



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

原材料高を起点とした賃金から物価への二次的波及： DSGE モデルによる実証分析

安達孔*

kou.adachi@boj.or.jp

加藤直也*

naoya.katou@boj.or.jp

No.25-J-5
2025 年 6 月

日本銀行
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱 30 号

* 日本銀行調査統計局

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局 (post.prd8@boj.or.jp) までご相談下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

原材料高を起点とした賃金から物価への二次的波及：

DSGE モデルによる実証分析*

安達孔[†]・加藤直也[‡]

2025 年 6 月

【 要 旨 】

本稿は、原材料高に伴う物価上昇が賃金に波及し、それが再び物価にフィードバックする効果（「二次的波及効果」）について、原材料投入構造の近い日本と欧州を対象に DSGE モデルによる実証分析を行う。分析結果によると、原材料費上昇の価格転嫁を捉えた一次効果は、欧州よりも日本の方が緩慢であるほか、賃金を通じた二次的波及効果は、日欧ともに緩やかだが持続的であることが分かる。また、2020 年以降の物価上昇局面では、日欧双方において、原材料高の一次効果が物価上昇の主因となった一方、二次的波及効果は物価上昇の持続性を高める役割を果たしていた可能性が示唆される。さらに、近年の日本において、賃金硬直性の変化等が二次的波及効果を強めた可能性を指摘する。

JEL 分類番号：E17、E31、J30

キーワード：賃金、物価、二次的波及効果、DSGE モデル

* 本稿の作成に当たっては、青木浩介氏、大高一樹氏、開発壮平氏、川本卓司氏、黒住卓司氏、佐々木貴俊氏、陣内了氏、須合智広氏、高橋悠輔氏、福永一郎氏から有益なコメントを頂いた。なお、本稿に示されている意見は、筆者達個人に属し、日本銀行の公式見解を示すものではない。また、ありうべき誤りはすべて筆者達個人に属する。

[†] 日本銀行調査統計局（kou.adachi@boj.or.jp）

[‡] 日本銀行調査統計局（naoya.katou@boj.or.jp）

1 はじめに

“We can’t allow a wage-price spiral to happen. And we can’t allow inflation expectations to become unanchored.”

—— Jerome Powell, FOMC Press Conference, May 4, 2022.

“Our restrictive monetary policy stance, the ensuing strong decline in headline inflation and firmly anchored longer-term inflation expectations act as a safeguard against a sustained wage-price spiral.”

—— Christine Lagarde, speech at European Parliament, February 26, 2024.

賃金から物価への二次的波及、すなわち、何らかのきっかけで上昇した物価が賃金決定に影響を与えた後、その賃金上昇が更なる物価上昇をもたらすメカニズムを正しく理解することは、中央銀行にとって、安定した経済・物価情勢を実現する上で重要である。1970年代に主要国で観察された物価高騰は、このメカニズムが中央銀行の想定を超えて顕著に表れた一例といえる。当時を振り返ると、原材料価格上昇に伴う物価高騰が賃上げを後押ししただけでなく、そうした賃金上昇がさらなる物価上昇をもたらし、両者がスパイラル的に上昇する状況がみられ、多くの国で経済が不安定化した。

近年、サプライチェーンの混乱や地政学リスクの高まり等を背景に、世界的にエネルギーや食料品等の原材料価格が広範に高騰した。こうしたもと、米欧では、1970年代に生じたような、賃金と物価がスパイラル的に上昇し、物価が不安定化するリスクに再び関心が集まった。他方、長年にわたり低インフレを経験してきたわが国では、原材料高に伴う物価上昇を一つの契機にして賃金から物価への二次的な波及が起こるのか、そして、そのもとで「物価安定の目標」に沿った物価上昇が定着していくのか、という米欧とは異なる視点から、賃金と物価の相互作用が注目を集めてきた。

本稿では、こうした古くて新しい話題である賃金から物価への二次的波及効果について、日欧のデータで動学的確率的一般均衡（DSGE）モデルによる実証分析を行う。日本と欧州を分析対象とする理由は、素原材料の多くを輸入に依存しているという点で経済構造に類似性があり、同一のモデルを適用して分析・比較を行うことが可能であると考えられるためである。

本稿の貢献は以下の4点である。第一の貢献は、原材料価格の賃金・物価への波及を分析するための構造モデルを構築した点である。本研究では、労働と非代替的な生産要素（原材料）、および賃金・価格双方の硬直性を考慮した Lorenzoni

and Werning [2023a] (以下、LW) のモデルをいくつかの点で変更・拡張している。特に、毎期の労働所得をそのまま消費に回す家計の存在を考慮した TANK (Two-Agent New Keynesian) モデルとすることで、原材料高に伴う実質賃金の低下が消費を下押しし、それが賃金・物価に波及する経路を勘案している点は本稿の特色の一つである。

第二の貢献は、原材料高に伴う物価上昇を、原材料高の直接的な影響を捉えた一次効果と名目賃金の上昇を通じた二次的波及効果に分解する手法を理論的に示した点である。DSGE モデルにおいて、本稿のような二次的波及効果の計測手法を提示している研究は、筆者らの知る限り存在しない。

第三の貢献は、日欧のデータでモデルを推計し、原材料高の一次効果と二次的波及効果を実証分析した点である。推計結果によると、①原材料費上昇の価格転嫁を捉えた一次効果は、欧州よりも日本の方が緩慢であること、②賃金を通じた二次的波及効果は、日欧ともに緩やかだが持続的であること、が示された。また、2020 年以降のコロナ禍後の物価上昇局面では、③日欧双方において、原材料高の一次効果が物価上昇の主因となった一方、二次的波及効果は物価上昇の持続性を高めたものの、物価上昇を一段と加速させる要因とはならなかった可能性が示唆された。すなわち、近年の物価上昇局面において、賃金と物価のスパイラル的な上昇がインフレの高進をもたらした可能性は低いと考えられる。

第四の貢献は、近年の日本において二次的波及効果の特性が変化している可能性について考察した点である。具体的には、近年の日本では、原材料高に伴う物価上昇に対し、金融緩和度合いの調整が緩やかに行われた結果、二次的波及効果が発現しやすかった可能性を指摘する。さらに、名目賃金の下方硬直性を導入したモデルを推計することで、足もとの賃金硬直性の低下が二次的波及効果を強めている可能性も指摘する。

(関連研究)

原油価格等の外生的な価格上昇が実体経済や物価に及ぼす影響を分析した先行研究は、膨大な数が存在する。ここでは、それらを包括的にサーベイすることとはせず、本研究と同様に、原材料価格等の賃金・物価への波及について、「二次的波及効果 (Second-Round Effects)」に明示的に言及して分析を行っている実証研究に焦点を絞り、その知見を整理する。

欧州を対象とした研究

欧州を対象に原油価格変動の二次的波及効果を分析した研究は複数存在する。

ECB のエコノミストらによる分析である Battistini et al. [2022]は、原油価格が一人当たり雇用者報酬を通じて GDP デフレータに与える影響を、原油高の名目賃金を通じた物価への二次的波及効果として定義したうえで、ベイジアン VAR モデルをユーロ圏の集計データを用いて推計した。彼らは、1970～80 年代は明確な二次的波及効果の存在が確認されたが、1999 年以降、同効果は非常に限定的になっているとの結果を報告している。

これに対し、Baba and Lee [2022]と Enders and Enders [2017]は、原油価格が消費者物価を通じて名目賃金に波及する効果を二次的波及効果と定義した。Baba and Lee [2022]は、国別のパネルデータに対してローカル・プロジェクションを適用することで、原油価格の上昇が消費者物価を通じて名目賃金を有意に押し上げることを確認した。また、同効果は、①インフレ率が高い、②労働組合の組織率が高い、③金融政策に対する信認度が低い、ほど大きくなるという状態依存性を有することを指摘した。一方、Enders and Enders [2017]は、ユーロ圏の集計データに構造 VAR モデルを適用した結果、原油価格ショックが消費者物価を通じて名目賃金に有意な影響を与えるという証拠は見つからなかったと結論づけている。

日本を対象とした研究

日本を対象に二次的波及効果を分析した研究は、筆者らの知る限り、大久保ほか [2023]に限られている。彼らは、インフレ率と賃金変化率の 2 変数 VAR モデルにおいて、物価固有のショックが賃金を通じて物価にフィードバックする効果を二次的波及効果として定義した。日米データを用いた推計結果からは、1970～80 年代には日本での二次的波及効果は米国対比でも大きかったが、1990 年代以降は同効果が非常に限定的になっていることが示されている。

その他の国に関する研究

日欧以外の国や地域について二次的波及効果を分析した研究には、Alp et al. [2023]と Ruch and du Plessis [2015]がある¹。Alp et al. [2023]は、原油価格がコア CPI に与える影響を二次的波及効果と定義したうえで、先進 27 か国（ユーロ圏・英国・カナダ）のパネルデータを用いて同効果を推計した。その結果、彼らは、原油高の二次的波及効果は緩やかながらも持続的であると結論付けた。Ruch and du Plessis [2015]は、食料・エネルギー価格ショックがユニット・レーバー・コスト（ULC）やコア CPI に与える影響を二次的波及効果として定義し、南アフリカのデータで構造 VAR モデルを推計することで同効果を分析した。推計の結果、1%

¹ このほか IMF [2022]は、wage-price spiral に関する先行研究のサーベイや、2020 年頃からの先進国を中心とした賃金・物価動向を丁寧に考察し、現在の状況下で持続的なスパイラル発生リスクは低いと結論付けている。

の食料・エネルギー価格の上昇は、1年後の ULC とコア CPI を 0.3%程度押し上げることが示されている。

本稿の位置づけ

以上のように、原油高等の賃金や物価への二次的波及効果に関する実証結果は、分析対象の国や期間、分析手法等によって異なっており、多角的に分析を蓄積していくことが望まれる。本研究は、原材料高に伴う物価上昇のうち、名目賃金の上昇を通じた成分を二次的波及効果と定義している点で、ECB のエコノミストらによる分析である Battistini et al. [2022]の立場に近い。もっとも、上述した先行研究では用いられていない DSGE モデルを用いて、二次的波及効果を推計している点で手法面に大きな特色がある。こうした本稿のアプローチは、原材料高の波及メカニズムについて、金融政策を含むモデルの構造に即して考察することを可能にする利点がある。また、現状では、先行研究が限られている日本について、近年の二次的波及効果の特性変化の可能性も含め、分析を行った点も本稿の特色の一つといえる。

(構成)

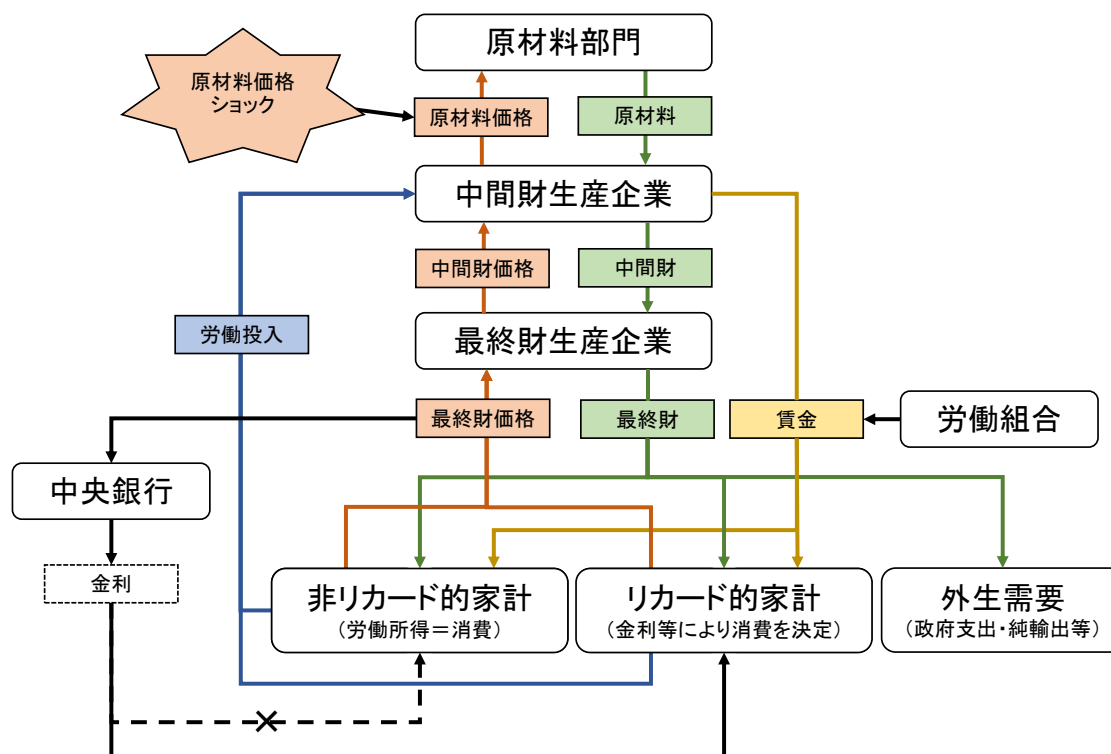
本稿の構成は以下の通りである。2 節では、本研究のモデルを提示する。3 節では、本稿のモデルにおける原材料高の波及メカニズムを定性的に整理したうえで、原材料高の一次効果と賃金を通じた二次的波及効果を定量化する手法を示す。4 節では、実証分析の枠組みを説明する。5 節では、推計結果を報告し、日欧での一次効果や二次的波及効果の性質について議論する。6 節では、近年の日本に焦点を当てて追加的な分析を行う。7 節はまとめである。

2 モデル

モデルの全体像は、図表 1 に整理した通りである。家計部門には、家計の異質性を反映する形でリカード的家計と非リカード的家計の 2 種類が存在する。前者は中央銀行が金融政策ルールに沿って決定する金利を所与にして消費を平準化する一方、後者の消費は毎期の労働所得により決定される。家計部門は中間財生産企業に労働供給を行い、その対価として賃金を得る。賃金は Calvo [1983]型（以下、Calvo 型）の賃金硬直性と独占的競争の下で、労働組合により決定される。中間財生産企業は労働と原材料を用いて中間財を生産する。原材料は、外生的に決定される原材料価格の下で弾力的に供給される。中間財価格は、Calvo 型の価格硬直性と独占的競争の下で、中間財生産企業により決定される。最後に、最終財生産企業は、完全競争の下で中間財を用いて最終財を生産する。最終財は、家計

に消費されるか、外生的に変動する需要要因（外生需要）に消費される。

（図表 1）モデルの全体像



このモデルは、Calvo 型の賃金・価格硬直性、および、労働と補完的な生産要素である原材料を考慮した LW のモデルに、以下のような変更・拡張を加えている。まず、LW はエネルギー自給率が高い米国を念頭に、原材料供給を外生、同価格を内生として扱っているのに対し、本稿は日欧を念頭に、所与の価格の下での需要に応じて供給が内生的に決定されると仮定している。この際、現実には、日欧は素原材料の多くを輸入に依存しているが、本研究では為替レートや海外部門のモデル化はせず、閉鎖経済の下で弾力的に供給される原材料の価格が外生的に変動したと簡略化して想定し、その際のモデルの挙動を分析する。こうした本稿の定式化は、原材料高が交易条件の悪化を通じて実体経済を下押しする経路を捨象してしまう一方で、為替レートや海外部門の定式化の誤り等による影響を受けないという利点がある²。また、賃金設定について、LW は Erceg et al. [2000]による定式化を採用しているが、本稿では、TANK モデルに Calvo 型の賃金硬直性を組み込んだ Colciago [2011]に倣い、Schmitt-Grohe and Uribe [2005]による定式化を採用する。この変更は、賃金版フィリップス曲線の傾きの表現に影響するが、モデ

² Van Nguyen [2020]は、豪州のデータを用いて、閉鎖経済モデルと小国開放経済モデルの予測精度を比較し、海外部門の定式化の誤りや推計するパラメータ数の増大等に起因して、後者の方が予測精度が低くなるという結果を報告している。

ルの挙動を大きく変えるものではない。さらに、データへのフィットを高める観点から、Hirose and Kurozumi [2012]に倣い、確率的トレンドや消費の習慣形成等を導入している。以下では、モデルの内容について、具体的に説明する。

2-1 家計部門

(効用関数)

経済には、無数の家計 ($i \in [0,1]$) が存在する。家計*i*は、実質消費 C_t^i から効用を得る一方、労働供給 l_t^i から不効用を得る。家計の当期 ($t = 0$) から無限期先 ($t = \infty$) までの生涯効用は次のように与えられる。

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ e^{z_t^b} \frac{(C_t^i - \theta^i C_{t-1}^i)^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \Phi Z_t^{1-\sigma} e^{z_t^l} \frac{(l_t^i)^{1+\eta}}{1+\eta} \right\}$$

$\beta \in (0,1)$ は主観的割引因子、 $\sigma > 0$ は消費の異時点間代替の弾力性の逆数、 $\theta^i \in [0,1]$ は消費の習慣形成の程度、 $\eta > 0$ は労働供給の弾力性の逆数、 Φ は労働不効用の大きさを表すパラメータである。また、 $e^{z_t^b}$ と $e^{z_t^l}$ は、選好ショックと労働供給ショックである。 Z_t は後述するように技術水準を表す。ここで、モデルが均斉成長制約を満たすために、Erceg et al. [2006]と同様、労働不効用に $Z_t^{1-\sigma}$ が掛けられている。

(リカード的家計と非リカード的家計)

家計部門には2種類の家計が存在する。 $[0, \lambda]$ の家計は非リカード的家計である。非リカード的家計は、金融市場にアクセスすることができず、各期に得た労働所得をそのまま消費する。他方、残りの $(\lambda, 1]$ の家計はリカード的家計であり、金融市場にアクセスし、金利水準を所与にして生涯効用を最大化する最適な消費量を每期決定する。

各家計は、労働組合によって決定された賃金の下で企業が需要する労働量を弾力的に供給すると仮定する。また、後述するように、全ての家計の労働供給は同一であるため、ひとまず、各家計の*t*期の実質労働所得を I_t と置く。この下で、非リカード的家計の実質消費 C_t^H は以下のように与えられる。

$$C_t^H = I_t$$

さらに、非リカード的家計の消費の習慣形成の度合いはゼロであるとする、非リカード的家計の*t*期の消費 C_t^H の限界効用 Λ_t^H は以下のようになる。

$$\Lambda_t^H = e^{z_t^b} (C_t^H)^{-\sigma}$$

一方、リカード的家計は、次の予算制約の下で生涯効用を最大化するように実質消費 C_t^U を決定する。

$$C_t^U + \frac{B_t}{P_t} = I_t + R_{t-1}^n \frac{B_{t-1}}{P_t} + D_t$$

B_t 、 D_t は、名目債券保有、実質配当所得（企業利潤と等しい）を表す。また、 P_t 、 R_t^n は物価水準とグロスの名目金利を表す。ここから、以下の条件が得られる。

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

$$\Lambda_t^U = \beta E_t \Lambda_{t+1}^U \frac{R_t^n}{\pi_{t+1}}$$

Λ_t^U はリカード的家計の t 期の消費 C_t^U の限界効用を表す。また、 $\pi_t (\equiv P_t/P_{t-1})$ はグロスの物価上昇率である。なお、リカード的家計の消費の習慣形成の度合いは θ で共通であると仮定している。

（労働供給）

家計は、差別化された労働 ($j \in [0,1]$) を中間財生産企業に対して弾力的に供給する主体である。前述した通り、家計の労働供給は i によらず同一であると仮定する。すなわち、各家計は全てのタイプの労働 j を供給しており、どのタイプの労働をどれだけ供給するかという点は、どの家計も共通であるとする。

中間財生産企業 $f \in [0,1]$ は、差別化された労働 $l_t^{j,f}$ を次のように組み合わせ、有効労働 l_t^f を得る。

$$l_t^f = \left\{ \int_0^1 (l_t^{j,f})^{\frac{1}{1+\lambda_t^w}} dj \right\}^{1+\lambda_t^w}$$

λ_t^w は、 $\epsilon_t^w > 1$ を各タイプの労働の代替弾力性として、 $\lambda_t^w = 1/(\epsilon_t^w - 1) > 0$ で定義される変数であり、賃金のマークアップ率を表す。この下で、各タイプの労働需要関数は、以下のようになる ($l_t^j \equiv \int_0^1 l_t^{j,f} df$)。

$$l_t^j = \left(\frac{W_t^j}{W_t} \right)^{-\frac{1+\lambda_t^w}{\lambda_t^w}} l_t^d$$

W_t^j は各タイプの実質賃金である。 W_t と l_t^d は集計された実質賃金と有効労働を表し、 $w_t = \left\{ \int_0^1 (W_t^j)^{-\frac{1}{\lambda_t^w}} dj \right\}^{-\lambda_t^w}$ 、 $l_t^d = \int_0^1 l_t^j df$ で与えられる。以上より、家計の総労働供給 $l_t \equiv \int_0^1 l_t^j dj$ と実質労働所得 I_t は以下のようになる。

$$l_t = l_t^d \int_0^1 \left(\frac{W_t^j}{W_t} \right)^{-\frac{1+\lambda_t^w}{\lambda_t^w}} dj$$

$$I_t = \int_0^1 W_t^j l_t^j dj = l_t^d \int_0^1 W_t^j \left(\frac{W_t^j}{W_t} \right)^{-\frac{1+\lambda_t^w}{\lambda_t^w}} dj$$

2-2 労働組合

各タイプの労働 j には、労働者を代表する労働組合 j が存在する。労働組合は、独占的競争下で、組合に属する家計の効用を最大化するように名目賃金を決定する。その際、組合は Calvo 型の賃金硬直性に直面すると仮定する。具体的には、各期において、 $(1 - \xi_w)$ の割合の労働組合しか賃金を最適化することができず、残りの ξ_w の割合の労働については、定常状態における（グロスの）技術進歩率 z とインフレ率 π に沿って賃金が決定されると仮定する。

t 期に賃金を最適化する機会を得た労働組合は次の最適化問題を解く。

$$\max_{W_t^j} E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \xi_w)^s (\bar{\Lambda}_{t+s} W_{t|t+s}^j - V_{t+s}^L) l_{t+s}^d \left(\frac{W_{t|t+s}^j}{W_{t+s}} \right)^{-\frac{1+\lambda_{t+s}^w}{\lambda_{t+s}^w}}$$

$W_{t|t+s}^j$ は労働組合 j が t 期に賃金を最適化した後、 $(t+s)$ 期まで最適化を行えなかった場合の実質賃金を表し、 $W_{t|t+s}^j = W_t^j z^s \prod_{k=1}^s \pi / \pi_{t+k}$ で与えられる。 V_{t+s}^L は、 $V_{t+s}^L \equiv \Phi Z_{t+s}^{1-\sigma} e^{z_{t+s}^L} l_{t+s}^\eta$ で定義される家計の労働の限界不効用である。 $\bar{\Lambda}_{t+s}$ は、 $\bar{\Lambda}_{t+s} \equiv (1 - \lambda) \Lambda_{t+s}^U + \lambda \Lambda_{t+s}^H$ で定義される家計の平均的な消費の限界効用である。

この問題の解を W_t^o とすると、次の条件が成り立つ。

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \xi_w)^s \Phi_{t,t+s}^w [W_{t|t+s}^o - (1 + \lambda_{t+s}^w) MRS_{t+s}] = 0 \quad (1)$$

ただし、 $\Phi_{t,t+s}^w = \frac{1}{\lambda_{t+s}^w} l_{t+s}^d \left(\frac{W_{t,t+s}^o}{W_{t+s}} \right)^{-\frac{1+\lambda_{t+s}^w}{\lambda_{t+s}^w}} \bar{\Lambda}_{t+s}$ である。 MRS_{t+s} は、家計の平均的な消費・労働の限界代替率であり、 $MRS_{t+s} \equiv V_{t+s}^L / \bar{\Lambda}_{t+s}$ により定義される。ここから、賃金が完全に伸縮的な場合の最適な実質賃金水準は、平均的な消費・労働の限界代替率 MRS_{t+s} にマークアップ $(1 + \lambda_{t+s}^w)$ を乗じたものとなることがわかる。他方、賃金に硬直性が存在する場合、労働組合は、将来名目賃金を最適化できない可能性を踏まえ、将来にわたって実質賃金と伸縮賃金下の最適水準の乖離が極力小さくなるよう、賃金要求を行うことを含意している。このことから、消費・労働の限界代替率 MRS_{t+s} は、労働組合の要求賃金水準を規定する要素であるといえる。

また、 W_t^o を用いると、マクロの実質賃金 W_t は以下のように表される。

$$W_t = (1 - \xi_w) \left((W_t^o)^{-\frac{1}{\lambda_t^w}} + \sum_{s=1}^{\infty} \xi_w^s \left[z^s W_{t-s}^o \prod_{k=1}^s \frac{\pi}{\pi_{t-k+1}} \right]^{-\frac{1}{\lambda_t^w}} \right)^{-\lambda_t^w}$$

2-3 企業部門

（最終財生産企業）

最終財生産企業は、差別化された中間財 Y_t^f ($f \in [0,1]$) から、次の生産技術を用いて最終財 Y_t を生産する。

$$Y_t = \left(\int_0^1 (Y_t^f)^{\frac{1}{1+\lambda_t^p}} df \right)^{1+\lambda_t^p}$$

λ_t^p は、 $\epsilon_t^p > 1$ を各中間財の代替弾力性として、 $\lambda_t^p = 1/(\epsilon_t^p - 1) > 0$ と定義される変数であり、中間財の価格マークアップ率を表す。最終財生産企業は、最終財価格 P_t と中間財価格 P_t^f を所与として、利潤 $P_t Y_t - \int_0^1 P_t^f Y_t^f df$ を最大化するように中間財の投入量 Y_t^f を決定する。ここから、以下の中間財の需要関数が導かれる。

$$Y_t^f = \left(\frac{P_t^f}{P_t} \right)^{-\frac{1+\lambda_t^p}{\lambda_t^p}} Y_t \quad (2)$$

ただし、 $P_t = \left\{ \int_0^1 (P_t^f)^{-\frac{1}{\lambda_t^p}} df \right\}^{-\lambda_t^p}$ である。

（中間財生産企業）

中間財生産企業 $f \in [0,1]$ は、原材料 X_t^f と労働 l_t^f を生産に用いる。これらの生産要素は代替不能、すなわち、生産関数はレオンチェフ型であると仮定する³。

$$Y_t^f = \min \left\{ \frac{Z_t l_t^f}{1 - a_x}, \frac{X_t^f}{a_x} \right\}$$

a_x は原材料の投入ウェイトを表す。中間財生産の技術水準 Z_t は、以下の通り、ドリフト付きのランダムウォークに従うと仮定する。

$$\log Z_t = \log z + \log Z_{t-1} + z_t^z$$

すなわち、技術水準 Z_t は定常状態においても一定の率 z で成長する。また、技術ショック z_t^z の存在によって、技術進歩率は確率的に変動する。

中間財生産企業 f が 1 単位生産を増やすためには、 l_t^f が $(1 - a_x)/Z_t$ 単位、 X_t^f が a_x 単位、追加的に必要になる。したがって、 p_t^x を実質原材料価格とすると、中間財生産企業の実質限界費用 mc_t は次のようになる。

$$mc_t = (1 - a_x) \frac{W_t}{Z_t} + a_x p_t^x$$

ここでは、どの中間財生産企業の限界費用も同一であるため、添え字 f は省略している。

³ 後述するように、推計には生産要素の投入量（労働投入、原材料投入）に関するデータを用いないため、より一般的な CES 生産関数を仮定した場合に、生産要素間の代替弾力性の識別が困難になるという点がレオンチェフ生産関数を仮定している理由の一つである。

実質原材料価格 $p_t^X (\equiv P_t^X/P_t)$ は、AR(1)過程に従い、外生的に決定される。

$$\log p_t^X = (1 - \rho_x) \log p^X + \rho_x \log p_{t-1}^X + \epsilon_t^x$$

$\rho_x \in [0,1]$ は原材料価格の持続性を表すパラメータ、 ϵ_t^x は原材料価格ショックである。原材料はこの価格の下で弾力的に供給されると仮定する⁴。

中間財生産企業は、Calvo 型の価格硬直性と独占的競争の下で名目価格を決定する。各期において、 $(1 - \xi_p)$ の割合の企業は価格を最適化する。残りの ξ_p の割合の企業の価格は、定常状態におけるインフレ率 π に沿って決定される。この設定の下で、 t 期に最適化を行う企業は、中間財の需要関数 ((2)式) を所与に以下の目的関数を最大化するよう、実質中間財価格 $p_t^f (\equiv P_t^f/P_t)$ を決定する。

$$\max_{p_t^f} E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \xi_p)^s \frac{\Lambda_{t+s}^U}{\Lambda_t^U} (p_{t|t+s}^f - mc_{t+s}) Y_{t+s}^f$$

$p_{t|t+s}^f$ は企業 f が t 期に価格を最適化した後、 $(t + s)$ 期まで最適化ができなかった場合の実質中間財価格を表し、 $p_{t|t+s}^f = p_t^f \prod_{k=1}^s \pi/\pi_{t+k}$ で与えられる。この問題の解を p_t^o として、次の条件が得られる。

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \xi_p)^s \Phi_{t,t+s}^p \{p_{t|t+s}^o - (1 + \lambda_{t+s}^p) mc_{t+s}\} = 0$$

ただし、 $p_{t|t+s}^o = p_t^o \prod_{k=1}^s \pi/\pi_{t+k}$ 、 $\Phi_{t,t+s}^p = \frac{\Lambda_{t+s}^U}{\Lambda_t^U} \frac{1}{\lambda_{t+s}^p} (p_{t|t+s}^o)^{-\frac{1+\lambda_t^p}{\lambda_t^p}} Y_{t+s}$ である。ここから、 λ_{t+s}^p は価格が完全に伸縮的な場合の価格マークアップ率を表すことがわかる。さらに、マクロの物価水準 P_t の定義より、次の条件が成り立つ。

$$1 = (1 - \xi_p) \left((p_t^o)^{-\frac{1}{\lambda_t^p}} + \sum_{s=1}^{\infty} \xi_p^s (p_{t-s|t}^o)^{-\frac{1}{\lambda_t^p}} \right)$$

⁴ 原材料部門で得られた利潤はリカード的家計に分配されると仮定する。

2-4 中央銀行

中央銀行は、以下の金融政策ルールに従い、インフレ率と実質 GDP に応じて名目金利 R_t^n を決定する。

$$\log R_t^n = \phi_r \log R_{t-1}^n + (1 - \phi_r) \left\{ \log R^n + \phi_\pi \left(\frac{1}{4} \sum_{s=0}^3 \log \frac{\pi_{t-s}}{\pi} \right) + \phi_y \log \frac{Y_t/Z_t}{y} \right\} + z_t^r$$

y と R^n は、トレンドを除いた生産量 Y_t/Z_t と名目金利 R_t^n の定常状態値を表す。 $\phi_r \in [0,1]$ は金利のスモーキングの度合いを表すパラメータ、 ϕ_π は名目金利のインフレ率への感応度、 ϕ_y は実質 GDP への感応度を表すパラメータ、 z_t^r は金融政策ショックである。

2-5 市場均衡

最終財は、家計によって消費されるか、それ以外の用途（外生需要）に用いられる。したがって、最終財の市場均衡は次のようになる。

$$Y_t = C_t + gZ_t e^{z_t^g}$$

C_t は $C_t = (1 - \lambda)C_t^U + \lambda C_t^H$ で表される家計部門の総消費であり、 $gZ_t e^{z_t^g}$ は政府支出や純輸出といった消費以外の外生需要である。 z_t^g は外生需要ショックを表す。

2-6 線形近似されたモデル

本モデルでは、技術水準 Z_t が確率的トレンドを有することから、多くの実体変数が非定常な確率トレンドを持っている。このため、以下では、トレンドを有する変数を Z_t で除す（ Λ_t^U, Λ_t^H は Z_t^σ を乗じる）ことにより、定常な変数として定義し直したうえで、定常状態周りで対数線形近似したモデルを分析に用いる。その際、トレンドを除去した変数は小文字により表記し、変数 a_t の定常状態からの乖離率を $\tilde{a}_t$ で表すこととする。線形近似された均衡条件の一覧は補論に記載している。なお、モデルの外生変数は、いずれも AR(1)過程に従うと仮定している。

3 原材料高の波及メカニズム

本節では、本稿のモデルにおける原材料高の物価への波及メカニズムやそれを規定する要因を定性的に整理する。そのうえで、原材料高の物価に対する影響を一次効果と賃金を通じた二次的波及効果に分解する手法を提示する。

3-1 原材料高の波及メカニズムに関する定性的な整理

t 期に正の原材料価格ショック ($\epsilon_t^x > 0$) が生じた状況を考える (他のショックはゼロとする)。このとき、原材料価格 $\tilde{p}_t^x$ の上昇に伴い、次式より限界費用 $\tilde{m}c_t$ が上昇する⁵。

$$\tilde{m}c_t = a_x \tilde{p}_t^x + (1 - a_x) \tilde{w}_t \quad (3)$$

すると、次式のニューケインジアン・フィリップス曲線 (New Keyensian Phillips Curve; NKPC) からインフレ率 $\tilde{\pi}_t$ が上昇する。

$$\tilde{\pi}_t = \Lambda^p \tilde{m}c_t + \beta z^{1-\sigma} E_t \tilde{\pi}_{t+1} \quad (4)$$

ただし、 $\Lambda^p = (1 - \xi_p)(1 - \beta z^{1-\sigma} \xi_p) / \xi_p$ は NKPC の傾きを表し、これが原材料高の物価への一次的な波及効果 (一次効果) を規定する。価格を自由に変えられる企業の割合 ($1 - \xi_p$) が大きい、すなわち、価格の硬直性が低いほど、原材料高の一次効果の発現は速やかになると考えられる。

次に、インフレ率 $\tilde{\pi}_t$ が上昇したもとの賃金の動きを考える。まず、インフレ率上昇を受けて実質賃金 $\tilde{w}_t$ が低下するが、次式の賃金版ニューケインジアン・フィリップス曲線 (New Keyensian Wage Phillips Curve; NKWPC) より、実質賃金 $\tilde{w}_t$ の低下は、名目賃金変化率 $\tilde{\pi}_t^w$ を押し上げる。

$$\tilde{\pi}_t^w = \Lambda^w (\tilde{m}r s_t - \tilde{w}_t) + \beta z^{1-\sigma} E_t \tilde{\pi}_{t+1}^w \quad (5)$$

ただし、 $\Lambda^w = (1 - \xi_w)(1 - \beta z^{1-\sigma} \xi_w) / \xi_w$ は NKWPC の傾きを表し、物価上昇に対する賃金のキャッチアップを規定している。賃金要求を実現できる労働組合の割合 ($1 - \xi_w$) が大きい、すなわち、賃金の硬直性が低いほど、賃金が物価にキャ

⁵ 厳密には、「定常状態からの乖離率」に対する議論であるが、説明の煩雑化を防ぐため、以下の説明では「定常状態からの乖離率」という文言は省略する。

ッチアップする力は強くなると考えられる。

さらに、賃金のキャッチアップを規定するもう一つの要素に、次式で表される消費・労働の限界代替率 $\widehat{mrs}_t$ がある。

$$\widehat{mrs}_t = \eta \tilde{l}_t - \{(1 - \lambda)\tilde{\lambda}_t^U + \lambda\tilde{\lambda}_t^H\}$$

ただし、 $\tilde{l}_t$ は労働需要、 $\tilde{\lambda}_t^U$ ($\tilde{\lambda}_t^H$) はリカード的 (非リカード的) 家計の消費の限界効用を表す。

本モデルでは、原材料価格が上昇すると、①購買力の低下に伴い非リカード的家計の消費が減少するほか、②中央銀行による利上げに伴いリカード的家計の消費も減少する。こうした内需の減退を受けて、企業の労働需要が減少する。これらの結果、原材料高に伴って $\widehat{mrs}_t$ は低下する。これは、(5)式より賃金のキャッチアップを抑制する方向に働く。このことは、労働時間の減少や消費水準の低下に直面した家計の労働供給意欲が増加して、賃金が抑制されるメカニズムを表している。すなわち、 $\widehat{mrs}_t$ の低下による賃金上昇の抑制は、原材料高に伴う労働需給の緩みによる影響を表していると解釈することができる。

これらの NKWPC 上で生じる賃金のキャッチアップに向けた動きは、今度は(3)式から企業サイドで限界費用 $\widehat{mc}_t$ を上昇させるため、NKPC からインフレ率 $\tilde{\pi}_t$ が一段と高まる。これが原材料高を起点とした賃金から物価への二次的波及効果である。なお、このようなフィードバックは、現在だけでなく将来時点においても生じるため、インフレ率や賃金変化率に関する予想 ($E_t\tilde{\pi}_{t+1}$, $E_t\tilde{\pi}_{t+1}^w$) が高まって、現在のインフレ率 $\tilde{\pi}_t$ が押し上げられるという期待を通じたメカニズムも働く。

以上をまとめると、原材料高の一次効果を規定する要因としては、価格の硬直性を表すパラメータ (カルボパラメータ) ξ_p が重要であると考えられる。また、賃金を通じた二次的波及効果を規定する要因としては、価格と賃金のカルボパラメータ (ξ_p と ξ_w)、および、消費・労働の限界代替率 $\widehat{mrs}_t$ の 3 つの要素が重要であると考えられる。

因みに、原材料価格が上昇した際、金融政策は主として二次的波及効果に影響を及ぼすことで物価をコントロールすると考えられる。例えば、中央銀行が物価上昇を積極的に鎮静化しようとして大幅な利上げを行う場合は、リカード的家計の消費の減少を通じて $\widehat{mrs}_t$ の低下幅が大きくなり、その分、二次的波及効果が抑制される。逆に、中央銀行が利上げを慎重に行う場合は、賃金のキャッチアップを抑制する力が弱くなるため、二次的波及効果は発現しやすくなると考えられる。

3-2 一次効果と二次的波及効果の定量手法

ここでは、3-1 節で定性的に議論した原材料高の一次効果と二次的波及効果を定量的に捉える手法を提示する。本稿の主眼としている二次的波及効果は、原材料高に伴う「名目賃金」の上昇が物価を押し上げる力である。この点を踏まえ、本稿では、原材料高に伴う物価上昇を「名目原材料価格」で表現される成分($\tilde{\pi}_t^{1st}$)と「名目賃金」で表現される成分($\tilde{\pi}_t^{2nd}$)に分解し、前者を原材料高の一次効果、後者を二次的波及効果として定義する（命題の証明は補論参照）。

命題：原材料価格ショック以外の外生変数は全てゼロであるとする。

このとき、インフレ率 $\tilde{\pi}_t$ は、名目原材料価格変化率の流列 $\{E_t \tilde{\pi}_{t+k}^X\}_{k=0}^{\infty}$ により表現される成分 ($\tilde{\pi}_t^{1st}$) と名目賃金変化率の流列 $\{E_t \tilde{\pi}_{t+k}^W\}_{k=0}^{\infty}$ により表現される成分 ($\tilde{\pi}_t^{2nd}$) に分解可能である。すなわち、 $\tilde{\pi}_t = \tilde{\pi}_t^{1st} + \tilde{\pi}_t^{2nd} \quad \forall t$ となる。

$$\tilde{\pi}_t^{1st} = \frac{\lambda_1 \Lambda_p}{1 - \lambda_2^{-1}} \left\{ \tilde{m}c_{t-1}^{1st} + a_X E_t \sum_{k=0}^{\infty} \lambda_2^{-k} \tilde{\pi}_{t+k}^X \right\} \quad (6)$$

$$\tilde{\pi}_t^{2nd} = \frac{\lambda_1 \Lambda_p}{1 - \lambda_2^{-1}} \left\{ \tilde{m}c_{t-1}^{2nd} + (1 - a_X) E_t \sum_{k=0}^{\infty} \lambda_2^{-k} \tilde{\pi}_{t+k}^W \right\} \quad (7)$$

ただし、 $\tilde{m}c_t^{1st}, \tilde{m}c_t^{2nd}$ は、それぞれ名目原材料価格変化率と名目賃金変化率で表現される実質限界費用の成分を表しており、 $\tilde{m}c_t^{1st} = a_X \tilde{\pi}_t^X + \tilde{m}c_{t-1}^{1st} - \tilde{\pi}_t^{1st}, \tilde{m}c_t^{2nd} = (1 - a_X) \tilde{\pi}_t^W + \tilde{m}c_{t-1}^{2nd} - \tilde{\pi}_t^{2nd}, \tilde{m}c_t = \tilde{m}c_t^{1st} + \tilde{m}c_t^{2nd} \quad \forall t$ を満たす変数である。また、 $\lambda_1 + \lambda_2 = (\beta z^{1-\sigma})^{-1} (1 + \Lambda_p + \beta z^{1-\sigma}), \lambda_1 \lambda_2 = (\beta z^{1-\sigma})^{-1}$ であり、 $0 < \lambda_1 < 1 < \lambda_2$ である。

このように定義される一次効果と二次的波及効果は、3-1 節で定性的に整理したこととも整合的である⁶。すなわち、(6)式から明らかなように、原材料高の一次効果は NKPC の傾き Λ_p に依存している。また、原材料高の二次的波及効果は、 Λ_p 、 Λ_w 、 $\tilde{m}rs_t$ の 3 つに依存している。このことは、NKWPC を用いて、(7)式の右辺第 2 項（の一部）を以下のように変形することで確かめられる。

$$\Lambda_p E_t \sum_{k=0}^{\infty} \lambda_2^{-k} \tilde{\pi}_{t+k}^W = E_t \sum_{k=0}^{\infty} \lambda_2^{-k} \{ \Lambda_p \Lambda_w (\tilde{m}rs_{t+k} - \tilde{w}_{t+k}) + \beta z^{1-\sigma} \Lambda_p E_t \tilde{\pi}_{t+k+1}^W \} \quad (8)$$

⁶ なお、本節での議論は、「spiral inflation」という概念に基づく LW の議論とも通じている。詳しくは補論参照。

本節の最後に、先行研究の手法との違いについて付言する。前述した通り、DSGE モデルで本稿のような分解を行った研究は筆者らの知る限り存在しないが、VAR モデルを用いて二次的波及効果を計測する手法には、Bachmann and Sims [2012]⁷が提案した手法があり、関連研究として取り上げた Enders and Enders [2017] や大久保ほか [2023]でも採用されている。彼らの手法では、ある外生ショックの変数 A を通じた変数 B への波及効果を、「変数 A を不変としたときの変数 B の仮想的なインパルス応答」と「実際のインパルス応答」の差分として定義する。この「仮想的なインパルス応答」を計算する際、変数 A を不変に保つように同変数に対する固有ショックの流列を与え、均衡を計算し直すという方法が採られる。したがって、Bachmann and Sims [2012]の手法による二次的波及効果には、均衡の再計算によって生じる他の変数の変化の影響が含まれることとなる。これに対し、本稿の手法は、インフレ率を名目原材料価格と名目賃金で表現される成分に解析的に分解することで、均衡の再計算による影響が二次的波及効果に含まれないようにしているという特徴がある。

4 実証分析の枠組み

本節では、推計用のデータ、推計手法等の実証分析の枠組みを説明する。

4-1 推計に用いるデータと観測方程式

推計には、2002 年第 1 四半期から 2024 年第 4 四半期の四半期データを用いる。標本期間は、欧州の原材料価格に用いたデータ（後述）が入手可能である期間に設定している。

推計に用いる系列は、日欧ともに一人当たり実質 GDP (Y_t^{obs})、一人当たり実質消費 (C_t^{obs})、消費者物価 (P_t^{obs})、名目賃金 ($W_t^{n,obs}$)、実質原材料価格 ($p_t^{x,obs}$)、名目短期金利 ($R_t^{n,obs}$) の 6 系列である⁸。

データの詳細は図表 2、データの時系列推移は図表 3 の通りである。実質 GDP

⁷ Bachmann and Sims [2012]は、政府支出ショックの家計・企業センチメントを通じた実体経済への二次的波及効果を VAR モデルにより分析している。

⁸ モデルの構造ショックの数（7 個）に対し、観測変数の数（6 個）は 1 つ不足している。追加の観測変数には、労働時間のデータを用いることが考えられる。しかし、同データを用いる場合、その趨勢的な低下トレンドや構成効果（非正規雇用比率の上昇）等の扱い方によって結果が大きく変わりうる点を考慮し、推計に用いていない。

と実質消費は、名目値を消費者物価で除すことで実質値に変換している。消費者物価には、CPI (HICP) の総合 (all items) を用いる。なお、日本の CPI は消費増税の影響を調整したものを用いる。また、名目金利には、日欧とも政策金利がゼロ以下であった期間を相応に含んでいることから、Krippner [2013] のシャドーレートを用いる⁹。

名目賃金のデータには、欧州については、時間当たり賃金の指標である Labor Cost Index の Wages and Salaries を用いる。日本については、必ずしも時間当たり賃金の指標ではないが、賃金の代表的指標として用いられることの多い毎月勤労統計調査の一般労働者の所定内給与を用いる¹⁰。

原材料価格のデータには、素原材料の価格データを用いる。日本については、2014 年以前は企業物価指数の素原材料価格、2015 年以降については、最上流 (ステージ 1) の財の中間需要物価指数を用いる¹¹。欧州については、素原材料の輸入物価指数を用いる。

最後に、観測方程式は以下の通りである。

$$100\Delta \log Y_t^{obs} = z^* + z_t^z + \tilde{y}_t - \tilde{y}_{t-1}$$

$$100\Delta \log C_t^{obs} = z^* + z_t^z + \tilde{c}_t - \tilde{c}_{t-1}$$

$$100\Delta \log P_t^{obs} = \pi^* + \tilde{\pi}_t$$

$$100\Delta \log W_t^{n,obs} = z^* + \pi^* + \tilde{\pi}_t^w$$

$$100(\log p_t^{X,obs} - \overline{\log p^{X,obs}}) = \tilde{p}_t^X$$

$$R_t^{n,obs} = r^* + \pi^* + \tilde{R}_t^n$$

ただし、 $\Delta \log a_t^{obs}$ は観測変数 a_t^{obs} の対数前期差を表し、 $\overline{a^{obs}}$ は標本平均を表す。

⁹ シャドーレートを観測データとして用いる手法は、ゼロ金利やマイナス金利の期間を多く含んだデータで DSGE モデルを推計する場合に用いられる手法の一つである (Comin et al. [2023]、Abe et al. [2019] 等)。Abe et al. [2019] が言及しているように、同手法は名目金利の実効下限を考慮した非線形モデルを推計する手法と比較して、フォワード・ガイダンスや量的緩和といった非伝統的金融政策の効果を捉えられるほか、計算負荷が小さいという利点がある。

¹⁰ 毎月勤労統計調査の時間当たり定期給与 (就業形態計) を賃金データとして用いた場合も、以下で述べる本稿の主要な結論は変わらない。

¹¹ 両系列がともに入手可能な期間の相関係数は 0.99 と非常に連動性が高いことを確認している。

また、 $z^* = 100(z - 1)$ 、 $\pi^* = 100(\pi - 1)$ 、 $r^* = 100(z^\sigma/\beta - 1)$ であり、それぞれ、定常状態の技術進歩率、インフレ率、実質利子率を表す。

(図表 2) 推計に用いたデータ

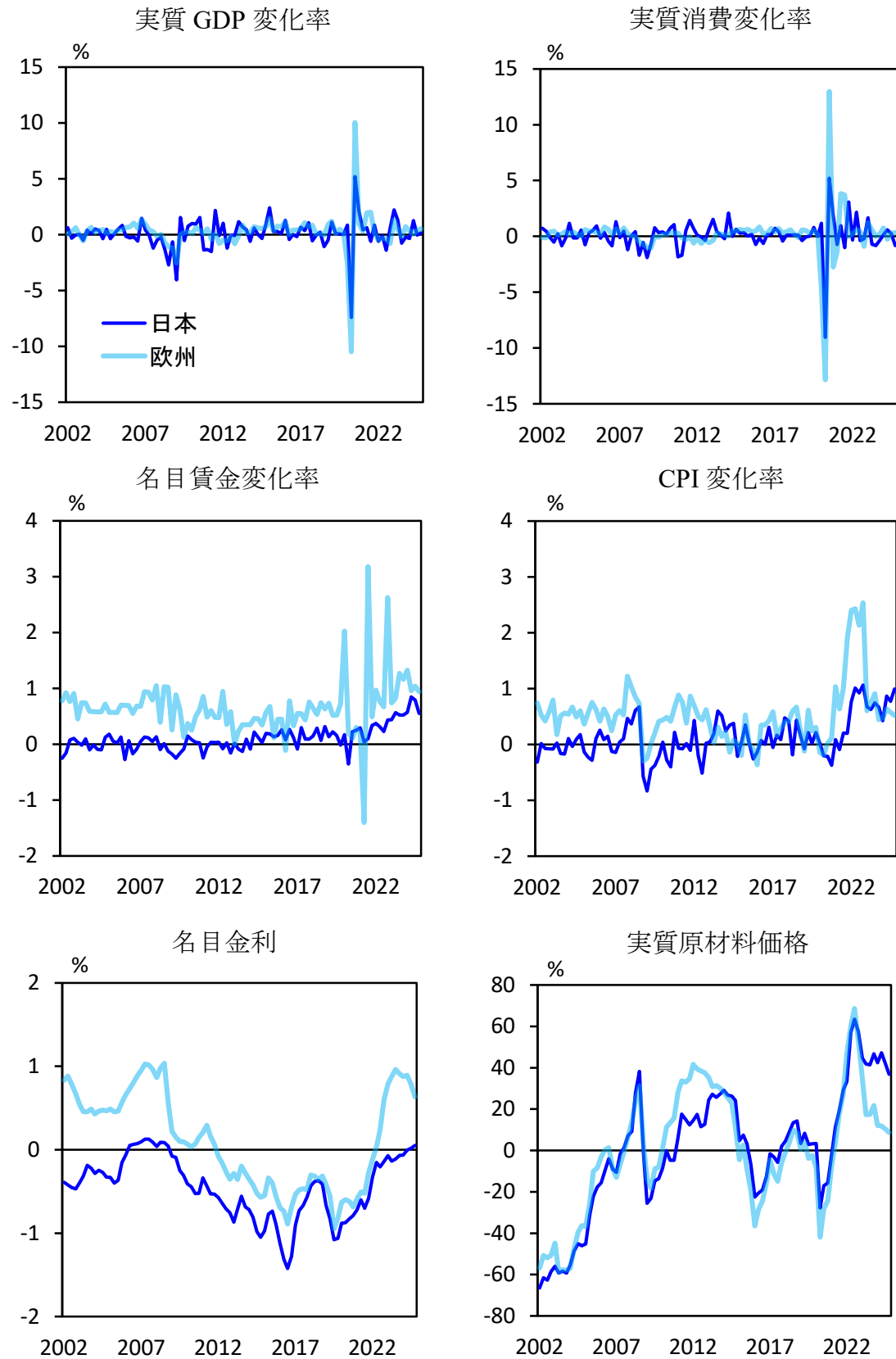
【日本】

観測変数	データの詳細	出所
一人当たり 実質 GDP (Y_t^{obs})	名目 GDP を 15 歳以上人口で除したうえで、消費者物価で除したもの (季節調整済み)。消費増税のあった四半期は欠損値としている。	内閣府「国民経済計算」 総務省「労働力調査」 総務省「消費者物価指数」
一人当たり 実質消費 (C_t^{obs})	名目家計最終消費支出を 15 歳以上人口で除したうえで、消費者物価で除したもの (季節調整済み)。消費増税のあった四半期は欠損値としている。	
消費者物価 (p_t^{obs})	CPI (総合、季節調整済み)。ただし、14/4 月、19/10 月の消費増税による影響をレベルシフトにより除いている。	総務省「消費者物価指数」
名目賃金 ($W_t^{n,obs}$)	一般労働者の所定内給与 (事業所規模=5 人以上、季節調整済み)。なお、サンプル入れ替えの影響を除くため、共通事業所ベースの計数が入手可能な 16/1Q 以降は、同ベースの前年比を用いて接続した値を使用している。	厚生労働省「毎月勤労統計調査」
実質原材料価格 ($p_t^{x,obs}$)	ステージ 1 の中間需要物価指数 (財) を CPI (総合、季節調整済み) で除すことで実質化したもの。14/12 月以前は、企業物価指数の国内需要財指数のうち素原材料の価格。	日本銀行「企業物価指数」 日本銀行「最終需要・中間需要物価指数」
名目金利 ($R_t^{n,obs}$)	Krippner [2013] のシャドーレート (%)。1/4 を乗じ四半期換算している。	Haver Analytics

【欧州】

観測変数	データの詳細	出所
一人当たり 実質 GDP (Y_t^{obs})	Euro area (20 countries) の GDP (名目値) を生産年齢人口で除したうえで、消費者物価で除したもの (季節調整済み)。	Eurostat; World Bank
一人当たり 実質消費 (C_t^{obs})	Euro area (20 countries) の Final consumption expenditure of households (名目値) を生産年齢人口で除したうえで、消費者物価で除したもの (季節調整済み)。	
消費者物価 (p_t^{obs})	Euro Area (19 countries) の HICP (all items、季節調整済み)。	Eurostat; FRED
名目賃金 ($W_t^{n,obs}$)	Euro area (20 countries) の Labor Cost Index の Wages and Salaries (Business economy、季節調整済み)。	Eurostat
実質原材料価格 ($p_t^{x,obs}$)	Euro area (20 countries) の Import prices の Raw materials (SITC 2 + SITC 4) と Mineral fuels, lubricants and related materials (SITC 3) を、輸入額で加重平均したもの。	Eurostat; Haver Analytics
名目金利 ($R_t^{n,obs}$)	Krippner [2013] のシャドーレート (%)。1/4 を乗じ四半期換算している。	Haver Analytics

(図表 3) データの時系列推移



(注) 各系列は観測方程式の左辺の時系列推移を表す。

4-2 推計手法と事前分布

モデルの推計手法には、ベイズ推計を採用する。具体的には、モデルを状態空間表現したうえで、カルマン・フィルタを適用して尤度関数を導出する。そして、パラメータの事前分布を組み合わせ、事後分布の密度関数を数値的に算出する。この数値計算には、Metropolis-Hastings (MH) アルゴリズムによるマルコフ連鎖モンテカルロ法 (Markov Chain Monte Carlo; MCMC) を用いる。MCMC のサンプリング回数は 20 万回とし、最初の 10 万回は捨てている¹²。

パラメータの事前分布は、日本のデータで DSGE モデルを推計した Hirose and Kurozumi [2012] を踏襲し、図表 4 の通りに設定した。ただし、原材料高の二次的波及効果と密接に関係する賃金・価格のカルボパラメータ $\xi_w \cdot \xi_p$ の事前分布は、平均 0.5、標準偏差 0.2 という、より中立的なベータ分布に設定した¹³。また、事前分布の違いによる日欧の推計結果への非対称な影響を避けるため、事前分布は日欧で共通のものを用いる¹⁴。

Hirose and Kurozumi [2012] に含まれないパラメータの事前分布については、以下のように設定した。非リカード的家計の割合 λ の事前分布はベータ分布とし、事前平均は、日本のサーベイデータで同割合を実証的に分析した Hara et al. [2016] の推計結果を踏まえて 0.15 とした（標準偏差は 0.05）。生産関数における原材料のウェイト α_x の事前分布は、原油の生産投入を含む DSGE モデルをベイズ推計した An and Kang [2011] を参考にしつつ、平均 0.15、標準偏差 0.05 のベータ分布に設定した。原材料価格ショックの持続性と標準偏差の事前分布は、他の外生ショックと同様に設定した。なお、定常状態における消費の対 GDP 比である c/y は標本期間の平均値（日欧それぞれ 0.542、0.532）、主観的割引因子 β は 0.9985 で固定し、推計は行わない。

¹² モデルの推計には、Dynare (Adjemian et al. [2024]) を使用した。

¹³ Hirose and Kurozumi [2012] では、平均 0.375、標準偏差 0.1 のベータ分布が用いられている。

¹⁴ ただし、定常状態の技術進歩率とインフレ率の事前平均は、それぞれの一人当たり実質 GDP 成長率、CPI 変化率の標本平均としている。

(図表 4) パラメータの事前分布と事後分布

		事前分布			事後分布			
					【日本】		【欧州】	
		分布	平均	標準 偏差	平均	90% 信頼区間	平均	90% 信頼区間
σ	消費の異時点間代替の 弾力性の逆数	ガンマ	1	0.375	0.71	[0.25, 1.13]	0.88	[0.40, 1.37]
η	労働供給の弾力性の逆数	ガンマ	2	0.75	2.34	[1.54, 3.04]	2.91	[1.74, 4.09]
θ	消費の習慣形成の度合い	ベータ	0.5	0.2	0.92	[0.88, 0.97]	0.94	[0.91, 0.98]
λ	非リカード的家計の割合	ベータ	0.15	0.05	0.21	[0.11, 0.31]	0.25	[0.13, 0.37]
α_x	原材料のウエイト	ベータ	0.15	0.05	0.10	[0.06, 0.15]	0.10	[0.07, 0.13]
ξ_p	価格のカルボパラメータ	ベータ	0.5	0.2	0.84	[0.77, 0.90]	0.74	[0.67, 0.81]
ξ_w	賃金のカルボパラメータ	ベータ	0.5	0.2	0.95	[0.93, 0.96]	0.95	[0.93, 0.97]
ϕ_r	金利の慣性	ベータ	0.8	0.1	0.81	[0.75, 0.87]	0.86	[0.81, 0.91]
ϕ_π	金利のインフレ率への 感応度	ガンマ	1.7	0.1	1.66	[1.51, 1.81]	1.68	[1.52, 1.84]
ϕ_y	金利の GDP への感応度	ガンマ	0.125	0.05	0.09	[0.04, 0.14]	0.08	[0.04, 0.12]
ρ_x	原材料価格ショック の持続性	ベータ	0.5	0.2	0.94	[0.90, 0.97]	0.93	[0.89, 0.97]
ρ_w	賃金ショックの持続性	ベータ	0.5	0.2	0.23	[0.09, 0.35]	0.08	[0.01, 0.15]
ρ_r	金融政策ショック の持続性	ベータ	0.5	0.2	0.75	[0.65, 0.87]	0.55	[0.34, 0.76]
ρ_p	価格ショックの持続性	ベータ	0.5	0.2	0.31	[0.09, 0.52]	0.33	[0.06, 0.62]
ρ_b	選好ショックの持続性	ベータ	0.5	0.2	0.10	[0.02, 0.19]	0.09	[0.01, 0.17]
ρ_g	外生需要ショック の持続性	ベータ	0.5	0.2	0.92	[0.88, 0.97]	0.95	[0.92, 0.98]
ρ_z	技術ショックの持続性	ベータ	0.5	0.2	0.39	[0.15, 0.66]	0.50	[0.20, 0.80]
z^*	定常状態の技術進歩率	正規	0.050/ 0.240	0.05	0.02	[-0.03, 0.08]	0.19	[0.13, 0.25]
π^*	定常状態のインフレ率	正規	0.125/ 0.528	0.05	0.10	[0.03, 0.17]	0.54	[0.47, 0.61]
σ_x	原材料価格ショック の標準偏差	逆 ガンマ	0.5	Inf	9.19	[8.11, 10.3]	9.54	[8.34, 10.7]
σ_w	賃金ショックの標準偏差	逆 ガンマ	0.5	Inf	0.11	[0.09, 0.14]	0.46	[0.39, 0.51]
σ_r	金融政策ショック の標準偏差	逆 ガンマ	0.5	Inf	0.11	[0.09, 0.12]	0.12	[0.10, 0.13]
σ_p	価格ショックの標準偏差	逆 ガンマ	0.5	Inf	0.18	[0.14, 0.22]	0.22	[0.16, 0.28]
σ_b	選好ショックの標準偏差	逆 ガンマ	0.5	Inf	15.2	[7.65, 22.2]	40.85	[16.8, 67.2]
σ_g	外生需要ショック の標準偏差	逆 ガンマ	0.5	Inf	1.99	[1.74, 2.24]	1.53	[1.32, 1.72]
σ_z	技術ショックの標準偏差	逆 ガンマ	0.5	Inf	0.29	[0.14, 0.43]	0.34	[0.16, 0.52]

5 推計結果

5-1 パラメータの事後分布

推計されたパラメータの事後分布は図表 4 の通りである。ここでは、3 節で言及した一次効果や二次的波及効果に影響を与えうるパラメータや本稿のモデルに固有のパラメータの推計値を中心に考察する。

まず、価格のカルボパラメータ ξ_p の推計値は日欧でやや異なる。日本の事後平均は 0.84 であるのに対し、欧州の事後平均は 0.74 となっており、日本の方が価格硬直性が高いという結果になった。先行研究の推計値と比較すると、日本については、Sugo and Ueda [2008]の事後平均 (0.88) と比較的近い結果になっている。欧州に関する推計値 (0.74) は、McAdam and Warne [2019]が報告している 3 種類の DSGE モデルの推計値 (0.75; 0.76; 0.83) とともに概ね整合的である。

次に、賃金のカルボパラメータ ξ_w の事後平均は、日欧ともに 0.95 であり、いずれも名目賃金の硬直性が高いという結果になった。代表的な先行研究と本稿では、 ξ_w が含まれる NKWPC の傾きの表現が異なる¹⁵ため、 ξ_w の先行研究との直接の比較は難しい。ただし、先行研究の ξ_w の推計値をみると、日本については、Sugo and Ueda [2008]が 0.52 という推計値を報告している一方、欧州については、McAdam and Warne [2019]が 0.50; 0.55; 0.61 という値を報告しているように、日欧の賃金のカルボパラメータに大きな違いがないという点は、これらの先行研究と概ね整合的であるといえる¹⁶。

次に、本稿に固有のパラメータの推計結果をみると、生産要素に占める原材料のウェイト a_x の事後平均は、日欧ともに 0.10 とほぼ同程度となった。原材料価格ショックの持続性 ρ_x や標準偏差 σ_x も大差なく、同ショックの性質は日欧で類似し

¹⁵ 具体的には、先行研究では、賃金設定について Erceg et al. [2000]の定式化が採られることが多く、NKWPC の傾きは $\Lambda_w = \frac{(1-\xi_w)(1-\beta z^{1-\sigma}\xi_w)}{\xi_w(1+\epsilon_w\eta)}$ のように表される。すなわち、Erceg et al. [2000]型のモデルでは、本稿で依拠した Schmitt-Grohe and Uribe [2005]の定式化には現れない実質硬直性に関する項 ($\epsilon_w\eta$) が Λ_w に含まれる。したがって、 Λ_w の推計値を一定とすれば、実質硬直性が存在しない分、本稿の ξ_w の推計値は多くの先行研究よりも大きくなると考えられる。

¹⁶ Taylor [1989]が嘗て指摘した通り、1 年に 1 度企業が一斉に賃金改定を行う春闘の存在により、日本の賃金硬直性は米欧よりも低いという見方も存在する。このように、日欧の賃金硬直性の高低については、必ずしも定まった結論が形成されているわけではないとみられる。

ているといえる。また、非リカード的家計の割合 λ の推計結果¹⁷にも、日欧ではつきりとした差はみられない。

このほかのパラメータも、一部のショック（賃金ショック、選好ショック）に関する推計値を除き、日欧の差は限定的である。なお、賃金ショックは、持続性 ρ_w については日本の方が大きい、標準偏差 σ_w については欧州の方が大きいという結果になっている。また、選好ショックは、標準偏差 σ_b が欧州の方が大きいという結果になっている¹⁸。

5-2 インパルス応答

図表 5 は、1 標準偏差の原材料価格ショックに対する諸変数のインパルス応答を示している。まず、パラメータの推計値から示唆された通り、原材料ショックの大きさや持続性は、日欧で非常によく似ている。そうした同等のショックに対するインフレ率 $\hat{\pi}_t$ の反応は日本の方がより緩やかとなっている。これは、価格硬直性の違いに起因していると考えられる。

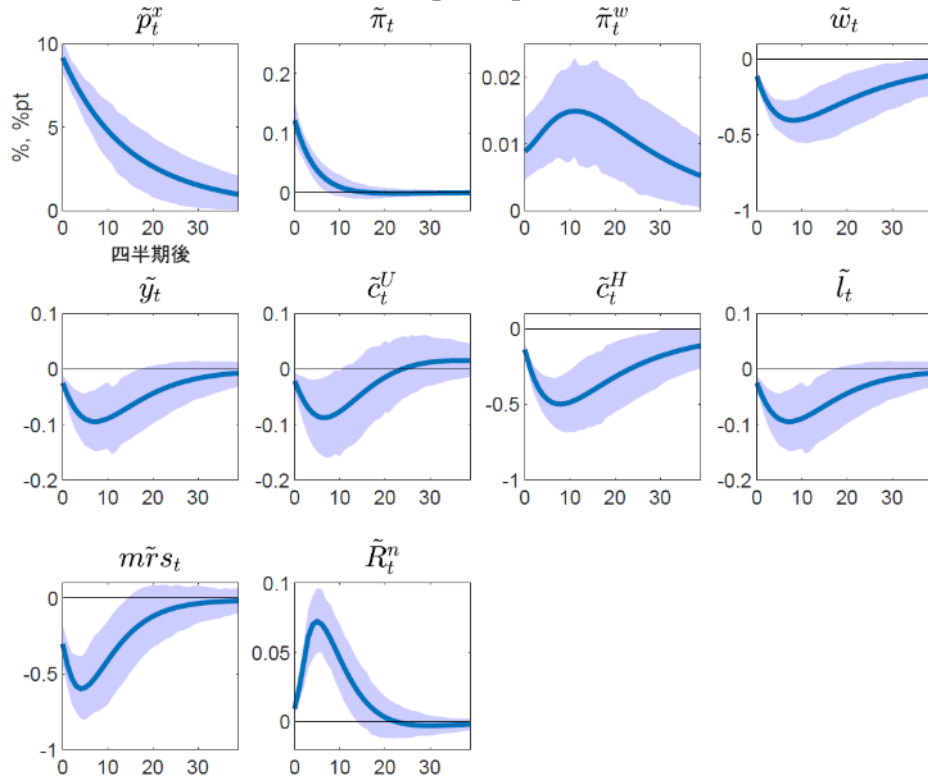
他方、名目賃金のキャッチアップ（ $\hat{\pi}_t^w$ の上昇）は、日欧ともに非常に緩やかであり、これは、一つには賃金硬直性の高さを映じていると考えられる。また、原材料高に伴う労働需給の緩みも賃金上昇を抑制していると考えられる。具体的には、実質賃金の低下を受けて、非リカード的家計の消費 $\hat{c}_t^H$ が大きめに減少する。また、物価上昇に対応して中央銀行がゆっくりと金利を引き上げる結果、リカード的家計の消費 $\hat{c}_t^U$ も幾分減少する。こうした内需の減退を受けて、企業の労働需要 $\hat{l}_t$ も減少する。これらの結果、消費・労働の限界代替率 $\hat{mrs}_t$ が低下するため、賃金上昇が抑制される。

¹⁷ なお、非リカード的家計の導入により、モデルのフィットは一定程度改善した。具体的には、日本（欧州）の事後尤度はリカード的家計だけを仮定した場合の-499.30（-678.42）から-493.98（-671.61）へと改善した。

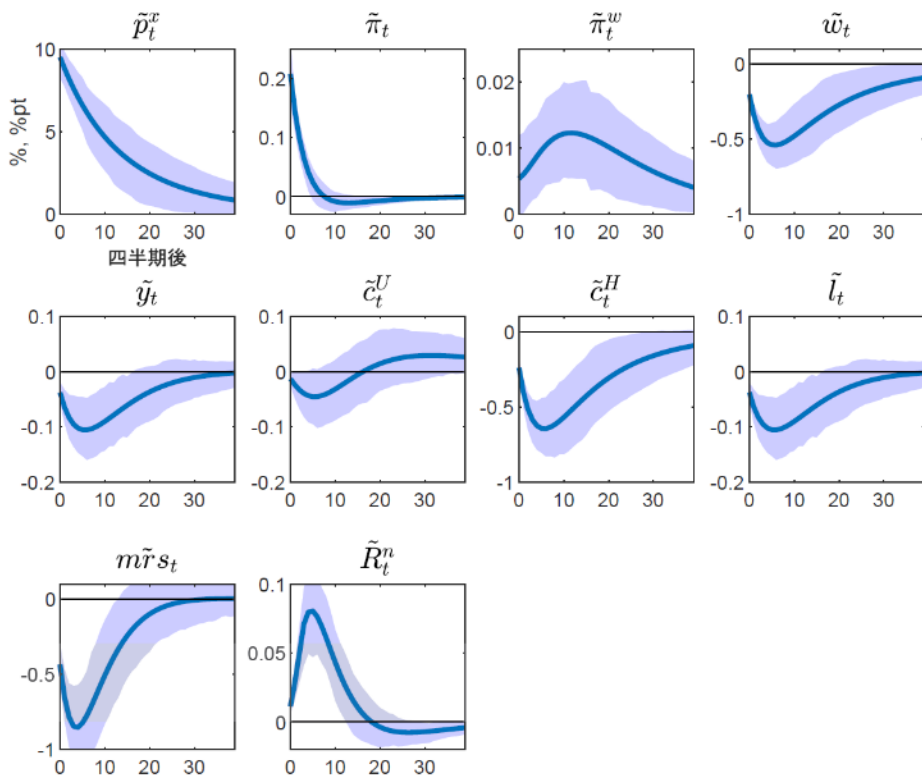
¹⁸ 選好ショックの標準偏差の推計値が非常に大きくなっているのは、2020 年のパンデミック下での消費の大きな変動を説明するためであると考えられる。この点を踏まえ、2019 年以前のデータでもモデルを推計したが、選好ショックの推計結果を除いて、本稿の主要な推計結果は変わらないことが確認された。

(図表 5) 原材料価格ショックに対するインパルス応答

【日本】



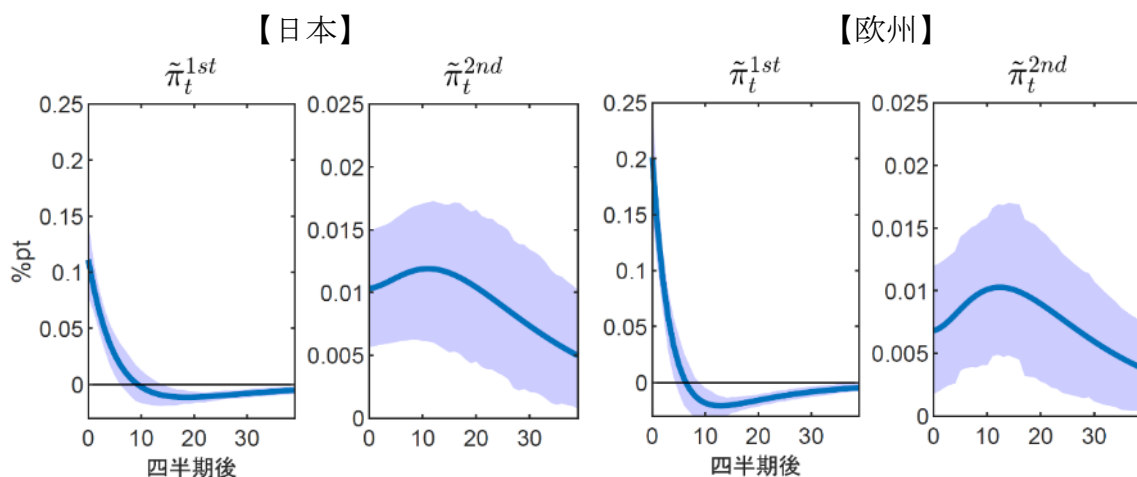
【欧州】



(注) 1 標準偏差の原材料価格ショックに対するベイズ・インパルス応答。太線は平均値、シャドーは 90%信頼区間。

次に、図表 6 は、原材料価格ショックに対するインフレ率のインパルス応答を 3 節で提示した手法によって一次効果と二次的波及効果に分解したものである。まず、一次効果と二次的波及効果の形状を比較すると、日欧いずれについても、一次効果はより速やかに発現し減衰する¹⁹のに対し、二次的波及効果はより緩やか且つ持続的に物価を押し上げるという特徴がある。

(図表 6) 原材料高の一次効果と二次的波及効果



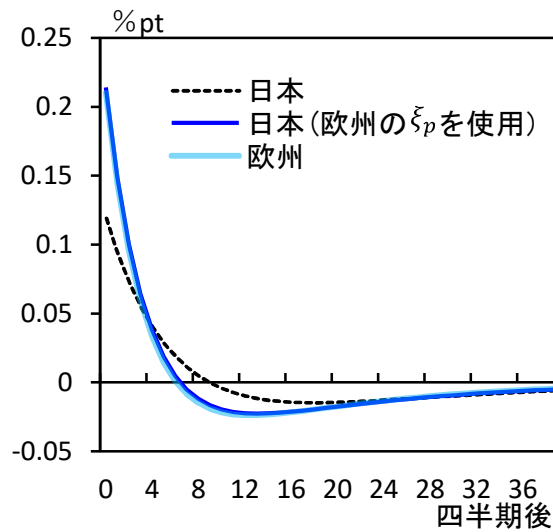
(注) 1 標準偏差の原材料価格ショックに対するベイズ・インパルス応答。太線は平均値、シャドーは 90%信頼区間。

次に、日欧間で一次効果と二次的波及効果を比較すると、一次効果のインパルス応答については、日本の方がより緩やかである。これは、価格のカルボパラメータ ξ_p の違いに起因している。実際、日本の ξ_p を欧州の推計値に置き換えると、一次効果は日欧で概ね一致する (図表 7)。これに対し、二次的波及効果については、その定量感や持続性の観点で日欧で大きな差はみられない。

このような日欧ともに非常に緩やかな二次的波及効果は、①賃金硬直性の高さと、②原材料高に伴う労働需給の緩みに起因していると考えられる。①の賃金硬直性の影響については日本を例に次節で議論することとし、ここでは、②の点について詳しくみる。(8)式から示唆される通り、二次的波及効果は最終的には実質賃金 $\tilde{w}_t$ と限界代替率 $\tilde{mrs}_t$ の 2 要因に分解することができる。前者の寄与は、実質賃金の低下に伴う名目賃金の純粋なキャッチアップを表し、後者の寄与は、原材料高に伴う労働需給の緩みが名目賃金のキャッチアップを抑制する程度を表していると解釈できる。図表 8 をみると、原材料高に伴う労働需給の緩みの影響を表す限界代替率 $\tilde{mrs}_t$ の低下は、当初の二次的波及効果を抑制することで、同効果の発現を緩慢にしていることが分かる。

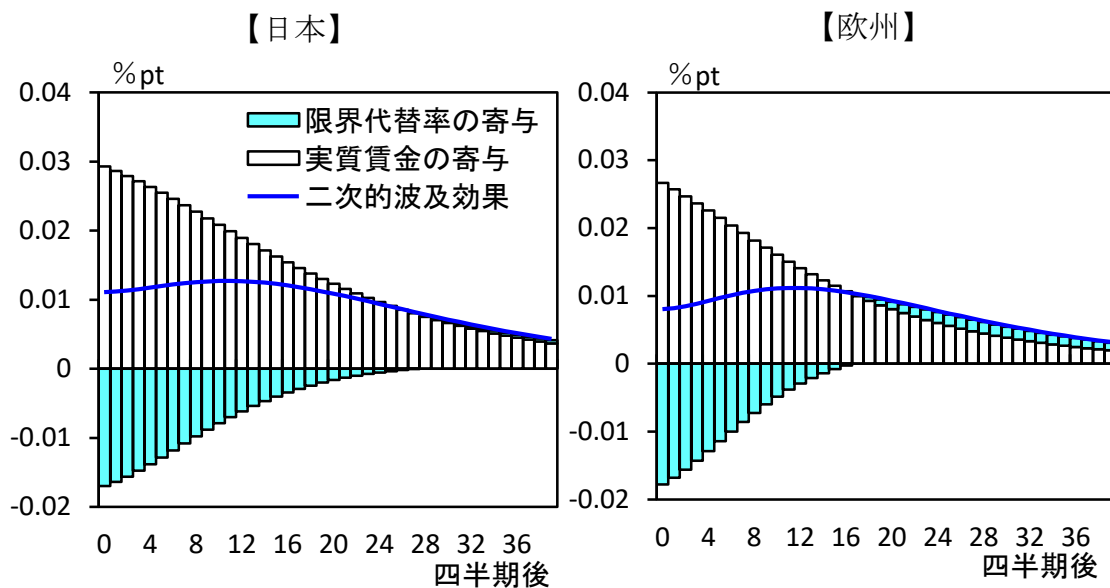
¹⁹ 一次効果が途中で負に転じている理由は、名目原材料価格が低下に転じるためである。

(図表 7) 価格硬直性の一次効果への影響



(注) 1 標準偏差の原材料価格ショックに対する $\hat{\pi}_t^{1st}$ のインパルス応答。パラメータには、事後平均を使用。「日本 (欧州の ξ_p を使用)」は、 ξ_p には欧州の事後平均、他のパラメータには日本の事後平均を使用した場合のインパルス応答。

(図表 8) 二次的波及効果の要因分解



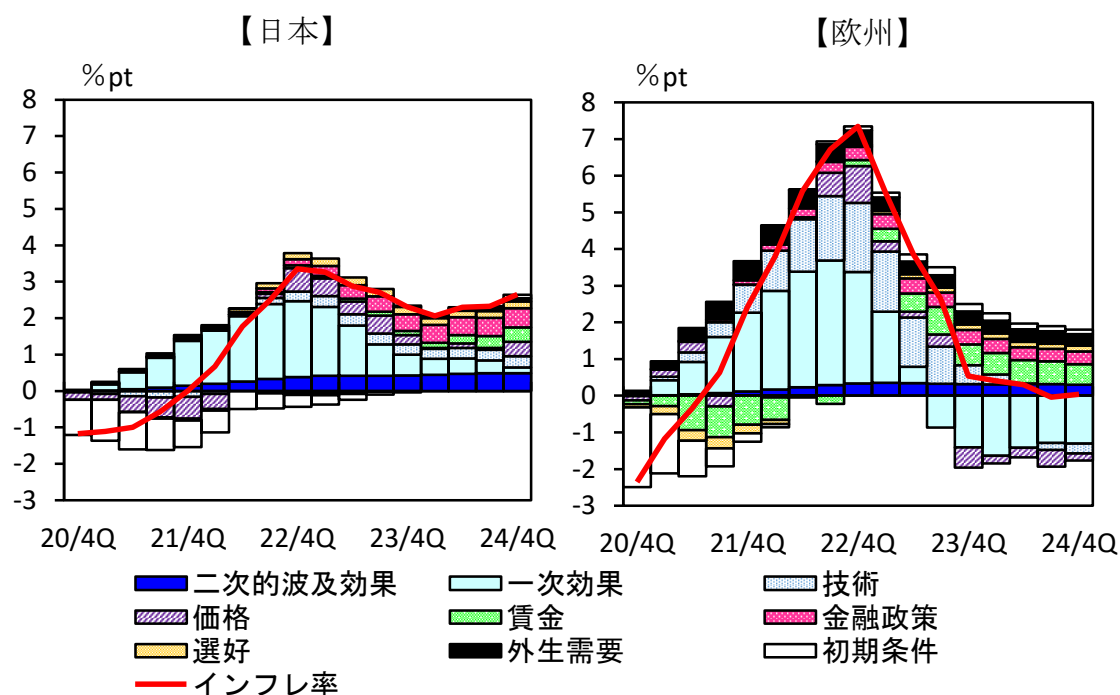
(注) 1 標準偏差の原材料価格ショックに対する $\hat{\pi}_t^{2nd}$ のインパルス応答。パラメータには、事後平均を使用。

5-3 近年の物価上昇局面における一次効果と二次的波及効果の役割

図表 9 は、2020 年代の物価上昇局面におけるインフレ率の要因分解を示したものである。本稿の主眼である原材料価格ショックの寄与は、一次効果と二次的波及効果に分解したものを示している。この図からは、まず、原材料高の価格転嫁を捉えた一次効果は、日欧ともにパンデミック以降の物価上昇の主因であったこ

とが示唆される。この一次効果の寄与を日欧で見比べると、2022 年までのインフレ高進局面では、同効果の発現は欧州でより速やかであった可能性がある。そして、物価上昇がピークを迎えた後は、欧州では、価格転嫁が比較的速やかに行われたもとで、原材料価格の下落を映じて一次効果はインフレ率を下押ししている。これに対し、日本では、①価格転嫁により時間が掛かる中、②円安等を背景に原材料高が持続した²⁰ことを背景に、一次効果はインフレ率を持続的に押し上げてきたという違いがある。

(図表 9) 近年のインフレ率の要因分解



(注) インフレ率(前年比、定常状態からの乖離幅、%pt)を20/4Q以降に生じたショックの寄与に分解したもの。初期条件は20/3Q以前のショックの寄与。パラメータ・ショックには、事後平均を使用。

次に、二次的波及効果については、寄与の大きさの観点で、日欧ともに近年の物価上昇の主因ではなかったといえる。すなわち、近年の物価上昇局面において、賃金と物価のスパイラル的な上昇がインフレの高進をもたらした可能性は低いと考えられる。ただし、緩やかながらも持続的な二次的波及効果は、一次効果の影響が一巡した後も、物価上昇の持続性を高める役割を一定程度果たしていたことが示唆される。

なお、欧州については、2023 年以降、二次的波及効果以上に賃金ショックが物価の押し上げに寄与している。このことは、欧州では、本稿で定義した二次的波及効果等では説明しきれない賃金上昇がインフレの持続性を高めていた可能性

²⁰ データの時系列推移(図表 3)からも、直近の原材料価格の動向が日欧で異なることが分かる。

を表している。また、直近では、日本でも賃金ショックの寄与が幾分拡大してきている。この背景として、近年、二次的波及効果の特性が変化してきている可能性が考えられる。次節では、足もとでみられる賃金ショックの拡大と二次的波及効果の関係について、日本を例に議論する。このほか、日欧の主要な違いとして、欧州では、技術ショックや価格ショックがインフレの高進により大きく寄与している点が挙げられる。本稿では、労働時間のデータを推計に用いていないことに起因して、技術ショックと価格ショックの識別が不明瞭である可能性には留意が必要であるが、このことは、欧州では、少なくとも賃金上昇や原材料価格の上昇では説明しきれない物価上昇が相応に存在していたことを示唆している²¹。

6 近年の日本の二次的波及効果に関する考察

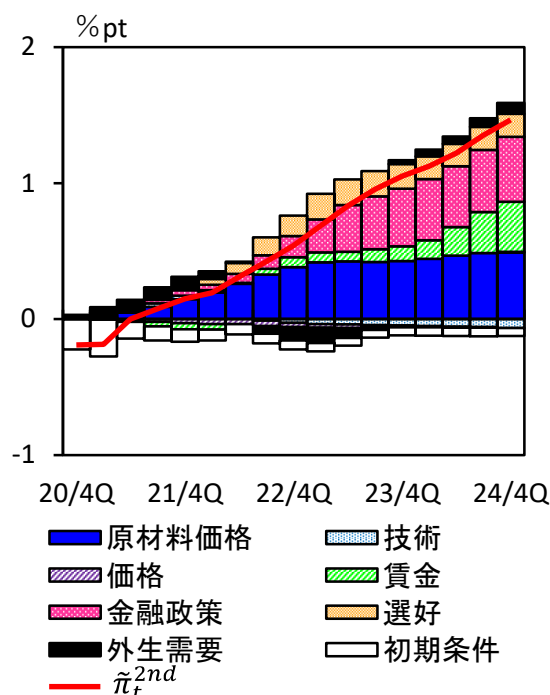
前節では、原材料高の賃金を通じた二次的波及効果は、賃金硬直性の高さや原材料高に伴う労働需給の緩みの影響によって、非常に緩やかである可能性を指摘した。本節では、最近の日本について、こうした二次的波及効果の特性が変化している可能性について考察する。

その手掛かりを得るために、3 節で定義した $\hat{\pi}_t^{2nd}$ を「賃金上昇を背景とした物価上昇率」としてより一般的に解釈し、その最近の動向を確認する（図表 10）²²。この図からは、近年、賃金上昇を背景とした物価上昇率は着実に高まっていることが示唆される。その要因としては、原材料高の二次的波及効果による持続的な押し上げに加え、①金融政策ショックと②賃金ショックの寄与の拡大があったことが示唆される。以下では、これらの要因が二次的波及効果と関連している可能性を考察する。

²¹ こうした推計結果は、欧州では、企業がコストの上昇以上に価格を引き上げていたという、いわゆる、"Greedflation"の指摘とも整合的である可能性がある。

²² 原材料高の二次的波及効果は、 $\hat{\pi}_t^{2nd}$ の原材料価格ショックに対するインパルス応答に相当する。したがって、図表 10 における「原材料価格ショック」の寄与は、図表 9 における「二次的波及効果」に対応している。

(図表 10) 日本における賃金上昇を背景とした物価上昇率



(注) $\tilde{\pi}_t^{2nd}$ (前年比、%pt) を 20/4Q 以降に生じたショックの寄与に分解したもの。初期条件は 20/3Q 以前のショックの寄与。パラメータ・ショックには、事後平均を使用。

(金融政策と二次的波及効果)

まず、金融政策ショックが物価の押し上げに寄与しているという結果は、原材料高を主因とした物価上昇に対し、金融政策ルールが示唆するよりも、(シャドーレートでみて) 金利の引き上げが慎重に行われた(緩和的な金融環境が維持された)ことを示唆している。実際、推計された原材料価格ショック $\hat{\epsilon}_t^x$ と金融政策ショック $\hat{z}_t^r$ の関係を次式を用いて推計すると、過去 1 年間の原材料価格ショックに掛かる係数 α の推計値は、-0.0058 (p 値: 0.087) と負になった^{23,24}。

$$\hat{z}_t^r = \hat{\rho}_r \hat{z}_{t-1}^r + \alpha \times \frac{1}{4} \sum_{k=1}^4 \hat{\epsilon}_{t-k}^x + u_t^r \quad (9)$$

3 節で定性的に述べた通り、原材料価格の上昇に対する金利の緩やかな引き上

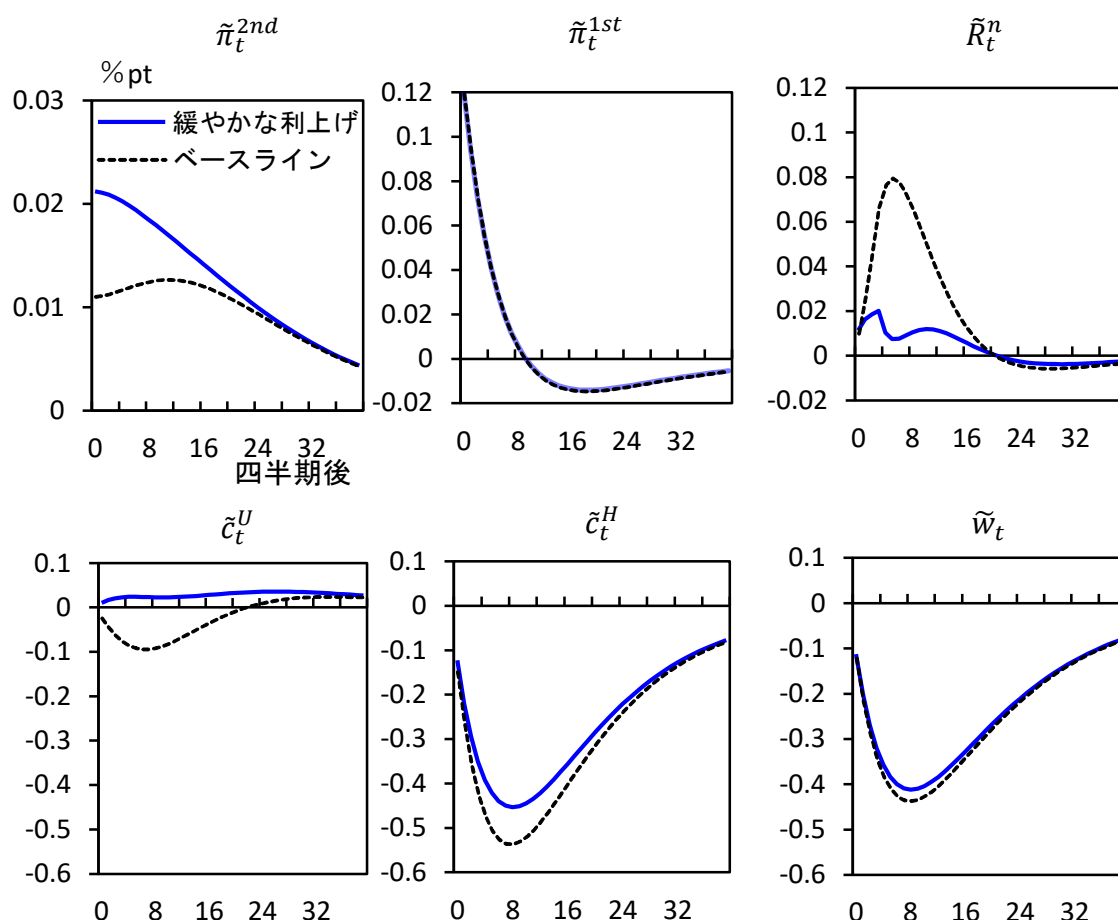
²³ 推計期間は 2020 年第 1 四半期から 2024 年第 4 四半期。金融政策ショック $\hat{z}_t^r$ 、原材料価格ショック $\hat{\epsilon}_t^x$ 、持続性のパラメータ $\hat{\rho}_r$ には、前節で推計された事後平均を使用している。

²⁴ 定常状態のインフレ率を 2% にカリブレートした場合でも、金融政策ショック $\hat{z}_t^r$ と原材料価格ショック $\hat{\epsilon}_t^x$ の推計値の関係性は概ね同様であることが確認された。

げは、原材料高の二次的波及効果を発現しやすくすると考えられる。そこで、試みに、金融政策ショックの確率過程を(9)式に置き換えたうえで、原材料価格ショックに対する諸変数のインパルス応答を計算した（図表 11）。

これをみると、原材料価格の上昇時に金利の引き上げが緩やかに行われる場合、一次効果 $\tilde{\pi}_t^{1st}$ は影響されないが、二次的波及効果 $\tilde{\pi}_t^{2nd}$ は大きくなることが分かる。この背後では、利上げ幅 $\tilde{R}_t^n$ が限定的に止まる中で、リカード的家計の消費 $\tilde{c}_t^U$ はもはや減少しなくなっている。また、その下で労働需要や実質賃金 $\tilde{w}_t$ の低下も抑制され、非リカード的家計の消費 $\tilde{c}_t^H$ の落ち込みも小さくなっていることが分かる。

（図表 11）金融政策の影響



（注）1 標準偏差の原材料価格ショックに対するインパルス応答。「ベースライン」は、元のモデルのインパルス応答（パラメータには事後平均を使用）。「緩やかな利上げ」は、金融政策ショックの確率過程を(9)式に置き換えた場合のインパルス応答。

（賃金硬直性と二次的波及効果）

近年の賃金ショックの拡大は、わが国における追加的な労働供給余地の減少等

を映じている可能性がある²⁵が、最近の賃上げの拡がりを踏まえると、賃金の硬直性が過去対比で低下している可能性も考えられる。ここでは、名目賃金の下方硬直性をモデルに簡易的に導入することで、その可能性の一端について検証する。

名目賃金の下方硬直性を考慮するための追加的な仮定として、 t 期に賃金を最適化する $(1 - \xi_w)$ の割合の職の最適名目賃金 $P_t W_t^o$ ²⁶が、その他の職の平均的な名目賃金 $\pi z P_{t-1} W_{t-1}$ よりも低くなる場合、 $(1 - \xi_w)$ の割合の職が実際に設定する名目賃金 $P_t V_t$ は、次のように決定されると仮定する。

$$P_t V_t = (1 - \delta) P_t W_t^o + \delta \pi z P_{t-1} W_{t-1}$$

$\delta \in (0,1)$ は、名目賃金の下方硬直性を表すパラメータであり、 δ が1に近いほど下方硬直性が大きくなる。すなわち、 δ が1に近づくほど、経済変動に伴い $P_t W_t^o$ が変動したとしても、実際に設定される名目賃金 $P_t V_t$ はあまり変動しなくなる。

この仮定の下では、 $P_t W_t^o$ と $\pi z P_{t-1} W_{t-1}$ の大小関係に依存して NKWPC が変化することとなる。具体的には、NKWPC は次式のようになる。

$$\begin{aligned} \tilde{\pi}_t^w &= \frac{(1 - \xi_w)(1 - \beta z^{1-\sigma} \xi_w)(1 - \delta)}{\xi_w + (1 - \xi_w)\delta} (\tilde{m} \tilde{r} s_t - \tilde{w}_t) + \frac{\beta z^{1-\sigma} \xi_w}{\xi_w + (1 - \xi_w)\delta} E_t \tilde{\pi}_{t+1}^w + \frac{\xi_w(1 - \delta)}{\xi_w + (1 - \xi_w)\delta} z_t^w \\ \delta &> 0 \quad \text{if} \quad \tilde{w}_t^o < \tilde{w}_{t-1} - \tilde{\pi}_t - z_t^z; \quad \delta = 0 \quad \text{otherwise} \end{aligned}$$

ただし、 $\tilde{w}_t^o$ は以下の式によって決定される。

$$\tilde{w}_t^o = \beta z^{1-\sigma} \xi_w (E_t \tilde{w}_{t+1}^o + E_t \tilde{\pi}_{t+1} + E_t z_{t+1}^z) + (1 - \beta z^{1-\sigma} \xi_w) \tilde{m} \tilde{r} s_t + z_t^w$$

ここから、名目賃金の下方硬直性の制約に服しているとき (= regime 1)、 δ の存在により、NKWPC の傾きは小さくなる。逆に、経済が名目賃金の下方硬直性の制約から抜け出す (= regime 0) と、NKWPC の傾きは大きくなるのが分かる。

このモデルは、いわゆる、Occasionally-Binding Constraint を含む非線形モデルとなっている。したがって、推計には Dynare の Occbin toolbox²⁷を用いる。その際、計算負荷の高さを踏まえ、推計するパラメータは $\{\delta, \xi_w, \rho_w\}$ のみとし、その他のパ

²⁵ 人口動態の変化が労働市場や賃金の動向に与える影響について論じたものには、池田ほか [2024]がある。

²⁶ W_t^o は(1)式に従って決定される。

²⁷ Occbin toolbox の詳細については、Guerrieri and Iacoviello [2015]や Adjemian et al. [2024]を参照。

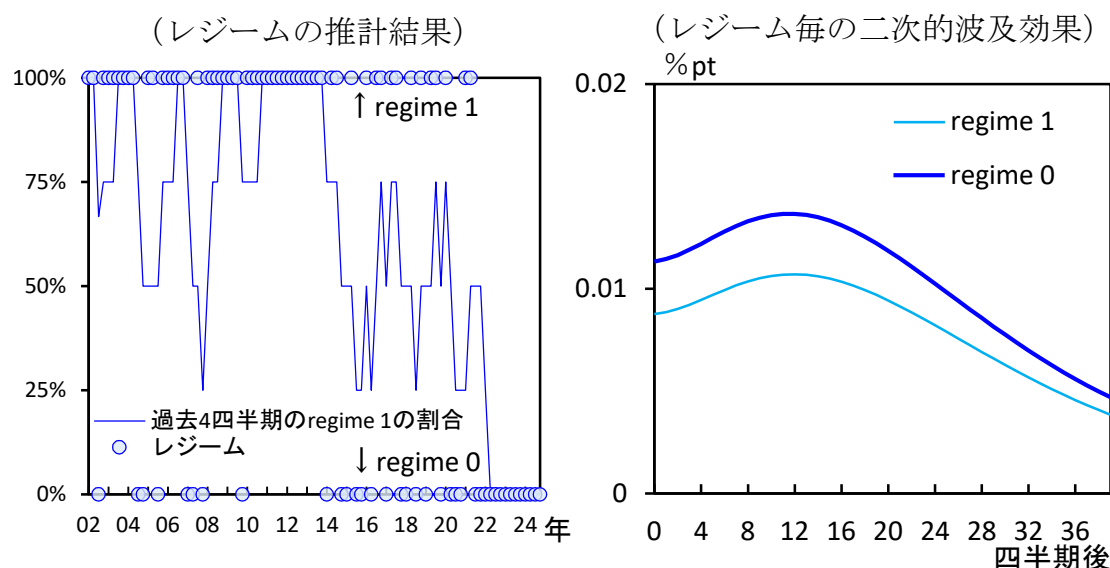
ラメータは、5 節で推計された事後平均でカリブレートする。また、事後分布の全体は推計せず、最頻値のみを推計する。 δ の事前分布には、平均 0.5、標準偏差 0.2 のベータ分布を用いる（ ξ_w と ρ_w の事前分布は図表 4 と同様）。

推計の結果、事後分布の最頻値は、 $\delta = 0.239$ (0.008)、 $\xi_w = 0.941$ (0.004)、 $\rho_w = 0.327$ (0.011)（括弧内は標準偏差）となった。 δ の最頻値は 0 と有意に異なっており、制約下にあるときは NKWPC の傾きが小さくなることが示唆される。

次に、標本期間の各期について、名目賃金の下方硬直性の制約に服しているか否か（レジーム）を確認すると、2013 年以前は、相応の期間が regime 1、すなわち、経済が制約に服していたと推計されている（図表 12 左）。その後、2014～2019 年の期間については、regime 1 と regime 0 が半々程度となり、直近約 3 年間は、名目賃金の下方硬直性の制約から完全に抜け出していることが示唆される。

こうした 2 つの異なるレジームの下で、原材料価格上昇の二次的波及効果を比較すると、regime 0（制約に服していない）の下では、regime 1（制約に服している）の下でよりも、二次的波及効果が幾分発現しやすいことが分かる²⁸（図表 12 右）。このことは、近年の日本では、過去に原材料価格が上昇した局面（リーマン・ショック前等）と比較して、賃金を通じた二次的波及効果が幾分発現しやすくなっている可能性を示唆している。

（図表 12）名目賃金の下方硬直性の影響



（注）「regime 1」は、経済が名目賃金の下方硬直性の制約に服している場合、「regime 0」は同制約に服していない場合を表す。右図は、1 標準偏差の原材料価格ショックに対する $\hat{\pi}_t^{2nd}$ のインパルス応答。パラメータには、事後平均を使用。なお、「regime 1」（「regime 0」）の二次的波及効果は、経済が常に制約に服している（服していない）ときの二次的波及効果を示す。

²⁸ この結果は、賃金の下方硬直性の存在により、賃金を通じた物価への二次的波及が、物価の下落局面と上昇局面で非対称となる可能性も示唆している。

7 まとめ

本稿は、原材料高に伴う物価上昇が賃金に波及し、それが再び物価にフィードバックする効果（「二次的波及効果」）について、日欧を対象に DSGE モデルによる実証分析を行った。分析結果によると、原材料費上昇の価格転嫁を捉えた一次効果は、欧州よりも日本の方が緩慢であるほか、賃金を通じた二次的波及効果は、日欧ともに緩やかだが持続的であることが分かった。また、2020 年以降の物価上昇局面では、日欧双方において、原材料高の一次効果が物価上昇の主因となった一方、二次的波及効果は物価上昇の持続性を高める役割を果たしていた可能性が示唆された。すなわち、近年の物価上昇局面において、賃金と物価のスパイラル的な上昇がインフレの高進をもたらした可能性は低いと考えられる。さらに、近年の日本において、金融緩和度合いの調整が緩やかであったことや賃金硬直性の低下が二次的波及効果を強めた可能性を指摘した。

なお、こうした本稿の分析結果を解釈するうえでは、以下の点に留意する必要がある。第一に、人々の長期的なインフレ期待が安定していることを前提としている点である。すなわち、1970 年代にみられたようにインフレ期待の不安定化を通じて物価がスパイラル的に上昇するという経路は、本稿で分析した二次的波及効果では捉えられていない。第二に、モデルの構造パラメータは推計期間を通じて一定と仮定している点である。すなわち、原材料価格の高騰といった大きなショックに直面した際に、人々の賃金・価格設定行動が構造的に変化する可能性については分析の対象外としている。第三に、閉鎖経済を仮定しているため、原材料価格の上昇が交易条件の悪化を通じて、实体经济を下押しする経路が捨象されている点である。これらの点を踏まえたモデルの改良・拡張は今後の研究課題としたい。

参考文献

- 池田周一郎・川野潮・高田耕平・眞壁祥史・八木智之 [2024]、「人口動態の変化が労働市場や賃金の動向に与える影響」、日銀レビュー、2024-J-12
- 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、23-J-1
- Abe, N., T. Fueki, and S. Kaihatsu [2019], "Estimating a Markov Switching DSGE Model with Macroeconomic Policy Interaction," Bank of Japan Working Paper Series 19-E-3.
- Adjemian, S., M. Juillard, F. Karamé, W. Mutschler, J. Pfeifer, M. Ratto, N. Rion, and S. Villemot [2024], "Dynare: Reference Manual, Version 6," Dynare Working Papers, 80, CEPREMAP.
- Alp, H., M. Klepacz, and A. Saxena [2023], "Second-Round Effects of Oil Prices on Inflation in the Advanced Foreign Economies," FEDS Notes. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, December 15, 2023.
- An, S. and H. Kang [2011], "Oil Shocks in a DSGE Model for the Korean Economy," *Commodity Prices and Markets*, pp. 295-321, National Bureau of Economic Research.
- Baba, C. and J. Lee [2022], "Second-Round Effects of Oil Price Shocks - Implications for Europe's Inflation Outlook," *IMF Working Papers*, 2022(173).
- Bachmann, R. and E. R. Sims [2012], "Confidence and the Transmission of Government Spending Shocks," *Journal of Monetary Economics*, 59(3), pp. 235-249.
- Battistini, N., H. Grapow, E. Hahn, and M. Soudan [2022], "Wage Share Dynamics and Second-Round Effects on Inflation after Energy Price Surges in the 1970s and Today," *Economic Bulletin Boxes*, 2022(5), European Central Bank.
- Calvo, G. A. [1983], "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework," *Journal of Monetary Economics*, 12(3), pp. 383-398.
- Colciago, A. [2011], "Rule-of-Thumb Consumers Meet Sticky Wages," *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(2-3), pp. 325-353.
- Comin, D. A., R. C. Johnson, and C. J. Jones [2023], "Supply Chain Constraints and Inflation," NBER Working Papers, 31179.
- Enders, A. and Z. Enders [2017], "Second-Round Effects after Oil-Price Shocks: Evidence

- for the Euro Area and Germany," *Economics Letters*, 159(C), pp. 208-213.
- Erceg, C. J., L. Guerrieri, and C. Gust [2006], "SIGMA: A New Open Economy Model for Policy Analysis," *International Journal of Central Banking*, 2(1).
- Erceg, C. J., D. W. Henderson, and A. T. Levin [2000], "Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts," *Journal of Monetary Economics*, 46(2), pp. 281-313.
- Gali, J. [2015], "Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework and Its Applications," Second edition, Princeton University Press.
- Guerrieri, L. and M. Iacoviello [2015], "OccBin: A Toolkit for Solving Dynamic Models with Occasionally Binding Constraints Easily," *Journal of Monetary Economics*, 70(C), pp. 22-38.
- Hara, R., T. Unayama, and J. Weidner [2016], "The Wealthy Hand to Mouth in Japan," *Economics Letters*, 141(C), pp. 52-54.
- Hirose, Y. and T. Kurozumi [2012], "Do Investment-Specific Technological Changes Matter for Business Fluctuations? Evidence from Japan," *Pacific Economic Review*, 17(2), pp. 208-230.
- International Monetary Fund (IMF) [2022], "Wage Dynamics Post-COVID-19 and Wage-Price Spiral Risks," *World Economic Outlook*, October, Chapter 2.
- Krippner, L. [2013], "Measuring the Stance of Monetary Policy in Zero Lower Bound Environments," *Economics Letters*, 118(1), pp. 135-138.
- Lorenzoni, G. and I. Werning [2023a], "Wage-Price Spirals," *Brookings Papers on Economic Activity*, 54(2), pp. 317-393.
- _ and _ [2023b], "Inflation is Conflict," NBER Working Papers, 31099.
- McAdam, P. and A. Warne [2019], "Euro Area Real-Time Density Forecasting with Financial or Labor Market Frictions," *International Journal of Forecasting*, 35(2), pp. 580-600.
- Ruch, F. and S. du Plessis [2015], "Second-Round Effects from Food and Energy Prices: an SBVAR Approach," South African Reserve Bank Working Paper Series, 7008.
- Schmitt-Grohe, S. and M. Uribe [2005], "Optimal Fiscal and Monetary Policy in a

- Medium-Scale Macroeconomic Model," NBER Macroeconomics Annual, pp. 383-425.
- Sugo, T. and K. Ueda [2008], "Estimating a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 22(4), pp. 476-502.
- Taylor, J. B. [1989], "Differences in Economic Fluctuations in Japan and the United States: The Role of Nominal Rigidities," *Journal of the Japanese and International Economies*, 3(2), pp. 127-144.
- Van Nguyen, P. [2020], "Evaluating the Forecasting Accuracy of the Closed- and Open Economy New Keynesian DSGE Models," Dynare Working Papers, 59, CEPREMAP.

補論

A1 線形近似されたモデル

【リカード的家計の消費の限界効用】

$$\left(1 - \frac{\theta}{z}\right) \left(1 - \frac{\beta\theta}{z^\sigma}\right) \tilde{\lambda}_t^U = -\sigma \left\{ \tilde{c}_t^U - \frac{\theta}{z} (\tilde{c}_{t-1}^U - z_t^Z) \right\} + \left(1 - \frac{\theta}{z}\right) z_t^b \\ + \frac{\beta\theta}{z^\sigma} \left\{ \sigma \left(E_t \tilde{c}_{t+1}^U + E_t z_{t+1}^Z - \frac{\theta}{z} \tilde{c}_t^U \right) - \left(1 - \frac{\theta}{z}\right) E_t z_{t+1}^b \right\} \quad (A1)$$

【リカード的家計の消費のオイラー方程式】

$$\tilde{\lambda}_t^U = E_t \tilde{\lambda}_{t+1}^U - \sigma E_t z_{t+1}^Z + \tilde{R}_t^n - E_t \tilde{\pi}_{t+1} \quad (A2)$$

【非リカード的家計の消費】

$$\tilde{c}_t^H = \tilde{w}_t + \tilde{l}_t \quad (A3)$$

【非リカード的家計の消費の限界効用】

$$\tilde{\lambda}_t^H = z_t^b - \sigma \tilde{c}_t^H \quad (A4)$$

【家計の総消費】

$$\tilde{c}_t = \lambda \tilde{c}_t^H + (1 - \lambda) \tilde{c}_t^U \quad (A5)$$

【賃金版フィリップス曲線 (NKWPC)】

$$\tilde{\pi}_t^w = \frac{(1 - \xi_w)(1 - \beta z^{1-\sigma} \xi_w)}{\xi_w} (\tilde{m}r s_t - \tilde{w}_t) + \beta z^{1-\sigma} E_t \tilde{\pi}_{t+1}^w + z_t^w \quad (A6)$$

【平均的な消費・労働の限界代替率】

$$\tilde{m}r s_t = \eta \tilde{l}_t - \{(1 - \lambda) \tilde{\lambda}_t^U + \lambda \tilde{\lambda}_t^H\} \quad (A7)$$

【名目賃金変化率】

$$\tilde{\pi}_t^w = \tilde{w}_t - \tilde{w}_{t-1} + \tilde{\pi}_t + z_t^Z \quad (A8)$$

【実質限界費用】

$$\tilde{m}c_t = a_X \tilde{p}_t^X + (1 - a_X) \tilde{w}_t \quad (A9)$$

【名目原材料価格変化率】

$$\tilde{\pi}_t^X = \tilde{p}_t^X - \tilde{p}_{t-1}^X + \tilde{\pi}_t \quad (A10)$$

【最適投入比率】

$$\tilde{l}_t = \tilde{x}_t \quad (A11)$$

【生産関数】

$$\tilde{y}_t = a_X \tilde{x}_t + (1 - a_X) \tilde{l}_t \quad (A12)$$

【フィリップス曲線 (NKPC)】

$$\tilde{\pi}_t = \frac{(1 - \xi_p)(1 - \beta z^{1-\sigma} \xi_p)}{\xi_p} \tilde{m}c_t + \beta z^{1-\sigma} E_t \tilde{\pi}_{t+1} + z_t^p \quad (A13)$$

【金融政策ルール】

$$\tilde{R}_t^n = \phi_r \tilde{R}_{t-1}^n + (1 - \phi_r) \left(\phi_\pi \left(\frac{1}{4} \sum_{s=0}^3 \tilde{\pi}_{t-s} \right) + \phi_y \tilde{y}_t \right) + z_t^r \quad (\text{A14})$$

【市場均衡式】

$$\tilde{y}_t = \frac{c}{y} \tilde{c}_t + (1 - \frac{c}{y}) z_t^g \quad (\text{A15})$$

【実質原材料価格】

$$\tilde{p}_t^x = \rho_x \tilde{p}_{t-1}^x + \epsilon_t^x \quad (\text{A16})$$

【技術ショック】

$$z_t^z = \rho_z z_{t-1}^z + \epsilon_t^z \quad (\text{A17})$$

【賃金ショック】

$$z_t^w = \rho_w z_{t-1}^w + \epsilon_t^w \quad (\text{A18})$$

【価格ショック】

$$z_t^p = \rho_p z_{t-1}^p + \epsilon_t^p \quad (\text{A19})$$

【金融政策ショック】

$$z_t^r = \rho_r z_{t-1}^r + \epsilon_t^r \quad (\text{A20})$$

【選好ショック】

$$z_t^b = \rho_b z_{t-1}^b + \epsilon_t^b \quad (\text{A21})$$

【外生需要ショック】

$$z_t^g = \rho_g z_{t-1}^g + \epsilon_t^g \quad (\text{A22})$$

ただし、 $z_t^p = \tilde{\lambda}_t^p (1 - \xi_p) (1 - \beta z^{1-\sigma} \xi_p) / \xi_p$ ($\tilde{\lambda}_t^p = \log\{(1 + \lambda_t^p)/(1 + \lambda^p)\}$)、 $z_t^w = (\tilde{\lambda}_t^w + z_t^l) (1 - \xi_w) (1 - \beta z^{1-\sigma} \xi_w) / \xi_w$ ($\tilde{\lambda}_t^w = \log\{(1 + \lambda_t^w)/(1 + \lambda^w)\}$) として定義している。

A2 命題の証明

(A9)式を変形すると、

$$\tilde{m}c_t = (1 - a_x)\tilde{\pi}_t^w + a_x\tilde{\pi}_t^x + \tilde{m}c_{t-1} - \tilde{\pi}_t. \quad (\text{A23})$$

L をラグ・オペレータとし、 L^{-1} をフォワード・オペレータとする。すなわち、 $y_{t-1} = Ly_t$ 、 $y_{t+1} = L^{-1}y_t$ である。これを用いると、

$$\tilde{m}c_t = \frac{(1 - a_x)\tilde{\pi}_t^w + a_x\tilde{\pi}_t^x - \tilde{\pi}_t}{1 - L}. \quad (\text{A24})$$

これを(A13)式に代入して変形すると、

$$\{(1 - L)(1 - \hat{\beta}L^{-1}) + \Lambda_p\}\tilde{\pi}_t = \Lambda_p\{(1 - a_x)\tilde{\pi}_t^w + a_x\tilde{\pi}_t^x\} - \hat{\beta}L^{-1}(1 - L)\xi_t. \quad (\text{A25})$$

ただし、 ξ_t は t 期の $\tilde{\pi}_t$ の予測誤差で $\xi_t = \tilde{\pi}_t - E_{t-1}\tilde{\pi}_t$ である。また、 $\hat{\beta} = \beta z^{1-\sigma}$ である。ここで、左辺の係数を $B \equiv \{(1 - L)(1 - \hat{\beta}L^{-1}) + \Lambda_p\}$ として整理すると、

$$B = -\hat{\beta}L^{-1}\{1 - \hat{\beta}^{-1}(1 + \Lambda_p + \hat{\beta})L + \hat{\beta}^{-1}L^2\}. \quad (\text{A26})$$

したがって、 B は以下のように因子分解できる。

$$B = -\hat{\beta}L^{-1}(1 - \lambda_1 L)(1 - \lambda_2 L). \quad (\text{A27})$$

ただし、 $\lambda_1 + \lambda_2 = \hat{\beta}^{-1}(1 + \Lambda_p + \hat{\beta})$ 、 $\lambda_1\lambda_2 = \hat{\beta}^{-1}$ であり、

$$\lambda_1 = \frac{2}{(1 + \Lambda_p + \hat{\beta}) + \sqrt{(1 + \Lambda_p + \hat{\beta})^2 - 4\hat{\beta}}}, \lambda_2 = \frac{2}{(1 + \Lambda_p + \hat{\beta}) - \sqrt{(1 + \Lambda_p + \hat{\beta})^2 - 4\hat{\beta}}} \text{となる。}$$

また、 λ_1 と λ_2 は以下の λ に関する二次方程式の解であることに注意する。

$$f(\lambda) \equiv \lambda^2 - \hat{\beta}^{-1}(1 + \Lambda_p + \hat{\beta})\lambda + \hat{\beta}^{-1} = 0. \quad (\text{A28})$$

ここで、関数 $f(\lambda)$ は下に凸の二次関数で、 $f(0) = \hat{\beta}^{-1} > 0$ 、 $f(1) = -\Lambda_p/\hat{\beta} < 0$ より、 $0 < \lambda_1 < 1 < \lambda_2$ となることが分かる。

(A27)式を(A25)式に代入して整理すると、

$$(1 - \lambda_1 L)(1 - \lambda_2^{-1} L^{-1})\tilde{\pi}_t = \beta^{-1} \lambda_2^{-1} \Lambda_p \{(1 - a_X)\tilde{\pi}_t^w + a_X \tilde{\pi}_t^X\} - \lambda_2^{-1} (L^{-1} - 1)\xi_t. \quad (\text{A29})$$

$|\lambda_2^{-1}| < 1$ より、両辺を $1 - \lambda_2^{-1} L^{-1}$ で除し、期待値オペレータ E_t をとると、

$$(1 - \lambda_1 L)\tilde{\pi}_t = \beta^{-1} \lambda_2^{-1} \Lambda_p E_t \left[\frac{(1 - a_X)\tilde{\pi}_t^w + a_X \tilde{\pi}_t^X}{1 - \lambda_2^{-1} L^{-1}} \right] - \lambda_2^{-1} E_t \left[\frac{\xi_{t+1} - \xi_t}{1 - \lambda_2^{-1} L^{-1}} \right]. \quad (\text{A30})$$

さらに、

$$\begin{aligned} \tilde{\pi}_t &= \lambda_1 \tilde{\pi}_{t-1} + \lambda_2^{-1} E_t \sum_{k=0}^{\infty} \lambda_2^{-k} (\xi_{t+k} - \xi_{t+k+1}) \\ &\quad + \lambda_1 \Lambda_p E_t \sum_{k=0}^{\infty} \lambda_2^{-k} ((1 - a_X)\tilde{\pi}_{t+k}^w + a_X \tilde{\pi}_{t+k}^X). \end{aligned} \quad (\text{A31})$$

ただし、 $\lambda_1 = \beta^{-1} \lambda_2^{-1}$ という関係を用いている。ここで、 $E_t \xi_{t+k} = E_t \tilde{\pi}_{t+k} - E_t E_{t+k-1} \tilde{\pi}_{t+k} = E_t \tilde{\pi}_{t+k} - E_t \tilde{\pi}_{t+k} = 0 \quad \forall k \geq 1$ であることに注意する（2 つ目の等号は繰り返し期待値の法則による）。したがって、

$$\tilde{\pi}_t = \lambda_1 \tilde{\pi}_{t-1} + \lambda_2^{-1} \xi_t + \lambda_1 \Lambda_p E_t \sum_{k=0}^{\infty} \lambda_2^{-k} ((1 - a_X)\tilde{\pi}_{t+k}^w + a_X \tilde{\pi}_{t+k}^X). \quad (\text{A32})$$

ξ_t の定義と NKPC を用いて上式を整理すると、

$$\tilde{\pi}_t = \frac{\lambda_1 \Lambda_p}{1 - \lambda_2^{-1}} \left\{ \tilde{m}c_{t-1} + E_t \sum_{k=0}^{\infty} \lambda_2^{-k} ((1 - a_X)\tilde{\pi}_{t+k}^w + a_X \tilde{\pi}_{t+k}^X) \right\}. \quad (\text{A33})$$

ここで、 $\tilde{m}c_t^{1st} = a_X \tilde{\pi}_t^X + \tilde{m}c_{t-1}^{1st} - \tilde{\pi}_t^{1st}$, $\tilde{m}c_t^{2nd} = (1 - a_X)\tilde{\pi}_t^w + \tilde{m}c_{t-1}^{2nd} - \tilde{\pi}_t^{2nd}$ を満たす変数として定義し、 $\tilde{m}c_t \equiv \tilde{m}c_t^{1st} + \tilde{m}c_t^{2nd}$ とすれば、 $\tilde{m}c_t$ は (A9) 式を満たす。すなわち、実質限界費用 $\tilde{m}c_t$ は、 $\tilde{m}c_t^{1st}$ と $\tilde{m}c_t^{2nd}$ に分解可能である。

同様に、 $\tilde{\pi}_t^{1st}, \tilde{\pi}_t^{2nd}$ を (6), (7) 式を満たす変数として定義し、 $\tilde{\pi}_t \equiv \tilde{\pi}_t^{1st} + \tilde{\pi}_t^{2nd}$ とすれば、 $\tilde{\pi}_t$ は (A33) 式を満たす。すなわち、インフレ率 $\tilde{\pi}_t$ は $\tilde{\pi}_t^{1st}$ と $\tilde{\pi}_t^{2nd}$ に分解可能である。■

A3 Spiral Inflation と Conflict Inflation

LW が提示した **spiral inflation** とは、原材料供給ショック等の外生ショックによって生じる無限期先の累積的な物価上昇のことである。すなわち、 t 期にショックが生じた場合、そのショックに伴い発生する **spiral inflation** は以下のように定義される。

$$\Pi_t^{\text{spiral}} = \sum_{k=0}^{\infty} \tilde{\pi}_{t+k} = \sum_{k=0}^{\infty} \tilde{\pi}_{t+k}^w \quad (\text{A34})$$

ここで、累積的な物価上昇と賃金上昇が等しくなる（2 つ目の等号が成立する）のは、実質賃金が長期的には定常値に収束することによる。ここから分かるように、ショックの発生に対して名目賃金が不変であれば $\Pi_t^{\text{spiral}} = 0$ になるという点で、**spiral inflation** は賃金と物価の相互関連に伴う物価上昇を捉えたものと解釈することができる。

また、LW は、消費・労働の限界代替率と労働の限界生産性が指数的に減衰する（**exponentially decaying**）場合については、この **spiral inflation** が Lorenzoni and Werning [2023b] で提唱された "**conflict inflation**" (Π_t^c) に一致することを示している²⁹。

$$\Pi_t^c = \frac{\Lambda_p \Lambda_w}{\Lambda_p + \Lambda_w} E_t \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k (\tilde{mrs}_{t+k} - \tilde{mpl}_{t+k}) \quad (\text{A35})$$

ただし、 $\tilde{mpl}_t$ は労働の限界生産性を表す。なお、**conflict inflation** という名称は、 $\tilde{mrs}_t$ が家計側の実質賃金に関する要求水準（**aspiration**）、 $\tilde{mpl}_t$ が企業側の実質賃金に関する要求水準をそれぞれ表しており、 Π_t^c は家計と企業の実質賃金の要求水準に関する軋轢（**conflict**）に起因した物価上昇を表しているということに由来する。

²⁹ なお、**conflict inflation** は、Gali [2015] が "**composite inflation**" と呼称したインフレ指標とも一致する。**composite inflation** とは、インフレ率 $\tilde{\pi}_t$ と名目賃金変化率 $\tilde{\pi}_t^w$ をそれぞれの硬直性 Λ_p^{-1} と Λ_w^{-1} で加重平均したものである。さらに、**composite inflation** は伸縮価格経済からの乖離でみた産出量ギャップに起因したインフレ成分であることも示すことができる。

この表現から、負の原材料供給ショックが発生したときの *spiral inflation* について、次のことが言える。まず、原材料供給の減少は、労働の限界生産性 mpl_t を低下させる³⁰ショックであるため、（他の条件が一定ならば、）それに伴い正の *spiral inflation* が生じる。そして、そのときの *spiral inflation* の大きさは、3 節で議論した 3 要因（ Λ_w 、 Λ_p 、 $\widetilde{mrs}_t$ ）によって規定される。さらに、 Λ_p と Λ_w は、相乗的に *spiral inflation* の大きさを規定する。すなわち、式(A35)から分かるように、 Λ_p と Λ_w の和が一定のもとでは、 $\Lambda_p = \Lambda_w$ のときに *spiral inflation* が最大化されるという性質がある。

³⁰ LW のモデルでは、生産要素間の代替弾力性が非常に低い（0.1）CES 型生産関数を仮定しているため、原材料投入が減少すると、それと補完的な労働の限界生産性が大きく低下する。