

日米における金融・財政政策ルールとマクロ経済の決定性 —DSGEモデルによる実証分析—*

古屋 雄大[†]

2026年1月31日

概要

長期にわたる低金利環境や大規模な財政出動を背景として、先進国における金融政策と財政政策の役割分担は大きく変化してきた。日本および米国の経済において、ある時期に金融・財政政策のどちらがマクロ経済を安定させる政策として機能してきたのか、また実際の金融・財政政策運営が均衡の決定性とどのように対応していたのかは必ずしも明らかでない。本稿は、金融政策と財政政策の相互作用が均衡の決定性を左右することを示したLeeper (1991) の枠組みを理論的基礎として、日本および米国におけるマクロ経済の均衡の決定性について分析を行う。分析には、金融政策ルールおよび財政政策ルールを組み込んだ動学的確率的一般均衡モデル(DSGEモデル)を用いて、日本および米国の年次データから金融・財政政策ルールを推定し、その組み合わせに基づいて均衡の決定性を検討した。また、政策運営の変化を反映させるため、分析期間を複数のサブサンプルに分割した。その結果、金融政策と財政政策の役割分担は国や時期によって異なっており、特に金融政策がティラー原則を満たさない局面においては、財政政策が均衡の決定性に重要な役割を果たす可能性が示唆された。本稿の意義は、金融政策ルールの推定に加えて財政政策ルールを同時に推定し、金融・財政政策の組み合わせという観点からマクロ経済の安定性を実証的に検討した点にある。

キーワード: DSGEモデル, 金融政策ルール, 財政政策ルール, 決定性, 物価水準の財政理論

JELコード: E63, E52, H63

*本稿は、2025年度卒業論文として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13期生より、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。しかしながら、本稿に誤りや、主張の一切の責任は筆者個人に帰するものである。

[†]慶應義塾大学経済学部4年、廣瀬康生研究会12期生

目次

| | |
|------------------------|-----------|
| 1 はじめに | 3 |
| 1.1 現状の財政・金融 | 3 |
| 1.2 Leeper(1991)について | 3 |
| 1.3 先行研究 | 4 |
| 1.4 What I do | 4 |
| 1.5 本稿の構成 | 5 |
| 2 モデル | 5 |
| 2.1 DSGEモデルの導出 | 5 |
| 2.1.1 家計 | 5 |
| 2.1.2 企業 | 6 |
| 2.1.3 中央銀行 | 7 |
| 2.1.4 財政当局 | 7 |
| 2.1.5 ショック | 7 |
| 2.1.6 対数線形近似 | 7 |
| 2.1.7 構造パラメータと定常状態の設定 | 8 |
| 2.2 DSGEモデルの解の決定性 | 8 |
| 2.3 金融・財政政策ルールと決定性の関係 | 9 |
| 3 金融・財政政策ルールの推定 | 10 |
| 3.1 データ | 10 |
| 3.2 金融・財政政策ルールの推定方法 | 12 |
| 4 日本の分析・結果 | 13 |
| 4.1 金融政策ルールの推定結果 | 13 |
| 4.2 財政政策ルールの推定結果 | 14 |
| 5 米国の分析・結果 | 15 |
| 5.1 金融政策ルールの推定結果 | 15 |
| 5.2 財政政策ルールの推定結果 | 16 |
| 6 結びに代えて | 16 |
| 参考文献 | 18 |
| データ出典 | 19 |

1 はじめに

1.1 現状の財政・金融

長期にわたる低金利環境や大規模な財政出動を背景として、先進国における財政政策および金融政策のあり方は大きな転換点を迎えていた。日本では、1980年代には政府債務残高の対GDP比はおむね50%前後で推移していたが、1990年代以降、景気後退に対応する形で財政出動が積極化し、現在では対GDP比で約250%にまで上昇している。金融政策についても、1990年以降、政策金利は不景気に伴い引き下げられ、一部の期間を除いて2020年代初頭にかけてゼロ金利政策が継続された。近年、2022年以降に2~3%程度のインフレ率が観測される中で、段階的な利上げが実施されてきた。一方、アメリカ合衆国（以降米国と呼ぶ）においても、1980年代以降、景気後退や金融危機に対応する形で財政赤字が拡大してきた。とりわけ、2008年の世界金融危機および2020年の新型コロナウイルス感染症拡大を受けて、大規模な財政出動が行われ、政府債務残高の対GDP比は上昇基調にある。金融政策に関しては、1980年代初頭のボルカー元FRB議長による強力な金融引き締め以降、インフレ抑制を重視する姿勢が維持されてきた。グリーンスパン元FRB議長以降の時期には、インフレの上昇率以上に政策金利を上昇させる、いわゆるティラー原則を概ね満たすとされる金融政策運営のもとでインフレ率は安定的に推移したが、2008年以降はゼロ金利制約のもとで非伝統的金融政策が導入されていた。このように、日本および米国はいずれも、積極的な財政政策および非伝統的な金融政策が実施された時期を経験してきた。しかしながら、金融政策と財政政策のいずれがマクロ経済を安定させる政策として機能してきたのか、また両政策の役割分担が時期によってどのように変化してきたのかについては、必ずしも明確ではない。とりわけ、金融政策がティラー原則を満たさない局面において、財政政策が均衡の決定性に果たす役割を実証的に検討することは、重要な研究課題である。

1.2 Leeper(1991)について

マクロ経済における均衡が一意でない、すなわち決定的ではない場合は経済のファンダメンタルズに基づかないショック（サンスポット・ショック）が発生し、サンスポット・ショックはモデルの中に含まれなかつた予期せぬ経済の不安定化要因となってしまう。経済の不安定化要因を取り除き、均衡が一意に決まるために、どのような政策ルールをとるべきかといった研究が盛んに行われてきた。Leeper (1991) は、金融政策と財政政策の相互関係がマクロ経済の均衡の安定性に果たす役割を分析し、金融政策のみでは経済が安定しない場合であっても、財政政策との適切な組み合わせによって均衡が安定的に決定され得ることを示した点で重要な貢献を行った。同論文は、物価水準や実質変数の決定が金融政策に一義的に委ねられるという従来の見方を相対化し、財政政策が果たし得る役割を理論的に明確化している。Leeper (1991) は、金融政策および財政政策を、それぞれ active (能動的) な政策と passive (受動的) な政策に分類する枠組みを提示した。金融政策については、中央銀行がインフレ率の上昇に対して政策金利を十分に引き上げる、すなわちティラー原則を満たす場合を active な金融政策と定義し、そうでない場合を passive な金融政策と定義した。一方、財政政策については、政府が債務残高の増加に対して基礎的財政収支を調整し、将来的な債務の安定化を図る場合を passive な財政政策と呼び、債務に対する十分な調整を行わない場合を active な財政政策と分類した。この枠組みの下では、金融政策と財政政策の組み合わせに応じて、マクロ経済の均衡が決定されるか否かが異なる。同論文によれば、経済が安定するためには、金融政策と財政政策のいずれか一方が経済を安定させる、すなわちインフレ率を安定させる政策として機能する必要がある。具体的には、次の二つの金融・財政政策の組み合わせにおいて均衡の決定性が確保される。第一に、active な金融政策と passive な財政政策が組み合わさる場合である。このケースは金融政策が経済を安定させる、金融支配的なマクロ経済である。この場合、中央銀行がインフレに対して強く反応することで物価水準が安定的に決定され、政府は将来の税収や基礎的財政収支の調整を通じて、与えられた物価水準の下で政府債務の実質価値を整合的に維持する役割を担う。ここでは、金融政策が政策金利を通じてインフレ率を安定させる政策として機能し、財政政策はそれに従属する形で均衡が

決定される。第二に、passiveな金融政策とactiveな財政政策が組み合わさる場合であり、これは財政政策が経済を安定させる、財政支配的なマクロ経済である。このケースでは、中央銀行はインフレに対して十分に反応せず、金融政策はインフレ率を調整する政策としての役割を果たさない。一方で、政府が債務の将来的な調整を行わないため、政府債務の実質価値が物価水準の上昇に伴い目減りする。この場合、物価水準はLeeper(1991)やSims(1994)、Woodford(1995)などで言及される、いわゆる物価水準の財政理論(Fiscal Theory of the Price Level)に基づく均衡が成立する。

1.3 先行研究

日本および米国における金融・財政政策と決定性の関係についてはすでに多くの先行研究が発表されている。米国の金融政策ルールの推定例としてClarida, Galí and Gertler (2000) やLubik and Schorfheide (2004)があり、両研究によればボルカー就任以前の期間では、インフレ率に対する政策金利の反応が相対的に弱く、ティラー原則を満たしていなかつた一方で、ボルカ一期からグリーンスパン期においては金融政策がティラー原則を満たす形で運営されていたことを示唆している。また、米国の財政政策ルールの推定例としてBohn (1998) があり、1916年-1995年の米国において基礎的財政収支が債務GDP比率に対して正に反応することを示し、財政政策が債務の拡大を抑制してきた可能性を指摘した。Bianchi and Ilut(2017)は、1950年代から2009年までの米国データを用いて、経済が財政支配的なマクロ経済、金融支配的なマクロ経済、「activeな金融政策かつactiveな財政政策が採用されるマクロ経済」との間で確率的に遷移するモデルを考察し、経済構造に関するパラメータと金融・財政政策ルールに係るパラメータを同時に推計している。同研究によると1970年代から1980年代前半までの高インフレ期については、Volcker議長の就任前は財政支配的なマクロ経済であり、同議長が就任した約2年後、財政当局がactiveな財政政策からpassiveな財政政策になることで金融支配的なマクロ経済になっており、その後のレジームをみると、推計期間中を通じて、金融政策が支配的となっていることを示している。日本の金融政策ルールについて、Hirose (2020)では1999年から2013年にかけて、定常状態がデフレの状態で日本銀行がゼロ金利政策を行っていた際は、金融政策がpassiveであることを認めた上で中規模DSGEモデルの推定を行っている。また、Doi, Hoshi and Okimoto(2011)では、1981年から2010年にかけての日本のデータを用いて金融政策ルールを推定し、1990年代以降、一部の期間を除き、activeな金融政策が成立していたことを示唆している。そして、片桐ほか(2024)では、金融政策が受動的に運営される場合には、政府債務と将来の基礎的財政収支との関係を通じて、財政政策が経済を安定させる政策として物価水準を規定しうるという物価水準の財政理論(FTPL)の基本的な枠組みが整理されている。

1.4 What I do

本稿では、Bianchi and Melosi (2014) の金融・財政政策を明示的に組み込んだ動学的確率的一般均衡モデル（以下、DSGEモデル）を参考にアレンジしたモデルを用いて、日本および米国のマクロ経済における均衡の決定性について分析を行う。DSGEモデルは、家計や企業といった経済主体が将来を見通して行動する *forward-looking* なモデルであり、ミクロ的基礎づけを有する点に特徴がある。このため、政策変更に対する構造的な反応を捉えることが可能であり、Lucas (1976)が指摘したルーカス批判を回避しつつ、理論と整合的な形で政策分析および推定を行うことができる。本稿では、DSGEモデルのうち、とりわけ金融政策ルールおよび財政政策ルールに着目し、それらを構成するパラメータの推定を通じて、日米両国における金融政策と財政政策の組み合わせが実際にマクロ経済均衡の決定性にどのような影響を及ぼしてきたのかを検討する。具体的には、日本については1991年から2024年まで、米国については1963年から2024年までの年次時系列データを用いて、金融政策ルールおよび財政政策ルールの推定を行う。本研究の分析から、日本および米国において、金融政策と財政政策の役割分担は時期によって異なっており、均衡の決定性を確保するメカニズムも一様ではないことが示唆された。特に、金融政策がティラー原則を満たさない局面において、財政政策が経済を安定させる政策として機能した可能性が示唆された。本研究の意義

は、先行研究で主に扱われてきた金融政策ルールの推定に加え、明示された財政政策ルールの推定を行い、金融・財政政策の組み合わせという観点からマクロ経済の安定性を実証的に検討した点と分析期間を複数のサブサンプルに分割して推定を行うことで、従来の全期間を通じた分析では捉えられなかった各レジームの金融・財政政策における決定性の差異を明らかにした点にある。

1.5 本稿の構成

以下、第2節では、本研究で用いる動学的確率的一般均衡モデル（DSGEモデル）を導出し、モデルの基本的な構造を示す。あわせて、DSGEモデルにおける均衡解の決定性について整理し、Blanchard-Kahn条件に基づく決定性の判定方法を説明する。さらに、決定性の概念と Leeper (1991) による金融・財政政策の枠組みとの関係について明らかにする。第3節では、実証分析に用いるデータおよび推定方法について説明する。具体的には、使用するマクロ経済データの概要を示した上で、財政政策ルールおよび金融政策ルールの推定方法を提示する。また、ゼロ金利制約やサンプル分割など、本研究における推定上の注意点についても述べる。第4節では、日本を対象として、金融政策ルールおよび財政政策ルールの推定結果を報告する。さらに、推定された政策ルールに基づき、日本のマクロ経済における均衡の決定性について判定を行い、その特徴を考察する。第5節では、米国を対象として同様の分析を行う。金融政策ルールおよび財政政策ルールの推定結果を示した上で、各期間における均衡の決定性を判定し、その特徴を考察する。最後に第6節では、本研究で得られた分析結果を要約するとともに、本研究の限界および今後の課題について述べる。

2 モデル

2.1 DSGEモデルの導出

本稿で扱うモデルは、日米のマクロ経済データを用いて財政政策および金融政策の反応ルールを推定し、マクロ経済の決定性を議論するため、Bianchi and Melosi(2014)の財政当局を明示的に扱うDSGEモデルの枠組みに沿って、一部変更を加えたものである。本稿のモデルは家計、企業、中央銀行、財政当局で構成される。以下、各経済主体の行動を説明する。

2.1.1 家計

家計各々は本来ならば家計ごとにインデックスを割り振られ記述される必要があるが、完備保険市場の仮定の下ではすべての家計は同質になるので、本稿では、初めからインデックスをつけないで記述することとする。家計は各期に消費 C_t することで効用を得て、労働 l_t を供給することで不効用が生じる。したがって、家計の効用関数は以下の通りである。

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \left(\frac{C_{t+j}^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{\chi l_{t+j}^{1+\eta}}{1+\eta} \right) \quad (1)$$

ここで、 $\beta \in (0, 1)$ は家計の主観的割引因子、 $\sigma > 0$ は相対的リスク回避度（異時点間代替の弾力性の逆数）、 $\eta > 0$ は労働供給の弾力性の逆数、 $\chi > 0$ は消費に対する労働の相対的な効用のウェイトを表す。次に家計の予算制約式を考える。家計の支出は、消費財の購入と金融機関への預金である。家計の収入は、労働から得られる賃金と預金の元本と利子、企業の利潤である。したがって、家計の予算制約式は以下の通りである。

$$C_{t+j} + \frac{B_{t+j}}{P_{t+j}} = W_{t+j} l_{t+j} + \frac{R_{t-1+j} B_{t-1+j}}{P_{t+j}} + T_{t+j} \quad (2)$$

ここで、 B_t は預金高、 T_t は企業から支払われる配当金、 W_t は実質賃金、 P_t は物価水準、 R_t は名目粗金利（預本金利）を表す。各家計は予算制約のもと、期待生涯効用を最大化する

ために、消費財の購入と預金、労働供給に関しては独占的競争のもとで賃金決定に対して交渉力を持ちながら最適な水準を決定する。(1)と(2)の式をもとにラグランジアンを考え、効用最大化の問題を解くと、一階の条件は

$$\Lambda_t = C_t^{-\sigma} \quad (3)$$

$$W_t = \frac{\chi l_t^\eta}{\Lambda_t} \quad (4)$$

$$\Lambda_t = \beta E_t[\Lambda_{t+1} \frac{R_t}{\pi_{t+1}}] \quad (5)$$

と導出される。 Λ_t はラグランジュ乗数、 π_t はインフレ率を表す。

2.1.2 企業

企業 $f \in [0, 1]$ は完全競争下の最終財生産企業と独占競争下の中間財生産企業の2種類に分類される。代表的な最終財生産企業は、企業 f によって作られる差別化された中間財 $Y_{f,t}$ を組み合わせて最終財 Y_t を生産する。その中で、最終財生産企業は以下の利潤最大化問題に直面している。

$$P_t Y_t - \int_0^1 P_{f,t} Y_{f,t} df \quad (6)$$

ここで、 $P_{f,t}$ は中間財 $Y_{f,t}$ の価格を表す。また、最終財生産企業は以下の技術のもとで中間財を組み合わせる。

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_{f,t}^{\frac{1}{1+\lambda^p}} df \right]^{1+\lambda^p} \quad (7)$$

ここで、 λ^p は価格マークアップ率を表す。(6)と(7)をもとにラグランジアンを考え、利潤最大化問題を解くと、一階の条件は

$$Y_{f,t} = \left(\frac{P_{f,t}}{P_t} \right)^{\frac{1+\lambda^p}{\lambda^p}} Y_t \quad (8)$$

となる。その一方で、中間財生産企業は費用を最小化するように $Y_{f,t}$ を生産する。すなわち、

$$Y_{f,t} = A_t l_{f,t} \quad (9)$$

と表される。ここで、 A_t は全要素生産性 (TFP) を表している。中間財生産企業は以下の費用最小化問題に直面する。

$$W_t l_{f,t} + mc_{f,t} (Y_{f,t} - A_t l_{f,t}) \quad (10)$$

$mc_{f,t}$ は限界費用でもあり、ラグランジュ乗数でもある。したがって、一階の条件は

$$mc_{f,t} = \frac{W_t}{A_t} \quad (11)$$

と導かれる。家計と同様に、企業でも完備保険市場が成立しているので、各企業は同質であり、

$$mc_t = \frac{W_t}{A_t} \quad (12)$$

と導かれる。

2.1.3 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)ルールをもとに、以下のように定める¹。

$$\tilde{R}_t = \phi_r \tilde{R}_{t-1} + (1 - \phi_r)[\phi_\pi \tilde{\pi}_t + \phi_y (\tilde{y}_t - z_t)] + r_t \quad (13)$$

ここで、 R_t 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、 r_t は政策金利ショックを表している。

2.1.4 財政当局

財政当局の本期の債務残高は前期の債務の利払い費から基礎的財政収支を引いた値以下である必要があるため、財政当局の予算制約式は以下の通りである。

$$B_t = B_{t-1} R_{t-1} - S_t \quad (14)$$

ここで、 B_t は債務残高、 S_t は基礎的財政収支を表している。(14)式の両辺を名目GDPで割ると次の式が得られる。

$$b_t = b_{t-1} \left(\frac{Y_t \pi_t}{Y_{t-1}} \right)^{-1} R_{t-1} - s_t \quad (15)$$

ここで $b_t = \frac{B_t}{P_t Y_t}$ と $s_t = \frac{S_t}{P_t Y_t}$ はそれぞれ債務残高と基礎的財政収支の対GDP比を表している。本稿では、財政当局は一括税を変化させる、もしくは補助金を支給することしかできないとしている。すなわち、財政当局による政府支出はないものとし、収入はネットの一括税と一致する($\tau_t = s_t$)。また、財政当局は基礎的財政収支を次のルールにしたがって変化させる。

$$(s_t - s) = \delta_b (b_{t-1} - b) + \delta_y (y_t - y_t^n) + x_t \quad (16)$$

ここで、 $y_t = \ln(Y_t)$ 、 $y_t^n = \ln(Y_t^n)$ 、 x_t は財政ショックを表している。本稿では、財政ショックが1単位増加するということは、財政が1単位、黒字に転じることを示している。 δ_b は基礎的財政収支が黒字になることの債務残高への反応を表すパラメータである。

2.1.5 ショック

各種ショックは以下の確率過程に従う。

$$k_t = \rho_k k_{t-1} + \epsilon_{k,t} \quad (17)$$

$$\epsilon_{k,t} \sim N(0, \sigma_k^2) \quad (18)$$

$\rho_k, k \in r, d, z, x$ はショックの自己回帰係数、 $\epsilon_{k,t} \sim i.i.d.(0, \sigma_k^2)$ 、 $k \in r, d, z, x$ はそれぞれ名目金利、需要、全要素生産性 (TFP)、財政ショックである。

2.1.6 対数線形近似

各方程式や均衡式を定常状態の条件を用いて、変数について対数線形近似を行う。対数線形近似された式は以下の通りである。ただし、 $\tilde{x}_t = \ln(\frac{x_t}{x})$ で定義され、定常状態からの乖離の割合を表している。

¹ここで、ゼロ金利制約は考慮しないものとする。

動学的IS曲線：

$$\tilde{y}_t = E_t(\tilde{y}_{t+1}) - (\tilde{R}_t - E_t(\tilde{\pi}_{t+1})) + (1 - \rho_d)d_t \quad (19)$$

ニューケインジアン・フィリップスカーブ：

$$\tilde{\pi}_t = \beta E_t(\tilde{\pi}_{t+1}) + \kappa(\tilde{y}_t - z_t) \quad (20)$$

財政当局の予算制約式：

$$\tilde{s}_t = \beta^{-1}\tilde{b}_{t-1} + b\beta^{-1}(\tilde{R}_{t-1} - \tilde{\pi}_t - \Delta\tilde{y}_t) - \tilde{s}_t \quad (21)$$

財政政策ルール：

$$\tilde{s}_t = \delta_b\tilde{b}_{t-1} + \delta_y(\tilde{y}_t - z_t) + x_t \quad (22)$$

金融政策ルール：

$$\tilde{R}_t = \phi_r\tilde{R}_{t-1} + (1 - \phi_r)[\phi_\pi\tilde{\pi}_t + \phi_y(\tilde{y}_t - z_t)] + r_t \quad (23)$$

2.1.7 構造パラメータと定常状態の設定

モデルの構造パラメータに関しては、主にBianchi and Melosi(2014)の値を参考にした。Bianchi and Melosi(2014)では、先行研究で用いられた標準的な構造パラメータの値を用いている。また、債務残高の定常状態 b については次節以降で述べるが、日米それぞれの債務残高のデータの平均をとったものとする²。

本稿で用いた構造パラメータの値は次のとおりである。ただし、 $\delta_b, \delta_y, \phi_r, \phi_\pi, \phi_y$ に関しては、次節以降で推定またはカリブレーションをする。

表 1: モデルのカリブレーション

| 構造パラメータ | 意味 | 値 |
|----------|------------------|---------------------|
| β | 主観的割引率 | 0.995 |
| κ | GDPギャップのインフレ率感応度 | 0.035 |
| b | 債務残高の定常状態 | 1.79 (日本) 0.45 (米国) |
| ρ_r | 金融政策ショックの持続性 | 0.75 |
| ρ_d | 需要ショックの持続性 | 0.90 |
| ρ_z | 技術ショックの持続性 | 0.90 |
| ρ_x | 財政ショックの持続性 | 0.90 |

2.2 DSGEモデルの解の決定性

ここで、DSGEモデルの合理的期待均衡解の決定性について説明する。本節で導出されたモデルは、Sims(2002)の方法に基づいて合理的期待均衡解を導出する³。本稿のモデルをSims(2002)の方法に従って行列表示をすると以下のようになる。

$$\Gamma_0 s_t = \Gamma_1 s_{t-1} + \Psi_0 \epsilon_t + \Pi_0 \eta_t \quad (24)$$

ここで、 $\Gamma_0, \Gamma_1, \Psi_0, \Pi_0$ は構造パラメータによって表示される係数行列であり、 s_t は内生変数ベクトル、 ϵ_t は外生ショックのベクトルを表している。 η_t は、 $\forall t$ について $E_t \eta_{t+1} = \mathbf{0}$ を

²本稿では、債務残高の定常状態は決定性に影響を与えないため、詳細な議論は省略する。

³合理的期待均衡解とは、合理的期待形成を仮定した下で、期待変数を含む諸変数を現在と過去の変数によって表現したものである

満たす予測誤差ベクトルである⁴。(24)式の合理的期待均衡解の存在と一意性はシステムの固有値構造に依存する。すなわち、「絶対値が1以上の固有値（発散する固有値）の数と予測誤差ベクトルの次数が等しい」という条件は、Blanchard-Kahn(1980)条件と呼ばれ、合理的期待均衡解の一意性を決める重要な条件である⁵。本稿では、Blanchard-kahn(1980)条件を満たす場合を決定的(Determinacy)、満たさない場合を非決定的(Indeterminacy)と定義する。

2.3 金融・財政政策ルールと決定性の関係

Leeper(1991)は、金融・財政政策をそれぞれactiveな政策とpassiveな政策の2つに分類した。金融政策は、中央銀行が政策金利をインフレ率以上に引き上げる場合をactiveな政策、そうでない場合をpassiveな政策とよぶ。財政政策は、債務残高に反応して基礎的財政収支を調整する場合をpassiveな政策、そうでない場合をactiveな政策とよぶ。以上をLeeper(1991)に基づいて数式にすると以下のようになる。

active(passive) な金融ルールは

$$\phi_\pi \geq 1 \quad (\phi_\pi < 1) \quad (25)$$

active(passive) な財政ルールは

$$|1 - \delta_b| \geq 1 \quad (|1 - \delta_b| < 1) \quad (26)$$

すなわち、

$$\delta_b \leq 0 \quad or \quad \delta_b \geq 2 \quad (0 < \delta_b < 2) \quad (27)$$

次に、金融・財政政策(ϕ_π, δ_b)の組み合わせによって本稿のモデルにおいて決定性がどう変化するかを図示する。以下の図1がそれを図示したものになる⁶。

⁴ 例えば、 $E_t(\tilde{y}_{t+1})$ の場合、 $\eta_t^y = \tilde{y}_t - E_{t-1}\tilde{y}_t$ と定義される η_t^y が η_t の要素として含まれることになる。

⁵ このより細かい説明については廣瀬(2012)を参照されたい。

⁶ ここでは、金融・財政政策ルールにおける $(\phi_y, \phi_r, \delta_y)$ は決定性に影響を与えないため、 (ϕ_y, δ_y) は両パラメータともに0.5で、 ϕ_r は0.8でカリブレーションした。

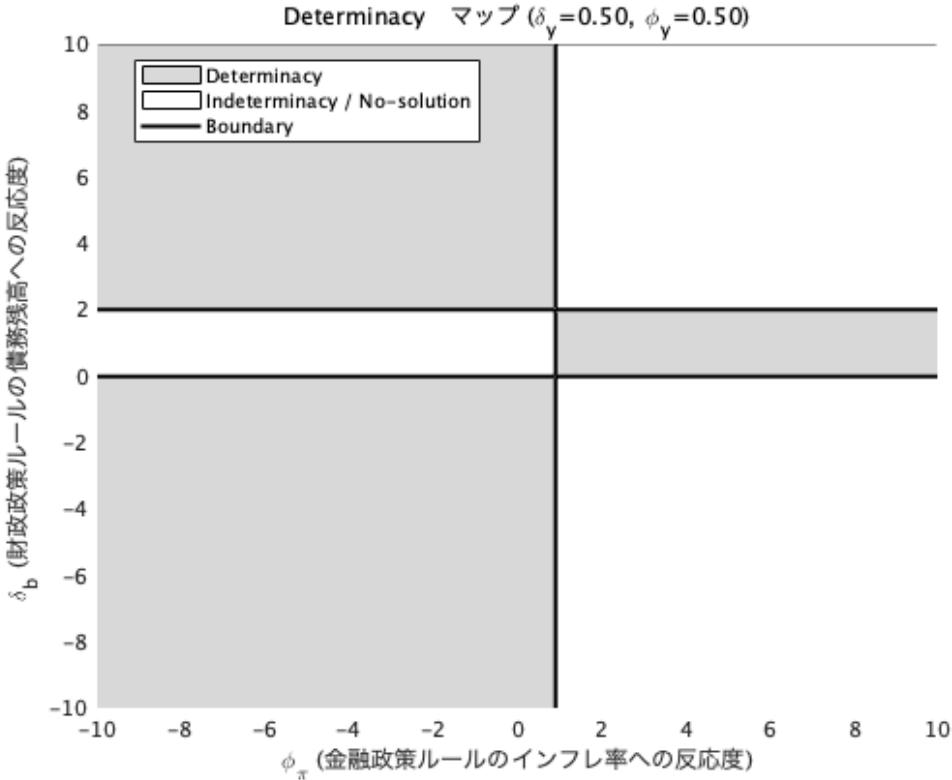


図 1: Determinacy マップ 縦軸が δ_b の値、横軸が ϕ_π の値。白がIndeterminacy、斜線部がDeterminacyを示す。

図1より、解がDeterminacyになる場合は、金融政策がactiveかつ財政政策がpassiveの場合（金融支配）または、金融政策がpassiveかつ財政政策がactiveの場合（財政支配）であることがわかる。これはLeeper(1991)との内容と整合性がとれていることを示唆する。次節以降で実際の経済データを用いた推定で、日米のマクロ経済の均衡が決定的か否かを分析する。

3 金融・財政政策ルールの推定

本稿では、日米のマクロ経済における均衡の決定性を金融・財政の両面から分析するため、実際の時系列データを用いて金融政策ルールおよび財政政策ルールのパラメータを推定する。本節では、推定に用いる政策ルールの式を示したうえで、使用データ（年次データでありサンプル数が少ない点に留意が必要である）の種類と出典を説明する。

3.1 データ

ここでは推定に用いるデータについて説明する。日米両国ともに(i)政策金利 \tilde{R}_t 、(ii)インフレ率 $\tilde{\pi}_t$ 、(iii)基礎的財政収支対GDP \tilde{s}_t 、(iv)債務残高対GDP比 \tilde{b}_t 、(v)GDPギャップ \tilde{y}_t の年次データを用いている。まず、日本のデータについて、本稿では1991年から2024年を対象として、次にデータの出典および加工について述べる。(i)は無担保コールレートのオーバーナイト物を日本銀行より取得した。(ii)は内閣府が公表する国民経済計算よりGDPデフレーターを取得し、対数化し1年前からの変化率に100を乗じたものを利用した。(iii)はIMFより取得した。(iv)は日本銀行より取得した政府債務残高をSNAより取得した季節調整済み実質GDPで除したものを利用した。(v)は日本銀行より取得した。以下、図2,3は(i) (v)の実際のデータのグラフである。

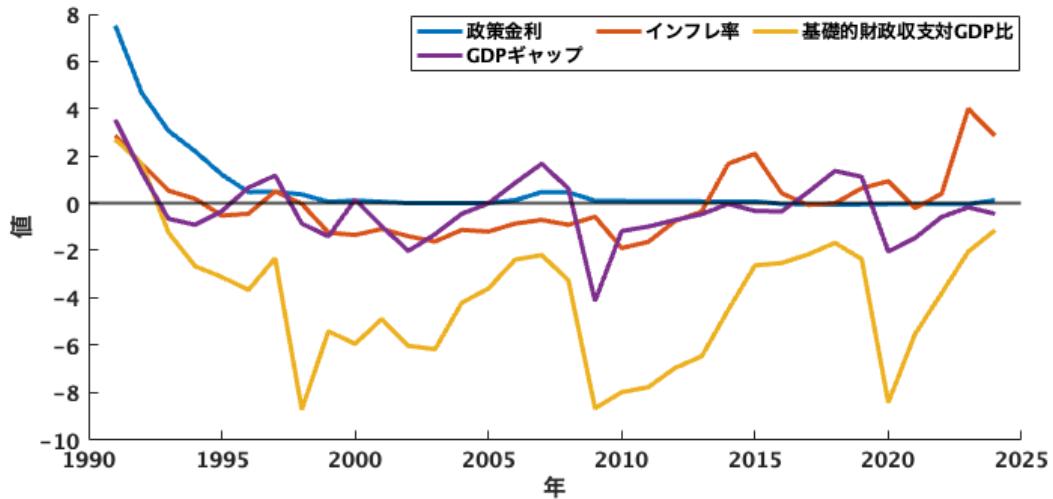


図 2: 日本の(i)政策金利 (ii)インフレ率 (iii)基礎的財政収支対GDP比および(v)GDPギャップ
出典：日本銀行, 内閣府, IMF

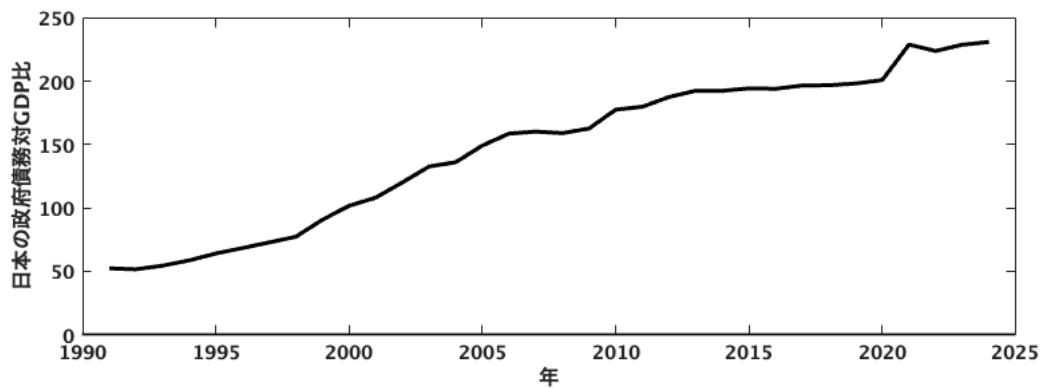


図 3: (iv) 日本の政府債務対GDP比 出典:日本銀行

次に、米国のデータについて、本稿では1963年から2024年まで日本のデータと同様に(i)(v)を取得した。(i)はFREDのFederal Funds Effective Rateより取得した。(ii)はFREDの名目GDPのImplicit Price DeflatorよりGDPデフレーターを取得し、日本のデータと同様の処理を施した。(iii)、(iv)、(v)はすべて議会予算局（CBO）から取得した。

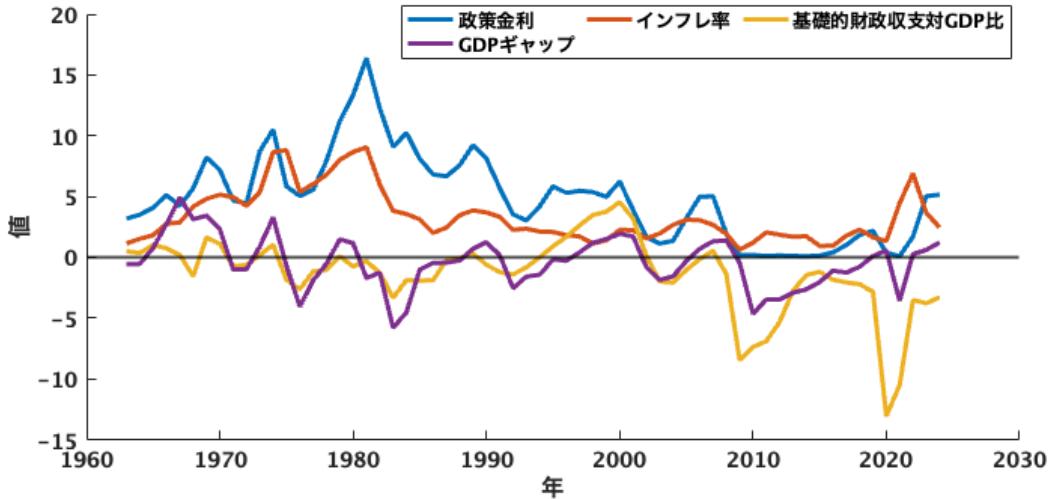


図 4: 米国の(i)政策金利 (ii)インフレ率 (iii)基礎的財政収支対GDP比 (v)GDPギャップ
出典: FRED, CBO

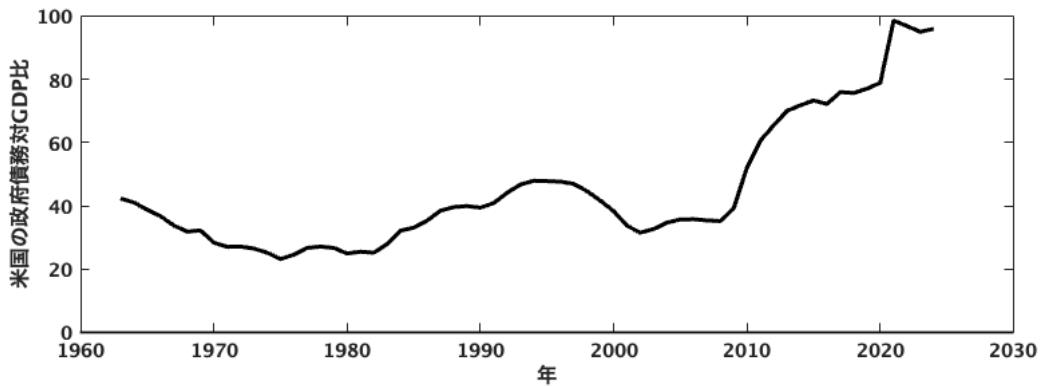


図 5: (iv) 米国の政府債務対GDP比 出典:CBO

3.2 金融・財政政策ルールの推定方法

次に、金融・財政政策ルールの推定方法について説明する。金融政策ルールの推定では、以下のように回帰式を定めて推定する。

$$\tilde{R}_t = \phi_r \tilde{R}_{t-1} + (1 - \phi_r)[\phi_\pi \tilde{\pi}_t + \phi_y \tilde{y}_t] + u_t \quad (28)$$

(28)において、政策金利、インフレ率、GDPギャップのデータを与え、 $\phi_r, (1 - \phi_r)\phi_\pi, (1 - \phi_r)\phi_y$ の値を推定する。この際、求める推定パラメータは ϕ_r, ϕ_π, ϕ_y であることから、本分析では回帰式を推定した結果から $(1 - \phi_r)$ を除することにより ϕ_π, ϕ_y を計算している。財政政策ルールの推定では、以下のように回帰式を定めて推定する。

$$\tilde{s}_t = \delta_b \tilde{b}_{t-1} + \delta_y \tilde{y}_t + u_t \quad (29)$$

(29)において、基礎的財政収支対GDP比、債務残高対GDP比、GDPギャップのデータを与え、 δ_b, δ_y の値を推定する。また、金融・財政政策ルールは両方、最小二乗法(OLS)によってパラメータを推定した。

日本の金融・財政政策ルールの推定では金融・財政政策の転換点を考慮し、データを(J1)1991年から1998年、(J2)1999年から2012年、(J3)2013年から2024年に分けてそれぞ

れ推定した。(J1)の時代はバブルが崩壊し、1990年代を通じて毎年10兆円規模の事業規模の景気対策が繰り返され、財政赤字も拡大した(小林,2024)(土居,2022)。また漸進的にではあるが、緩和基調が続いた(小林,2024)。(J2)の時代はゼロ金利期間に突入し、その間には「量的金融緩和政策」が2001年から始まり、2006-7年ごろに解除されたが世界金融危機を通じて0.1%に誘導され2013年まで維持された(小林,2024)。(J3)では2012年に成立した第二次安倍晋三内閣において、デフレからの脱却を目的とし、大胆な金融政策、機動的な財政政策、民間投資を喚起する「アベノミクス」を打ち出し、日本銀行が採った量的・質的金融緩和(通貨量のコントロール+ETFの買い入れ)とともに、補正予算で公共投資などを増額する拡張的な財政政策が講じられた(土居,2022)。また、2013年からの量的・質的金融緩和に続き、2016年1月にはマイナス金利付き量的・質的金融緩和、同年9月には長短金利操作付き量的・質的緩和政策が始まり(小林,2024)、潜在金利はマイナスとなった。

米国の金融・財政政策ルールの推定ではデータを(U1)1963年から1979年、(U2)1980年から1992年、(U3)1993年から2007年、(U4)2008年から2024年に分けてそれぞれ推定した。(U1)については1980年FRB議長に就任するボルカーの前の時代、(U2)はボルカーがFRB議長に就任し、高止まりするインフレに対して政策金利を引き上げることによって景気対策を行った時代である。(U3)はグリーンズパンが議長に就任し、景気の安定化を目指しインフレ率を一定になるよう政策金利を調節していた時代である。(U4)の時代は世界金融危機が起これ、米国において低金利政策が長く続き、2022年ごろ以降、コロナ禍明けで景気回復に伴いインフレ率が高まり、政策金利が上昇した。

4 日本の分析・結果

本節では、日本の経済データを用いて金融・財政政策ルールを推定した結果の解釈および考察をする。

4.1 金融政策ルールの推定結果

以下は、日本の金融政策ルールを推定した結果となる。

表 2: 金融政策ルールの推定結果

| 時代 | ϕ_r | $(1 - \phi_r)\phi_\pi$ | $(1 - \phi_r)\phi_y$ | 調整済み R^2 | ϕ_π | ϕ_y |
|-------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------|------------|-----------|
| (J1) 1991~1998 | 0.4932* (0.1792) | 0.9268 (0.6442) | 0.0853 (0.3237) | 0.9232 | 1.8287 | 0.1683 |
| (J2) 1999~2012 | 0.6291*** (0.1627) | 0.0408 (0.0667) | 0.0838*** (0.0180) | 0.7125 | 0.1100 | 0.2258*** |
| (J3) 2013~2024 | 0.6232* (0.2810) | 0.0173 (0.0118) | -0.0089 (0.0168) | 0.2894 | 0.0460 | -0.0240 |

(注) 括弧内は標準誤差。***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表2は、日本における金融政策ルールを、金融・財政政策の転換点を考慮して三つの期間に分けて推定した結果を示している。各期間の推定結果から、金融政策の反応構造が時代とともに大きく変化してきたことが確認できる。まず(J1)1991~1998年においては、金利スムージング係数 ϕ_r が有意に正であり、金融政策が過去の政策金利に依存していたことが示唆される。同時に、インフレに対する反応係数 ϕ_π は1を大きく上回る値をとっているが、統計的に有意ではないため、ティラー原則を満たすとは結論づけられない。この期間はバブル崩壊後の景気後退期にあたり、毎年大規模な財政出動が繰り返され、財政赤字が拡大する中で、金融政策は漸進的な緩和を通じて景気下支えを行っていた時期である。次に(J2)1999~2012年では、 ϕ_r が引き続き有意である一方、インフレ反応係数 ϕ_π は低下し、1を大きく下回っている上、有意ではなかった。この結果は、ゼロ金利制約下において、名目金利を

通じたインフレ安定化機能が弱まっていたと解釈できる。またこの期間には、量的金融緩和政策やその解除、さらには世界金融危機後の再緩和といった非伝統的金融政策が実施されており、推定結果はそうした政策環境を反映していると解釈できる。そして、Hirose(2020)の研究でpassiveと仮定していた時期とも一致する。最後に (J3) 2013–2024 年では、 ϕ_π の推定値は小さく、統計的に有意ではない。これは、量的・質的金融緩和や長短金利操作といった非伝統的金融政策が実施されていた時期であり、ゼロ金利制約のもと、テイラー原則は満たされず、極めてpassiveな政策であったことを示している。

4.2 財政政策ルールの推定結果

以下は、日本の財政政策ルールを推定した結果と日本のマクロ均衡の決定性の結果となる。

表 3: 財政政策ルールの推定結果

| 時代 | δ_b | δ_y | 調整済み R^2 | ϕ_π | 決定性 |
|-------------------|------------------------|-----------------------|------------|------------|---------------|
| (J1) 1991~1998 | -0.2476*** (0.0455) | 1.0694** (0.2915) | 0.9031 | 1.8287 | Determinacy |
| (J2) 1999~2012 | -0.0160 (0.0112) | 1.2086*** (0.2415) | 0.6505 | 0.1100 | Determinacy |
| (J3) 2013~2024 | 0.0618** (0.0263) | 2.0458*** (0.4477) | 0.6403 | 0.0460 | Indeterminacy |

(注) 括弧内は標準誤差。***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表3は、日本における財政政策ルールの推定結果と、それらを金融政策ルールの推定結果と組み合わせて評価したマクロ均衡の決定性を示している。前節と同様に、金融・財政政策の転換点を考慮し、期間を三つに分けて推定を行っている。

まず (J1) 1991–1998 年では、債務残高に対する反応係数 δ_b が有意に負となっている。この結果は、バブル崩壊後の景気後退期において、債務残高の増加に対して財政収支が十分に引き締められておらず、財政政策がactiveに運営されていたことを示唆している。この期間の金融政策では、インフレ反応係数 ϕ_π が1を上回っているが、統計的に有意ではないためpassiveな金融政策と判定され、両政策の組み合わせは財政支配的に均衡の決定性を満たしている。次に (J2) 1999–2012 年では、 δ_b は統計的に有意ではなく、債務水準に対する体系的な財政引き締め反応は確認されない。この期間の金融政策では、インフレ反応係数 ϕ_π が1を大きく下回っており、名目金利を通じたインフレ安定化機能は弱まっていた。したがって推定された金融・財政政策ルールの組み合わせの下では、均衡は財政支配的に決定的であると判定される。最後に (J3) 2013–2024 年では、 δ_b が有意に正となっており、政府債務の増加に対して財政収支が引き締め方向に反応していたことが示唆される。この結果は、(J3) において財政政策がpassiveと推定されたことを示唆している。しかし、この時期行われていたアベノミクス期の拡張的財政運営とは直感に反する結果となっている。これは、政府債務が極めて高水準にある下で、財政規律や市場の信認を維持する必要性が高まっていた上、消費税増税や基礎的財政収支の黒字化への言及もあったことから、短期的には機動的な財政出動が実施されつつも、中期的には債務に対する体系的な反応は抑制的であったと解釈できる。一方で、この期間の金融政策では、インフレ反応係数 ϕ_π が極めて小さく、非伝統的金融政策の下で短期金利ルールによるインフレ制御が機能していなかったことが示唆される。その結果、金融政策と財政政策の組み合わせは共にpassiveであり、均衡の非決定性 (Indeterminacy) をもたらすと判定された。

以上の結果から、日本の財政政策ルールは、(J1) では債務に対する調整が弱く、(J2) では景気安定化を主眼とした運営が続き、(J3) では債務安定化を重視する方向へと変化してきたことが確認できる。また、これらの財政政策の変化と金融政策ルールの推定結果を組み合わせることで、日本のマクロ均衡の決定性が時期によって異なることが明らかとなった。と

りわけ、金融政策がティラー原則を満たさないと判定された期間では、(J3)期を除き財政政策が経済を安定させる政策として機能した。この点は、(J1)(J3)期の日本経済において財政政策の役割が均衡の決定性に与える影響を考察する上で重要な示唆を与える。

5 米国の分析・結果

本節では、米国の経済データを用いて金融・財政政策ルールを推定した結果の解釈および考察をする。

5.1 金融政策ルールの推定結果

以下は、米国の金融政策ルールを推定した結果となる。

表4: 金融政策ルールの推定結果

| 時代 | ϕ_r | $(1 - \phi_r)\phi_\pi$ | $(1 - \phi_r)\phi_y$ | 調整済み R^2 | ϕ_π | ϕ_y |
|-------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------|------------|-----------|
| (U1) 1963~1979 | 0.0660 (0.3313) | 0.9525*** (0.2690) | 0.5192* (0.1834) | 0.6972 | 0.9525*** | 0.5192* |
| (U2) 1980~1992 | 0.7587*** (0.1895) | 0.8523*** (0.1842) | 0.6898** (0.2197) | 0.9214 | 3.5321*** | 2.8587** |
| (U3) 1993~2007 | 0.5870*** (0.1863) | 0.4580 (0.5006) | 0.7036*** (0.2055) | 0.7254 | 1.1090 | 1.7036*** |
| (U4) 2008~2024 | 0.4500** (0.1650) | 0.0299 (0.1986) | 0.5007** (0.1691) | 0.6647 | 0.0544 | 0.9104** |

(注) 括弧内は標準誤差。***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表4は、米国における金融政策ルールの推定結果を、金融政策運営の大きな転換点を考慮して四つの期間に分けて示している。各期間の推定結果から、米国の金融政策がインフレ安定化に対して果たしてきた役割が時代ごとに大きく異なっていることが確認できる。

まず(U1)1963~1979年では、金利スムージング係数 ϕ_r は小さく、統計的に有意とは認められなかった。一方、インフレに対する反応係数 ϕ_π は0.9525で、1を有意に下回りティラー原則を満たさない結果となった。実際この時期は、高インフレ期であり、金融当局がインフレに対して有効な政策がとれていなかった可能性があると解釈できる。Clarida, Galí and Gertler (2000) やLubik and Schorfheide (2004)においてもこの時期にティラー原則は成立していないかったことを示唆している。次に(U2)1980~1992年では、 ϕ_r が有意に正で、金融政策に金利スムージングが存在していたことが確認された。同時に、インフレ反応係数 ϕ_π は大きく1を上回っており、金融政策がインフレ安定化を目標として運営されていたことが示唆された。Clarida, Galí and Gertler (2000) やLubik and Schorfheide (2004)も同様にこの時期にティラー原則は成立していたことを示唆している。これは、ボルカー議長の下で高インフレを抑制するために大幅な利上げが実施された政策運営と整合的であり、米国における金融政策の信認が回復した時期として位置づけられる。続く(U3)1993~2007年では、 ϕ_r は引き続き有意である一方、インフレ反応係数 ϕ_π は1前後の値にとどまっているが、統計的に有意ではなかった。この期間にはグリーンズパン議長をはじめとし、景気の安定化を目標にインフレ率が一定になるよう金利調節が行われていた。最後に(U4)2008~2024年では、 ϕ_r は有意であるものの、インフレ反応係数 ϕ_π は小さく、統計的にも有意ではない。この結果は、世界金融危機以降の低金利政策や量的緩和政策の下で、金融政策ルールが十分に機能していないことを示唆している。

以上の結果から、米国の金融政策ルールは、(U1)期はティラー原則をわずかに満たさない金融政策、(U2)期は強力なインフレ安定化政策、(U3)期は安定的なインフレ管理、そして(U4)の非伝統的政策を伴う制約下の金融政策へと推移してきたことが確認でき

る。(U1)-(U3)の結果は、(U3)の結果を除き、Clarida, Galí and Gertler (2000)やLubik and Schorfheide (2004)の結果と整合的であった。

5.2 財政政策ルールの推定結果

以下は、米国の財政政策ルールを推定した結果と米国のマクロ均衡の決定性の結果となる。

表 5: 財政政策ルールの推定結果

| 時代 | δ_b | δ_y | 調整済み R^2 | ϕ_π | 決定性 |
|-------------------|----------------------|-----------------------|------------|------------|---------------|
| (U1) 1963~1979 | 0.0768 (0.0499) | 0.1267 (0.1299) | 0.1952 | 0.9525*** | Determinacy |
| (U2) 1980~1992 | -0.0075 (0.0459) | 0.3042* (0.1541) | 0.2112 | 3.5321*** | Indeterminacy |
| (U3) 1993~2007 | 0.0561 (0.0796) | 0.9184** (0.3941) | 0.2619 | 1.1090 | Determinacy |
| (U4) 2008~2024 | -0.1107* (0.0522) | 1.5724*** (0.5080) | 0.3216 | 0.0544 | Determinacy |

(注) 括弧内は標準誤差。***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表5は、米国における財政政策ルールの推定結果と、金融政策ルールの推定結果を組み合わせて評価したマクロ均衡の決定性を示している。金融政策運営の大きな転換点を踏まえ、期間を四つに分けて推定を行っている。

まず(U1) 1963–1979 年では、政府債務に対する反応係数 δ_b は正で債務水準に対する体系的な財政調整は数値上確認されたものの、統計的に有意ではなく、activeな財政政策という判定となった。この期間の金融政策ではインフレ反応係数 ϕ_π が 1 を下回っており、政策の組み合わせとしては財政支配的に均衡の決定性が満たされる結果となった。次に(U2) 1980–1992 年では、 δ_b はほぼゼロに近く、財政政策が債務水準に対して中立的に運営されていったことが示唆される。一方で、 δ_y は正で弱く有意であり、景気変動に対して一定の安定化機能を果たしていた可能性がある。しかし、この期間の金融政策ではインフレ反応係数 ϕ_π が大きく 1 を上回っているにもかかわらず、推定された政策ルールの組み合わせの下では、均衡は非決定的(Indeterminacy)と判定されている。続く(U3) 1993–2007 年では、 δ_b は正であるが有意ではなく、財政政策は引き続き債務安定化よりも景気対応を重視していたと解釈できる。一方、インフレ反応係数 ϕ_π は 1 前後の値にとどまっているが、統計的に有意ではなかったため、結果として、財政支配的にマクロ経済の均衡が決定的となった。最後に(U4) 2008–2024 年では、政府債務に対する反応係数 δ_b が有意に負となっており、債務残高の増加に対して基礎的財政収支が悪化する方向に反応していたことが示唆される。この期間は、世界金融危機以降の景気後退局面のため、積極的な財政政策が取られていたと解釈できる。この期間の金融政策ではインフレ反応係数 ϕ_π が極めて小さいため、金融政策の代わりに財政政策が経済の安定を担っていた財政支配的なマクロ経済であることが示唆され得た。

以上の結果から、米国の財政政策ルールは、全期間を通じて債務に対する反応は限定的であり、金融政策と組み合わせた場合、(U1)期、(U2)期、(U4)期においては財政支配的なマクロ経済均衡が成立し、(U3)期においては金融・財政政策は共にactiveで均衡が非決定的であった。これはBianchi and Ilut(2017)が示唆している金融支配的なマクロ経済とは異なる結果となった。

6 結びに代えて

本稿では、日本および米国におけるマクロ経済均衡の決定性について金融・財政政策ルールのパラメータ推定に基づいて分析した。日米の金融・財政政策ルールを推定した

結果、多くの期間において低金利環境でティラー原則が満たされなかった一方、財政政策がactiveになることによって財政支配的なマクロ経済均衡が決定的になる場面があったことが示唆された。本稿の主たる貢献は次の2点である。第1に、日本および米国を対象として、金融政策ルールと財政政策ルールを細かい期間に分割しながら同時に推定し、それらの組み合わせがマクロ均衡の決定性にどのような影響を与えてきたのかを、実証分析によって示した点にある。既存研究では、金融政策ルールに焦点を当てた分析が多く、金融・財政両者を明示的に組み合わせた上で、実際のデータに基づき均衡の決定性を評価する研究は必ずしも多くなかった。本稿は、Leeper (1991) の理論的枠組みに基づき、推定された政策ルールを用いて決定性・非決定性を判定することで、理論と実証を直接結びつける分析を行っている。第2に、金融政策および財政政策が転換点を迎える中、ティラー原則が満たされない一方で財政政策を組み合わせることで決定性を満たす可能性が確認できた点である。これは、物価水準の財政理論に基づいて実際の経済が安定していた可能性を示唆する。一方で本稿にはいくつかの課題が残されている。本稿は金融・財政政策ルールとマクロ均衡の決定性との関係について一定の実証的知見を提供する一方で、政策ルールの非線形性、非伝統的政策手段の明示的な導入、データサンプルの充実化といった点において課題を残している。また、本稿はあくまで物価水準の財政理論に基づいて実際の経済が安定していた可能性を示唆するのであって、実際に成立していたかどうかは、FTPLを明示的に取り入れたモデルによる直接的な検証が必須である。これらの課題に取り組むことは、金融政策が制約を受ける現代の経済環境において、財政政策の役割をより深く理解する上で、今後の重要な研究方向であると考えられる。

参考文献

- [1] 飯田泰之. (2023). “『財政・金融政策の転換点－日本経済の再生プラン』.” 中公新書.
- [2] 片桐満・王悠介・小川泰堯・須藤直・砂川武貴. (2024). “『金融政策と財政政策との相互作用について——グローバル金融危機以降のマクロ経済学の展開——』.” 日本銀行金融研究所ディスカッション・ペーパー, No. 2024-J-11.
- [3] 小林慶一郎. (2024). “『日本の経済政策－「失われた30年」をいかに克服するか』.” 中公新書.
- [4] 斎藤誠. (2023). “『財政規律とマクロ経済－規律の棚上げと遵守の対立をこえて』.” 名古屋大学出版会.
- [5] 土居丈朗. (2022). “『入門 | 財政学 第2版』.” 日本評論社.
- [6] 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.
- [7] Bianchi, Francesco, and Leonardo Melosi. (2014). “Escaping the Great Recession.” *Working Paper Series*, WP-2014-17, Federal Reserve Bank of Chicago.
- [8] Bianchi, Francesco, and Cosmin Ilut. (2017). “Monetary/Fiscal policy mix and agents' beliefs.” *Review of Economic Dynamics*, Volume 26, 113-139
- [9] Blanchard, Olivier J., and Charles M. Kahn. (1980). “The solution of linear difference models under rational expectations.” *Econometrica*, Vol. 48, No.5, 1305-1312.
- [10] Doi, Takeo Hoshi, and Tatsuyoshi Okimoto. (2011). “Japanese Government Debt and Sustainability of Fiscal Policy.” *Journal of the Japanese and International Economies*, 25(4), 414-433
- [11] Henning Bohn. (1998). “The Behavior of U.S. Public Debt and Deficits.” *The Quarterly Journal of Economics*, 113(3), 949-963.
- [12] Hirose Yasuo. (2020). “An Estimated DSGE Model with a Deflation Steady State.” *Macroeconomic Dynamics*, 24(5), 1151-1185
- [13] Leeper, E. M.. (1991). “Equilibria under ‘active’ and ‘passive’ monetary and fiscal policies.” *Journal of Monetary Economics*, 27(1), 129–147.
- [14] Lubik, Thomas, A., and Frank Schorfheide. (2004). “Testing for Indeterminacy: An Application to U.S. Monetary Policy.” *American Economic Review*, 94(1), 190-217.
- [15] Richard Clarida, Jordi Galí and Mark Gertler. (2000). “Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory.” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 115, No.1(Feb., 2000), pp. 147-180.
- [16] Sims Christopher. (1994). “A Simple Model for Study of the Determination of the Price Level and the Interaction of Monetary and Fiscal Policy.” *Economic Theory*, 4, 381-399.
- [17] Sims Christopher. (2002). “Solving Linear Rational Expectations Models.” *Computational Economics*, 20(1-2), pp. 1-20.
- [18] Taylor John B. (1993). “Discretion Versus policy Rules in Practice.” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, pp. 195-214.

[19] Woodford, Michael. (1995). "Price Level Determinacy without Control of a Monetary Aggregate." *NBER Working Paper*, No. 5204

データ出典

- 【1】 日本銀行「無担保コールレート」, 2026年1月.
- 【2】 内閣府「国民経済計算」, 2026年1月.
- 【3】 IMF「World Economic Outlooks (WEO)」, 2026年1月.
- 【4】 日本銀行「政府債務」, 2026年1月.
- 【5】 日本銀行「需給ギャップ」, 2026年1月.
- 【6】 FRED「Federal Funds Effective Rate」, 2026年1月.
- 【7】 FRED「Implicit Price Deflator」, 2026年1月.
- 【8】 CBO「Historical-Budget-Data」, 2026年1月.