同額の資産を逆に貸し出して利子を受け取るか選択できる。そのため、無裁定の仮定から、1 単位資本 K_t から得られる利子収入と事業利益は一致している。すなわち次が成り立つ。

$$E_t \Lambda_{t+1} r_{t+1}^E = E_t \Lambda_{t+1} \frac{u_{t+1} R_{t+1}^k + Q_{t+1}(1 - \delta(u_{t+1}))}{Q_t} \quad (13)$$

次に、実質貸出金利を次のように実質預金金利回りと EF Premium から定義する。

$$E_t r_{t+1}^E = E_t \frac{r_t^n}{\pi_{t+1}} F \left(\frac{Q_t K_t}{N_t} \right) \exp(z_t^\mu) \quad (14)$$

ここで、EF Premium 関数 F は企業家のレバレッジ率 $\frac{Q_t K_t}{N_t}$ に依存し、 $F' > 0$ および $\mu = \frac{(QK/N)F'(QK/N)}{F(QK/N)} \geq 0$ の条件を満たす。これは、Christensen and Dib (2008)、De Graeve (2008)、Hirose (2008) のような Financial accelerator を持つ DSGE モデルの実証研究に用いられている。

また、 z_t^μ は EF Premium に対するショックを表し、このショックは現在利用可能な経済状況に関する情報に基づいた合理的な状況を超えて EF Premium を上昇させる金融部門のショックとして機能する。

次に企業の純資産の推移について整理する。資本財企業への資本販売および金融仲介機関への借入に金利を上乗せした $(E_{t-1}r_t^E)L_{t-1}$ の返済後、企業家のうち $1 - \eta_t \in (0, 1)$ の割合で廃業し、残りの割合 η_t が次の期間まで生き残る^{*1}。企業家の実質純資産は以下のように変化する。

$$N_t = \eta_t [r_t^E Q_{t-1} K_{t-1} - (E_{t-1}r_t^E) L_{t-1}] + (1 - \eta_t)xZ_t^* \quad (15)$$

ここで r_t^E は以下のように定義される資本の事後的限界便益を示す。

$$r_t^E = \frac{u_t R_t^k + Q_t(1 - \delta(u_t))}{Q_{t-1}} \quad (16)$$

また、 x は正の定数であり、 xZ_t^* は廃業した企業家から生き残った企業家に与えられる移転額を表す。次の期間まで生き残る確率は η_t は $\eta_t = \eta \frac{\exp(\tilde{z}_t^\eta)}{1 - \eta + \eta \exp(\tilde{z}_t^\eta)}$ で与えられ、 \tilde{z}_t^η は純資産に対するショックを表す。

2.2 中間財企業

各中間財企業 $f \in [0, 1]$ は、資本の実質賃貸料 R_t^k と実質賃金 W_t を支払い、資本 $K_t(f)$ と労働 $h_t(f)$ の投入を選択して、次の生産関数に基づき $Y_t(f)$ を生産する。

$$Y_t(f) = (Z_t h_t(f))^{1-\alpha} (K_t(f))^\alpha - \phi y Z_t^* \quad (17)$$

ここで、 Z_t は中立技術の水準を示し、その対数は以下の確率過程に従う。

$$\log Z_t = \log z + \log Z_{t-1} + z_t^z \quad (18)$$

$z > 1$ は中立技術の定常成長率、 z_t^z は（定常の）中立技術ショックを示す。労働投入量は $h_t(f) = \left[\int_0^1 (h_t(m, f))^{(\theta_t^w - 1)/\theta_t^w} dm \right]^{\theta_t^w / (\theta_t^w - 1)}$ であり、また、 $\alpha \in (0, 1)$ は資本分配率を表している。生産関数の最後の項 $-\phi y Z_t^*$ は固定生産コストであり、 $\phi \in [0, 1]$ 、 y はデトレンド後の出力の定常値 $y_t = Y_t/Z_t^*$ を表す。 $Z_t^* = Z_t(\psi_t)^{\alpha/(1-\alpha)}$ は合成技術水準で、 ψ_t は IS 技術水準を表す。この合成技術水準の変化率 Z_t^*/Z_{t-1}^* は均衡成長率の総率に等しく、その定常成長率 z^* は $z^* = z\psi^{\alpha/(1-\alpha)}$ であり、 $\psi > 1$ は投資特殊技術の定常成長率である。労働と資本投入の最適化の FOC を組み合わせると以下の式が得られる。

$$\frac{1 - \alpha}{\alpha} = \frac{W_t h_t}{R_t^k u_t K_{t-1}} \quad (19)$$

ここで、 $h_t = \int_0^1 h_t(f) df$ および $k_t = \int_0^1 k_t(f) df$ であり、また実質限界費用は以下のように与えられる。

$$mc_t = \left(\frac{W_t}{(1 - \alpha)Z_t} \right)^{1-\alpha} \left(\frac{R_t^k}{\alpha} \right)^\alpha \quad (20)$$

次に中間財企業の価格決定行動を整理する。独占的競争において中間財企業 f は、消費財企業からの需要 $Y_t(f) = Y_t(P_t(f)/P_t)^{-\theta_t^p}$ を受ける。ここで、 Y_t は消費財企業の生産量、 $P_t(f)$ は企業 f が生産する差別化された中間財の価格、 $\theta_t^p > 1$ は中間財の代替弾力性である。Calvo 型の価格の硬直性に基づき、中間財企業は、各期間において $1 - \xi_p \in (0, 1)$ の割合で価格を最適化し、残りの割合 ξ_p で、過去のインフレ率と定常状態のインフレ率の加重平均 $\pi_{t-1}^{\gamma^p} \pi^{1-\gamma^p}$ によって定義される ($\gamma^p \in [0, 1]$ は過去のインフレに対するウェイト)。現在の期間に価格を最適化する中間財企業に対して価格の最適化問題は次のようになる。

^{*1} この仮定により、企業家の純資産は資本購入の資金を完全に賄えるほど十分になることはないということが保証される

Max

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} \xi_p^j \left(\beta^j \frac{\Lambda_{t+j}}{\Lambda_t} \right) \left[\frac{P_t(f)}{P_{t+j}} \prod_{k=1}^j (\pi_{t+k-1}^{\gamma_p} \pi^{1-\gamma_p}) - mc_{t+j} \right] Y_{t+j|t}(f) \quad (21)$$

subject to

$$Y_{t+j|t}(f) = Y_{t+j} \left[\frac{P_t(f)}{P_{t+j}} \prod_{k=1}^j (\pi_{t+k-1}^{\gamma_p} \pi^{1-\gamma_p}) \right]^{-\theta_{t+j}^p} \quad (22)$$

ここで、 $\beta^j \Lambda_{t+j}/\Lambda_t$ は期間 t から $t+j$ までの確率的割引率である。再最適化された価格 P_t^0 の FOC は以下になる。

$$1 = \frac{E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\beta \xi_p)^j \frac{(1+\lambda_{t+j}^p) mc_{t+j} \Lambda_{t+j} Y_{t+j}}{\lambda_{t+j}^p} \left\{ \frac{P_t^0}{P_t} \prod_{k=1}^j \left[\left(\frac{\pi_{t+k-1}}{\pi} \right)^{\gamma_p} \frac{\pi}{\pi_{t+k}} \right] \right\}^{-\frac{1+\lambda_{t+j}^p}{\lambda_{t+j}^p}}}{E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\beta \xi_p)^j \frac{\Lambda_{t+j} Y_{t+j}}{\lambda_{t+j}^p} \left\{ \frac{P_t^0}{P_t} \prod_{k=1}^j \left[\left(\frac{\pi_{t+k-1}}{\pi} \right)^{\gamma_p} \frac{\pi}{\pi_{t+k}} \right] \right\}^{-\frac{1}{\lambda_{t+j}^p}}} \quad (23)$$

ここで、 $\lambda_t^p \equiv \frac{1}{\theta_t^p - 1} > 0$ は中間財の価格マークアップ率を表す。

2.3 消費財企業

消費財企業は、中間財 $Y_t(f)$ を選択し利潤 $P_t Y_t - \int_0^1 P_t(f) Y_t(f) df$ を最大化する。ここで、 $Y_t = \left(\int_0^1 Y_t(f)^{(\theta_t^p - 1)/\theta_t^p} df \right)^{\theta_t^p/(\theta_t^p - 1)}$ は選択した $Y_t(f)$ に基づいて生産した消費財である。利潤最大化の FOC より、中間財企業に対する消費財企業の需要は以下になる。

$$Y_t(f) = \left(\frac{P_t(f)}{P_t} \right)^{-\theta_t^p} Y_t \quad (24)$$

また、消費財市場における完全競争のもとで消費財の価格 P_t は以下のように集計される。

$$P_t = \left(\int_0^1 P_t(f)^{1-\theta_t^p} df \right)^{1/(1-\theta_t^p)} \quad (25)$$

そして、Calvo 型の価格設定のもと、この式を (23) に代入することで以下のようにまとめられる。

$$1 = (1 - \xi_p) \left(\left(\frac{P_t^0}{P_t} \right)^{-\frac{1}{\lambda_t^p}} + \sum_{j=1}^{\infty} (\xi_p)^j \left\{ \frac{P_{t-j}^0}{P_{t-j}} \prod_{k=1}^j \left[\left(\frac{\pi_{t-k}}{\pi} \right)^{\gamma_p} \frac{\pi}{\pi_{t-k+1}} \right] \right\}^{-\frac{1}{\lambda_t^p}} \right) \quad (26)$$

中間財企業の生産関数を合計し、すべての企業での生産を合計すると以下になる。

$$Y_t d_t = (Z_t h_t)^{1-\alpha} (u_t K_{t-1})^\alpha - \phi y Z_t^* \quad (27)$$

ここで、 $d_t = \int_0^1 \left(\frac{P_t(f)}{P_t} \right)^{-\theta_t^p} df$ は中間財価格の分散であり、その定常値は 1 である。

2.4 投資財企業

各投資財企業 f_i は、1 単位の消費財を使用し Ψ_t 単位の差別化された投資財を生産する。ここで Ψ_t は投資特殊技術水準を表し、その対数は以下の確率過程に従う。

$$\log \Psi_t = \log \psi + \log \Psi_{t-1} + z_t^\psi \quad (28)$$

ここで z_t^ψ は定常の投資特殊技術ショックを表す。

投資財企業 f_i は、独占的競争のもと、資本財企業から以下の需要に直面する。

$$I_t(f_i) = I_t \left(\frac{P_t^i(f_i)}{P_t^i} \right)^{-\theta_t^i} \quad (29)$$

ここで、 $P_t(f_i)$ は企業 f_i が生産する投資財の価格、 $I_t = \left(\int_0^1 I_t(f_i)^{(\theta_t^i-1)/\theta_t^i} df_i \right)^{\theta_t^i/(\theta_t^i-1)}$ は差別化された投資財の総計で、 $\theta_t^i > 1$ は投資財の代替弾力性である。そこで、

$$P_t^i = \left(\int_0^1 P_t^i(f_i)^{1-\theta_t^i} df_i \right)^{\frac{1}{1-\theta_t^i}} \quad (30)$$

は対応する投資財価格の合計である。そして、投資財企業 f_i は $P_t^i(f_i)$ 価格を設定し以下で表される利潤を最大化させる。

$$\left(\frac{P_t^i(f_i)}{P_t^i} - \frac{1}{\Psi_t} \right) t(f_i) \quad (31)$$

このとき、価格設定による利潤最大化の FOC は次の通りになる。

$$P_t^i(f_i) = (1 + \lambda_t^i) P_t^i / \Psi_t \quad (32)$$

ただし $\lambda_t^i \equiv 1/(\theta_t^i - 1) > 0$ は投資財の価格マークアップ率を表す。また、投資財の価格 P_t^i は次のように表される。

$$P_t^i = (1 + \lambda_t^i) \frac{P_t^i}{\Psi_t} = P_t^i(f_i) \quad (33)$$

さらに、この式と $I_t(f_i) = I_t$ を組み合わせると投資財企業が生産する財の価格と生産はすべての企業において同じであることがわかる。消費財の価格に対する投資財の相対価格の変化率は以下のように与えられる。^{*2}

$$r_t^i = \frac{P_t^i/P_t}{P_{t-1}^i/P_{t-1}} = \frac{1 + \lambda_t^i}{1 + \lambda_{t-1}^i} \frac{\Psi_{t-1}}{\Psi_t} \quad (34)$$

消費財は最終的に次のように分配される。

$$Y_t = C_t + \int_0^1 \frac{I_t(f_i)}{\Psi_t} df_i + gZ_t^* \exp(\tilde{z}_t^g) = C_t + \frac{I_t}{\Psi_t} + gZ_t^* \exp(\tilde{z}_t^g) \quad (35)$$

ここで、最後の項である $gZ_t^* \exp(\tilde{z}_t^g)$ は家計消費や投資財企業の需要以外の消費財需要の外生的な需要であり、定常なショックを伴うものである。

2.5 資本財企業

資本財企業は、前期から保有する資本財 $(1 - \delta(u_t))K_{t-1}$ に、新たな投資 $I_t = \left(\int_0^1 I_t(f_i)^{(\theta_t^i-1)/\theta_t^i} df_i \right)^{\theta_t^i/(\theta_t^i-1)}$ を行うために中間投資財 $I_t(f_i)$ を選ぶ。この投資は、Justiniano et al. (2010, 2011) に従い、Christiano et al. (2005) によって提唱された調整コスト $S \left(\frac{I_t/I_{t-1}}{z_t^* \psi} \right) = \frac{\zeta}{2} \left(\frac{I_t/I_{t-1}}{z_t^* \psi} - 1 \right)^2$ が発生するとともに、Greenwood et al. (1988) が指摘する MEI ショック z_t^ν の影響も受ける。MEI ショックは、投資財を資本財に変換する過程に影響を与える技術ショックを表している。この時、資本財企業の遷移方程式は以下のように与えられる。

$$K_t = (1 - \delta(u_t))K_{t-1} + \exp(z_t^\nu) \left(1 - S \left(\frac{I_t/I_{t-1}}{z_t^* \psi} \right) \right) I_t \quad (36)$$

^{*2} もし投資財市場が Justiniano et al. (2010, 2011) や Schmitt-Grohe and Uribe (2012) のように完全競争市場であれば、すべての t について $\lambda_t^i = 0$ となる、したがって (30) は $P_t^i/P_t = 1/\Psi_t$ となる。すなわち、投資特殊技術水準の逆数は必ず投資の相対価格と一致しなければならない。そして、(27) と (31) が $r_t^i = 1(\psi \exp z_t^\psi)$ であると示唆していることから、IS 技術ショックである z_t^ψ は完全に投資の相対価格の総変化率である r_t^i のデータによって固定されることになる。

ここでは、 $\exp(z_t^\nu)$ は投資の効率性に関するショックを表しており、MEI ショック (marginal efficiency of investment shock) と呼ばれる。この時、資本財企業は生産した資本 K_t を価格 Q_t で企業家に販売する。資本財企業は、投資 I_t と投資財の組み合わせ $I_t(f_i)$ を選択して以下で表される販売後の利潤を資本蓄積の式のもとで最大化する。

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \frac{\Lambda_{t+j}}{\Lambda_t} \left\{ Q_{t+j} [K_{t+j} - (1 - \delta(u_{t+j}))K_{t+j-1}] - \frac{P_{t+j}^i}{P_{t+j}} I_{t+j} \right\} \quad (37)$$

これを解いて、次の FOC を得る。

$$\begin{aligned} \frac{P_t^i}{P_t} = & Q_t \exp(z_t^\nu) \left[1 - S \left(\frac{I_t/I_{t-1}}{z^* \psi} \right) - S' \left(\frac{I_t/I_{t-1}}{z^* \psi} \right) \frac{I_t/I_{t-1}}{z^* \psi} \right] \\ & + E_t \beta \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} z^* \psi Q_{t+1} \exp(z_{t+1}^\nu) S' \left(\frac{I_{t+1}/I_t}{z^* \psi} \right) \left(\frac{I_{t+1}/I_t}{z^* \psi} \right)^2 \end{aligned} \quad (38)$$

また、投資財の組み合わせに関する費用最小化の FOC により、企業 f_i の投資財需要は以下のようになる。

$$I_t(f_i) = I_t \left(\frac{P_t^i(f_i)}{P_t^i} \right)^{-\theta_i^i}$$

2.6 中央銀行

中央銀行は、政策金利を調整して金融政策を行う。政策金利は Taylor (1993) ルールに従うものとし、以下のように定める*3。

$$\hat{r}_t^n = \phi_r \hat{r}_{t-1}^n + (1 - \phi_r) \left\{ \frac{\phi_\pi}{4} \sum_{j=0}^3 \hat{\pi}_{t-j} + \phi_y (\hat{y}_t - \hat{y}_t^*) \right\} + z_t^r \quad (39)$$

ここで、 \hat{r}_t^n は定常状態の名目政策金利、 $\phi_r \in [0, 1]$ は金利スムージング、 $\phi_\pi, \phi_y \geq 0$ はそれぞれインフレ感応度、GDP ギャップ感応度を示している。そして、インフレ感応度は四半期のインフレ率の平均、GDP ギャップ感応度は実際の GDP と生産関数アプローチによる潜在 GDP の乖離に反応する。また、 z_t^r は政策金利ショックを表している。

2.7 均衡条件

このモデルにおいて均衡条件は (3),(4),(8) (15),(18),(19),(22),(25),(26),(30),(32),(33),(35),(36) に加え、中立技術と投資特殊技術変化の確率過程である (17),(27)、そして 11 つの外生的ショックである $z_t^x, x \in \{b, g, w, p, i, r, z, \psi, v, \mu, \eta\}$ を加えたものである。ここで $z_t^g = (g/y) \tilde{z}_t^g, z_t^w$ は労働不効用を妨害する z_t^h と賃金のマークアップ率 λ_t^w に関連する複合的ショック、 z_t^p と z_t^i は中間財価格のマークアップ率 λ_t^p 、投資財価格のマークアップ率 λ_t^i 、そして $z_t^\eta = \eta \left(\frac{r^E}{z^*} - 1 \right) \tilde{z}_t^\eta$ に関連するショックである。各外生的ショックは定常的な一階の自己回帰過程に従うと仮定している。

2.8 対数線形近似

以上のモデルは非線形方程式体系である。本稿では廣瀬 (2012) に従い、対数線形近似を行った*4。次節以降では、このモデルをもとに分析を行う。対数線形近似をした後は、Sims (2002) の方法に従って以下のように行列表示する。

*3 ここで、ゼロ金利制約は考慮しないものとする。

*4 これら対数線形近似後のモデルは Appendix で示す。

$$\Gamma_0 s_t = \Gamma_1 s_{t-1} + \Psi_0 \epsilon_t + \Pi_0 \eta_t$$

ここで、 $\Gamma_0, \Gamma_1, \Psi_0, \Pi_0$ は構造パラメータによって表現される行列であり、 s_t は内生変数のベクトル、 ϵ_t は外生ショックのベクトルである。また、 η_t は、 $\forall t, E_t \eta_{t+1} = 0$ を満たす予測誤差ベクトルである。モデルの解が一意に定まる場合、この式は以下のように解ける。

$$s_t = \Psi_1 s_{t-1} + \Upsilon \epsilon_t$$

Ψ_1, Υ はモデルの構造、あるいは構造パラメータによって規定される行列であるため、内生変数のベクトル s_t は制約付き VAR(1) 過程に従うことになる。そのため、通常の時系列分析の手法を用いることができる。

3 モデル推計の方法

本稿では Sims (2002) に基づいて合理的期待均衡を求めてベイズ推計を行った。本稿で行う推計方法は An and Schorfheide (2007) で示された方法に基づいている。また、得られたパラメータをもとにインフレに関するヒストリカル分析を行い、近年のインフレ率の上昇がどのようなショックによって引き起こされているのかを分析する。

3.1 推計アルゴリズム

ここでは、事前分布と観測値に基づいて事後分布を定めるアルゴリズムについて説明する。一般にある観測値 Y に基づくパラメータ θ の事後分布はベイズの定理 (Bayes' Theorem) から以下のように表される。

$$f(\theta|Y) = \frac{L(\theta|Y)f(\theta)}{f(Y)} = \frac{L(\theta|Y)f(\theta)}{\int L(\theta|Y)f(\theta)d\theta}$$

しかしながら、尤度関数 $L(\theta|Y)$ や事前分布 $f(\theta)$ は複雑な関数となっている他、分母の積分計算も非常に困難なため上記の計算をただ行うのはほぼ不可能である。そのため、本稿ではマルコフ連鎖モンテカルロ法 (MCMC: Markov Chain Monte Carlo) の1つであるランダム・ウォーク・メトロポリス・ヘイスティングス・アルゴリズム (MH アルゴリズム: random walk Metropolis-Hastings algorithm) を用いてパラメータをサンプリングし、事後分布の導出を行う。実際の MCMC では 10 万回サンプリングしている。

以下では、MH アルゴリズムの手順を説明する。

1. $L(\theta|Y)f(\theta)$ のモード θ^* を求め、その θ^* において、 $L(\theta|Y)f(\theta)$ のヘシアンの逆行列にマイナスを付けたものを計算する。

$$\Sigma^* = - \left[\frac{\partial^2 L(\theta|Y)f(\theta)}{\partial \theta \partial \theta'} \Big|_{\theta=\theta^*} \right]^{-1}$$

2. 初期値を $\theta^{(0)} = \theta^*$ 、 $s = 1$ として以下の計算を繰り返し実行する。
3. $N(\theta^{(s-1)}, c^2 \Sigma^*)$ からパラメータ・ベクトルの候補 ϑ をサンプリングする。
4. $\theta^{(s-1)}$ と ϑ を用いて以下を計算する。

$$r = \frac{L(\vartheta|Y)f(\vartheta)}{L(\theta^{(s-1)}|Y)f(\theta^{(s-1)})}$$

この時、 ϑ を確率 $\min(r, 1)$ で受容 ($\theta^{(s)} = \vartheta$) し、確率 $1 - \min(r, 1)$ で棄却 ($\theta^{(s)} = \theta^{(s-1)}$) する。

5. $s = s + 1$ として 2. に戻る。サンプリング回数を n_s とすると、 $s = n_s$ となるまで繰り返す。

3.2 データ

ここでは推計に用いるデータについて説明する。本稿では 1983 年第 1 四半期から 2024 年第 2 四半期まで 11 系列の時系列データを観測変数として用いている。具体的には (i) 実質総生産 Y_t , (ii) 実質消費 C_t , (iii) 実質民間設備投資 I_t , (iv) 賃金率 W_t , (v) 労働時間 h_t , (vi) 物価指数 P_t , (vii) 設備投資デフレーター P_t^i , (viii) 政策金利 r_t^n , (ix) GDP ギャップ Y_t/Y_t^* , (x) 企業のローン残高 L_t , (xi) 企業の純資産 N_t をそれぞれ計算して用いている。

データの出典について説明する。(i)(ii)(iii)(vii) は内閣府が公表する国民経済計算 (以下、SNA) から取得した。(iv)(v) は厚生労働省が公表する毎月勤労統計から取得した。(vi) は総務省より取得した。(vii)(ix) は日本銀行から取得した。(x) 日本銀行が公表する資金循環統計から取得した。(xi) は東京証券取引所が公表する上場企業の時価総額から取得した。

季節調整について説明する。(i)(ii)(iii)(vii) は公表されている季節調整値をそのまま用いた。(iv)(v)(vi)(x) は季節調整を独自に行った。(xiii)(ix)(xi) については季節調整は行っていない。

(i)(ii)(iii)(x)(xi) については総務省が公開する労働力調査から、15 歳以上人口で除すことで 1 人当たりに変換している。

(xi) 物価指数は生鮮食品を除く総合指数を用いた。また、廣瀬 (2012) に従い、総務省が算定した消費税増税の影響を除いた指数を用いた。

(v) 労働時間は廣瀬 (2012) に従い、期間平均からの乖離率 (%) に変換した。

以下の図は用いたデータの系列と出典である。

系列名	出典
実質総生産 Y_t	内閣府 SNA
実質消費 C_t	内閣府 SNA
実質民間設備投資 I_t	内閣府 SNA
賃金率 W_t	厚生労働省『毎月勤労統計調査』
労働時間 h_t	厚生労働省『毎月勤労統計調査』
物価指数 P_t	総務省統計局『消費者物価指数』
設備投資デフレーター P_t^i	内閣府 SNA
政策金利 r_t^n	日本銀行
GDP ギャップ Y_t/Y_t^*	日本銀行
企業の借入 L_t	日本銀行『資金循環統計』
企業の純資産 N_t	東京証券取引所『上場企業の時価総額』

表 1 データの出典

(注) 本表は推計に用いる主要な経済指標の出典をまとめたものである。

3.3 観測方程式

次に実際のデータから、モデルのパラメータを推計するための観測方程式を説明する。本稿では Kaihatsu and Kurozumi (2014) を参考に観測方程式を次の通り定義した。

$$\begin{bmatrix} 100\Delta \log Y_t \\ 100\Delta \log C_t \\ 100\Delta \log I_t \\ 100\Delta \log W_t \\ 100\Delta \log H_t \\ 100\Delta \log P_t \\ 100\Delta \log \left(\frac{P_t^i}{P_t}\right) \\ 100 \log r_t^n \\ 100 \log \left(\frac{Y_t}{Y_t^*}\right) \\ 100\Delta \log L_t \\ 100\Delta \log N_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{z}^* \\ \bar{z}^* \\ \bar{z}^* + \bar{\psi} \\ \bar{z}^* \\ \bar{h} \\ \bar{\pi} \\ -\bar{\psi} \\ \bar{r}^n \\ 0 \\ \bar{z}^* \\ \bar{z}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} z_t^* + \hat{y}_t - \hat{y}_{t-1} \\ z_t^* + \hat{c}_t - \hat{c}_{t-1} \\ z_t^* + z_t^\psi + \hat{i}_t - \hat{i}_{t-1} \\ z_t^* + \hat{w}_t - \hat{w}_{t-1} \\ \hat{h}_t \\ \hat{\pi}_t \\ -z_t^\psi + z_t^i - z_{t-1}^i \\ \hat{r}_t^n \\ \hat{y}_t - \hat{y}_t^* \\ z_t^* + \hat{l}_t - \hat{l}_{t-1} \\ z_t^* + \hat{n}_t - \hat{n}_{t-1} \end{bmatrix}$$

具体的には各観測変数はその変数の定常値と各時系列変数に分解できている。観測方程式の内以下の変数とモデルにおける変数との関係は次の通りである。 $\bar{z}^* = 100(z^* - 1)$ 、 $\bar{\psi} = 100(\psi - 1)$ 、 $\bar{\pi} = 100(\pi - 1)$ 、 $\bar{r}^n = 100(r^n - 1)$ 、 $\bar{r}^E = 100(r^E - 1)$

3.4 事前分布の設定

Kaihatsu and Kurozumi (2014) にならい、本稿ではいくつかの変数についてカリブレーションしている。具体的には、 α : 労働分配率 = 0.37、 $\frac{G}{Y}$: 定常状態における GDP に占める外生需要の割合 = 0.297、定常状態の稼働率 $\bar{u} = 1$ 、 λ^w : 定常状態の賃金マークアップ率 = 0.2、 λ^i : 定常状態の投資マークアップ率 = 0.2、 δ : 定常状態の資本減耗率 = 0.025 と定めている。その他の変数の事前分布は表 3 の通りである。

パラメータ	意味	値	出典
α	労働分配率	0.37	Kaihatsu and Kurozumi (2014)
$\frac{G}{Y}$	定常状態における GDP に占める外生需要の割合	0.297	Kaihatsu and Kurozumi (2014)
\bar{u}	定常状態の稼働率	1	Kaihatsu and Kurozumi (2014)
λ^w	定常状態の賃金マークアップ率	0.2	Kaihatsu and Kurozumi (2014)
λ^i	定常状態の投資マークアップ率	0.2	Kaihatsu and Kurozumi (2014)
δ	定常状態の資本減耗率	0.025	Kaihatsu and Kurozumi (2014)

表 2 固定パラメータ

ただし本稿では定常状態のインフレ率については推定値とした。これは推計期間が異なることに加えて、本稿の目的がインフレの要因分析であるという観点から、インフレ率の定常状態を外生的に定めることが要因分析にバイアスをもたらす可能性があるためである。推計するパラメータの事前分布についても Kaihatsu and Kurozumi (2014) に概ね従った。ただし、定常状態のインフレ率は我が国の物価動向がデフレあるいはインフレ率が極めて低い状況が長期化した背景を踏まえ正規分布とした。定常状態の名目金利も同様の理由で正規分布とした。

4 推計結果

本節では DSGE モデルの推計結果について整理する。パラメータについて Kaihatsu and Kurozumi (2014) と比較可能なパラメータについて比較し、それらの妥当性について議論する。表 4 は推計されたパラメータと先行研究との比較である。推計されたパラメータはモデルの構成、推計期間によって当然異なることを前提としつつも、概ね近い値が得られた。固定費用については 0.58 と先行研究と比較して高い値が示されたが、例えば同じモデルを用いた Kaihatsu and Kurozumi (2014) の米国に関する推定値では 0.38 と同程度に高い値を示しており、必ずしもモデルに対して不整合な値を示している訳ではない。潜在成長率、定常状態のインフレ率、定常状態の名目金利は Kaihatsu and Kurozumi (2014) の定める外生値より低い。これは我が国で低成長、低インフレが常態化した事実と整合的である。金融政策ルールについては金利スミージングの値が大きく、金融政策の変更が緩やかになったことを示唆している。これは我が国のゼロ金利政策を金利が緩やかに変化するとモデルが解釈した可能性を示唆している。また債務比率によるリスク・プレミアムの弾性率 μ は有意に 0 よりも大きく、Kaihatsu and Kurozumi (2014) から期間を延ばした場合であっても我が国で Financial accelerator メカニズムが有意に働いた可能性を示している。各ショックの持続性についても概ね近い値が推計された。最後にショックの標準偏差について確認する。主観割引率ショックの標準偏差は Kaihatsu and Kurozumi (2014) より低い値が示された。これは Kaihatsu and Kurozumi (2014) が対象とした分析期間が主としてバブル期やその後の金融危機により多くのショックが加わった期間であるためと考えられる。 σ_μ, σ_η についても同様の理由で低い値が推計されたと考えられる。

パラメータ	意味	分布	平均	標準偏差
σ	家計の異時点間代替の弾力性の逆数	ガンマ分布	1.5000	0.375
θ	習慣形成の程度	ベータ分布	0.7	0.1
χ	労働供給の弾力性の逆数	ガンマ分布	5	0.75
ζ	投資の調整コストの弾力性	ガンマ分布	2	0.5
τ	稼働率の調整コストの弾力性の逆数	ガンマ分布	0.22	0.1
ϕ	生産の固定費用	ベータ分布	0.25	0.1
γ_w	賃金の粘着性	ベータ分布	0.5	0.15
ξ_w	賃金を最適化できる労働者の割合	ベータ分布	0.5	0.1
γ_p	価格の粘着性	ベータ分布	0.5	0.15
ξ_p	価格を最適化できる企業の割合	ベータ分布	0.6	0.1
ϕ_r	金利スムージング	ベータ分布	0.8	0.1
ϕ_π	インフレ率に対する感応度	ガンマ分布	1.2	0.32
ϕ_y	GDP ギャップに対する感応度	ガンマ分布	0.125	0.05
z^*	中立技術成長率	ガンマ分布	0.2	0.1
ψ	投資特殊技術成長率	ガンマ分布	0.15	0.1
\bar{h}	定常状態の労働時間の乖離率	正規分布	0	1
$\bar{\pi}$	定常状態のインフレ率	ガンマ分布	0.15	0.1
\bar{r}^n	定常状態の名目金利	ガンマ分布	0.3	0.1
η	企業家の生存確率	ベータ分布	0.95	0.02
n/k	定常状態の純資産の資本に対する比率	ベータ分布	0.5	0.07
μ	外部資金調達コストの弾力性	ガンマ分布	0.07	0.02
\bar{r}^E	定常状態の貸出金利	ガンマ分布	1.47	0.05
ρ_b	選好ショックの持続性	ベータ分布	0.5	0.2
ρ_g	外生需要ショックの持続性	ベータ分布	0.5	0.2
ρ_w	賃金ショックの持続性	ベータ分布	0.5	0.2
ρ_p	中間財の価格マークアップショックの持続性	ベータ分布	0.5	0.2
ρ_i	投資財の価格マークアップショックの持続性	ベータ分布	0.5	0.2
ρ_r	金融政策ショックの持続性	ベータ分布	0.5	0.2
ρ_z	中立技術ショックの持続性	ベータ分布	0.5	0.2
ρ_ψ	投資特殊技術ショックの持続性	ベータ分布	0.5	0.2
ρ_v	MEI ショックの持続性	ベータ分布	0.5	0.2
ρ_μ	外部資金調達コストショックの持続性	ベータ分布	0.5	0.2
ρ_η	純資産ショックの持続性	ベータ分布	0.5	0.2
σ_b	選好ショックの標準偏差	逆ガンマ分布	0.5	inf
σ_g	外生需要ショックの標準偏差	逆ガンマ分布	0.5	inf
σ_w	賃金ショックの標準偏差	逆ガンマ分布	0.5	inf
σ_p	中間財の価格マークアップショックの標準偏差	逆ガンマ分布	0.5	inf
σ_i	投資財の価格マークアップショックの標準偏差	逆ガンマ分布	0.5	inf
σ_r	金融政策ショックの標準偏差	逆ガンマ分布	0.5	inf
σ_z	中立技術ショックの標準偏差	逆ガンマ分布	0.5	inf
σ_ψ	投資技術ショックの標準偏差	逆ガンマ分布	0.5	inf
σ_ν	MEI ショックの標準偏差	逆ガンマ分布	0.5	inf
σ_μ	外部資金調達コストショックの標準偏差	逆ガンマ分布	0.5	inf
σ_η	純資産ショックの標準偏差	逆ガンマ分布	0.5	inf

表 3 パラメータの事前分布

(注) 各パラメータの事前分布とその平均値、標準偏差を表している。

パラメータ	意味	5 % 信用区間	平均値	95 % 信用区間	Kaihatsu Kurozumi
σ	家計の異時点間代替の弾力性の逆数	0.8441	1.0787	1.3133	1.107
θ	習慣形成の程度	0.2156	0.2805	0.3474	0.481
χ	労働供給の弾力性の逆数	4.8647	6.1435	7.4299	3.857
ζ	投資の調整コストの弾力性	1.0681	1.4316	1.7803	1.730
τ	稼働率の調整コストの弾力性の逆数	0.1148	0.157	0.1988	0.955
ϕ	生産の固定費用	0.4528	0.5895	0.7226	0.083
γ_w	賃金の粘着性	0.2235	0.3837	0.5502	0.311
ξ_w	賃金を最適化できる労働者の割合	0.6261	0.6781	0.731	0.477
γ_p	価格の粘着性	0.8436	0.9048	0.974	0.446
ξ_p	価格を最適化できる企業の割合	0.797	0.8206	0.8448	0.66
ϕ_r	金利スミージング	0.8186	0.8522	0.8872	0.577
ϕ_π	インフレ率に対する感応度	1.6771	1.9076	2.1196	1.804
ϕ_y	GDP ギャップに対する感応度	0.0605	0.0814	0.1029	0.088
z^*	中立技術成長率	0.0145	0.0626	0.1052	0.352
ψ	投資特殊技術成長率	0.0213	0.0863	0.1493	0.427
\bar{h}	定常状態の労働時間の乖離率	-1.2973	-0.0182	1.1917	外生
$\bar{\pi}$	定常状態のインフレ率	0.0376	0.1134	0.1846	外生
$r^{\bar{n}}$	定常状態の名目金利	0.0658	0.195	0.3175	外生
η	企業家の生存確率	0.9227	0.9379	0.954	0.967
n/k	定常状態の純資産の資本に対する比率	0.3122	0.3552	0.4003	0.49
μ	外部資金調達コストの弾力性	0.0098	0.0149	0.0199	0.029
$r^{\bar{E}}$	定常状態の貸出金利	1.4325	1.5146	1.6016	1.337
ρ_b	選好ショックの持続性	0.7933	0.8586	0.9304	0.575
ρ_g	外生需要ショックの持続性	0.9791	0.9882	0.9972	0.96
ρ_w	労働ショックの持続性	0.5322	0.6248	0.7241	0.239
ρ_p	中間財の価格マークアップショックの持続性	0.9408	0.9665	0.9914	0.982
ρ_i	投資財の価格マークアップショックの持続性	0.8917	0.9181	0.942	対応値なし
ρ_r	金融政策ショックの持続性	0.498	0.5793	0.6634	0.579
ρ_z	中立的技術ショックの持続性	0.0072	0.0388	0.0697	0.069
ρ_ψ	投資特殊技術ショックの持続性	0.1483	0.2337	0.318	0.169
ρ_v	MEI ショックの持続性	0.9638	0.9744	0.9846	0.934
ρ_μ	外部資金調達コストショックの持続性	0.9638	0.9761	0.9879	0.966
ρ_η	純資産ショックの持続性	0.7717	0.8304	0.8834	0.804
σ_b	選好ショックの標準偏差	1.1489	1.5343	1.9246	2.029
σ_g	外生需要ショックの標準偏差	0.5448	0.5987	0.6546	0.589
σ_w	賃金ショックの標準偏差	0.0733	0.0962	0.1206	0.584
σ_p	中間財の価格マークアップショックの標準偏差	0.0588	0.0707	0.0813	0.185
σ_i	投資財の価格マークアップショックの標準偏差	1.2796	1.4249	1.5658	対応値なし
σ_r	金融政策ショックの標準偏差	0.042	0.0467	0.0513	0.133
σ_z	中立技術ショックの標準偏差	1.7312	1.8966	2.0661	1.715
σ_ψ	投資特殊技術ショックの標準偏差	1.2588	1.392	1.5237	1.351
σ_v	MEI ショックの標準偏差	2.823	3.2575	3.6889	1.335
σ_μ	外部資金調達コストショックの標準偏差	0.1347	0.1589	0.18	0.197
σ_η	純資産ショックの標準偏差	0.9856	1.27147	1.4376	1.577
$\log p(Y)$				-2051.90	

表 4 パラメータの事後分布

(注) 各パラメータの平均値と 90% 信頼区間の上下限、および Kaihatsu and Kurozumi (2014) での推定値をそれぞれ表している。サンプリングは 166 の観測値を用いて行い、10 万回のリサンプリングを行い、最初の 50 %は破棄している。また、 $\log p(Y)$ は周辺尤度 (marginal likelihood) のことであり、Geweke (1999) の修正調和平均値 (modified harmonic mean estimator) を計算している。

4.1 ヒストリカル分析

次に我が国におけるインフレ率について、推計された各パラメータに基づくヒストリカル分析の結果を議論する。図1は我が国の四半期のインフレ率について、定常状態からの乖離をヒストリカル分析した結果である。簡単のために、コストプッシュ・ショックをコストプッシュ・ショック要因、政策金利ショックを金利要因、リスク・プレミアム・ショックと純資産ショックを金融要因、外生需要ショックと主観割引率ショックを需要要因、賃金ショックを賃金要因とそれぞれ呼び、その他のショックはその他とまとめている。個別の要因について整理する。

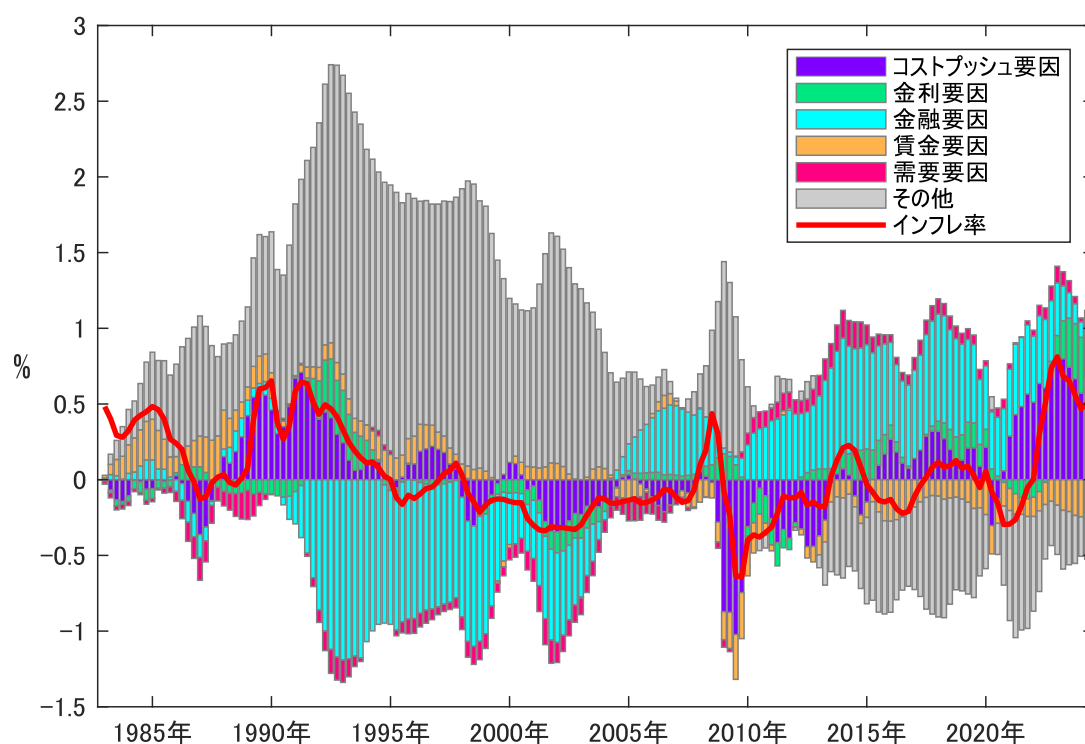


図1 インフレ率に対するヒストリカル分析

(注) 図は四半期のインフレ率について、定常状態からの乖離をヒストリカル分析した結果を表している。また、各要因の和が観測されたインフレ率と一致しないのはカルマンフィルターの初期値問題による。

まずコストプッシュ要因が2021年中から急増し、以降平均して年率2.43%、ピーク時で年率3.2%の押上要因となっており、2022年以降のインフレの主たる要因であることがわかった。コストプッシュ要因の増加は中間財生産企業のマークアップ率の増加を意味する。これは本稿で扱うDSGEモデルが海外部門を考慮しない閉鎖経済モデルであるため、現実の我が国経済で円安やエネルギー等の資源価格の高騰が発生した場合、それを中間企業がマークアップ率を高めた、すなわち、高い価格でしか中間財を生産できなくなったとモデル上では解釈されるためである。結論として、ヒストリカル分析で示されたコストプッシュ要因の上昇は現状の輸入物価を起点とする価格転嫁行動を適切に説明しているという点で整合的である。また、歴史的には2021年の一部と2008年、2000年代前半にかけてコストプッシュ要因がデフレ要因となっている。この時期は円高、あるいは景気後退期と重なり、輸入物価の下落や景気後退期の過当競争が中間財生産企業のマークアップ率を押し下げたと解釈できる。

次に金利要因について議論する。金利要因については2023年以降上昇し平均して年率1.2%の押上要因となっている。これは、日銀が政策金利をTaylorルールで示される水準より低く誘導したことで实体经济

に対して緩和的に作用し、それによってインフレ率が押し上げられた可能性を示している。また、2022 年以前についても概観すると、2021 年中や 2011 年、2000 年代前半にかけてデフレ要因として働いたことがわかる。これは景気後退期及びデフレの期間と一致し、Taylor ルールに基づけば本来引き下げられるべき政策金利が名目金利の下限政策のために引き下げられず、結果として引き締めの金融環境が継続し、デフレ要因として働いた可能性を示している。

次に金融要因について議論する。金融要因は 1990 年から 2005 年まで一貫してデフレ要因として作用したのちに、インフレ要因として作用し、2022 年以降は押上幅を縮小している。これはそれぞれ我が国の金融市場動向と整合的である。すなわち、1990 年代ではバブル崩壊以降、企業の時価総額の減少やその後一連の金融機関の破綻が、下振れ要因として反映されている。その後の上振れ要因についても、2010 年に導入された「包括的緩和政策」やその後一連の非伝統的金融政策によって政策金利だけでなく、種々の金利誘導、資産購入が金融要因の押上要因として作用した可能性を反映していると解釈できる。

次に賃金要因について議論する。賃金要因は 2010 年から一貫してデフレ要因として作用している。これは我が国の実質賃金が経済の成長と比較して、長期間低迷している事実を反映している。

次に需要要因について議論する。需要要因についても 2010 年頃からインフレ要因として作用しているものの期間全体を通じてインフレ率への影響は大きくないことがわかった。

最後に先行研究との整合性について議論する。Nakamura et al. (2024) では、我が国のインフレがエネルギー・食料品価格によって引き起こされた一方、労働市場の引き締めはインフレにそこまで貢献していないことを示していた。本稿の分析においても賃金要因はコロナ下を経て急激な変動をしておらず、エネルギー・食料品価格の上昇が中間企業のマークアップ率上昇と対応していると考えれば整合的である。次に福永ほか (2024) では、海外の供給要因が主因であることを示しているとともに、定常状態のインフレ率が概ね 0.5%(年率) と推計していた。本稿の分析においては、海外の供給要因が閉鎖経済モデルであるために中間財生産企業のマークアップ率の上昇と解釈できることは先述の通りであり、また、表 4 の通り、定常状態のインフレ率は 0.45%(年率) と非常に近い値が示された点で整合的である。次に開発ほか (2024) では需要・供給ショックとインフレ予想ショックが同程度の寄与度でインフレを説明できることを示していた。これは、本分析におけるコストプッシュ要因が需要・供給ショック、金利要因・金融要因がインフレ予想ショックと対応しているとも考えれば概ね整合的である。以上により 2022 年以降の我が国のインフレは、急激に引き上げられたコストプッシュ要因がその主たる要因であると考えることが適当である。

5 頑健性チェック

本稿では DSGE モデルの各パラメータおよびショックを推計し、我が国のインフレ要因について議論した。一方で Hirose and Inoue (2016) が指摘するように名目金利の下限制約に抵触し、ゼロ金利を長期的に継続した場合、特に金融政策に関連するパラメータがバイアスを受ける可能性がある。本稿ではゼロ金利によるバイアスが与える問題に対応するため、Wu and Xia (2016) で提唱されたゼロ金利政策下における潜在的な金利水準を示す Shadow rate を用いて、同様のインフレ率のヒストリカル分析を行った。Shadow rate については 1995 年第 1 四半期から公表されているため、これを用いた。それ以前のデータについては政策金利をそのまま用いた。

図 2 は Shadow rate を用いた場合のヒストリカル分析の結果である。各要因について、政策金利を用いた場合と比較しながら議論する。まず、コストプッシュ要因であるが、これは政策金利を用いた場合と変わらず 2022 年以降急増しており、2000 年代前半やリーマンショック期にかけてデフレ要因として作用している。次に金利要因についてであるが、これは政策金利を用いた分析と異なり、金利が 2022 年以降デフレ要因として作用している。これは Shadow rate を用いたことで定常状態の名目金利が政策金利を用いた場合に比較して低くなり、結果として、現状の金利が Taylor ルールに基づく金利より高い水準である可能性

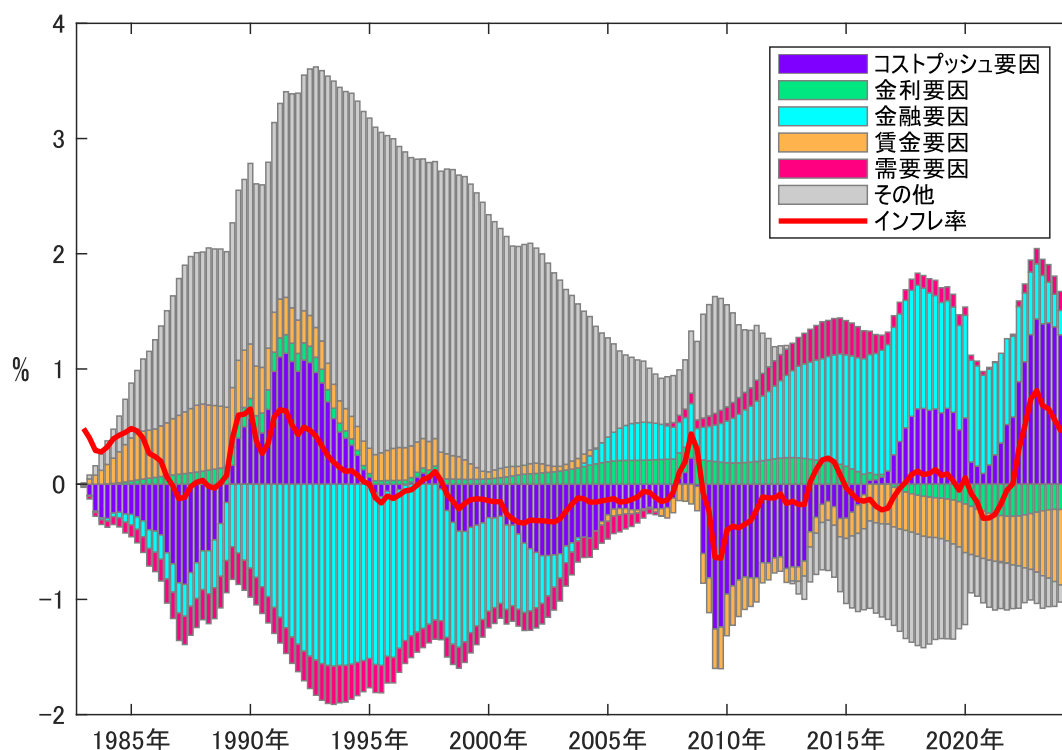


図2 インフレ率に対するヒストリカル分析

(注) 図は四半期のインフレ率について、定常状態からの乖離をヒストリカル分析した結果を表している。また、各要因の和が観測されたインフレ率と一致しないのはカルマンフィルターの初期値問題による。

が示唆された。次に賃金要因であるが、これも政策金利を用いた場合と同様 2000 年以降デフレ要因として作用している。同様に金融要因、需要要因とも政策金利を用いた場合と比較してほど同程度のインフレ要因として分析できた。

以上から名目金利の下限制約によるヒストリカル分析へのバイアスは十分無視できる範囲であり、また、いずれも場合も 2022 年以降のインフレの要因としてコストプッシュ・ショックが主たる要因であるという主張を支持する結果となった。

6 政策分析

ここまでの議論を踏まえ、インフレの不確実性に対して頑健性を持つ望ましい金融政策を検討する。以下ではまず、ベースラインの Taylor ルールと本稿で提案するカナリア型 Taylor ルールについて説明する。次に持続性の異なるコストプッシュ・ショックを与え、2つの Taylor ルールの政策パラメータを調整することで、それぞれにおける最適なパラメータとその際の社会厚生損失を分析、比較する。最後にインパルス応答分析を示して、2つの Taylor ルールが経済へ与える影響の違いについて経済学的解釈を議論する。

なお本稿ではモデルを対数線形近似しており、合理的期待均衡解 $s_t = \Psi_1 s_{t-1} + \Upsilon \epsilon_t$ が求まる。 $\epsilon_t \sim N(0, \Sigma_\epsilon)$ ($\Sigma_\epsilon = E(\epsilon_t \epsilon_t')$ は分散共分散行列) とすると、 s_t の分散共分散行列 $\Sigma_s = E(s_t s_t')$ は、

$$\Sigma_s = \Psi_1 \Sigma_s \Psi_1' + \Psi_\epsilon \Sigma_\epsilon \Psi_\epsilon'$$

を解くことによって得られる。ここで ϵ_t は各期の外生ショック、 Ψ_1 , Ψ_ϵ はモデルの構造、あるいは構定パラメータによって規定される行列である。本稿では評価関数として、上記の式から求まる内生変数の共分散

散行列を用いた。具体的には、コストプッシュ・ショックの標準偏差に推定値 0.0707 を適用し、行列計算から論理的に計算される共分散行列のうち GDP とインフレ率の分散の和を評価関数とした。すなわち、本稿の社会厚生損失は次の通りである。

$$Var(y) + Var(\pi)$$

評価関数の値が小さいほど社会厚生損失が小さい、すなわち経済が安定的であることを意味しており、本稿では以下この評価関数を「社会厚生損失関数」と定義する。

分析に際して、本稿では次の 2 点から頑健性を考える。1 点目は政策パラメータの可変性に対する頑健性である。分析において各パラメータは平均値を用いているが、Taylor ルールのそれぞれのパラメータに可変性が存在している。そのため、社会厚生損失を一定以下に抑えられるようなパラメータの許容幅が広いことで、これらの問題に対して頑健であるといえる。2 点目は、ショックの不確実性に対する頑健性である。はじめに述べた通り、中央銀行は物価の上振れ、下振れに伴って急激な政策変更をしなければならない場合が存在する。一方で、もしある政策によって持続性の異なるインフレに対しても社会厚生損失を所定の範囲内に収められる場合、中央銀行はショックの持続性ごとの政策変更やそれに伴う社会厚生損失を懸念する必要はなくなる。したがって、そのような政策はインフレの不確実性に対して頑健であるといえる。

6.1 金融政策

本稿での政策分析に用いる金融政策ルールについて、ベースラインの Taylor ルールとリスク・プレミアムにも反応させるよう変更を加えたカナリア型 Taylor ルールを説明する。

ベースラインには 2.6 節で述べた以下の Taylor ルールを用いる。ここで中央銀行は、金利スムージング ϕ_r 、インフレ感応度 ϕ_π および GDP ギャップ感応度 ϕ_y のパラメータを変動させることができる。

$$\hat{r}_t^n = \phi_r \hat{r}_{t-1}^n + (1 - \phi_r) \left(\frac{\phi_\pi}{4} \sum_{j=0}^3 \hat{\pi}_{t-j} + \phi_y (\hat{y}_t - \hat{y}_t^*) \right)$$

一方比較対象として、ベースラインの Taylor ルールをリスク・プレミアムにも反応させるよう変更させたカナリア型 Taylor ルールを新たに導入する。これは「炭鉱のカナリア」*⁵にあやかり、リスク・プレミアムが Financial accelerator メカニズムでの変調の兆しを早く示すことから命名した。カナリア型 Taylor ルールはリスク・プレミアムに相当する $n_t - q_t - k_t$ 項が追加されており、リスク・プレミアム上昇時には利下げ、逆に低下時には利上げ方向に作用する反循環的な金融政策ルールである。ここで中央銀行は金利スムージング ϕ_r 、インフレ感応度 ϕ_π および GDP ギャップ感応度 ϕ_y に加えてリスク・プレミアム感応度 ϕ_μ を変動させることができる。本稿では Taylor ルールの変更を提案し、金融政策をリスク・プレミアムにも反応させた場合の社会厚生損失関数を求めた。変更後の Taylor ルールは以下である。

$$\hat{r}_t^n = \phi_r \hat{r}_{t-1}^n + (1 - \phi_r) \left\{ \frac{\phi_\pi}{4} \sum_{j=0}^3 \hat{\pi}_{t-j} + \phi_y (\hat{y}_t - \hat{y}_t^*) + \phi_\mu (n_t - q_t - k_t) \right\}$$

6.2 社会厚生損失分析

本小節では持続性の異なるコストプッシュ・ショックが与えられた経済において、2 種類の Taylor ルールでの社会厚生損失を比較し政策分析を行う。ここではショックの持続性 p について 0.95、0.97、0.99 の 3 種類を設定することで不確実性を再現した。社会厚生損失を抑える最適金融政策を議論するため、分析に際して政策パラメータの定義域と分割を以下の表 5 の通り定めた。

*⁵ カナリアは人間よりも有毒ガスに敏感なことから、炭鉱に持ち込まれ危険を事前に察知するために用いられていた。

パラメータ	定義域	ベースラインでの分割	カナリア型での分割
金利スミージング ϕ_r	$[0, 1]$	100 等分	25 等分
インフレ感応度 ϕ_π	$[1.1, 3]$	40 等分	25 等分
GDP ギャップ感応度 ϕ_y	$[0, 5]$	50 等分	25 等分
リスク・プレミアム感応度 ϕ_μ	$[0, 6]$	値は常に 0	25 等分

表 5 各政策パラメータの定義域と分割

(注) 本表は分析における各政策パラメータの定義域と分割を示す。また、分割数が異なるのは計算時間の都合による。インフレ感応度 ϕ_π の下限を 1.1 としているのは 1.1 未満の場合、合理的期待均衡解が一意に決まる Blanchard-Kahn 条件を満たさないためである。

はじめに、ショックの持続性ごとに各 Taylor ルールで達成可能な最小の社会厚生損失を比較する。結果は図 3 に示し、横軸はショックの持続性、縦軸は各ショックにおいてベースラインとカナリア型 Taylor ルールそれぞれにおいて、定義域内の政策パラメータの組み合わせから達成される最小の社会厚生損失である。いずれの持続性においても、カナリア型 Taylor ルールを採用して政策金利をリスク・プレミアムにも反応させることで、社会厚生損失が低減されることが示された。

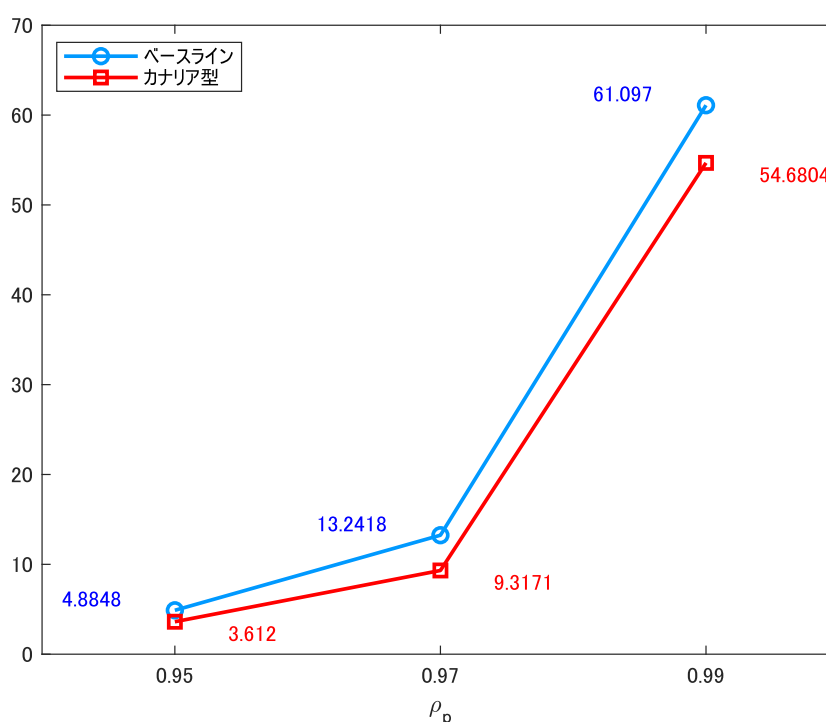


図 3 社会厚生損失比較

(注) 横軸はショックの持続性である。縦軸は各ショック・各 Taylor ルールでそれぞれ達成される最小の社会厚生損失である。

次に各 Taylor ルールのもとで政策の頑健性を議論する。頑健性を検証するため、各パラメータの値を変えた場合、最小の社会厚生損失とどの程度乖離するかを計算する。具体的には、まず特定のパラメータの値を固定する。その状況で他のパラメータの値を自由に変動させ、その中で最小の社会厚生損失を算出、記録する。次に、最初に固定したパラメータについて、定義域内全ての値で同様に固定して計算を行う。その中で最小の社会厚生損失を 1 に基準化し、比率を求める。本稿ではこの操作を各パラメータ・各持続性・各 Taylor ルールの組み合わせごとに行う。以下ではこの結果について、まずベースラインの Taylor ルール、次にカナリア型 Taylor ルールの順に議論する。

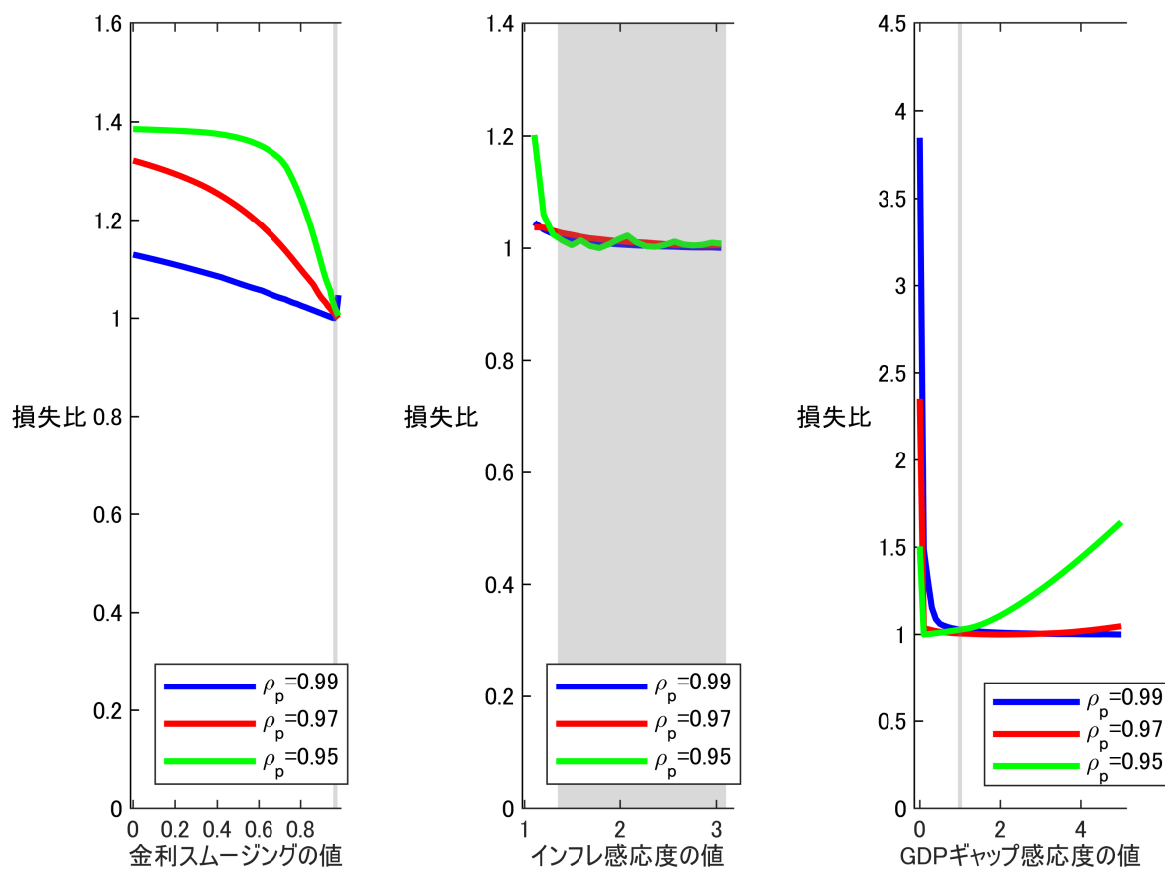


図4 ベースラインでの損失比

(注) 横軸は固定するパラメータの値である。縦軸は、各パラメータを横軸の値に固定したとき他2パラメータによって達成される最小社会厚生損失について、持続性ごとに最小値を1で基準化した値である。グレーの網掛け部はいずれの持続性でも損失比が1.03未満の横軸の範囲を示す。

はじめに、ベースラインの結果は図4で示される。横軸は各政策パラメータの値、縦軸は最小の社会厚生損失との比を示し、ショックの持続性ごとに3本の線で表す。ここでグレーの網掛け部は3種類の持続性全てにおいて縦軸の値が1.03^{*6}未満となる部分であり、ショックの持続性に関係なく社会厚生損失を低い水準で抑えられるような横軸の値の範囲を示す。網掛け部では特に金利スミージングの許容範囲が0.96から0.97、GDPギャップ感応度は1.0近傍と非常に狭いことがわかる。ショックの持続性が複数考えられる状況では、損失比を1.03未満に収めるために許容されるパラメータの範囲は限定的である。したがって、ベールラインのTaylorルールでは本稿における頑健性を十分に満たしているとは言えない。

次にカナリア型Taylorルールについても同様に分析を行い、結果は図5に示される。横軸は固定するパラメータの値、縦軸は各持続性での最小の社会厚生損失との損失比を示し、ショックの持続性ごとに3本の線で表す。ここでグレーの網掛け部は、3種類の持続性いずれにおいても縦軸の値が1.03未満となる範囲であり、ショックの持続性に関係なく社会厚生損失を低い水準で抑えられるような横軸の値の範囲を示す。網掛け部に注目すると、金利スミージングを0から0.833、インフレ感応度を1.1から1.892、GDPギャップ感応度を1.667近傍、2.083近傍および2.5から5.0、リスク・プレミアム感応度を1.291から4.5の範囲に設定することで、3種類の持続性いずれに対しても損失比を1.03未満に抑えられる。リスク・プレミアム項を追加することで、ショックの不確実性に対して損失を所定の範囲内に抑えられる各パラメー

^{*6} 本稿では不確実性に対して許容できる損失比を3%と仮定する。

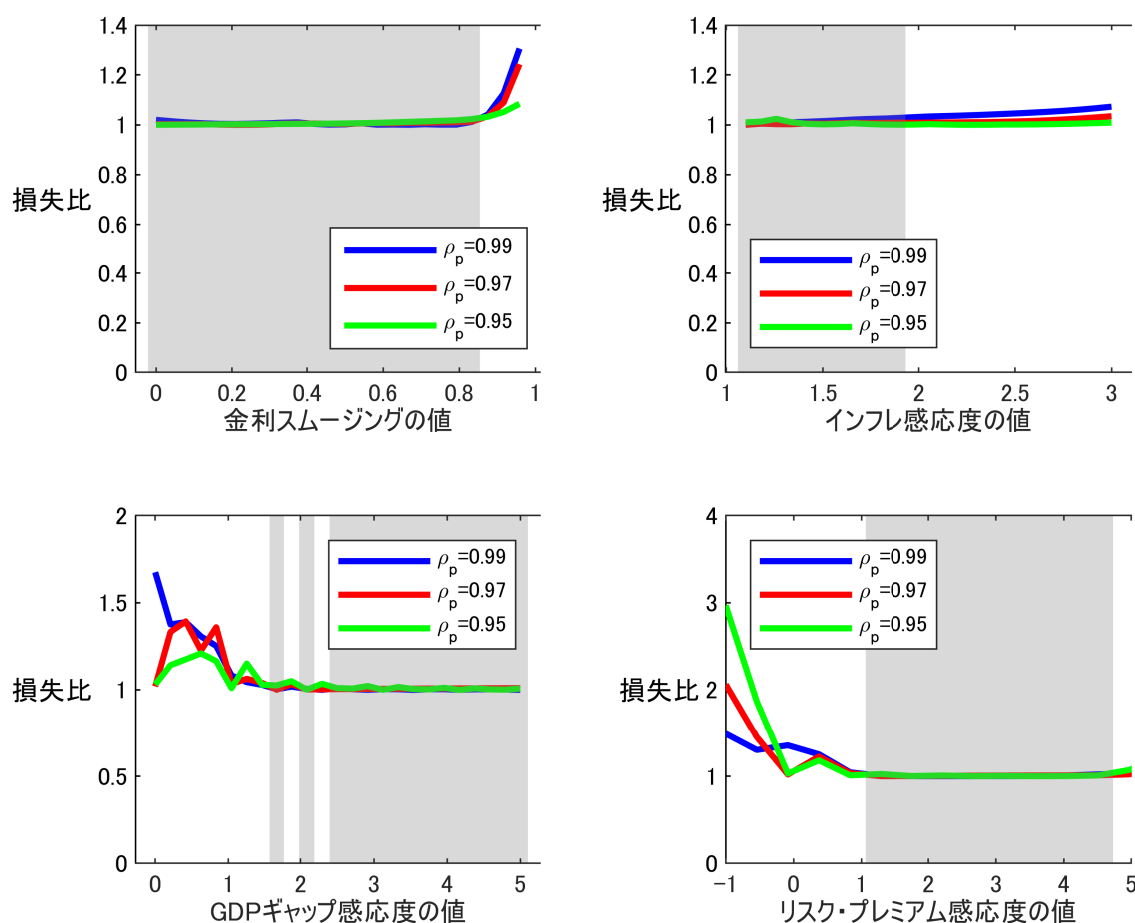


図5 カナリア型 Taylor ルールでの損失比

(注) 横軸は固定するパラメータの値である。縦軸は、各パラメータを横軸の値に固定したとき他3パラメータによって達成される最小社会厚生損失について、持続性ごとに最小値を1で基準化した値である。グレーの網掛け部はいずれの持続性でも損失比が1.03未満の横軸の範囲を示す。

タの範囲が拡大される。この点で本稿における頑健性を十分に満たしている。したがってコストプッシュ・ショック下でのインフレに対して、政策金利をリスク・プレミアムにも反応させることで頑健な金融政策が実現されることが示された。

6.3 インパルス応答分析

本小節では、各持続性・各 Taylor ルールにおいてインパルス応答分析を行い、2つの政策で生じた先述の差異に経済学的解釈を与える。なおインパルス応答分析とは、本節で述べた合理的期待均衡解のパラメータを所与として外生ショックを与え、そのときの内生変数を各期ごとに計算したものである。本稿の分析では第1期に0.07の中間財価格マークアップショックを与えた。ここでショックの持続性 ρ_p に0.95、0.97、0.99の3つを設定してインフレの不確実性を再現した。分析に際して、ベースライン政策には、従来の Taylor ルールに持続性0.97のショックが加わったとき、小節6.2で最小の損失を達成したパラメータの各値を用いた。すなわち、金利スミージング $\phi_r = 0.98$ 、インフレ感応度 $\phi_\pi = 2.4775$ 、GDPギャップ感応度 $\phi_y = 2.0$ に設定した。一方、カナリア型 Taylor ルールの各パラメータについても、ショックの持続性を0.97とした際に損失を最小に抑えた値を用いた。すなわち、金利スミージング $\phi_r = 0.8$ 、インフレ感応度 $\phi_\pi = 1.1$ 、GDPギャップ感応度 $\phi_y = 1.6667$ 、リスク・プレミアム感応度 $\phi_\mu = 1.2917$ に設定した。

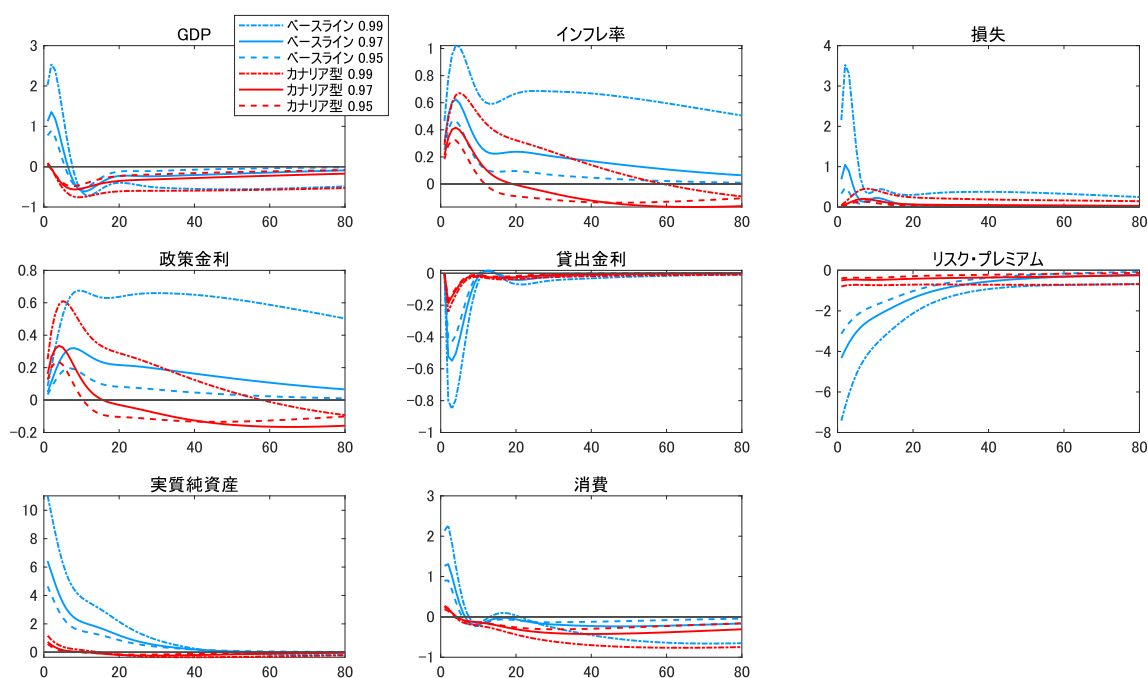


図6 インパルス応答分析

(注) 横軸は四半期である。縦軸は、損失以外の図は定常状態との乖離率(%)、損失の図は社会厚生損失をである。
 $t=1$ で 0.07 の中間財価格マークアップショックを与えたときのインパルス応答を示す。

結果は図6である。各図は左上から右下にかけて GDP、インフレ率、損失、政策金利、貸出金利、リスク・プレミアム、実質純資産、消費を表す。インパルス応答の横軸は四半期であり、縦軸は、損失以外の図では定常状態からの乖離率(%)、損失の図では社会厚生損失を示す。各図において、2種類の政策ルールのもとで、3種類の持続性のコストプッシュ・ショックを与えた計6パターンのインパルス応答が示されている。以下では Taylor ルールごとにそれぞれの経済学的解釈を与える。

まずベースラインの Taylor ルールでは、Financial accelerator メカニズムによって貸出金利が急激に変化するため経済が不安定化する。以下ではインパルス応答の結果に対する解釈を具体的に述べる。高い金利スミージングのため、ショック初期においては政策金利はインフレ率に対して緩やかに上昇する。そのため実質金利が引き下がることで緩和的環境が形成される。このような緩和的環境は、Financial accelerator メカニズムを通じて増幅される。すなわち、企業の純資産の増加等によるリスク・プレミアムの低下が貸出金利を押し下げ、さらなるリスク・プレミアムの低下をもたらす。一方、政策金利が緩やかに引き上げられるに従って今度は、Financial accelerator メカニズムが逆向きに作用する。すなわち、貸出金利の増加を起点として純資産が減少し、リスク・プレミアムが増加することで、さらなる貸出金利の押し上げをもたらす。実際にインパルス応答では貸出金利の変動が非常に大きいことが読み取れる。結果として、初期の過度な緩和的環境が消費や GDP の変動を大きなものとし、また、初期のインフレ抑制に失敗したことで、長期的に高いインフレ率を享受することになったことがわかる。

一方でカナリア型 Taylor ルールのもとでは Financial accelerator メカニズムでの過度な貸出金利の変動が抑制されることで、安定した経済を実現できる。以下ではベースラインと比較してインパルス応答の結果に対する解釈を具体的に述べる。ショック初期において政策金利はリスク・プレミアムにも反応し、ベースラインと比較して高い水準となることで、ベースラインほど緩和的な経済とはならない。そのため、Financial accelerator メカニズムが抑制され、結果として全期間を通じて貸出金利の変動幅は小さく推移する。初期に過度な緩和的環境に陥らないため消費や GDP の急激な変動は抑制され、初期の利上げによ

てインフレの抑制にも成功している。したがって、カナリア型 Taylor ルールのもとで経済の安定化が実現される。

7 結び

本稿では、現状我が国で発生しているインフレについてヒストリカル分析を行ったうえで、そのようなインフレを発生させるショックに対して安定的で頑健な金融政策を提案した。インフレのヒストリカル分析、政策評価は DSGE モデルに Financial accelerator メカニズムを導入したモデルを用いて行った。本稿の主たる貢献は次 3 点である。1 点目は、我が国で現状発生しているインフレがコストプッシュ要因により引き起こされたことを、一般均衡モデルで定量的に実証した点である。これは多くの先行研究とも整合的である。また、頑健性チェックにおいてゼロ金利制約によるパラメータバイアスの影響を回避するために Shadow rate を用いた場合についても同様に、インフレの主因がコストプッシュ要因であることを明らかにした。2 点目は、現状の Taylor ルールに基づいて金融政策が運営された場合、インフレの持続性が持つ不確実性によって厚生損失が急激に拡大する可能性があることを示した点である。これはインフレ局面における利上げが早すぎれば景気を過剰に停滞させ、遅すぎればインフレを過剰に進行させることによるものであり、金融政策運営においてコストプッシュ・ショックの不確実性を考慮する必要性を示している。3 点目は、現状の Taylor ルールを変更し、リスク・プレミアムに対しても反応するカナリア型 Taylor ルールを用いることで、コストプッシュ・ショックに不確実性が認められる場合であっても頑健性を満たすことを示した点である。これは、コストプッシュ・ショックを起点とした利上げの影響がリスク・プレミアムの上昇によって増幅される Financial accelerator メカニズムが、カナリア型 Taylor ルールのもとでは抑制され、金融市場の安定および実体経済の安定を導くからである。

一方で残された課題もある。本稿が扱うモデルは閉鎖経済モデルであり、例えば我が国の金融政策が為替を経由して輸入物価、ひいては国内物価へ波及する経路などは十分に考慮されていない。しかし、そのような場合についても閉鎖経済モデルのコストプッシュ・ショックに不確実性を認めることで、閉鎖経済モデルが考慮できていない要素についてもある程度代替していると考えられる。いずれにしても、コストプッシュ・ショックに不確実性を認めたうえで政策を議論した点は、本稿が金融政策に与えた新たな貢献といえよう。

参考文献

- [1] 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.
- [2] 衆議院議院運営委員会. (2023 年 2 月 24 日). 第 211 回国会 議院運営委員会 第 8 号会議録. 衆議院.
- [3] 福永一郎・法眼吉彦・上野陽一 (2024) 「過去 25 年間のわが国経済・物価情勢：先行研究と論点整理」 日本銀行ワーキングペーパー、24-J-10.
- [4] Andolfatto D. (1996). "Business cycles and labor-market search." *American Economic Review*, 86(1), pp. 112–132.
- [5] An Sungbae and Schorfheide, Frank. (2007). "Bayesian Analysis of DSGE Models." *Econometric Reviews*, 26(2-4), pp. 113-172.
- [6] Bank of England. (2022). *Monetary Policy Report*. Bank of England. pp. 2.
- [7] Bernanke and Blanchard. (2024). *An analysis of pandemic-era inflation in 11 economies* (Working Paper No. 32532). National Bureau of Economic Research.
- [8] Bernanke B. S., Gertler M. and Gilchrist S. (1999). "The financial accelerator in a quantitative business cycle framework." *Handbook of Macroeconomics*, edited by John B. Taylor and Michael Woodford, vol. 1, Elsevier, pp. 1341-1393
- [9] Calvo G. A. (1983). "Staggered prices in a utility-maximizing framework." *Journal of Monetary Economics*, 12(3), pp. 383–398.
- [10] Christensen I., Dib A. (2008). "The financial accelerator in an estimated new Keynesian model." *Review of Economic Dynamics*, 11(1), pp. 155–178.
- [11] Christiano L. J., Eichenbaum M., Evans C.L. (2005). "Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy." *Journal of Political Economy*, 113(1), pp. 1–45.
- [12] De Graeve F. (2008). "The external finance premium and the macroeconomy: US post-WWII evidence." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 32(11), pp. 3415–3440.
- [13] Erceg C.J., Guerrieri L., Gust C. (2006). "SIGMA: A new open economy model for policy analysis." *International Journal of Central Banking*, 2(1), pp. 1–50.
- [14] Federal Open Market Committee. (2021). *Minutes of the Federal Open Market Committee*. Federal Reserve System. pp. 6.
- [15] Geweke J. (1999). "Using simulation methods for bayesian econometric models: inference, development, and communication." *Econometric Reviews*, 18(1), pp. 1-73.
- [16] Greenwood J., Hercowitz Z., Huffman G.W. (1988). "Investment, capacity utilization, and the real business cycle." *American Economic Review*, 78(3), pp. 402–417.
- [17] Hirakata, Sudo and Ueda. (2013). "Capital injection, monetary policy, and financial accelerators." *International Journal of Central Banking*, 9(2), pp. 101–136.
- [18] Hirose Y. (2008). "Equilibrium indeterminacy and asset price fluctuation in Japan: A Bayesian investigation." *Journal of Money, Credit and Banking*, 40(5), pp. 967–999.
- [19] Hirose Y. and Inoue A. (2016). "The Zero Lower Bound and Parameter Bias in an Estimated DSGE Model." *Journal of Applied Econometrics*, 31(4), pp. 630-651.
- [20] Kaihatsu S. and Kurozumi T. (2014). "Sources of Business Fluctuations: Financial or Technology Shocks?" *Review of Economic Dynamics*, 17(2), pp. 224-242.
- [21] Lucas R. E. (1976). "Econometric policy evaluation: A critique." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, pp. 19-46.

- [22] Merz M. (1995). "Search in the labor market and the real business cycle." *Journal of Monetary Economics*, 36(2), pp. 269–300.
- [23] Nakamura K., Nakano S., Osada M. and Yamamoto H. (2024). *What Caused the Pandemic-Era Inflation?: Application of the Bernanke-Blanchard Model to Japan*. Bank of Japan.
- [24] Schmitt-Grohe S., Uribe M. (2012). "What' s news in business cycles." *Econometrica*, 80(6), pp. 2733–2764.
- [25] Sims Christopher. (2002). "Solving Linear Rational Expectations Models." *Computational Economics*, 20(1-2), pp. 1-20.
- [26] Taylor John B. (1993). "Discretion Versus Policy Rules in Practice." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, pp. 195-214.
- [27] Wu J.C., Xia F.D. (2016). "Measuring the macroeconomic impact of monetary policy at the zero lower bound." *Journal of Money, Credit and Banking*, 48(2–3), pp. 253–291.

(データ出典)

- 【1】厚生労働省『毎月勤労統計調査』, 2024 年 11 月.
- 【2】総務省統計局『消費者物価指数』, 2024 年 11 月.
- 【3】内閣府『国民経済計算』, 2024 年 11 月.
- 【4】日本銀行『有担保コールレート』, 2024 年 11 月.
- 【5】日本銀行『無担保コールレート』, 2024 年 11 月.
- 【6】日本銀行『資金循環統計』, 2024 年 11 月.
- 【7】日本銀行『需給ギャップ』, 2024 年 11 月.
- 【8】東京証券取引所『株式時価総額』, 2024 年 11 月.
- 【9】LJKmfa『Shadow Short Rate (SSR) estimates』, 2024 年 11 月.

Appendix: 対数線形近似 (^は定常状態からの乖離率)

家計の消費の限界効用:

$$\hat{\lambda}_t = -\frac{1}{1 - \beta\theta(z^*)^{-\sigma}} \left\{ \frac{\sigma}{1 - \theta/z^*} \left[\hat{c}_t - \frac{\theta}{z^*} (\hat{c}_{t-1} - z_t^*) \right] - z_t^b \right\} \\ + \frac{\beta\theta(z^*)^{-\sigma}}{1 - \beta\theta(z^*)^{-\sigma}} \left[\frac{\sigma}{1 - \sigma/z^*} (E_t \hat{c}_{t+1} + E_t z_{t+1}^* - \frac{\theta}{z^*} \hat{c}_t) - E_t z_{t+1}^b \right]$$

オイラー方程式:

$$\hat{\lambda}_t = E_t \hat{\lambda}_{t+1} - \sigma E_t z_{t+1}^* + r_t^n - E_t \hat{\pi}_{t+1}$$

賃金関数:

$$\hat{w}_t = \hat{w}_{t-1} - \hat{\pi}_t + \gamma_w \hat{\pi}_{t-1} - z_t^* + \beta(z^*)^{1-\sigma} (E_t \hat{w}_{t+1} - \hat{w}_t + E_t \hat{\pi}_{t+1} - \gamma_w \hat{\pi}_t + E_t z_{t+1}^*) \\ + \frac{(1 - \xi_w)(1 - \beta(z^*)^{1-\sigma} \xi_w)}{\xi_w \{1 + \chi(1 + \lambda^w)/\lambda^w\}} (\chi \hat{h}_t - \hat{\lambda}_t - \hat{w}_t + z_t^b) + z_t^w$$

民間借入額:

$$\hat{l}_t = \frac{1 + \lambda^i}{1 + \lambda^i - n/k} (\hat{q}_t + \hat{k}_t) + \left(1 - \frac{1 + \lambda^i}{1 + \lambda^i - n/k} \right) \hat{n}_t$$

借入金利と収益率の関係:

$$E_t \hat{r}_{t+1}^E = \left(1 - \frac{1 - \delta}{r^E \psi} \right) E_t \hat{r}_{t+1}^k + \frac{1 - \delta}{r^E \psi} E_t \hat{q}_{t+1} - \hat{q}_t - E_t z_{t+1}^\psi$$

借入金利とリスクプレミアムの関係:

$$E_t \hat{r}_{t+1}^E = \hat{r}_t^n - E_t \hat{\pi}_{t+1} - \mu(\hat{n}_t - \hat{q}_t - \hat{k}_t) + z_t^\mu$$

企業の純資産の遷移式:

$$\hat{n}_t = \frac{\eta r^E}{z^*} \left\{ \frac{1 + \lambda^i}{n/k} \left[\left(1 - \frac{1 - \delta}{r^E \psi} \right) \hat{r}_t^k + \frac{1 - \delta}{r^E \psi} \hat{q}_t - \hat{q}_{t-1} - z_t^\psi \right] - \left(\frac{1 + \lambda^i}{n/k} - 1 \right) E_{t-1} \hat{r}_t^E + \hat{n}_{t-1} - z_t^* \right\} + z_t^\eta$$

費用最小化条件:

$$0 = \hat{w}_t + \hat{h}_t - (\hat{r}_t^k + \hat{u}_t + \hat{k}_{t-1} - z_t^* - z_t^\psi)$$

資本稼働率:

$$\hat{u}_t = \tau(\hat{r}_t^k - \hat{q}_t)$$

限界費用:

$$\hat{m}c_t = (1 - \alpha)\hat{w}_t + \alpha\hat{r}_t^k$$

ニューケイジアン・フィリップス・カーブ:

$$\hat{\pi}_t = \gamma_p \hat{\pi}_{t-1} + \beta(z^*)^{1-\sigma} (E_t \hat{\pi}_{t+1} - \gamma_p \hat{\pi}_t) + \frac{(1 - \xi_p)(1 - \beta(z^*)^{1-\sigma} \xi_p)}{\xi_p} \hat{m}c_t + z_t^p$$

生産関数:

$$\hat{y}_t = (1 + \phi) \left[(1 - \alpha)\hat{h}_t + \alpha(\hat{u}_t + \hat{k}_{t-1} - z_t^* - z_t^\psi) \right]$$

総消費:

$$\hat{y}_t = \frac{c}{y} \hat{c}_t + \frac{i}{y} \hat{i}_t + z_t^g$$

民間資本蓄積:

$$\hat{k}_t = \frac{1 - \delta - r^E \psi}{z^* \psi} \hat{u}_t + \frac{1 - \delta}{z^* \psi} (\hat{k}_{t-1} - z_t^* - z_t^\psi) + \left(1 - \frac{1 - \delta}{z^* \psi}\right) (\hat{l}_t + z_t^\nu)$$

トービンの q :

$$\hat{q}_t = \zeta(\hat{l}_t - \hat{l}_{t-1} + z_t^* + z_t^\psi) - \beta(z^*)^{1-\sigma} \zeta(E_t \hat{l}_{t+1} - \hat{l}_t + E_t z_{t+1}^* + E_t z_{t+1}^\psi) - z_t^\nu + z_t^j$$

金融政策ルール :

$$\hat{r}_t^n = \phi_r \hat{r}_{t-1}^n + (1 - \phi_r) \left(\frac{\phi_\pi}{4} \sum_{j=0}^3 \hat{\pi}_{t-j} + \phi_y \hat{y}_t \right) + \phi_{\Delta y} (\hat{y}_t - \hat{y}_{t-1} + z_t^*) + z_t^r$$

定常状態:

$$\beta = \frac{(z^*)^\sigma \pi}{r^n}$$

$$r^k = \frac{1 + \lambda^i}{u} [r^E \psi - (1 - \delta)]$$

$$\lambda^p = \phi$$

$$w = (1 - \alpha) \left[\frac{1}{1 + \lambda^p} \left(\frac{\alpha}{r^k} \right)^\alpha \right]^{\frac{1}{1-\alpha}}$$

$$\frac{h}{k} = \frac{1 - \alpha}{\alpha} \frac{u}{z^* \psi} \frac{r^k}{w}$$

$$\frac{k}{y} = (1 + \phi) \left(\frac{z^* \psi}{u} \right)^\alpha \left(\frac{h}{k} \right)^{\alpha-1}$$

$$\frac{i}{k} = 1 - \frac{1 - \delta}{z^* \psi}$$

$$\frac{i}{y} = \frac{i}{k} \frac{k}{y}$$

$$\frac{c}{y} = 1 - \frac{g}{y} - \frac{i}{y}$$