

2025 年度卒業論文

実質賃金の構造的決定要因
—2 労働タイプ・2 部門 RBC モデルを用いた分析—

柴田俊亮

2026 年 1 月 28 日

実質賃金の構造的決定要因

—2 労働タイプ・2 部門 RBC モデルを用いた分析—*

柴田俊亮 †

2026 年 1 月 28 日

概要

新型コロナウイルス感染症の流行時期を境に、我が国は約 30 年間に及ぶ物価停滞を脱し、名目賃金も上昇が見られている。こうした状況を受けて物価と賃金の上昇に伴う景気好循環が期待される一方、名目賃金の伸びはインフレ率と比して弱く、実質賃金はむしろ伸び悩む状態にある。本稿ではこうした賃金の決定メカニズムについて、フルタイムおよびパートタイム 2 種類の労働タイプと、製造業および非製造業 2 つの産業部門を組み込んだ実物的景気循環モデルを用いて分析を行った。具体的には、まずパラメータを推計し、その後インパルス応答分析から、需要ショックである非製造業の投資特殊ショックが経済全体の実質賃金率低下に寄与することを示した。これは、非製造業で相対的に安価になった資本が労働を代替し、同時に製造業へ労働供給が集中的に移動することで、両部門において実質賃金率が押し下げられるためである。最後に集計実質賃金率のヒストリカル分解を行い、2020 年以降に発生した正の非製造業投資特殊ショックが上述のプロセスを通じて集計実質賃金率下押しの主因となっていることを示した。こうしたショックの推移は、同時期における非製造業の人手不足感や設備投資動向に関する実際のデータと一定の整合性を有するものである。

Keywords: 実質賃金、2 部門 RBC モデル、ベイズ推計

JEL Classification: C11, E24, E32, J31

* 本稿は 2025 年度卒業論文のために作成したものである。本稿の作成にあたっては、指導教官の廣瀬康生氏（慶應義塾大学）と廣瀬康生研究会 12 期生ならびに 13 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数多く頂戴し、また片山宗親氏（早稲田大学）からはコード提供を受けた。ここに記して感謝の意を表したい。なお当然のこととして、本稿にあり得る誤り、主張の一切の責任は筆者個人に帰するものである。

† 慶應義塾大学廣瀬康生研究会 12 期生

目次

1	はじめに	2
2	モデル	4
2.1	家計	4
2.2	企業	5
2.3	労働市場および財市場の均衡条件	6
2.4	対数線形近似	6
3	パラメータ推計	7
3.1	推計アルゴリズム	7
3.2	推計用データおよび観測方程式	8
3.3	事前分布の設定	9
4	推計結果	10
4.1	事後分布	11
4.2	分散分解	13
4.3	インパルス応答分析	13
4.4	ヒストリカル分解	14
5	結論	16
	参考文献	18
	Appendix-1 対数線形近似式	20
	Appendix-2 図	23

1 はじめに

新型コロナウイルス感染症の流行を境に、円安や世界的なサプライチェーンの混乱を背景とし国内ではインフレが引き起こされた。我が国では30年近く続いてきた物価の停滞を脱し、同時に名目賃金の上昇も見られている。中央銀行が持続的・安定的な2%の物価上昇を掲げるにあたり、物価と賃金のスペイライアル的な上昇に着目するなど、賃金は企業生産や個人消費ならびに労働需給と密接に関連したテーマである。こうした賃金と物価による景気の好循環が期待される一方で、足元のインフレ率に比して名目賃金の上昇は弱く、実質賃金は伸び悩みが続いている。

本稿では、こうした賃金の決定メカニズムについて、経済理論に基づいたマクロモデル、とりわけ2種類の労働者と2つの産業部門を盛り込んだモデルを用いて分析する。標準的なマクロモデルの枠組みでも賃金について議論することは可能であるが、それらの多くは単一の労働者タイプと産業部門を仮定する。本稿で扱うようなモデルを用いることで、労働市場において重要な以下2つの論点を反映させながら賃金の決定要因を議論することができる。

1つ目の論点は、フルタイム労働者とパートタイム労働者の異質性である。日本ではフルタイム労働者の終身雇用を前提とした雇用慣行が浸透しており、パートタイム労働者は比較的安い賃金と労使間での立場の弱さを理由に”景気の調整弁”として雇用されてきた。そのため、2タイプの労働者を区別することで、両者間に異なる賃金決定メカニズムが存在するという「労働市場の二部構造」を考慮した、現実に即した議論が可能となる。例えばDate et al.(2024)ではミクロデータを用いながら、両者の異質性を踏まえてフルタイム労働者に限った賃金決定要因が分析されている。もっとも、労働者間のスキルの差異が賃金を説明するという指摘もある。Krusell et al.(2000)やPourpourides(2011)は、高スキル労働者と低スキル労働者の間で「資本とスキルの補完性(Capital-Skill Complimentarity)」が異なるという理論を組み込んだ上で、労働者のスキル差と賃金差の関連(いわゆる「スキル・プレミアム」)に踏み込んだ分析を行っている。また、Acemoglu and Restrepo(2018)はスキルが異なる労働者の存在を念頭に、賃金と比較した資本の相対価格が低下すれば、設備投資に伴うオートメーション化が促進され、それが低スキル労働者の雇用を奪い高スキル労働者との賃金格差を拡大させるシナリオを指摘している。こうした観点は賃金の分析において多くの示唆を与えるものであり、スキルの差異をフルタイム労働者とパートタイム労働者にも認めることで、より現実を反映した議論が促される。また、スキルとは異なる観点として、特に日本において人口減少による働き手不足の影響が注目されるが、女性や高齢者がパートタイム労働者として積極的に労働市場に進出することで労働供給を下支えしている点は、他の先進国と比較して特徴的な点である。このように2タイプの労働者を考慮することで、スキルとの補完性や日本特有の労働市場環境を落とし込んだ、より精緻な賃金メカニズムの解明が可能となる。

2つ目の論点は、産業間、とりわけ製造業と非製造業の異質性である。両者は産業として異なる性質を有し、労働市場に関する特徴も非対称的である。両産業部門を比較すると、製造業は非製造業と比較して国際貿易など对外取引のウェイトが大きい。そのため、米国関税をはじめ様々な政治的・地政学的な不確実性にさらされており、生産面に固有の変動要因を持つ。賃金動向に目を向けると、我が国では製造業大企業の春闘が他産業の賃金水準に影響を与えることが知られている。例えば大久保ほか(2023)で

は理論モデルを用いたインパルス応答分析によって製造業から産業全体への賃上げ波及効果が大きいことが示されている。また雇用に着目すると、非製造業は製造業と比較し、総労働供給に占めるパートタイム労働者の割合が高く、またその割合が継続的に増加しているという特徴がある。このように、両産業は生産・賃金・そして雇用面いずれにおいても特有の性質を内在していると考えられる。

こうした異質性を有する2種類の労働者タイプ・産業部門を考慮し、それらの相互連関にまで踏み込んだ議論を目的に、本稿では近年の日本の実質賃金決定要因について、Hara, Katayama and Kato(2014)のモデルを用いて分析する。このモデルは、Kydland and Prescott(1982)で定式化された実物的景気循環モデル (Real Business Cycle model: 以下、RBC モデル) に、Griliches(1969)で提唱された資本とスキルの補完性を組み込み、また高スキル・低スキルの労働者と製造業・非製造業の区別を導入するよう改良したものである。なお分析に際しては、Hara, Katayama and Kato(2014)と同様に高スキル労働者をフルタイム労働者、低スキル労働者をパートタイム労働者と解釈してモデルを扱った。

本稿では、我が国の実質賃金決定メカニズムを議論するため、Hara, Katayama and Kato(2014)のモデルについて先行研究と同様の手法で7の時系列データを用いてパラメータの再推計を行った。これは、先述の先行研究の推計期間が1975年第1四半期から1995年第4四半期であり、近年の賃金動向を分析するため新規にパラメータ推計を行う必要があったためである。本稿では1995年第1四半期から2025年第2四半期の観測データを用いて再推計を行った。次に、推計されたパラメータをもとに分散分解とインパルス応答分析を行い、モデル内でショックが経済に与える影響を整理する。最後に、モデルの内生変数として求まる集計実質賃金率のヒストリカル分解を示し、その構造的な決定要因について示す。

結果を先取りすると、パラメータ推計の結果からは、Hara, Katayama and Kato(2014)の推計期間と比較し全体として資本と労働の代替性が高まった一方で、非製造業の資本とフルタイム労働のみ補完的な方向へ変化したことが明らかとなった。またインパルス応答分析からは、投資需要ショックである非製造業投資特殊ショックが経済全体の賃金に対する下押し要因となることが示された。これは、非製造業部門において、資本量増加に伴って相対的に低価格化した資本が労働を代替することで実質賃金率が押し下げられ、また労働供給が製造業へ集中的に再分配されることで製造業部門においても実質賃金率が低下するためである。最後に集計実質賃金率のヒストリカル分解からは、2020年以降に非製造業投資特殊ショックが正のショックとして発生する傾向へと転換し、それが上記経路を通じて実質賃金率下押しの主因へ転じたことが示された。この投資需要ショックは非製造業部門の人手不足を受けた活発な省力化投資を反映していると考えられ、統計が示す設備投資額の推移や人手不足感とも整合的である。本稿のように2労働タイプと2産業部門の相互波及を組み込んだ経済モデルを用いて我が国の賃金決定メカニズムを議論した研究は筆者の知る限りでは存在せず、非製造業投資特殊ショックが近年の実質賃金伸び悩みの要因であると提示した点は、既存の分析と異なる新規性であろう。

本稿の構成は以下の通りである。2節では分析に用いるモデルについて、3節ではパラメータ推計の方法を記述する。4節でその推計結果を整理し、実質賃金の決定要因について分析を行う。5節は結語である。

2 モデル

この節では、Hara, Katayama and Kato(2014) のモデルについて記述する。このモデルは、Kydland and Prescott(1982) で提唱された RBC モデルに、Griliches(1969) で提唱された資本と労働者スキルの補完性を組み込み、また高スキル・低スキルの労働者と製造業・非製造業の区別を導入するよう改良したものである。

モデル内の経済は、無限期間生きる代表的家計と、製造業（部門 m ）および非製造業（部門 n ）の 2 部門から構成される。また家計はフルタイム労働とパートタイム労働¹の 2 種類の労働を供給する。製造業が産出する財は消費および投資に用いられ、非製造業が供給するサービスは消費のみに用いられる。各産業の資本ストックは部門に特有のものであり、2 部門間での移動はできない。

2.1 家計

代表的家計は各 t 期で、製造業が産出する財 ($C_{m,t}$) および非製造業が産出するサービス ($C_{n,t}$) の消費、フルタイム労働 (S_t) とパートタイム労働 (U_t) の供給、また製造業への投資 ($I_{m,t}$) と非製造業への投資 ($I_{n,t}$) を選択し、以下の割引された生涯期待効用を最大化する。

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_t, H_t) \quad (1)$$

ここで C_t は集計された各 t 期の消費、 H_t は集計された各 t 期の総労働供給量、 β は主観的割引率をそれぞれ表す。この効用関数は以下の予算制約式に従う。

$$C_{m,t} + p_t C_{n,t} + I_{m,t} + I_{n,t} \leq r_{m,t} K_{m,t} + r_{n,t} K_{n,t} + w_{s,t} S_t + w_{u,t} U_t \quad (2)$$

ここで $p_t \equiv P_{n,t}/P_{m,t}$ 、 $r_{m,t} \equiv R_{m,t}/P_{m,t}$ 、 $r_{n,t} \equiv R_{n,t}/P_{m,t}$ 、 $w_{s,t} \equiv W_{s,t}/P_{m,t}$ 、 $w_{u,t} \equiv W_{u,t}/P_{m,t}$ と定義する。なお各部門 $j = m, n$ において、 $P_{j,t}$ と $R_{j,t}$ はそれぞれ各 t 期の産出財・サービスの価格と各 t 期の資本レンタル利子率を表し、各労働タイプ $l = s, u$ において $W_{l,t}$ はそれぞれ各 t 期のフルタイム労働者とパートタイム労働者の名目賃金を表す。すなわち、上記で定義した小文字の変数は財価格で実質化したプライスである。また、各部門 $j = m, n$ の資本遷移式は、各 t 期の資本ストック $k_{j,t}$ と投資額 $I_{j,t}$ および投資調整コスト $\Phi(\cdot)$ と資本減耗率 δ によって以下の式で表現される。

$$K_{j,t+1} = I_{j,t} \left\{ 1 - \Phi \left(\frac{I_{j,t}}{I_{j,t-1}} \right) \right\} + (1 - \delta) K_{j,t} \quad (3)$$

フルタイム労働とパートタイム労働が集計された t 期の総労働供給は、Horvath(2000) に基づき以下のような CES 型関数で表現される

$$H_t = \left[(S_t)^{\frac{\theta+1}{\theta}} + (U_t)^{\frac{\theta+1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta}{\theta+1}} \quad (4)$$

¹ 労働タイプを扱う先行研究は、高スキル労働者 (skilled workers) と低スキル労働者 (unskilled workers) に分類するものが多い。本稿ではそれら先行研究にならない、高スキル労働者に該当するフルタイム労働者と低スキル労働者に該当するパートタイム労働者を、それぞれ s と u を用い区別する。

ここで θ はフルタイム労働者とパートタイム労働者の代替弾力性を決定するパラメータである。具体的には、仮に θ が ∞ に近づくとき、2 タイプの労働者が完全代替となる。すなわち、仮にフルタイム労働者とパートタイム労働者の賃金に差があった場合、より賃金の高い方に全ての労働が供給される。逆に、 θ が 0 に近づくとき、2 タイプの労働者は完全に補完的となる。ここで $0 < \theta < \infty$ の場合、家計はフルタイム労働とパートタイム労働の双方を供給するようになる。これは、2 労働タイプ間で賃金差がある状況においても両者への労働供給が存在することを意味し、現実の労働市場と整合的な設定である。

各 t 期における財とサービスの消費を合わせた集計消費 C_t は以下の形式で表される。

$$C_t = \left[\gamma(C_{m,t})^{\frac{\kappa-1}{\kappa}} + (1-\gamma)(C_{n,t})^{\frac{\kappa-1}{\kappa}} \right]^{\frac{\kappa}{\kappa-1}} \quad (5)$$

なお、 $\gamma \in [0,1]$ は財の消費シェア、 κ は財とサービスの代替弾力性である。すなわち κ が大きいほど、財とサービスの相対価格変化によって消費量が弾性的に変動する。特に κ が 1 に近づくときは $C_t = C_{m,t}^\gamma C_{n,t}^{1-\gamma}$ 、 κ が ∞ に近づくときは $C_t = \gamma C_{m,t} + (1-\gamma)C_{n,t}$ と表現される。

簡単のため、集計消費 C_t と総労働供給 H_t の間に分離可能性を仮定し、各 t 期の家計の効用を次の式で与える。

$$u(C_t, H_t) = \log(C_t) - \varphi \frac{\eta}{1+\eta} H_t^{\frac{\eta+1}{\eta}} \quad (6)$$

なお η は総労働供給のフリッシュ弾力性である。すなわち、 η が大きいほど、家計は賃金の変化に応じて労働供給を弾力的に変化させる。

2.2 企業

このモデルでは製造業（部門 m ）と非製造業（部門 n ）の 2 種類の企業が存在する。各部門に代表的企業を仮定し、これらは生産要素価格を所与としながら各 t 期ごとに利潤を最大化する。

本稿では Krusell et al.(2000) にならい、資本とスキルの補完性が存在すると仮定し生産関数を考える。各部門 $j = m, n$ の t 期における産出 $Y_{j,t}$ は以下の関数で与えられる。

$$Y_{j,t} = A_{j,t} \left[\mu_j (\psi_{u,t} U_{j,t})^{\sigma_j} + (1-\mu_j) \{ \lambda_j (K_{j,t})^{\rho_j} + (1-\lambda_j) (\psi_{s,t} S_{j,t})^{\rho_j} \}^{\sigma_j/\rho_j} \right]^{1/\sigma_j} \quad (7)$$

ここで、 $j = m, n$ において $A_{j,t}$ は各部門ごとの生産性を、 $l = s, u$ において $\psi_{l,t}$ は各労働タイプごとの生産性を表す。また μ_j は各部門のパートタイム労働比率を、 λ_j は各部門の資本比率を規定するパラメータである。

なお、各 t 期における各部門の生産性 $A_{j,t}$ と各労働タイプの生産性 $\psi_{l,t}$ について、以下の外生プロセスを仮定する。すなわち、

$$\log(A_{j,t}) = (1 - \rho_{A_j}) \log(A_j) + \rho_{A_j} \log(A_{j,t-1}) + \varepsilon_{A_j,t} \quad (8)$$

$$\log(\psi_{l,t}) = (1 - \rho_{\psi_l}) \log(\psi_l) + \rho_{\psi_l} \log(\psi_{l,t-1}) + \varepsilon_{\psi_l,t} \quad (9)$$

という式を導入する。

なお $\varepsilon_{A_{j,t}}$ は平均 0、分散 $\sigma_{A_j}^2$ の正規分布に、 $\varepsilon_{\psi_{l,t}}$ は平均 0、分散 $\sigma_{\psi_l}^2$ の正規分布に従うとする。各部門の生産性 $A_{j,t}$ と各労働効率 $\psi_{l,t}$ は定常であると仮定し、それぞれの持続性は $|\rho_{A_j}| < 1$ および $|\rho_{\psi_l}| < 1$ が成り立つとする。この仮定により、生産性成長率は各部門内で決定され、部門を超えた構造変化が引き起こされることはない。

また、各部門における資本とフルタイム労働の代替弾力性は $\frac{1}{1-\rho_j}$ で与えられる。したがって、 ρ_j が大きいほど両者が代替的であり、相対価格の変化によって資本とフルタイム労働の投入量が変化しやすいことを意味する。同様に、資本とパートタイム労働の代替弾力性は $\frac{1}{1-\sigma_j}$ で与えられる。ここでは σ_j が大きいほど資本とパートタイム労働の代替弾力性が上昇し、それはすなわち両者が代替的であることを意味する。Krusell et al.(2000) に沿うことで、 $\sigma_j > \rho_j$ のとき資本とフルタイム労働が補完的であり、資本がフルタイム労働よりもパートタイム労働と代替的であると解釈される。分析にあたり、本稿では各部門 $j = m, n$ における資本とフルタイム労働の補完度合いを示す指標として $\alpha_j \equiv \sigma_j - \rho_j$ を導入する。すなわち、 α_j が大きいほど、産業 j における資本とフルタイム労働の補完性が高いことを意味する。なおここで、 σ_j が 0 に近づき、 ρ_j も 0 に近づいたとき、生産関数は以下のコブ・ダグラス型関数をとる。

$$Y_{j,t} = A_{j,t}(K_{j,t})^{(1-\mu_j)\lambda_j}(\psi_{s,t}S_{j,t})^{(1-\mu_j)(1-\lambda_j)}(\psi_{u,t}U_{j,t})^{\mu_j} \quad (10)$$

2.3 労働市場および財市場の均衡条件

フルタイム労働とパートタイム労働、財ならびにサービスの市場を均衡させるため、以下の市場均衡条件を設定する。

$$S_t = S_{m,t} + S_{n,t} \quad (11)$$

$$U_t = U_{m,t} + U_{n,t} \quad (12)$$

$$Y_{m,t} = C_{m,t} + I_{m,t} + I_{n,t} \quad (13)$$

$$Y_{n,t} = C_{n,t} \quad (14)$$

また、各部門 $j = m, n$ の賃金 $w_{j,t}$ については $\tau_{j,t} = \frac{U_{j,t}}{S_{j,t} + U_{j,t}}$ を用いて

$$w_{j,t} = (1 - \tau_{j,t})w_{s,t} + \tau_{j,t}w_{u,t} \quad (15)$$

と表す。

2.4 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)で説明された対数線形近似を施したモデルを用いる^{*2}。対数線形近似をした後は、Sims(2002)の方法に従い以下のように行列表示する。

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

^{*2} これら対数線形近似後のモデルは Appendix-1 で示す。

ここで、 $\Gamma_0, \Gamma_1, \Psi_0, \Pi_0$ は構造パラメータによって表される行列であり、 s_t と s_{t-1} 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くことができる。

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

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。したがって、内生変数のベクトル s_t は制約付き VAR(1) 過程に従うこととなる。すなわち、通常の時系列分析の手法を用いることが可能となる。

3 パラメータ推計

この節では第 2 節で示したモデルを実際のデータに当てはめ、モデルを規定する構造パラメータを推計する。これらのパラメータは各経済主体の行動を根底から規定するものであり、経済の変動による影響を受けないという特徴がある。本稿ではパラメータ推計にあたり、Sims (2002) に基づいて合理的期待均衡を求めベイズ推計を行った。本節で扱う推計方法は An and Schorfheide(2007) で示された手法に従う。

なお、本モデルを現実とより整合的にするため、Hara, Katayama and Kato(2014) に従い前節のモデルに各 t 期における部門 $j = m, n$ の投資特殊ショック $\xi_{j,t}$ と、労働タイプ $l = s, u$ の賃金マークアップショック $m_{l,t}$ を導入する。モデル上の各ショックは通常の AR(1) プロセスに従う。また賃金に着目した分析を行うため、製造業実質賃金率と非製造業実質賃金率を労働供給量の比で按分した集計実質賃金率^{*3}を新たに導入する。

本節では初めにベイズ推計のアルゴリズムを明示する。次に、推計に用いるデータの構成を示し、その後モデルと実際のデータを結び付ける観測方程式について記述する。最後に、推計に際して設定した事前分布について説明する。

3.1 推計アルゴリズム

ここでは、事前分布と観測値の情報から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。

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

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

^{*3} これらショックの対数線形近似後の AR(1) プロセスならびに集計変数は Appendix-1 で示す。

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 40 万回リ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 推計用データおよび観測方程式

本小節では推計に用いる観測データの構成について述べる。本稿では、1995 年第 1 四半期から 2025 年第 2 四半期における以下 7 の時系列データを用いた。まず製造業および非製造業の産出については内閣府の国民経済計算 (SNA) を参照した。Hara, Katayama and Kato(2014) にならい、製造業の産出は耐久財、半耐久財、民間住宅および民間企業設備の合計に該当すると仮定した。同様に非製造業の産出は非耐久財とサービスの合計とした。またフルタイムおよびパートタイムの総労働投入は、厚生労働省の毎月勤労統計調査と総務省の労働力調査を用い、一人当たりの労働時間に労働者数を乗じてそれぞれ算出した。製造業と非製造業^{*4}の賃金率は、毎月勤労統計調査を用いて所定内給与を総労働時間で割ることでそれ求めた。最後に製造業産出物のインフレ率に対する非製造業産出物のインフレ率については、国民経済計算 (SNA) を用いて各産業の名目産出額を実質産出額で除し、両者の比を計算し算出した。これらのうち、各部門の産出額については 15 歳以上人口で除して一人当たりの値に変換した。各部門の産出および各労働タイプの賃金率は名目値であるため、CPI で除して実質化した。また 7 つの観測データ全てにおいて季節調整を施した。

これらのデータを用い、本稿では製造業一人当たり産出の実質成長率 ($dy_{m,t}$)、非製造業一人当たり産出の実質成長率 ($dy_{n,t}$)、フルタイム総労働投入の成長率 (ds_t)、パートタイム総労働投入の成長率 (du_t)、製造業の実質賃金率成長率 ($dw_{m,t}$)、非製造業の実質賃金率成長率 ($dw_{n,t}$)、製造業産出物に対する非製

^{*4} 毎月勤労統計調査には非製造業単体の系列が存在しないため、全体から製造業を差し引く形で求めた。なお統計の性質上、農林水産業並びに公務員はいずれにも含まれない。

造業産出物の相対的なインフレ率 (dp_t) を定義する。なおここで示した 7 つの時系列データはいずれも平均が除去されたものであり、平均からの乖離率を表す^{*5}。

Appendix-1 で示される対数線形近似では、各モデル変数は定常状態からの乖離として記号「^」付きで表現され、以下の観測方程式を通して上述の 7 時系列データと結び付けられる。

$$dy_{m,t} = \hat{y}_{m,t} - \hat{y}_{m,t-1} \quad (16)$$

$$dy_{n,t} = \hat{y}_{n,t} - \hat{y}_{n,t-1} \quad (17)$$

$$ds_t = \hat{s}_t - \hat{s}_{t-1} \quad (18)$$

$$du_t = \hat{u}_t - \hat{u}_{t-1} \quad (19)$$

$$dw_{m,t} = \hat{w}_{m,t} - \hat{w}_{m,t-1} \quad (20)$$

$$dw_{n,t} = \hat{w}_{n,t} - \hat{w}_{n,t-1} \quad (21)$$

$$dp_t = \hat{p}_t - \hat{p}_{t-1} \quad (22)$$

3.3 事前分布の設定

推計にあたり、本稿ではいくつかのパラメータおよび定常状態でのシェアについて表 1 の通りカリブレーションをしている。主観的割引率 β ならびに資本減耗率 δ は Hara, Katayama and Kato(2014) に従った。一方で財の支出シェア ω_m ならびにパートタイム労働に対するフルタイム労働の賃金比 (π : スキル・プレミアム) は 1995 年から 2024 年までのデータを用いて計算し、その平均をカリブレートした。同様に、各部門でのパートタイム労働投入に対するフルタイム労働投入比 $\frac{S_j}{U_j}$ ($j = m, n$) と資本分配率 α_{k_j} ($j = m, n$)、製造業のフルタイム労働供給の割合 f_s およびフルタイム労働とパートタイム労働の代替弾力性 θ ^{*6}についても、1995 年から 2024 年のデータを用いて平均を計算し再設定した。これは、Hara, Katayama and Kato(2014) ではモデルの推計期間に合わせて 1990 年代以前のデータを用いたカリブレーションをしているためである。これらについて上記先行研究と簡単に比較すると、 π は 2.45 から 1.93 へ低下している。また $\frac{S_m}{U_m}$ は 13.85 から 9.15 へ、 $\frac{S_n}{U_n}$ は 7.06 から 4.59 へ低下しており、製造業と非製造業間の大小関係は変化していないものの、いずれもフルタイムと比較したパートタイムの労働投入の相対的な増加が見られる。景気停滞に伴い企業がパートタイム労働をより需要するようになったことが、パートタイム労働の賃金を相対的に押し上げた可能性が示唆される。

なお本稿での推計に用いる事前分布は Hara, Katayama and Kato(2014) を参考にし表 2 の通り定めた。

*5 これらの値はいずれも小数表記である。すなわち、例えば平均からの乖離率が + 3% であれば 0.03 という数値が入る。

*6 モデルの定常状態が $\left(\frac{w_s}{w_u}\right)^\theta = \frac{S_m}{U_m} \frac{\left(1 + \frac{S_n}{S_m}\right)}{\left(1 + \frac{U_n}{U_m} \frac{S_n}{S_m}\right)}$ であることから求まる。

表1 パラメータのカリブレーション

主観的割引率	$\beta = 0.995$
資本減耗率	$\delta = 0.025$
財の支出シェア	$\omega_m = 0.28$
パートタイム労働に対するフルタイム労働の賃金比	$\pi = 1.93$
製造業のパートタイムに対するフルタイム労働投入比	$\frac{S_m}{U_m} = 9.15$
非製造業のパートタイムに対するフルタイム労働投入比	$\frac{S_n}{U_n} = 4.59$
製造業の資本分配率	$\alpha_{k_m} = 1 - 0.73$
非製造業の資本分配率	$\alpha_{k_n} = 1 - 0.70$
フルタイム労働とパートタイム労働の代替弾力性	$\theta = 0.44$
製造業におけるフルタイム労働投入割合	$f_s = \frac{S_m}{S_m + S_n} = 0.26$
製造業におけるパートタイム労働投入割合	$f_u = f_s \left(\frac{w_s}{w_u} \right)^\theta \left(\frac{S_m}{U_m} \right)^{-1}$
フルタイム労働供給割合	$\omega_s = \frac{\pi^{\theta+1}}{\pi^{\theta+1} + 1}$
製造業のパートタイム労働への労働分配率	$\omega_{u_m} = (1 - \alpha_{k_m}) \left(\frac{w_s}{w_u} \frac{S_m}{U_m} + 1 \right)^{-1}$
非製造業のパートタイム労働への労働分配率	$\omega_{u_n} = (1 - \alpha_{k_n}) \left(\frac{w_s}{w_u} \frac{S_n}{U_n} + 1 \right)^{-1}$
製造業の(パートタイム労働を除いた)資本シェア	$\omega_{k_m} = \frac{\alpha_{k_m}}{1 - \omega_{u_m}}$
非製造業の(パートタイム労働を除いた)資本シェア	$\omega_{k_n} = \frac{\alpha_{k_n}}{1 - \omega_{u_n}}$
定常状態の利子率	$r = \frac{1}{\beta} - (1 - \delta)$
製造業における財の投資割合	$\omega_{i_m} = \frac{\delta \alpha_{k_m}}{r}$
財の消費シェア	$\omega_c = (1 - \omega_{i_m}) \left(1 + \frac{\delta \alpha_{k_n}}{r} \frac{1 - \omega_{u_n}}{\omega_m} \right)^{-1}$

4 推計結果

本節ではモデル推計の結果を分析し、近年の実質賃金率伸び悩みの背景を特定する。具体的には、まずベイズの手法で推計したパラメータの事後分布について、Hara, Katayama and Kato(2014)の推計結果と比較しながら明示する。次に分散分解とインパルス応答分析を示し、モデル内でショックが与える影響と特徴を記述する。特に、推計結果を用いたインパルス応答分析では、正の非製造業の投資需要ショック (ξ_n : 非製造業投資特殊ショック) がモデル内で実質賃金率を押し下げる点を説明する。最後にヒストリカル分解の結果を示し、このショックが2020年以降において実質賃金率伸び悩みの主因へと転換したことを、現実のデータに基づく裏付けに触れながら、明らかにする。

表 2 パラメータの事前分布

パラメータ	意味	分布	平均	標準偏差
κ	財とサービスの代替弾力性	ガンマ分布	1.143	0.4
η	労働供給の弾力性	正規分布	0.5	0.5
σ_m	K_m と U_m の代替弾力性の決定パラメータ	逆ガンマ分布	0.2	0.2
σ_n	K_n と U_n の代替弾力性の決定パラメータ	逆ガンマ分布	0.2	0.2
α_m	K_m と S_m の補完性の決定パラメータ	ガンマ分布	0.5	0.5
α_n	K_n と S_n の補完性の決定パラメータ	ガンマ分布	0.5	0.5
Φ	投資調整コストのパラメータ	ガンマ分布	4	1
ρ_{a_m}	製造業の生産性の持続性	ベータ分布	0.75	0.05
ρ_{a_n}	非製造業の生産性の持続性	ベータ分布	0.75	0.05
ρ_{ψ_s}	フルタイム労働生産性ショックの持続性	ベータ分布	0.75	0.05
ρ_{ψ_u}	パートタイム労働生産性ショックの持続性	ベータ分布	0.75	0.05
ρ_{ξ_m}	製造業投資特殊ショックの持続性	ベータ分布	0.75	0.05
ρ_{ξ_n}	非製造業投資特殊ショックの持続性	ベータ分布	0.75	0.05
ρ_{m_s}	フルタイム労働賃金マークアップショックの持続性	ベータ分布	0.75	0.05
ρ_{m_u}	パートタイム労働賃金マークアップショックの持続性	ベータ分布	0.75	0.05
σ_{a_m}	製造業の生産性ショックの標準偏差	逆ガンマ分布	0.2	0.3
σ_{a_n}	非製造業の生産性ショックの標準偏差	逆ガンマ分布	0.2	0.3
σ_{ψ_s}	フルタイム労働生産性ショックの標準偏差	逆ガンマ分布	0.2	0.3
σ_{ψ_u}	パートタイム労働生産性ショックの標準偏差	逆ガンマ分布	0.2	0.3
σ_{ξ_m}	製造業投資特殊ショックの標準偏差	逆ガンマ分布	0.2	0.3
σ_{ξ_n}	非製造業投資特殊ショックの標準偏差	逆ガンマ分布	0.2	0.3
σ_{m_s}	フルタイム労働賃金マークアップショックの標準偏差	逆ガンマ分布	0.2	0.3
σ_{m_u}	パートタイム労働賃金マークアップショックの標準偏差	逆ガンマ分布	0.2	0.3

(注) 各パラメータの事前分布の形状と平均値、標準偏差をまとめたものである。なおパラメータ名の $K_j(j = m, n)$ ならびに $L_j(L = S, U/j = m, n)$ は、各産業の資本ならびに各産業のフルタイム・パートタイム労働を表す。

4.1 事後分布

本稿では、前節で示した手法に基づいてモデル推計を行った。表 3 はその結果について、推計から得られた平均値と 90% 信用区間ならびに 1975 年第 1 四半期から 1995 年第 4 四半期のデータを用いた Hara, Katayama and Kato(2014) の推計結果を示したものである。なお推計では 40 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 MH アルゴリズムの受容率は約 34% であった。

結果を Hara, Katayama and Kato(2014) と比較すると、財とサービスの代替弾力性 κ は 4.5705 から 0.3756 へと低下しており、両者は補完の方向へ大きく変化している。労働供給の賃金弾力性 η は上昇しており、供給量が弾性的に変化するパートタイム労働が総労働に占める割合が上昇した影響と考えられる。また、資本とフルタイム労働の代替弾力性が $\frac{1}{1-\rho_j}$ *7、資本とパートタイム労働の代替弾力性が $\frac{1}{1-\sigma_j}(j = m, n)$ であることから、製造業の資本とフルタイム労働の代替弾力性は 0.2025 から 0.7093 へ、製造業の資本とパートタイム労働の代替弾力性は 2.6695 から 8.2645 へ、非製造業の資本とパートタイム労働の代替弾力性は 1.0003 から 2.1901 へ上昇しており、代替の方向へ変化したことが示された。一方で非製造業の資本とフルタイム労働の代替弾力性は 0.7138 から 0.1611 へと低下しており、補完的

*7 小節 2.2 で述べた通り、 $j = m, n$ について $\alpha_j = \sigma_j - \rho_j$ であることから ρ_j が求まる。

表3 パラメータの事後分布

パラメータ	意味	平均	90% 信頼区間	Hara, Katayama and Kato
κ	財とサービスの代替弾力性	0.3756	0.1762 0.5593	4.5705
η	労働供給の弾力性	1.2150	0.7552 1.6624	0.5984
σ_m	K_m と U_m の代替弾力性の決定パラメータ	0.8790	0.8345 0.9257	0.6254
σ_n	K_n と U_n の代替弾力性の決定パラメータ	0.5434	0.4261 0.6611	0.0025
α_m	K_m と S_m の補完性の決定パラメータ	1.2889	0.9345 1.6342	4.5644
α_n	K_n と S_n の補完性の決定パラメータ	5.7500	4.1234 7.2839	0.4034
Φ	投資調整コストのパラメータ	0.8097	0.5000 1.0981	1.7129
ρ_{a_m}	製造業の生産性の持続性	0.7961	0.7307 0.8630	0.6618
ρ_{a_n}	非製造業の生産性の持続性	0.9578	0.9447 0.9711	0.9490
ρ_{ψ_s}	フルタイム労働生産性ショックの持続性	0.8593	0.8094 0.9098	0.6645
ρ_{ψ_u}	パートタイム労働生産性ショックの持続性	0.7574	0.6786 0.8396	0.7717
ρ_{ξ_m}	製造業投資特殊ショックの持続性	0.8335	0.7760 0.8935	0.7558
ρ_{ξ_n}	非製造業投資特殊ショックの持続性	0.9332	0.8938 0.9734	0.9226
ρ_{m_s}	フルタイム労働賃金マークアップショックの持続性	0.9005	0.8687 0.9321	0.9444
ρ_{m_u}	パートタイム労働賃金マークアップショックの持続性	0.7732	0.7060 0.8396	0.8059
σ_{a_m}	製造業の生産性ショックの標準偏差	0.0195	0.0175 0.0217	4.5705
σ_{a_n}	非製造業の生産性ショックの標準偏差	0.0298	0.0258 0.0338	1.6710
σ_{ψ_s}	フルタイム労働生産性ショックの標準偏差	0.0251	0.0221 0.0280	0.6254
σ_{ψ_u}	パートタイム労働生産性ショックの標準偏差	0.0624	0.0490 0.0756	0.0025
σ_{ξ_m}	製造業投資特殊ショックの標準偏差	0.0800	0.0527 0.1063	4.5644
σ_{ξ_n}	非製造業投資特殊ショックの標準偏差	0.0352	0.0292 0.0413	0.4034
σ_{m_s}	フルタイム労働賃金マークアップショックの標準偏差	0.0410	0.0354 0.0466	1.7129
σ_{m_u}	パートタイム労働賃金マークアップショックの標準偏差	0.0647	0.0569 0.0722	0.6618
$\log p(Y)$		-1947.96		

(注) 各パラメータの平均値と 90% 信頼区間の上下限、および Hara, Katayama and Kato(2014) での推計値をそれぞれまとめたものである。推計では 40 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。なおパラメータ名の $K_j (j = m, n)$ ならびに $L_j (L = S, U; j = m, n)$ は、各産業の資本ならびに各産業のフルタイム・パートタイム労働を表す。

になっている。これらを解釈すると、産業全般において高度化した機械の導入が進展し、全体として資本が労働を代替する傾向が強まったと考えられる。その一方、非製造業においては製造業と比べてパートタイム労働が多く投入されて労働供給全体に占めるフルタイム労働の割合は低下し、資本を活用する高度なタスクが少数のフルタイム労働者に偏ったために、資本とフルタイム労働の補完性が高まったと考察される。また上記の結果ではフルタイム労働、パートタイム労働ともに非製造業と比較して製造業の方が資本と代替的であり、これは池田ほか (2023) の推計結果^{*8}とも整合的である。各ショックの持続性については Hara, Kato and Katayama(2014) と概ね近しい結果が得られた。特に、各部門の生産性ショックの持続性 ρ_{a_j} と投資特殊ショックの持続性 ρ_{ξ_j} (いずれも $j = m, n$) は非製造業の方が高く、賃金マークアップショックの持続性 $\rho_{m_l} (l = s, u)$ はフルタイム労働の方が高いという大小関係はいずれも上述の先行研究と一致する。

*8 池田ほか (2023) では業種別のパネルデータを用いて 2005 年から 2014 年と 2015 年から 2019 年の 2 期間において、製造業と非製造業それぞれの労働と資本の代替弾力性を推計しており、いずれの期間においても製造業の方が労働と資本の代替弾力性が高いことを示している。

4.2 分散分解

本小節では、推計期間で観測された 7 変数の平均値における分散について、その寄与を 8 つのショックに分解し、各ショックが観測変数に与えた長期的な影響を示す。表 4 は分散分解の結果であり、小節 3.2 で示した 7 の時系列データに対する 8 ショックの影響度合いを示している。各ショックは具体的には、産業 $j = m, n$ および労働タイプ $l = s, u$ においてそれぞれ、産業 j の生産性ショック ε_{a_j} 、労働タイプ l の生産性ショック ε_{ψ_l} 、産業 j の投資特殊ショック ε_{ξ_j} ならびに労働タイプ l の賃金マークアップショック ε_{m_l} の計 8 つであり、7 の観測データいずれについてもショック寄与を合計すると 100% となる。

結果を分析すると、いずれの変数に対しても技術ショック ($\varepsilon_{a_j}, \varepsilon_{\psi_l}$) が大きな影響を与えており、RBC モデルの一般的な特徴と合致する。なお労働投入量の成長率である ds および du はいずれも賃金マークアップショック ε_{m_l} の寄与が大きいことも読み取れる。

表 4 分散分解

	ε_{a_m}	ε_{a_n}	ε_{ψ_s}	ε_{ψ_u}	ε_{ξ_m}	ε_{ξ_n}	ε_{m_s}	ε_{m_u}
dy_m	20.32	2.10	23.30	2.44	12.15	24.22	13.39	2.08
dy_n	0.51	31.84	34.52	2.69	3.01	2.18	22.49	2.76
ds	2.05	2.01	46.17	0.34	3.74	9.01	34.80	1.89
du	0.44	0.63	13.17	17.24	1.22	1.46	0.49	65.34
dw_m	34.02	1.14	32.36	2.18	8.50	14.27	4.88	2.65
dw_n	46.62	1.00	25.34	3.51	5.55	9.25	6.63	2.09
dp	28.23	47.83	4.13	0.30	10.40	6.54	2.31	0.25

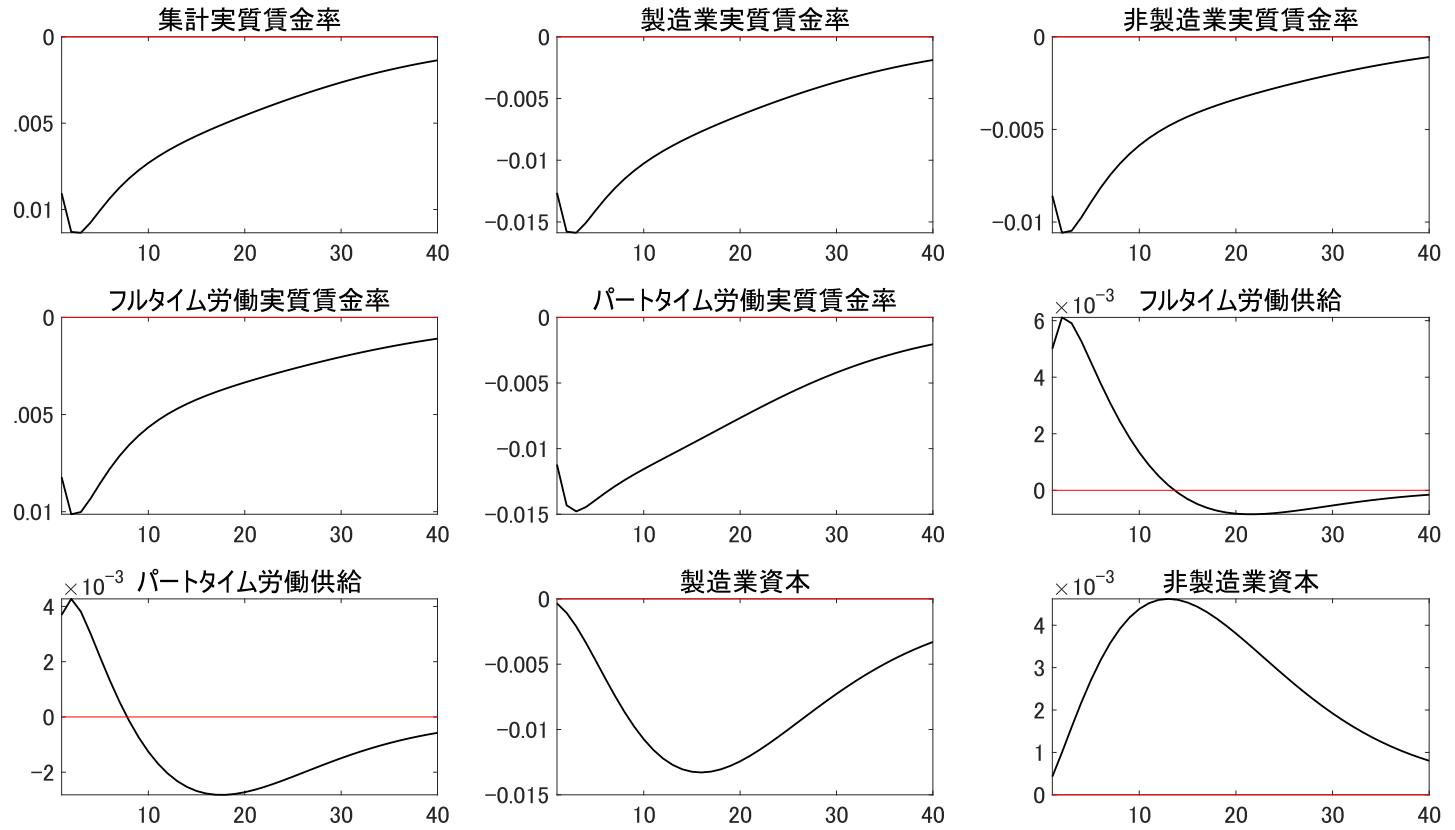
(注) 表は推計期間の 7 観測変数の平均値から求まる分散について、その寄与をそれぞれ 8 ショックに分解したものである。

4.3 インパルス応答分析

本小節では推計から求まったパラメータを用いてインパルス応答分析を行い、ショックによる内生変数、特に賃金面の変化に着目して経済の変動を明らかにする。具体的には、非製造業の投資需要ショックである投資特殊ショック ε_{ξ_n} について、推計による標準偏差の平均値 0.0352 を 1 期目に与えた。図 1 はその結果であり、横軸は四半期、縦軸は各内生変数の定常状態からの乖離率 (%)、赤線は 0) である。

インパルス応答分析の結果を解釈すると、まず非製造業の投資特殊ショックが与えられたことで非製造業の投資が増加、逆に製造業の投資は減少する。それに伴い非製造業の資本は増加、製造業の資本は減少する。ここで非製造業において、労働に対する資本の相対価格が低下することで資本が労働を代替し、非製造業の実質賃金率は押し下げられる。一方で家計は非製造業の実質賃金率低下を補うように労働供給を増加させ、製造業への労働供給を活発化させる。製造業においては同時に、資本の減少を代替する形で労働需要も増加するが、こうした労働供給の集中が結果として賃金を押し下げる方向に作用し、製造業でも実質賃金率低下が引き起こされる。これらの効果はショックの減衰と資本の減耗・回復に伴って徐々に低減するが、非製造業の投資特殊ショックは上述の資本-労働間代替と労働需給の変化を通じ短期的に経済全体の実質賃金率下押しに寄与する。

図 1 非製造業投資特殊ショックに対するインパルス応答分析

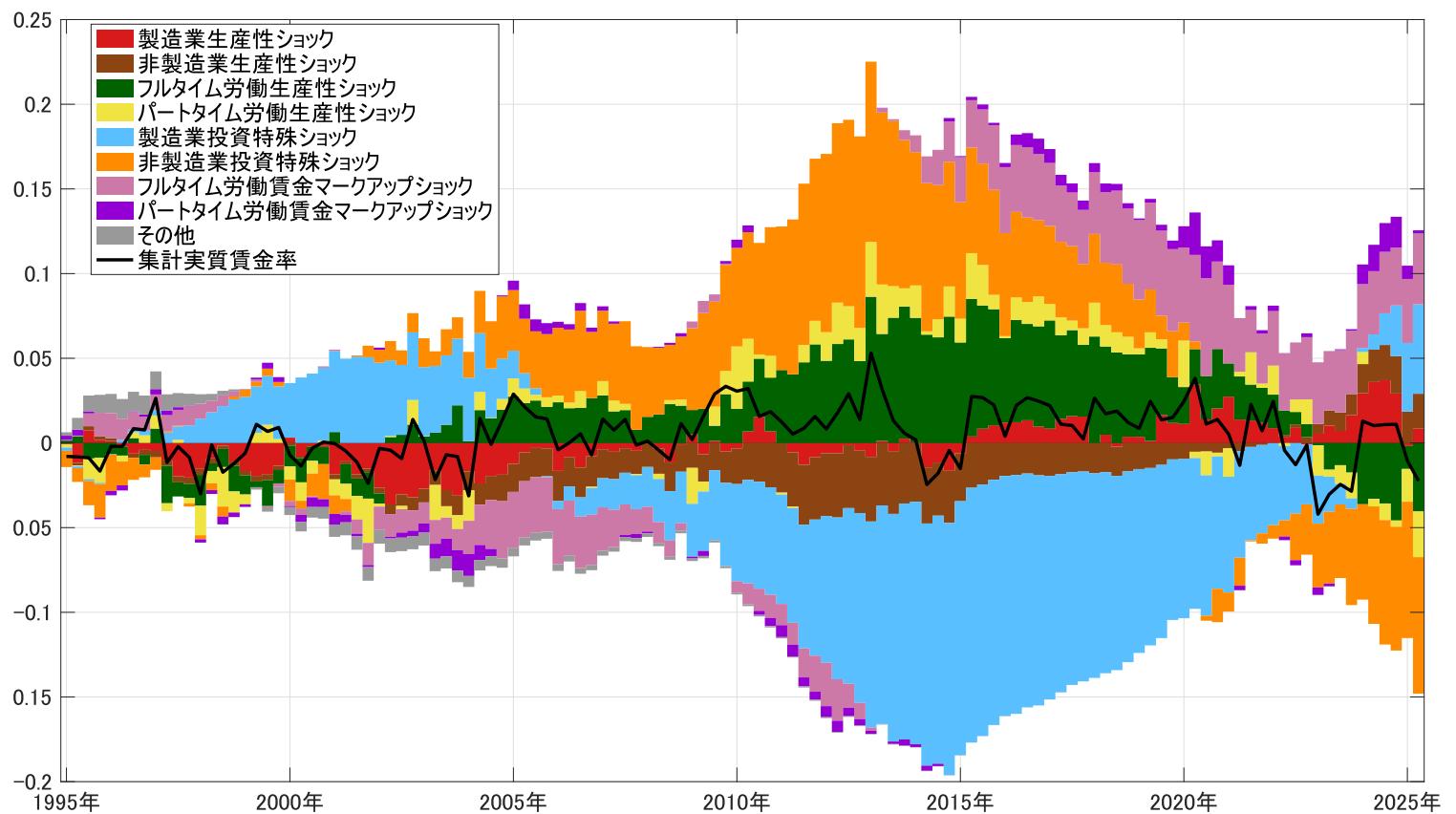


(注) 図は 1 期目に 0.0352 の非製造業投資特殊ショックを与えたインパルス応答分析である。横軸は四半期、縦軸は定常状態からの乖離率(%)、赤線は 0 を表す補助線である。

4.4 ヒストリカル分解

本小節では、1995 年第 1 四半期から 2025 年第 2 四半期の各期における集計実質賃金率について、推計から求まる平均値によるヒストリカル分解を示し、特に近年の実質賃金下押しの主因となるショックを特定する。ヒストリカル分解の結果は図 2 に示した通りであり、横軸は 1995 年第 1 四半期から 2025 年第 2 四半期までの時間、縦軸は定常状態からの乖離率(%)を表す。8 つのショックが各期で集計実質賃金率に与えた影響を識別すると、2020 年以降に非製造業の投資特殊ショックが押し下げ方向へ寄与するよう変化したことが確認される。このショックは 2003 年頃から 2020 年頃まで継続して集計実質賃金率を押し上げる方向に寄与していたが、2020 年頃を境にそれが下押しへ転じている。ここで図 3 は、推計から計算された、上記期間における当該ショックの系列を図示したものであり、横軸が時間、縦軸がその大きさを表す。図 3 で非製造業投資特殊ショックの傾向を確認すると、2003 年頃から 2020 年頃までは全体として負の値をとるのに対し、2020 年以降は正のショックへと転じる動向が観察される。すなわち、正の非製造業投資特殊ショックが 2020 年以降継続的に発生し、小節 4.3 で示した経路を通じて実質賃金率下押しの主因へと転換したと言える。なお、フルタイム労働実質賃金率およびパートタイム労働実質賃金率のヒストリカル分解は Appendix-2 に示した通りであり、集計実質賃金率と概ね同様の結果となっている。

図2 集計実質賃金率のヒストリカル分解

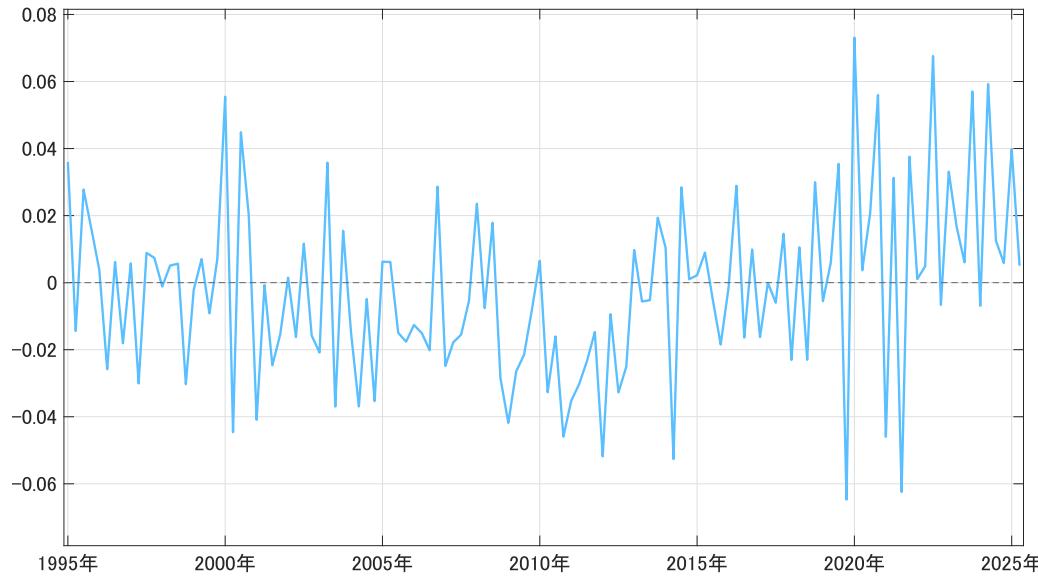


(注) 図は四半期ごとの集計実質賃金率のヒストリカル分解で、横軸が時間、縦軸が定常状態からの乖離率(%)である。各期における定常状態からの乖離率を8つショックの寄与に分解しており、「その他」はカルマンフィルターの初期値問題によるものである。

ここで、モデル内での非製造業の投資需要ショックを、現実の経済と照らし合わせて解釈する。図4は、1995年から2024年における製造業と非製造業の名目設備投資額を表したものである。非製造業に着目すると、2003年頃から2020年までは横ばいだった一方で、2020年以降に大きく伸びていることが確認される。この背景として、非製造業部門において強い人手不足感から、労働力を補うための省力化投資が活発に行われた可能性が挙げられる。実際に、2025年12月に日本銀行が実施した全国企業短期経済観測調査(短観)では、製造業の雇用人員判断DI^{*9}が-25%であったのに対して非製造業は-46%であり、ここに示されるような非製造業の顕著な人員不足感が旺盛な設備投資に繋がったと考察される。これらをまとめると、非製造業における人手不足感が2020年以降の設備投資を喚起し、これがモデル上の正の投資特殊ショックとして作用したこと、資本と労働の代替ならびに労働需給の変化を通じて近年の集計実質賃金率押し下げをもたらしたと結論付けることができる。

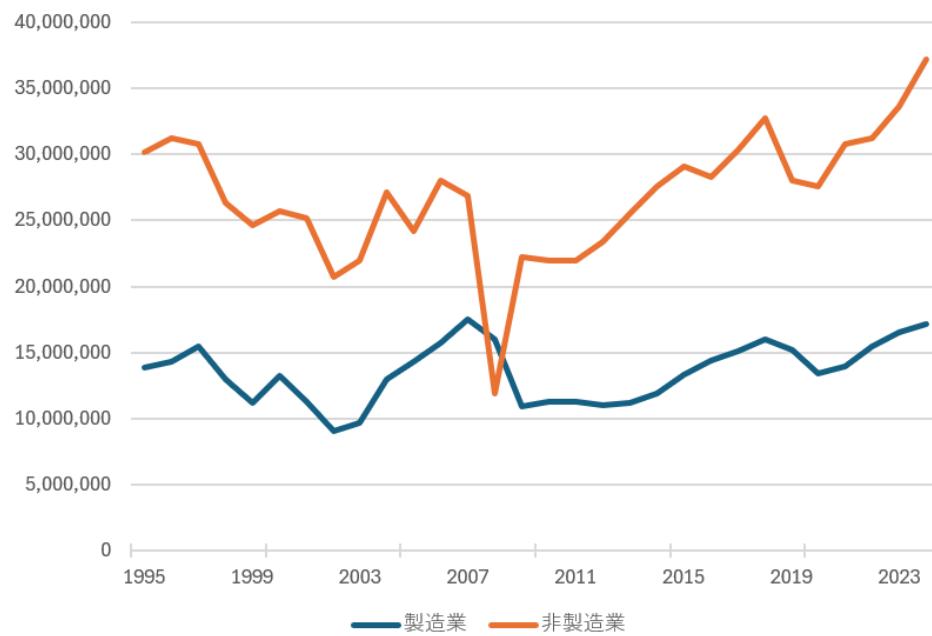
*9 人手が「過剰」と回答した企業の割合から「不足」と回答した企業の割合を引いたものであり、プラスに大きいほど人手が充足、マイナスに大きいほど人手が不足していることを示す。

図3 非製造業投資特殊ショックの系列



(注) 図は推計から求まった四半期ごとの非製造業投資特殊ショックの平均値をプロットしたものであり、横軸は時間、縦軸はショックの大きさである。

図4 名目設備投資額



(注) 図は1995年から2024年までの名目設備投資額(ソフトウェア除く)について、製造業と非製造業それぞれを図示したもの。横軸は時間、縦軸は金額(百万円)である。

5 結論

本稿では、近年の日本における実質賃金伸び悩みの背景について、2タイプの労働者と2部門の産業を導入したRBCモデルを用いて分析を行った。パラメータ推計からは、1975年から1995年の期間で同モデルを推計したHara, Katayama and Kato(2014)の結果と比較して、全体として資本と労働が代替の方向にシフトしたことが明らかとなった。またインパルス応答分析を行い、正の非製造業投資特殊ショックが非製造業の資本価格を相対的に低下させることで、非製造業における資本と労働の代替ならびに製造業への労働集中という変化を通じて経済全体の実質賃金率を押し下げるなどを説明した。最後

に集計実質賃金率のヒストリカル分解を示し、2020年以降に発生した正の非製造業投資特殊ショックが先述のプロセスを通じて集計実質賃金率の下押しに寄与していることを確認した。こうしたショックの推移は、同時期の経済における非製造業の設備投資や人手不足感に関する動向と一定の整合性が認められる。

一方で、主に以下2点は残された課題である。1点目は、本モデルがインフレ率や金融政策、また価格の粘着性を導入していない点である。賃金水準はインフレ率や価格粘着性の影響も受けると考えられ、モデルの拡張可能性が残される。2点目は、本モデルが人口変動を考慮しない点である。本モデルでは就業者の労働時間増減(Intensive Margin)の分析が可能であるが、労働市場内の労働者数そのものの変化(Extensive Margin)を盛り込む余地がある。いずれにせよ、2労働タイプ・2部門を組み込んだマクロモデルを用いて実質賃金の構造的決定要因を議論した点は、本稿の新たな貢献と言える。

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] 池田周一郎・近松京介・八木智之 (2023) 「人口動態の変化が中長期的な設備投資に与える影響」 日銀レビュー, 2023-J-13.
- [3] 大久保友博・城戸陽介・吹田昂大郎・高富康介・幅俊介・福永一郎・古川角歩・法眼吉彦 (2023) 「わが国の賃金動向に関する論点整理」 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, No.23-J-1.
- [4] Acemoglu, Daron. and Restrepo, Pascual. (2018). "The Race between Man and Machine: Implications of Technology for Growth, Factor Shares, and Employment." *American Economic Review*, 108(6), pp. 1488-1542.
- [5] An, Sungbae and Schorfheide, Frank. (2007). "Bayesian Analysis of DSGE Models." *Econometric Reviews*, 26(2-4), pp. 113-172.
- [6] Date Daiki., Kurozumi Takushi., Nakazawa Takashi and Sugioka Yu. (2024). "Heterogeneity and wage growth of full-time workers in Japan: An empirical analysis using micro data." *Journal of the Japanese and International Economies*, 73.
- [7] Geweke, J. (1999). "Using simulation methods for bayesian econometric models: inference, development, and communication." *Econometric Reviews*, 18(1), pp. 1-73.
- [8] Griliches, Zvi. (1969). "Capital-Skill Complementarity." *The Review of Economics and Statistics*, 51(4), pp. 465-468.
- [9] Hara, N., Katayama, M. and Kato, R. (2014). "Rising Skill Premium?: The Roles of Capital-Skill Complementarity and Sectoral Shifts in a Two-Sector Economy." *Bank of Japan Working Paper Series*, 14-E-9.
- [10] Horvath, M. (2000). "Sectoral shocks and aggregate fluctuations." *Journal of Monetary Economics*, 45(1), pp. 69-106.
- [11] Krusell, P., Ohanian, L. E., José, Víctor, Ríos-Rull. and Violante, G. L. (2000). "Capital-skill complementarity and inequality: A macroeconomic analysis." *Econometrica*, 68(5), pp. 1029-1053.
- [12] Kydland, F. E., Prescott, Edward, C. (1982). "Time to Build and Aggregate Fluctuations." *Econometrica*, 50(6), pp. 1345-1370.
- [13] Pourpourides, Panayiotis, M. (2011). "Implicit contracts and the cyclicalities of the skill-premium." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35(6), pp. 963-979.
- [14] Sims, Christopher. (2002). "Solving Linear Rational Expectations Models." *Computational Economics*, 20(1-2), pp. 1-20.

(データ出典)

- 【1】内閣府「国民経済計算」
- 【2】厚生労働省「毎月勤労統計調査」
- 【3】総務省統計局「消費者物価指数」
- 【4】総務省統計局「人口推計」
- 【5】総務省統計局「労働力調査」
- 【6】財務省「法人企業統計調査」
- 【7】日本銀行「全国企業短期経済観測調査」

Appendix-1 対数線形近似式 (^は定常状態からの乖離率)

総消費：

$$\hat{c}_t = \omega_m \hat{c}_{m,t} + (1 - \omega_m) \hat{c}_{n,t}$$

財/サービス消費の効用最大化：

$$\begin{aligned}\hat{\Lambda}_t &= -\frac{1}{\kappa} \hat{c}_{m,t} + \left(\frac{1}{\kappa} - 1 \right) \hat{c}_t \\ \hat{\Lambda}_t + \hat{p}_t &= -\frac{1}{\kappa} \hat{c}_{n,t} + \left(\frac{1}{\kappa} - 1 \right) \hat{c}_t\end{aligned}$$

総労働供給：

$$\hat{h}_t = \omega_s \hat{s}_t + (1 - \omega_s) \hat{u}_t$$

フルタイム労働/パートタイム労働の賃金関数：

$$\begin{aligned}\hat{\Lambda}_t + \hat{w}_{s,t} &= \frac{1}{\theta} \hat{s}_t + \left(\frac{1}{\eta} - \frac{1}{\theta} \right) \hat{h}_t + \hat{m}_{s,t} \\ \hat{\Lambda}_t + \hat{w}_{u,t} &= \frac{1}{\theta} \hat{u}_t + \left(\frac{1}{\eta} - \frac{1}{\theta} \right) \hat{h}_t + \hat{m}_{u,t}\end{aligned}$$

製造業/非製造業投資の最適化条件：

$$\begin{aligned}\hat{\Lambda}_t &= \hat{\Psi}_{m,t} + \hat{\xi}_{m,t} + \varphi \{ \hat{i}_{m,t-1} - (1 + \beta) \hat{i}_{m,t} + \beta E_t [\hat{i}_{m,t+1}] \} \\ \hat{\Lambda}_t &= \hat{\Psi}_{n,t} + \hat{\xi}_{n,t} + \varphi \{ \hat{i}_{n,t-1} - (1 + \beta) \hat{i}_{n,t} + \beta E_t [\hat{i}_{n,t+1}] \}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\hat{\Psi}_{m,t} &= \beta E_t \{ r \hat{\Lambda}_{t+1} + r \hat{r}_{m,t+1} + (1 - \delta) \hat{\Psi}_{m,t+1} \} \\ \hat{\Psi}_{n,t} &= \beta E_t \{ r \hat{\Lambda}_{t+1} + r \hat{r}_{n,t+1} + (1 - \delta) \hat{\Psi}_{n,t+1} \}\end{aligned}$$

製造業/非製造業の資本とフルタイム労働の関係式：

$$\begin{aligned}\hat{x}_{m,t} &= (\sigma_m - \rho_m) \{ \omega_{k_m} \hat{k}_{m,t-1} + (1 - \omega_{k_m}) (\hat{\psi}_{s,t} + \hat{s}_{m,t}) \} \\ \hat{x}_{n,t} &= (\sigma_n - \rho_n) \{ \omega_{k_n} \hat{k}_{n,t-1} + (1 - \omega_{k_n}) (\hat{\psi}_{s,t} + \hat{s}_{n,t}) \}\end{aligned}$$

製造業/非製造業の資本レンタル利子率：

$$\begin{aligned}\hat{r}_{m,t} &= (1 - \sigma_m) \hat{y}_{m,t} + \sigma_m \hat{a}_{m,t} + (\rho_m - 1) \hat{k}_{m,t-1} + \hat{x}_{m,t} \\ \hat{r}_{n,t} - \hat{p}_t &= (1 - \sigma_n) \hat{y}_{n,t} + \sigma_n \hat{a}_{n,t} + (\rho_n - 1) \hat{k}_{n,t-1} + \hat{x}_{n,t}\end{aligned}$$

製造業/非製造業フルタイム労働の賃金関数：

$$\begin{aligned}\hat{w}_{s,t} &= (1 - \sigma_m) \hat{y}_{m,t} + \sigma_m \hat{a}_{m,t} + \rho_m \hat{\psi}_{s,t} + (\rho_m - 1) \hat{s}_{m,t} + \hat{x}_{m,t} \\ \hat{w}_{s,t} - \hat{p}_t &= (1 - \sigma_n) \hat{y}_{n,t} + \sigma_n \hat{a}_{n,t} + \rho_n \hat{\psi}_{s,t} + (\rho_n - 1) \hat{s}_{n,t} + \hat{x}_{n,t}\end{aligned}$$

製造業/非製造業パートタイム労働の賃金関数：

$$\hat{w}_{u,t} = (1 - \sigma_m) \hat{y}_{m,t} + \sigma_m \hat{a}_{m,t} + \sigma_m \hat{\psi}_{u,t} + (\sigma_m - 1) \hat{u}_{m,t}$$

$$\hat{w}_{u,t} - \hat{p}_t = (1 - \sigma_n) \hat{y}_{n,t} + \sigma_n \hat{a}_{n,t} + \sigma_n \hat{\psi}_{u,t} + (\sigma_n - 1) \hat{u}_{n,t}$$

製造業/非製造業の生産関数

$$\hat{y}_{m,t} = \hat{a}_{m,t} + \omega_{u_m} (\hat{u}_{m,t} + \hat{\psi}_{u,t}) + (1 - \omega_{u_m}) \hat{x}_{m,t}$$

$$\hat{y}_{n,t} = \hat{a}_{n,t} + \omega_{u_n} (\hat{u}_{n,t} + \hat{\psi}_{u,t}) + (1 - \omega_{u_n}) \hat{x}_{n,t}$$

製造業/非製造業の資本遷移式：

$$\hat{k}_{m,t} = \delta \hat{i}_{m,t} + (1 - \delta) \hat{k}_{m,t-1}$$

$$\hat{k}_{n,t} = \delta \hat{i}_{n,t} + (1 - \delta) \hat{k}_{n,t-1}$$

フルタイム/パートタイム総労働供給：

$$\hat{s}_t = f_s \hat{s}_{m,t} + (1 - f_s) \hat{s}_{n,t}$$

$$\hat{u}_t = f_u \hat{u}_{m,t} + (1 - f_u) \hat{u}_{n,t}$$

製造業/非製造業の総生産：

$$\hat{y}_{m,t} = \omega_c \hat{c}_{m,t} + \omega_{i_m} \hat{i}_{m,t} + (1 - \omega_c - \omega_{i_m}) \hat{i}_{n,t}$$

$$\hat{y}_{n,t} = \hat{c}_{n,t}$$

製造業/非製造業 TFP ショック：

$$\hat{a}_{m,t} = \rho_{a_m} \hat{a}_{m,t-1} + \varepsilon_{a_m,t}$$

$$\hat{a}_{n,t} = \rho_{a_n} \hat{a}_{n,t-1} + \varepsilon_{a_n,t}$$

フルタイム/パートタイム労働生産性ショック：

$$\hat{\psi}_{s,t} = \rho_{\psi_s} \hat{\psi}_{s,t-1} + \varepsilon_{\psi_s,t}$$

$$\hat{\psi}_{u,t} = \rho_{\psi_u} \hat{\psi}_{u,t-1} + \varepsilon_{\psi_u,t}$$

製造業/非製造業投資特殊ショック：

$$\hat{\xi}_{m,t} = \rho_{\xi_m} \hat{\xi}_{m,t-1} + \varepsilon_{\xi_m,t}$$

$$\hat{\xi}_{n,t} = \rho_{\xi_n} \hat{\xi}_{n,t-1} + \varepsilon_{\xi_n,t}$$

フルタイム/パートタイム労働賃金マークアップショック：

$$\hat{m}_{s,t} = \rho_{m_s} \hat{m}_{s,t-1} + \varepsilon_{m_s,t}$$

$$\hat{m}_{u,t} = \rho_{m_u} \hat{m}_{u,t-1} + \varepsilon_{m_u,t}$$

賃金の集計変数

$$\hat{w}_{m,t} = \eta_{\chi_m} \hat{\chi}_{m,t} + \eta_{w_{s_m}} \hat{w}_{s,t} + \eta_{w_{u_m}} \hat{w}_{u,t}$$

$$\hat{w}_{n,t} = \eta_{\chi_n} \hat{\chi}_{n,t} + \eta_{w_{s_n}} \hat{w}_{s,t} + \eta_{w_{u_n}} \hat{w}_{u,t}$$

$$\hat{w}_t = \Omega_s \hat{w}_{s,t} + (1 - \Omega_s) \hat{w}_{u,t}$$

集計変数：

$$\hat{\chi}_{m,t} = \eta_{u_m} \hat{u}_{m,t} + \eta_{s_m} \hat{s}_{m,t}$$

$$\hat{\chi}_{n,t} = \eta_{u_n} \hat{u}_{n,t} + \eta_{s_n} \hat{s}_{n,t}$$

ただし、

$$\eta_{\chi_m} = \frac{1 - \pi}{\frac{S_m}{U_m} \pi + 1}$$

$$\eta_{\chi_n} = \frac{1 - \pi}{\frac{S_n}{U_n} \pi + 1}$$

$$\eta_{w_{s_m}} = \left(1 + \frac{1}{\frac{S_m}{U_m} \pi} \right)^{-1}$$

$$\eta_{w_{s_n}} = \left(1 + \frac{1}{\frac{S_n}{U_n} \pi} \right)^{-1}$$

$$\eta_{w_{u_m}} = \left(1 + \frac{S_m}{U_m} \pi \right)^{-1}$$

$$\eta_{w_{u_n}} = \left(1 + \frac{S_n}{U_n} \pi \right)^{-1}$$

$$\eta_{u_m} = \left(1 + \frac{1}{\frac{S_m}{U_m}} \right)^{-1}$$

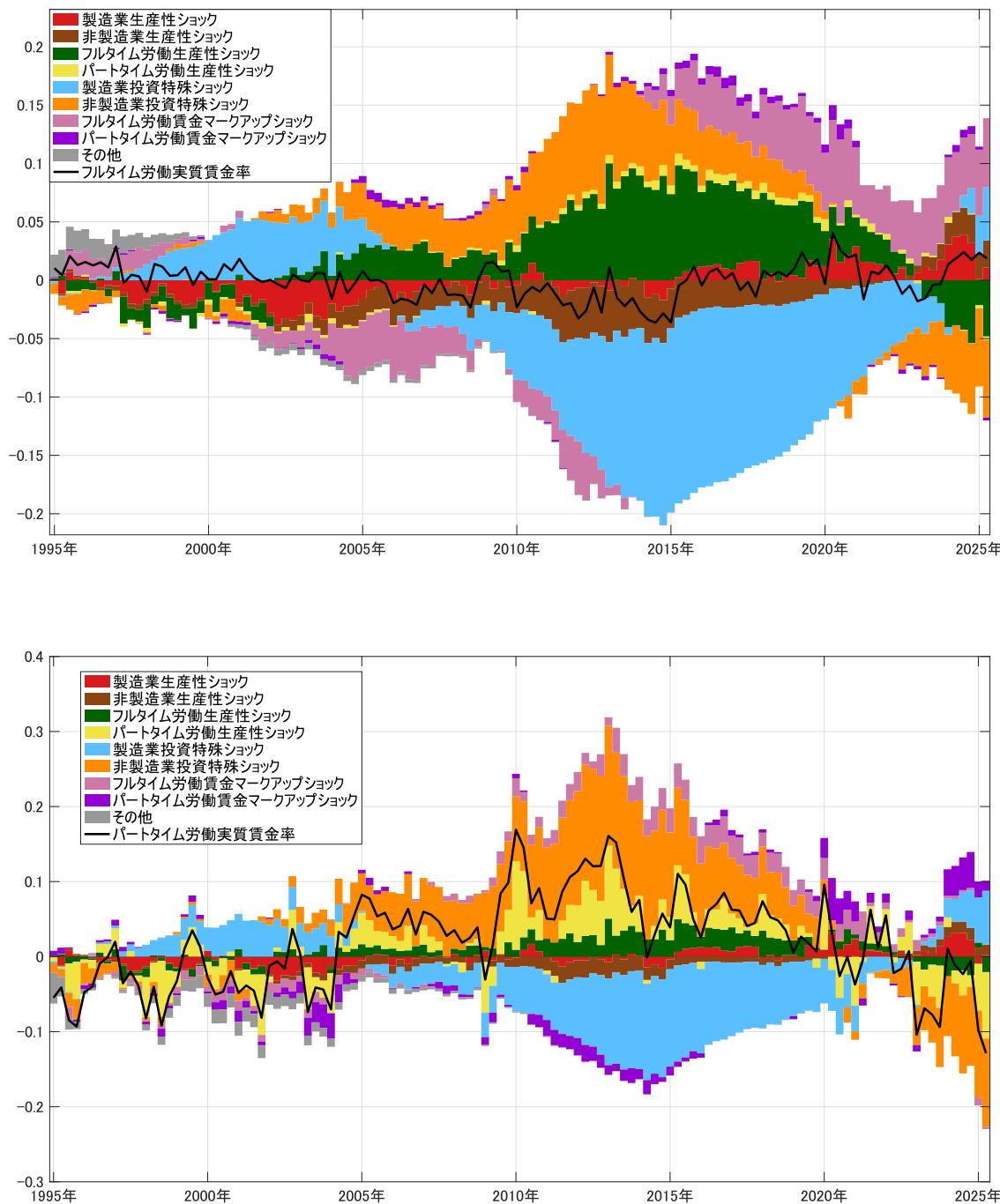
$$\eta_{u_n} = \left(1 + \frac{1}{\frac{S_n}{U_n}} \right)^{-1}$$

$$\eta_{s_m} = - \left(1 + \frac{1}{\frac{S_m}{U_m}} \right)^{-1}$$

$$\eta_{s_n} = - \left(1 + \frac{1}{\frac{S_n}{U_n}} \right)^{-1}$$

Appendix-2 図

図 5 フルタイム労働実質賃金率(上)とパートタイム労働実質賃金率(下)のヒストリカル分解



(注) 上の図は四半期のフルタイム労働実質賃金率、下の図は四半期のパートタイム労働実質賃金率についてのヒストリカル分解。横軸は時間、縦軸は定常状態からの乖離率(%)を表す。各期における定常状態からの乖離率を8つショックの寄与に分解しており、「その他」はカルマンフィルターの初期値問題によるものである。