



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

Broad

Perspective  
Review

多角的レビューシリーズ

## インフレの国際連動性と日本の物価変動

福永一郎\*

ichirou.fukunaga@boj.or.jp

城戸陽介\*\*

ykido@imf.org

吹田昂太郎\*\*\*

koutarou.suita@boj.or.jp

No.24-J-2  
2024年2月

日本銀行  
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱 30号

\* 調査統計局

\*\* 国際通貨基金

\*\*\*国際局

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。

# インフレの国際連動性と日本の物価変動\*

福永一郎<sup>†</sup>・城戸陽介<sup>‡</sup>・吹田昂太郎<sup>§</sup>

2024年2月

## 【要 旨】

本稿では、各国間のインフレの連動性について確認したうえで、日本がデフレに陥った1990年代後半以降の消費者物価や物価関連指標（インフレ予想、名目賃金など）の変動に対する国内・海外要因の影響について、短期・長期のゼロ制約や符号制約を組み合わせた構造ベクトル自己回帰（SVAR）モデルなどを用いて分析する。ヒストリカル分解によると、グローバル化によるコスト低下圧力などを含む各種の海外ショックが、2010年代後半まで継続的に日本の消費者物価を下押ししていたことや、その後、特にコロナ後の高インフレ局面ではこれらの海外ショックが一転して物価押し上げに大きく寄与していることなどが示された。また、従来海外ショックの影響をあまり受けていなかったサービス価格や名目賃金についても、直近の局面では海外ショックの影響を大きく受けて押し上げられていることが分かった。

JEL 分類番号 : E31、E52、F62

キーワード : インフレ、金融政策、グローバル化

---

\* 本稿は、東京大学金融教育研究センター・日本銀行調査統計局による第10回共催コンファレンス「国際経済環境の変化と日本経済」（2023年11月13日開催）における報告論文を加筆・修正したものである。指定討論者の関根敏隆氏をはじめ、同コンファレンスの参加者や日本銀行のスタッフから有益なコメントを頂いた。また、図表の作成や一部の推計作業では加来和佳子氏に助力を頂いた。記して感謝の意を表したい。ただし、残された誤りは筆者らに帰する。なお、本稿の内容や意見は、筆者ら個人に属するものであり、日本銀行や国際通貨基金（およびその理事会）の公式見解を示すものではない。

<sup>†</sup> 日本銀行調査統計局（ichirou.fukunaga@boj.or.jp）

<sup>‡</sup> 国際通貨基金（ykido@imf.org）

<sup>§</sup> 日本銀行国際局（koutarou.suita@boj.or.jp）

## 1. はじめに

近年多くの国で、コロナ後の経済再開に伴う需給逼迫や、地政学的緊張の高まりを受けたエネルギー価格の高騰などを背景とした、高いインフレを経験している。日本も例外ではなく、2023年1月には消費者物価指数の前年同月比上昇率が約40年ぶりに4%を上回った。こうした各国間でのインフレの連動は、それぞれの国内で同種のショックや構造変化(労働需給の逼迫など)に直面した結果という面もあるが、グローバルな規模でのショックの波及(エネルギー価格の変動やサプライチェーンの混乱など)を反映している面も大きいと考えられる。

インフレの国際連動性をめぐる事実や議論を振り返ると、コロナ以前は、特に新興国のグローバル経済への統合が本格的に進んだ2000年代初め頃から、各国のインフレを主に低めに抑制する方向で、連動性の高まりがみられた(Ha, Kose, and Ohnsorge [2023])。当初指摘された要因としては、第1に、新興国を含む多くの国で中央銀行の独立性が高まり、インフレ目標など共通の政策枠組みが導入されたこと、第2に、新興国で豊富な資源や労働力を利用して生産された製品がグローバル市場に供給され、規制緩和等とも相まって価格競争が激しくなったことなどが挙げられた(Rogoff [2003])。その後、2010年代に入ると、先進国を中心に多くの国で中央銀行の目標を下回る低インフレが続いたが、その要因としては、世界金融危機の影響や自然利子率の低迷などに目が向けられた。一方、新興国の賃金水準が上昇して先進国との格差が縮小し、世界貿易量や海外直接投資フローの増勢も鈍化するなか、2000年代初めにみられたような新興国からの物価押下げ圧力はあまり注目されなくなった。むしろ、コロナ前からすでにみられていた地政学的緊張や保護貿易的な動き、新興国での人口高齢化等による供給能力の拡大トレンドの鈍化などにより、以前の物価押下げ圧力が押上げ圧力に転じる可能性も指摘された(Goodhart and Pradhan [2020])。

各国の中央銀行は、自国の物価の安定を図るため、基本的には需給ギャップなど国内の要因に働きかける金融政策を行っているが、同時に、各国の物価を連動させうる「海外要因」の自国の物価への影響にも(各国の物価の相対的な関係に影響する為替レートも含め)関心を払ってきた。例えば、経済規模が大きく海外要因の影響を比較的受けにくいと考えられる米国でも、2000年代には中国やインドなどの新興国がグローバルな生産・貿易体制への統合を深めたことによる米国の物価への押下げ圧力について、連邦準備制度理事会(FRB)の幹部が言及していた(Greenspan [2005]、Kohn [2006])<sup>1</sup>。その後、2010年代に入ると、FRB

---

<sup>1</sup> こうしたFRB幹部の発言に対しては、学界を中心に、インフレは長期的には金融政策のみによって決まるものであり、新興国との貿易の増加などを通じたグローバル化の影響を

の金融政策が国際金融市場を通じて新興国などに及ぼした影響（taper tantrum）に関して様々な議論が行われた一方、米国の物価に影響した海外要因としてFRBの幹部が注目していたのは、コモディティ価格の変動や中国経済の減速といった一時的・局所的な要因が中心となった<sup>2</sup>（Fischer [2014, 2015]）。欧州に目を向けると、イングランド銀行は、2010年代後半に英国が欧州連合を離脱する過程でグローバル化の後退（関税の増加やサプライチェーンの混乱）に伴うインフレ圧力に直面しているとの認識を示し、従来の金融政策の枠組み（インフレ目標等）の中で可能な範囲で対応していく方針を採った（Carney [2017]）。欧州中央銀行（ECB）は、2021年に完了した金融政策戦略レビューの中で、ユーロ圏のインフレ（当時はECBの目標を継続的に下回っていた）へのグローバル化による下押し圧力は近年ではあまり大きくないとの分析を示し、物価安定に向けたECBの政策遂行能力を有意には阻害していないと結論づけた（Lodge, et al.[2021]）。日本銀行は、2000年代初め頃から、新興国からの安値輸入品の流入が日本の物価下落に一定程度寄与しているとの認識を示してきたが、特に2010年代以降は、それを含む様々な要因によって物価下落が続いたことで人々の間にデフレマインドが定着してしまったことが問題であり、より強くアンカーされたインフレ予想を保つことが海外要因による物価変動に対応する一つの方法になる点などを指摘していた（Kuroda [2015, 2018]）。

以上のとおり、インフレの国際連動性の要因や金融政策への含意をめぐっては、各国の状況や時期によって様々な議論が繰り広げられてきた。本稿では、コロナ後まで含めた各国間のインフレの連動性を確認したうえで、日本がデフレに陥った1990年代後半以降の消費者物価や物価関連指標の変動に対する国内・海外要因の影響について、実証的に分析する。あらかじめ主要な分析結果を挙げると、まず、各国間の消費者物価の連動性に関しては、エネルギー価格を含めた場合でも含めない場合でも、コロナ後に著しく高まっている。次に、日本の消費者物価の過去の変動要因に関しては、国内の負の需要ショックなどに加えて、グローバル化によるコスト低下圧力などを含む各種の海外ショックが、2010年代後半まで継続的に物価を下押ししていた。2013年に日本銀行が量的・質的金融緩和（QQE）を導入してからは、金融政策ショックを中心に国内ショックが物価

---

過大評価すべきではないとする反論も多くみられた（Ball [2006] など）。また、同じ時期に各国の中央銀行関係者の間でも、先進国の物価が自国の需給ギャップに加えて新興国も含めた海外の需給ギャップからも影響を受けているかどうかという点を巡って、実証分析上の論争があった（詳細は翁・村田 [2009] を参照）。

<sup>2</sup> Obstfeld [2020] は、FRBが直面する海外要因の様々な含意（物価、金利、為替など）に関して幅広く議論し、全体として米国の長期的な物価安定に向けたFRBの政策遂行能力が海外要因自体によって損なわれているとは必ずしも言えないと評価している。

を押し上げる方向に寄与したが、上記の海外ショックによる下押し圧力がこれを一定程度相殺していた。しかし、特にコロナ後の高インフレ局面では、各種の海外ショックが一転して日本の物価の押し上げに大きく寄与しており、それらの中には一時的なものだけでなく持続的な性質をもつショックも含まれている。このほか、消費者物価に関連する各種指標の変動要因をみると、中長期のインフレ予想への海外ショックの影響はこれまでのところ限定的だが、サービス価格や名目賃金については、直近の局面では従来と異なり海外ショックの影響を大きく受けて押し上げられていることが分かった。

本稿で主に用いた分析手法は、短期・長期のゼロ制約や符号制約などを組み合わせてベイジアン手法により推計した、構造ベクトル自己回帰 (SVAR) モデルである。モデルには、日本と海外 (日本を除く G20 諸国) の実質 GDP や消費者物価などのマクロ変数および円の名目実効為替レートが含まれ、各種の海外ショックをより一般的な形で捉えることを企図して国内と海外の変数を対称的に扱っている。また、結果の頑健性を確認するための代替的なモデルでは、一部の海外変数の代わりに原油価格やグローバル・サプライ・チェーン圧力指数などの特定の海外ショックに対応する変数を利用し、上記の主要な結果が概ね変わらないことを確認している。さらに、金融政策ショックを捉えるための名目金利については、推計期間中に (特に日本では) 下限制約の影響を大きく受けたことから、2 年金利、10 年金利、シャドーレートを代替的に利用し、結果の頑健性を確認した。なお、各種の物価関連指標への海外ショックの影響を分析する際には、上記の SVAR モデルを再編成し、モデルの複雑化を避けるために海外変数を消費者物価のみに集約したうえで、分析対象となる指標 (インフレ予想、名目賃金など) を加えている。このほか、SVAR とは別に、予備的な分析として、消費者物価を被説明変数とし、説明変数として国内の需給ギャップとインフレ予想のほか、輸入物価、為替レート、海外の需給ギャップなどを加えたフィリップス曲線を推計し、それぞれの海外変数の説明力などを確認した。

本稿の SVAR 分析では、上記のとおり、様々な変数やモデルの定式化を試して結果の頑健性を確認しているが、理論上の制約を必要最小限にとどめていることなどもあり、結果の解釈には注意が必要である。特に金融政策ショックの影響に関しては、かなりの幅をもって評価すべきである。この点を断ったうえで、得られた結果を素直に解釈すると、1990 年代後半以降の多くの期間にわたって日本銀行が順次実施した金融緩和策の消費者物価への効果は、2013 年の QQE 導入後も含め、各種の海外ショックの影響によって多かれ少なかれ相殺されていたことが示唆される。金融政策以外の要因が長期にわたって物価に一方向的に

影響し続けることは異例であるが<sup>3</sup>、本稿の SVAR モデルで識別された持続的な海外ショックの背景としては、グローバル・バリュー・チェーンの深化を通じたコスト低下圧力が日本では 2010 年代にも続いていた可能性などが考えられる<sup>4</sup>。このほか、本稿の物価関連指標に関する分析からは、中長期のインフレ予想に対する海外ショックの影響がこれまでのところ限定的だったことが示されたが、このことは従来指摘されてきたような根強いデフレマインドや低インフレのノルム（社会規範）と関係しているかもしれない。ただ、名目賃金やサービス価格は、直近では海外ショックの影響を大きく受けて押し上げられているとの結果も得られており、これらが今後時間をかけてインフレ予想に波及する可能性も考えられる。先行きの動向を占ううえでは、海外ショック自体の持続性のほか、こうした国内での波及メカニズムについても考慮する必要がある。この点、本稿の分析はいくつかのヒントを与えうるが、分析結果のより深い解釈や金融政策への含意を探るうえでは、より理論を重視した動学確率一般均衡（DSGE）モデルなどの構造モデルを用いた分析や<sup>5</sup>、企業行動などに関するより詳細なデータを用いた実証分析の結果と合わせて検討することが有益であろう。

SVAR モデルによる消費者物価や関連指標の実証分析は、これまで各国の先行研究で行われてきたが、海外要因は輸入物価・エネルギー価格や為替レートのみで捉えられることが多く、本稿のように海外変数を国内変数と対称的に扱うことによって各種の海外ショックをより一般的に捉えようとした分析は少ない。本稿と分析手法が最も近いのは、消費者物価よりも為替レートに焦点を当てた分析ではあるが、Forbes, Hjortsoe, and Nenova [2020] の SVAR モデルである<sup>6</sup>。こ

---

<sup>3</sup> 長期的には消費者物価のインフレ率が金融政策（インフレ目標等）によって決まるとしても、グローバル化の影響などによる輸入物価や賃金と消費者物価の間の相対価格の変動を受けて、インフレ率が長期的な均衡値から持続的に乖離する（しかしいずれは均衡値に戻る）可能性は考えられる。Sekine [2009] は、こうしたメカニズムを仮定した実証分析により、1970～80 年代から 1990～2000 年代半ばにかけての日本を含む先進国のインフレ率の持続的な低下傾向は、金融政策よりも相対価格の変動によって説明される部分が大きい（しかしいずれはインフレ率が上昇に転じるかもしれない）と論じている。

<sup>4</sup> 国際経済環境の変化への日本企業の対応や日本経済への影響に関する様々な事実や論点については、法眼ほか [2024] を参照。

<sup>5</sup> 例えば、岩崎・河合・平形 [2012] は、日米中の 3 か国 DSGE モデルを構築し、中国の供給能力の強化（正の供給ショック）によるデフレ圧力が、中国との間の貿易構造や為替制度の違いから、米国よりも日本の方で大きくなることを示している。また、來住・法眼 [2024] は、日米 2 か国の DSGE モデルを推計し、ドル円の実質為替レートの推移を、バラッサ・サミュエルソン効果のメカニズムによってかなりの程度説明できることを示している。

<sup>6</sup> Forbes, Hjortsoe, and Nenova [2020] は、本稿と同様の SVAR モデルを用いて、為替レートから消費者物価へのパススルーが、為替レートの変動要因によって変わってくることを示している。また、Forbes, Hjortsoe, and Nenova [2018] は、英国の為替パススルーに焦点を当

のほか、本稿と同様の SVAR モデルによって各国の消費者物価への海外要因の影響について分析した近年の研究としては、主にユーロ圏を分析対象とした Bobeica and Jarociński [2019]、新興国を含む幅広い国や地域を対象とした Ha, et al. [2019]、アジアの新興国を対象とした Finck and Tillmann [2022] などが挙げられる<sup>7</sup>。なお、日本の物価に対する海外要因の影響についても、為替レートや原材料価格から消費者物価へのパススルーなどに焦点を当てた分析は数多く行われてきたが<sup>8</sup>、本稿と同様の手法により様々な種類の海外ショックの影響について分析を行った研究はみられていない<sup>9</sup>。また、インフレ予想や名目賃金などの物価関連指標について同様の手法で分析している研究も、海外に関する分析を含め筆者の知る限りみられていない。

本稿の残りの構成は、以下のとおりである。2節では、各国間のインフレの連動性について、主成分分析等の結果を示す。3節では、日本の消費者物価に関する予備的分析として、フィリップス曲線の枠組みで海外要因の影響を分析した結果を示す。4節では、本稿のメインの分析として、日本の消費者物価への国内・海外の各種ショックの影響について、SVAR による分析を示す。5節では、同様の SVAR により、インフレ予想、名目賃金、財・サービス価格に対する国内・海外ショックの影響について分析する。6節は結語である。

---

て、同様の分析を行っている。このほか、Forbes [2019] は、本稿で予備的な分析として行ったインフレの国際連動性に関する主成分分析や、フィリップス曲線の枠組みでのインフレの海外要因に関する分析などを、各国間のパネルデータを用いて行っている。

<sup>7</sup> SVAR と異なる時系列手法（ダイナミック・ファクターモデル等）で同様の問題意識による分析を行った近年の研究としては、Auer, Levchenko, and Sauré [2019]、Kamber and Wong [2020]、Bäurle, Gubler, and Känzig [2021] などが挙げられる。

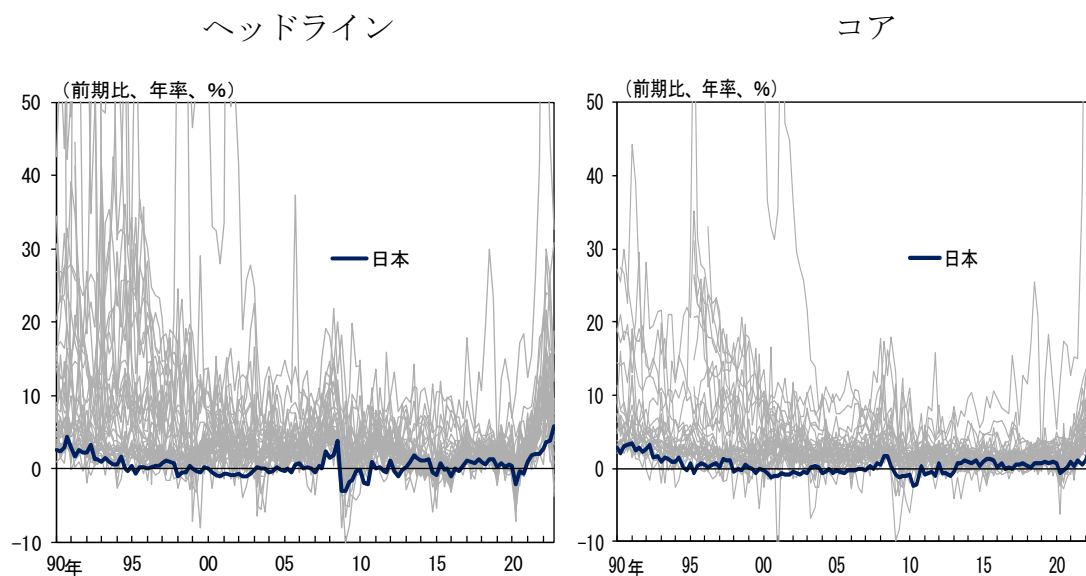
<sup>8</sup> 為替レートや原材料価格から消費者物価へのパススルーに関する実証分析としては、Shioji [2014]、八木ほか [2022] などが挙げられる。このほか、海外要因を含めた日本の低インフレの要因に関して幅広く論じた文献としては、Nishizaki, Sekine, and Ueno [2014]、一上ほか [2019]、池田ほか [2022] などが挙げられる。

<sup>9</sup> 関連する研究として、An, Wynne, and Zhang [2021] は、本稿と比べて海外ショックの種類は限られるものの、本稿と同様の短期・長期のゼロ制約や符号制約のほか、ナラティブな符号制約も組み合わせた SVAR モデルを用いて、日本の為替レートから輸入物価や消費者物価へのパススルーについて分析している。Kamada and Hirakata [2002] は、本稿と一部共通した問題意識で輸入ペネトレーション比率を含めた SVAR モデル（符号制約は置かれていない）を用いて、日本の比較優位の減退が消費者物価の下落に大きく寄与していたことを示している。

## 2. インフレの国際連動性

本節では、まず、各国間のインフレの連動性について確認する。消費者物価のヘッドラインインフレ（日本は「生鮮食品を除く総合<sup>10</sup>」）とコアインフレ（日本は「生鮮食品・エネルギーを除く総合」）について、IMF や OECD のデータベースなどから継続的に入手可能な 43 か国（コアインフレについては 26 か国）のデータを単純に並べてみると（図表 1）、1990 年代にみられた大きなバラツキが 2000 年代以降は縮小していることが分かる。その後、ヘッドラインインフレについては、2008 年前後にエネルギー価格が大きく変動した時期や 2020 年のコロナ後の物価上昇局面に各国間の連動がみられた。コアインフレは比較的安定していたが、コロナ後の上昇局面では各国間の連動が明確にみられている。これらの各国の分布の中で、日本のインフレ率は最底辺の付近を推移してきたが、他国との間で一定の連動性は保っているようにも見える。

（図表 1）各国の消費者物価インフレ率



（注）灰色の線は、43 か国の消費者物価インフレ率（左図）および 26 か国のコアインフレ率（右図）。

日本のインフレ率は生鮮食品を除く総合（左図）と生鮮食品・エネルギーを除く総合（右図）。

（出所）OECD、IMF、各国統計局、日本銀行

先行研究ではこうした各国間のインフレの連動性を定量的に評価するため様々な手法を用いているが<sup>11</sup>、ここでは Forbes [2019] に倣い、主成分分析によ

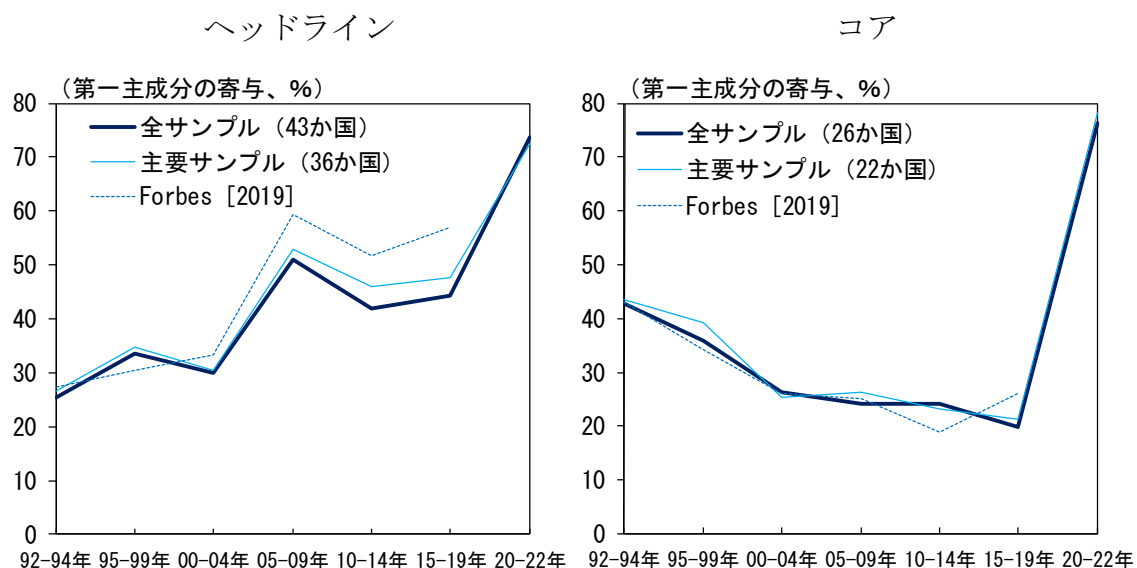
<sup>10</sup> 本稿で使用する日本の消費者物価はすべて、消費税率引き上げ・教育無償化政策、旅行支援策、携帯電話通信料の影響を除いた、日本銀行スタッフによる試算値である。

<sup>11</sup> Ha, Kose, and Ohnsorge [2019] は、ダイナミック・ファクターモデルによってグローバルに共通なファクターを抽出し、ラグ構造を含めたインフレの連動性を計測している。



って抽出される第一主成分をグローバル共通成分とみなし、それが各国のインフレの変動に対してどの程度寄与していたか確認する。具体的には、上記の 43 か国（コアインフレについては 26 か国）の消費者物価の四半期ベースの季節調整済み前期比（Forbes [2019]）と同様に外れ値は上下 10% タイルの閾値に置換）を用いて、全ての国のインフレ率の変動に占める第一主成分の寄与度を、期間を区切って計算する。結果をみると（図表 2）、ヘッドラインインフレについては、1990 年代初めに 30% 未満だった第一主成分の寄与度が、2020 年以降には 70% を超える水準まで継続的に上昇しており、各国間の連動性が徐々に高まってきたことが示唆される。一方、コアインフレについては、1990 年代初めに 40% を超えていた第一主成分の寄与度が 2010 年代後半には 20% 程度にまで低下していたが、2020 年以降に 80% に近い水準まで急激に上昇している。これは、コロナ前まで各国間であまり連動していなかったコアインフレ率が、コロナ後に急激に連動性を高めたことを示唆している。

（図表 2）各国インフレ率の主成分分析



（注）図表 1 のサンプル（ヘッドライン 43 か国、コア 26 か国）、および主要サンプル（G20 または EU に加盟している国）を対象に主成分分析を実施。Forbes [2019] は IMF の定義する「先進国（31 か国）」を対象とし、2017 年までのデータで実施。上下 10% タイルを超える外れ値は閾値に置換。

以上の結果から、各国の消費者物価の連動性は、エネルギー価格を含めた場合でも含めない場合でも、コロナ後に著しく高まっていることが確認された。もっとも、この分析では、連動性の高まりの背景について、グローバルな規模でのショックの影響（エネルギー価格の変動など）、各国間の生産・貿易や金融面での

統合深化を通じたショックの波及の強まり（景気循環の連動<sup>12</sup>やサプライチェーンの混乱など）、各国内で共通した構造変化や政策対応の影響（国内労働市場の需給逼迫や財政支出の拡大など）といった様々な要因を識別することが難しい。以下の分析では、日本の消費者物価や関連する指標に焦点を当てて、それらに影響した国内要因と海外要因を識別することを試みる。

### 3. フィリップス曲線による日本の消費者物価の分析

本節では、次節以降で SVAR 分析を示す前の予備的な分析として、フィリップス曲線の枠組みを用いて、日本の消費者物価の変動に対する海外要因の影響について確認する。ここでは、下記のフィリップス曲線の定式化を考える。

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 E_t \pi_{t+k} + (1 - \beta_1) \pi_{t-1} + \beta_2 x_t + \beta_3 \pi_t^m + \beta_4 e_t + \beta_5 x_t^f + \epsilon_t$$

$\pi_t$  は消費者物価（生鮮食品を除く総合、または生鮮食品・エネルギーを除く総合）の季節調整済み前期比、 $E_t \pi_{t+k}$  は中長期のインフレ予想<sup>13</sup>、 $x_t$  は国内の需給ギャップ（日本銀行調査統計局による推計値）である。海外変数としては、 $\pi_t^m$  の輸入物価指数（契約通貨ベース）前期比、 $e_t$  の円名目実効為替レート前期比のほか、Borio and Filardo [2007] などの主張に従い、 $x_t^f$  の海外需給ギャップも考慮する<sup>14</sup>。 $\epsilon_t$  は誤差項である。それぞれの説明変数に代替的なデータを用いたり、ラグの取り方や係数制約（ $\beta_1$ ）の有無など代替的な定式化を試したりしたが、定性的な結論には影響しなかったため、以下では上記の定式化による結果のみを示す。なお、推計期間は、資産価格バブル崩壊後の 1990 年第 1 四半期以降とする。

まず、被説明変数にエネルギー価格を含む消費者物価（生鮮食品を除く総合）を用いた場合（図表 3）、海外変数を説明変数に加えることによって関数の説明力（修正  $R^2$ ）が高まることが確認できる。2007 年までの推計期間では修正  $R^2$  の上昇幅は限定的で個々の海外変数の説明力や有意性も低いですが、その後推計期間を延ばしていくにつれて海外変数の説明力は高まっている。もっとも、海外需給

<sup>12</sup> 景気循環の国際連動性についても多くの研究の蓄積があり、例えば、各国間での生産性や景気変動の波及が名目変数（物価水準、名目金利）の大きな連動につながるメカニズムなどについても理論的に検討されている（Henriksen, Kydland, and Šustek [2013]）。

<sup>13</sup> 中長期のインフレ予想は、日本銀行「経済・物価情勢の展望」に掲載されているエコノミスト、市場参加者、家計、企業のインフレ予想指標（2～11 年先）を平均したもの。指標により利用可能な期間が異なるため、段差が生じないように水準を調整して接続している。

<sup>14</sup> 海外需給ギャップは、IMF の定義する先進国と中国（国家統計局のデータを利用）の需給ギャップを、GDP のシェア（購買力平価ベース）を用いて加重平均したもの。1994 年以前は各国のデータが揃わないため、米国の需給ギャップのみを接続している。

ギャップはいずれの期間でも有意になっていない。なお、海外変数を説明変数に加えると国内需給ギャップにかかる係数はやや低下するが、有意性にはあまり影響していない<sup>15</sup>。

(図表 3) フィリップス曲線の推計 (生鮮食品を除く総合)

変数	国内変数のみ				輸入物価・為替				輸入物価・為替+海外ギャップ			
	90-07年	90-12年	90-19年	90-22年	90-07年	90-12年	90-19年	90-22年	90-07年	90-12年	95-19年	90-22年
$\beta_0$ 定数項	-0.49 ***	-0.73 ***	-0.68 ***	-0.31 -	-0.48 ***	-0.65 ***	-0.60 ***	-0.32 *	-0.53 ***	-0.67 ***	-0.64 ***	-0.31 -
$\beta_1$ インフレ予想/ラグ	0.53 ***	0.79 ***	0.76 ***	0.46 **	0.48 ***	0.64 ***	0.65 ***	0.41 **	0.50 ***	0.64 ***	0.66 ***	0.41 ***
$\beta_2$ 国内需給ギャップ	0.14 **	0.23 ***	0.23 ***	0.13 -	0.12 **	0.17 ***	0.18 ***	0.09 *	0.12 **	0.17 ***	0.18 ***	0.09 *
$\beta_3$ 輸入物価					0.02 **	0.03 ***	0.03 ***	0.03 ***	0.02 **	0.03 ***	0.03 ***	0.03 ***
$\beta_4$ 名目実効為替レート					0.00 -	-0.01 **	-0.01 ***	-0.01 ***	0.00 -	-0.01 **	-0.01 ***	-0.01 ***
$\beta_5$ 海外需給ギャップ									-0.04 -	-0.03 -	-0.04 -	0.01 -
修正R <sup>2</sup>	0.72	0.58	0.55	0.52	0.74	0.71	0.74	0.69	0.74	0.70	0.69	0.68

(注) 本文中のフィリップス曲線の式を OLS で推計。\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ 1%、5%、10%有意 (Newey-West 標準誤差)。

次に、被説明変数にエネルギー価格を除く消費者物価 (生鮮食品・エネルギーを除く総合) を用いた場合の推計結果をみると (図表 4)、海外変数はほとんどの推計期間において有意になっていない。コロナ後の時期を推計期間に含めると辛うじて有意に転じるが、関数全体での説明力の向上は限定的となっている。

(図表 4) フィリップス曲線の推計 (生鮮食品・エネルギーを除く総合)

変数	国内変数のみ				輸入物価・為替				輸入物価・為替+海外ギャップ			
	90-07年	90-12年	90-19年	90-22年	90-07年	90-12年	90-19年	90-22年	90-07年	90-12年	90-19年	90-22年
$\beta_0$ 定数項	-0.39 ***	-0.49 ***	-0.45 ***	-0.21 -	-0.39 ***	-0.46 ***	-0.42 ***	-0.17 -	-0.50 ***	-0.46 ***	-0.44 ***	-0.15 -
$\beta_1$ インフレ予想/ラグ	0.39 ***	0.48 ***	0.48 ***	0.30 **	0.40 ***	0.45 ***	0.46 ***	0.24 -	0.46 ***	0.45 ***	0.46 ***	0.24 -
$\beta_2$ 国内需給ギャップ	0.10 **	0.14 ***	0.14 ***	0.09 **	0.10 **	0.13 ***	0.13 ***	0.08 **	0.10 **	0.13 ***	0.14 ***	0.08 **
$\beta_3$ 輸入物価					0.00 -	0.00 -	0.00 -	0.01 **	0.00 -	0.00 -	0.00 -	0.01 **
$\beta_4$ 名目実効為替レート					0.00 -	0.00 -	0.00 -	-0.01 *	0.00 -	0.00 -	0.00 -	-0.01 *
$\beta_5$ 海外需給ギャップ									-0.08 -	0.00 -	-0.01 -	0.03 -
修正R <sup>2</sup>	0.80	0.76	0.74	0.70	0.79	0.76	0.74	0.72	0.79	0.75	0.74	0.72

(注) 本文中のフィリップス曲線の式を OLS で推計。\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ 1%、5%、10%有意 (Newey-West 標準誤差)。

<sup>15</sup> Forbes [2019] は、各国のパネルデータを用いて同様のフィリップス曲線を推計し、説明変数の国内需給ギャップに輸入シェア (対 GDP 比率) を掛け合わせると説明力が向上するとの結果を得て、グローバル化 (輸入シェアの上昇) によってフィリップス曲線がフラット化したとの仮説が支持されたと主張している。しかし本稿の日本のデータによる推計では、国内需給ギャップに輸入シェアを掛け合わせても説明力は向上せず、フィリップス曲線のフラット化を示唆するような結果も (コロナ前までは) 得られていない。

以上の結果をまとめると、標準的なフィリップス曲線の推計によれば、日本の消費者物価の変動への海外要因の影響度は近年高まる傾向にあるものの、大部分はエネルギー価格への影響や、輸入物価・為替レートを通じた影響に限られているように見える。しかし、この分析の枠組みでは、金融政策の役割が明示的に考慮されていないほか、海外要因の源泉や波及メカニズムに関しても十分に考慮されておらず、上記のような結論を下してよいか疑問も残る。以下では、こうした点をより明示的に考慮した SVAR による分析を示す。

#### 4. SVAR モデルによる日本の消費者物価の分析

本節では、日本と海外のマクロ変数を用いた SVAR モデルによって国内と海外の各種ショックを識別し、それらが日本の消費者物価に及ぼした影響について分析する。ベースラインとなるモデルでは、日本と海外（日本を除く G20 諸国）の変数やショックを対称的に扱い、それぞれの実質 GDP、消費者物価、名目金利と、円の名目実効為替レートのデータを用いて、国内と海外の供給ショック、需要ショック、金融政策ショック、およびそれらで説明されない為替ショック（計 7 種類）を識別する。実質 GDP、消費者物価、名目為替レートについては前期比（実質 GDP と消費者物価は季節調整済み）、名目金利は線形トレンドを除去した水準を用いる。ショックの識別に際しては、以下で説明するように長期と短期のゼロ制約および短期の符号制約を組み合わせ、ベイジアン手法によって推計する。データと推計方法の詳細は、補論 1 と補論 2 で説明する。

##### 4-1. ショックの識別とインパルス応答

本稿のベースライン・モデルにおける 7 種類のショックの識別制約は Forbes, Hjortsoe, and Nenova [2020] に概ね倣っており、下記の図表 5 にまとめたとおりである。まず、国内と海外の需要ショックと金融政策ショックは、それぞれの実質 GDP の水準（累積インパルス応答）に長期的には影響しないとする長期のゼロ制約を置く。次に、いわゆる「小国の仮定」として、国内の供給・需要・金融政策ショックがいずれも同時点では海外の実質 GDP・消費者物価・名目金利に影響を及ぼさないとする短期のゼロ制約、および、長期的にもこれらの海外変数に影響を及ぼさないとする長期のゼロ制約を置くことを考える。もっとも、1995 年以降の推計期間中に GDP でみた経済規模が世界で 2～3 位だった日本に小国の仮定が適用できるかどうかは微妙なため<sup>16</sup>、実質 GDP に関してはゼロ制約を置かず、ユーロ圏について分析した Bobeica and Jarociński [2019] に倣い、日本の

---

<sup>16</sup> Forbes, Hjortsoe, and Nenova [2020] は、日本を小国としてサンプルに含める場合と含めない場合の両方を推計している。また、米国、中国、ユーロ圏はサンプルに含めていない。

実質 GDP とその世界の実質 GDP (G20 諸国) に占めるシェアが同方向に動くか逆方向に動くか (同方向に動く場合は国内ショック、逆方向の場合は海外ショック) という符号制約 (後述) によって国内・海外のショックを識別することとする<sup>17</sup>。また、本稿のモデルでは、Forbes, Hjortsoe, and Nenova [2020] とは異なり、日本円の名目実効為替レートに対するショックを明示的に識別するため、部分的な小国の仮定として、同ショックが同時点および長期的には海外の金融政策 (名目金利) に影響しないとするゼロ制約を置く<sup>18</sup>。

(図表 5) ベースライン・モデルの識別制約

変数/ショック		国内			為替	海外			
		供給	需要	金融政策		供給	需要	金融政策	
短期制約	国内	1. 実質 GDP	+	+	-				
		2. 消費者物価	-	+	-				
		3. 名目金利		+	+				
		4. 円名目実効為替		+	+	+			
	海外	5. 日本の実質 GDP/海外の実質 GDP	+	+	-		-	-	+
		6. 消費者物価	0	0	0		-	+	-
		7. 名目金利	0	0	0	0		+	+
長期制約	国内	1. 実質 GDP		0	0			0	0
		2. 消費者物価							
		3. 名目金利							
		4. 円名目実効為替							
	海外	5. 日本の実質 GDP/海外の実質 GDP	0	0	0			0	0
		6. 消費者物価	0	0	0				
		7. 名目金利	0	0	0	0			

+ 符号制約(プラス)  
 - 符号制約(マイナス)  
 0 長期制約  
 0 小国の仮定

これらのゼロ制約に加え、以下のとおり短期の符号制約を置く。まず、国内供給ショックは日本の実質 GDP と消費者物価を逆方向に動かし、国内需要ショックはそれらを同方向に動かす。さらに、正の国内需要ショックは日本の名目金利を引き上げ、為替レートを円高方向に動かす。国内金融政策ショック (引締め方

<sup>17</sup> 消費者物価や名目金利については小国の仮定 (国内ショックが同時点および長期的には海外の物価や名目金利に影響しない) を置く。なお、Bobeica and Jarociński [2019] に倣って、消費者物価についても実質 GDP と同様に、日本の物価とその海外物価との相対価格の反応の方向の違い (符号制約) によってショックを識別する方法も試したが、国内・海外ショックの寄与の割合については、ベースライン・モデルの結果と大きな違いはみられなかった。

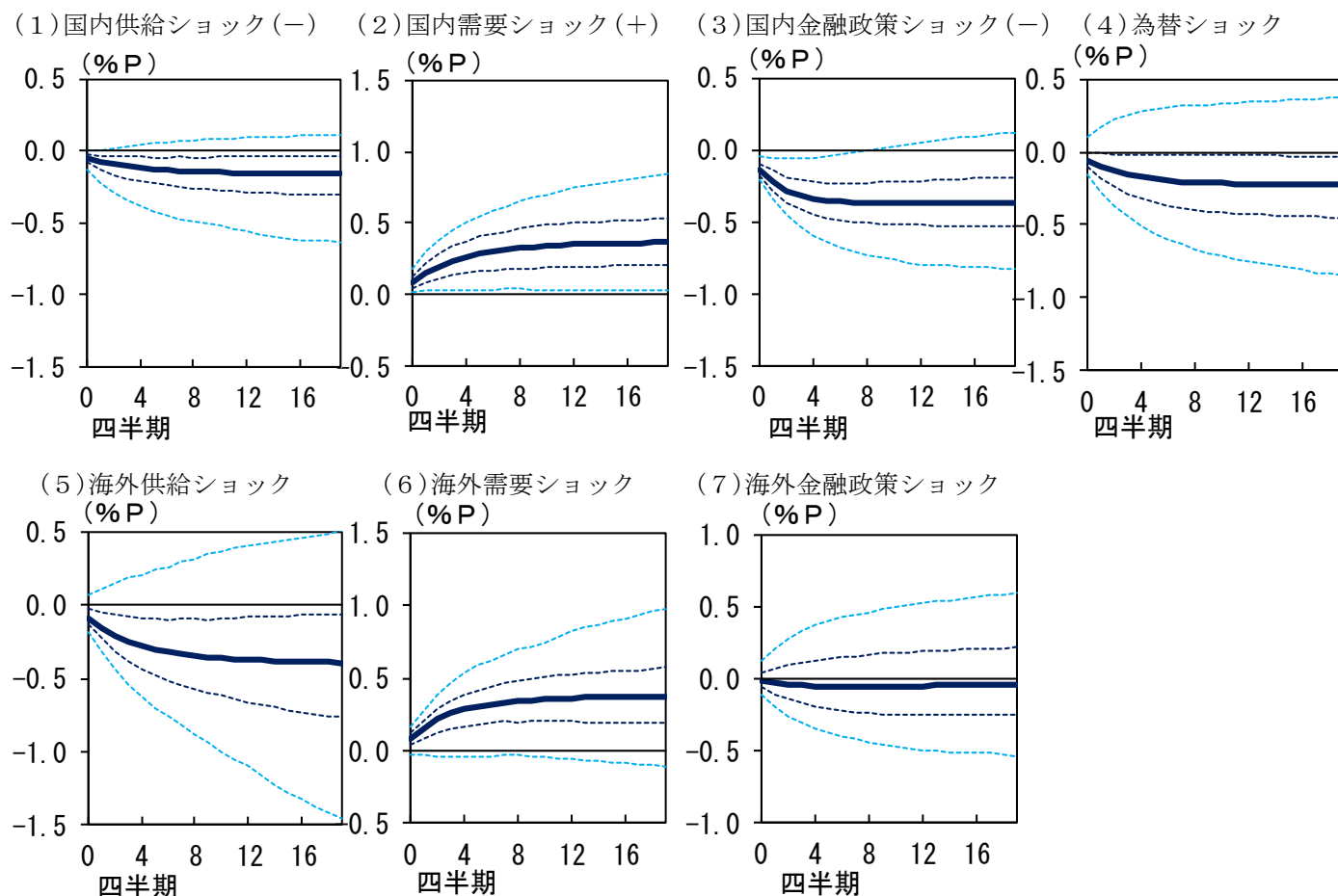
<sup>18</sup> 本稿と同様の 7 変数を用いた Forbes, Hjortsoe, and Nenova [2020] のモデルでは、1 つのショックには識別制約を置かず、他のいずれのショックにも該当しない不定の (unidentified) ショックとしている。一方、同様の枠組みで英国に焦点を当てた Forbes, Hjortsoe, and Nenova [2018] のモデルでは、為替ショックを小国の仮定 (海外からの輸出価格に同時点および長期的には影響しない) などを置くことによって明示的に識別している。

向)も名目金利を引き上げて為替レートを円高方向に動かすが、実質 GDP と消費者物価には(国内需要ショックとは逆に)マイナス方向に働く。これらの需要・供給・金融政策ショックに関する符号制約は、多くの先行研究で採用されている標準的なものである。さらに、以上3種類の国内ショックはいずれも、上述の小国の仮定のもとで海外の消費者物価や名目金利に対して同時点および長期的には影響しないが、日本の実質 GDP の世界の实質 GDP に占めるシェアに対しては、日本の実質 GDP と同方向に動かすとの符号制約を置く。次に、3種類の海外ショックについては、海外供給ショックが海外の実質 GDP と消費者物価を逆方向(日本の実質 GDP のシェアと海外の消費者物価を同方向)に動かし、海外需要ショックはそれらを同方向(日本の実質 GDP のシェアと海外の消費者物価を逆方向)に動かす。正の海外需要ショックは海外の名目金利を引き上げるが、日本円の名目実効為替レートをどちらの方向に動かすかについては、様々な通貨間関係が明らかでないため符号制約を置かない。海外金融政策ショックは海外の名目金利を引き上げる一方、海外の実質 GDP と消費者物価にはマイナス方向(日本の実質 GDP のシェアにはプラス方向)に働く。最後に、為替ショックに関する符号制約は為替レートのみに対するものであり、他の変数との関係については符号制約を置かない。

以上の制約によって識別された7種類のショックに対する日本の消費者物価(生鮮食品を除く総合)のインパルス応答をみると(図表6)、符号制約を置いた国内の3種類のショックに対しては、制約通りの方向に反応し、分布の幅も小さめになっていることが確認できる。一方、海外供給ショックと海外需要ショックについては、符号制約を置いていないこともあって分布の幅は広めであるが、それぞれ対応する国内の供給・需要ショックと同じ方向に国内物価が反応している。また、1標準偏差に基準化した各ショックへの反応の中央値で比べると、海外供給ショックや海外需要ショックへの反応の方が、対応する国内ショックへの反応よりも大きくなっている。ただし海外金融政策ショックについては、国内金融政策ショックへの反応よりも小さく、反応の方向もはっきりしない(中央値は国内金融政策ショックと同じマイナス方向にわずかに反応している)。これは、海外金融政策の引き締め方向へのショックが、海外景気と海外物価を下押しして国内物価に下押し方向に波及する一方で、為替を円安(海外通貨高)方向に動かすことを通じて国内物価に上押し方向にも働くため、両方向の影響が打ち消しあっていることによるものと考えられる。最後に、為替の円高方向への(他のショックでは説明されない)ショックに対しては、符号制約は置いていないが理論通り国内物価がマイナス方向に反応していることが確認できる。なお、図表6で示しているのはいずれも物価水準への影響を表す累積インパルス応答であるが、インフレ率(季節調整済み前期比)の反応については、国内・海外の供給・

需要ショックが4～5年程度、金融政策ショックや為替ショックは2～3年程度でゼロに収束している。需要ショックや金融政策ショックは長期制約により実質GDPへの累積的な影響が長期的にゼロに収束するが、物価水準への影響は長期的にも残り、インフレ率への影響も持続的なものとなっている。

(図表6) 日本の消費者物価(除く生鮮)のインパルス応答



(注) 1. 各ショック(1標準偏差)に対する国内消費者物価(除く生鮮)前期比の累積インパルス応答。  
 2. 内側のバンドは25%～75%分位点、外側のバンドは5～95%分位点。  
 3. ショック名の(+)(-)は、符号制約を表す。

以下でヒストリカル分解などの結果を示す前に、7種類のショックの解釈について簡単に触れておく。まず、国内と海外の需要ショックはそれぞれの景気変動の影響を反映するが、海外需要ショックの国内物価への影響の中には、世界全体でのエネルギー需要の変動に起因したエネルギー価格の変動の影響なども含まれると考えられる。一方、国内と海外の供給ショックは、それぞれの潜在成長率に影響を及ぼし得るもので、生産性上昇に伴うコスト(単位労働コストも含む)の低下を通じた物価下押し圧力などが捉えられる。海外供給ショックの国内物

価への影響の中には、世界経済を持続的に下押し（または上押し）するような供給面の要因によるエネルギー価格上昇（または下落）の影響のほか、海外での生産性上昇に伴う安価な輸入品の増加による国内物価への下押し圧力なども含まれると考えられる。金融政策ショックは、上記の需要・供給ショックで説明されない金融政策スタンス変更の影響を捉えるもので、実際に金融緩和・引締め政策が採られたかどうかとは必ずしも対応しない（例えば予想を下回る程度の金融緩和策であれば引締めショックとして捉えられる可能性もある）。最後に、為替ショックは以上のショックで説明されない日本円の名目実効為替レートの変動を捉えるためのもので、具体的には市場心理の変化などファンダメンタルズから乖離した動きが捉えられると考えられる。なお、以下で「国内ショック」「海外ショック」とまとめて呼ぶ場合はそれぞれの需要・供給・金融政策ショックを指し、為替ショック（部分的に小国の仮定を置いているため純粋な海外ショックとは言えない）は、どちらにも含めないこととする。

#### 4-2. ヒストリカル分解

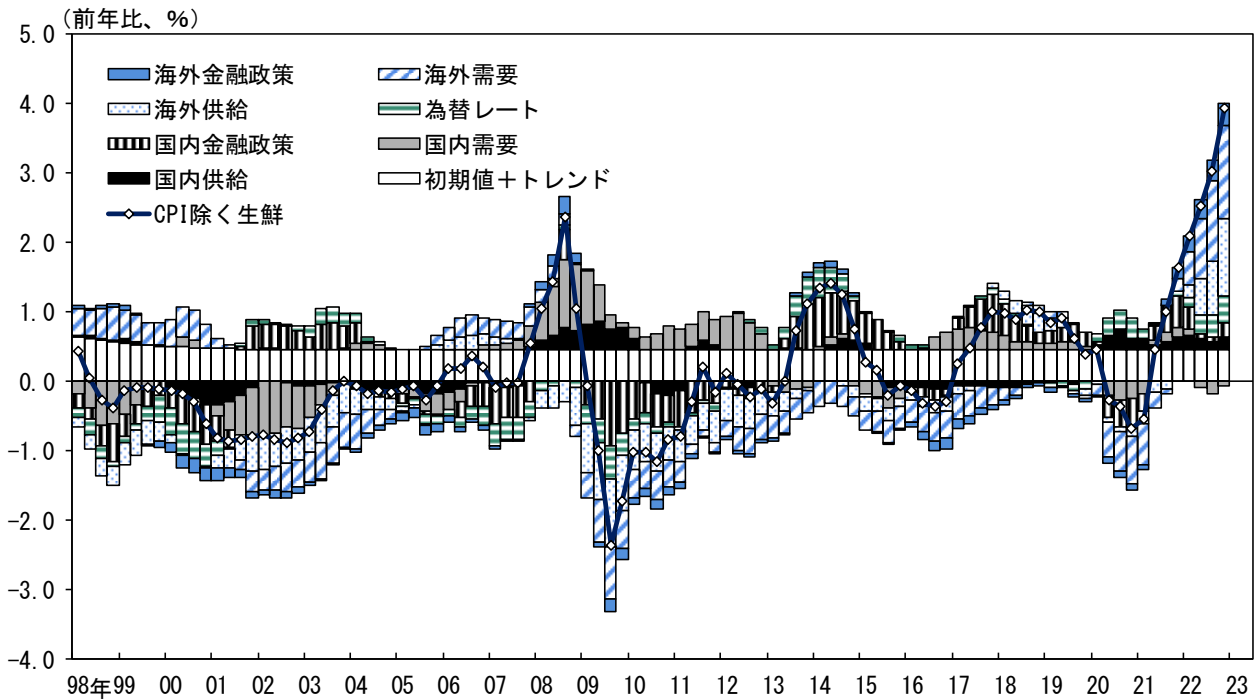
以下では、日本の消費者物価（生鮮食品を除く総合、および生鮮食品・エネルギーを除く総合）の過去の変動について、上記の SVAR モデルによって 7 種類のショックの影響に要因分解（ヒストリカル分解）した結果を示す。推計期間は 1995 年第 4 四半期から始まり（モデルのラグ次数が 2 期なので同年第 2 四半期からのデータを利用）、日本の消費者物価に生鮮食品・エネルギーを除く総合（以下「除く生鮮・エネ」）を用いた場合は、2023 年第 2 四半期まで（直近の日本の GDP は 2 次速報値）としている。生鮮食品を除く総合（以下「除く生鮮」）を用いた場合は、2023 年第 1 四半期以降のデータに政府の経済対策によるエネルギー価格の押下げ効果が大きく出ており推計結果が不安定になるおそれがあるため、推計期間を 2022 年第 4 四半期までとする。海外の消費者物価は、いずれの場合も（日本の消費者物価にかかわらず）エネルギーを含むヘッドラインの値を用いる。名目金利については、日本・海外ともに、推計期間中に下限制約の影響を受けたことから、2 年金利を用いる<sup>19</sup>。なお、モデルは消費者物価の季節調整済み前期比のデータを用いて推計しているが、以下の図表では前年同期比に転換したヒストリカル分解の結果を示す。

---

<sup>19</sup> 名目金利に 10 年金利やシャドーレートを用いた場合でも、ヒストリカル分解の結果は大きくは変わらない（参考図表 1、2）。なお、推計の際には、これらの金利についても、線形トレンドを除去した水準を用いている。



(図表 7) 日本の消費者物価（除く生鮮）のヒストリカル分解



(注) CPI 除く生鮮（消費税率引き上げ・教育無償化政策、旅行支援策、携帯電話通信料の影響を除いた、日本銀行スタッフによる試算値、以下同じ）を用いたベースライン（海外金融政策）モデル。推計期間は1995/4Q～2022/4Q。

まず、除く生鮮のヒストリカル分解をみると（図表 7）、デフレが始まった 1998 年頃に物価下押し圧力として働いていたのは主に国内ショック（特に国内需要ショック）であり、海外需要ショックは米国での IT バブルなどによる世界経済の堅調な景気拡大を反映して物価押上げ方向に働いていた。その後、2001 年頃から IT バブルの崩壊を経て海外需要ショックの寄与がマイナスに転じたほか、国内需要ショックのマイナス寄与も拡大（その前の 2000 年頃には国内供給ショックもマイナスに寄与）し、デフレが本格化した<sup>20</sup>。また、新興国での生産性上昇に伴う安価な輸入品の増加などを反映した海外供給ショックも、1990 年代後半以降継続的に物価下押し圧力として働いていた。2001 年からは日本銀行の量的緩和政策を反映した国内金融政策ショックが物価押上げ方向に寄与したが、上記のデフレ圧力を十分に相殺することはできなかった。

2000 年代半ばにインフレ率はゼロ近傍に戻り、2008 年にかけては国内ショック（特に国内需要ショック）を主因に明確なプラスの領域（除く生鮮では 2%以上）まで高まったが、世界金融危機を受けて今度は海外ショックを主因に急落し、

<sup>20</sup> 政府は 2001 年 3 月の月例経済報告で「日本経済は緩やかなデフレにある」との認識を明確に示した（いわゆるデフレ宣言）。

再び深いマイナスの領域に陥った<sup>21</sup>。この時期に日本銀行は「包括的な金融緩和策」などを実施していたが、モデルの推計期間中の平均的な経済・物価等との関係から示唆される金融緩和の程度を下回っていたため、ここでは引締め方向の国内金融政策ショックとして識別されている<sup>22</sup>。その後、2013年に日本銀行がQQEを導入してからは、緩和方向の国内金融政策ショックとして識別され、以降2010年代を通じたインフレ率上昇の主因となった。もともと、世界金融危機以降の海外ショックによる物価下押し圧力はQQE導入以降も継続し、QQEによる物価押し上げ効果の一部を相殺する形となった。

2020年にコロナ危機によってインフレ率が再びマイナスに陥った後、2021年頃からインフレ率の上昇局面が始まったが<sup>23</sup>、その主因となったのは海外ショックである。世界金融危機以降ほぼ一貫してマイナス方向に寄与していた海外需要ショック、コロナ前の2017年頃からわずかにプラス寄与に転じていた海外供給ショック、コロナ前はほとんど限定的な寄与にとどまっていた海外金融政策ショックの全てが、コロナ後のインフレ率上昇に寄与している。

以上が除く生鮮のヒストリカル分解についての一通りの解釈であるが、除く生鮮・エネのヒストリカル分解についても（図表8）、概ね同様の解釈を示すことができる。すなわち、2000年代半ばにかけてのデフレは主に国内需要ショックと海外ショックのマイナス寄与によるもの、2008年の世界金融危機後のデフレは海外ショックと国内金融政策ショックのマイナス寄与によるもの、2013年のQQE導入後は国内金融政策ショックがプラス寄与に転じたが海外ショックはマイナス寄与を継続、そしてコロナ後のインフレ率上昇は主に海外ショックがプラス寄与に転じたことによるもの、といった大まかな姿は変わらない。除く生鮮と除く生鮮・エネのヒストリカル分解の間の主な違いとしては、前者では海外ショックのうち海外需要ショックの寄与が目立っていたのに対し、後者では海

---

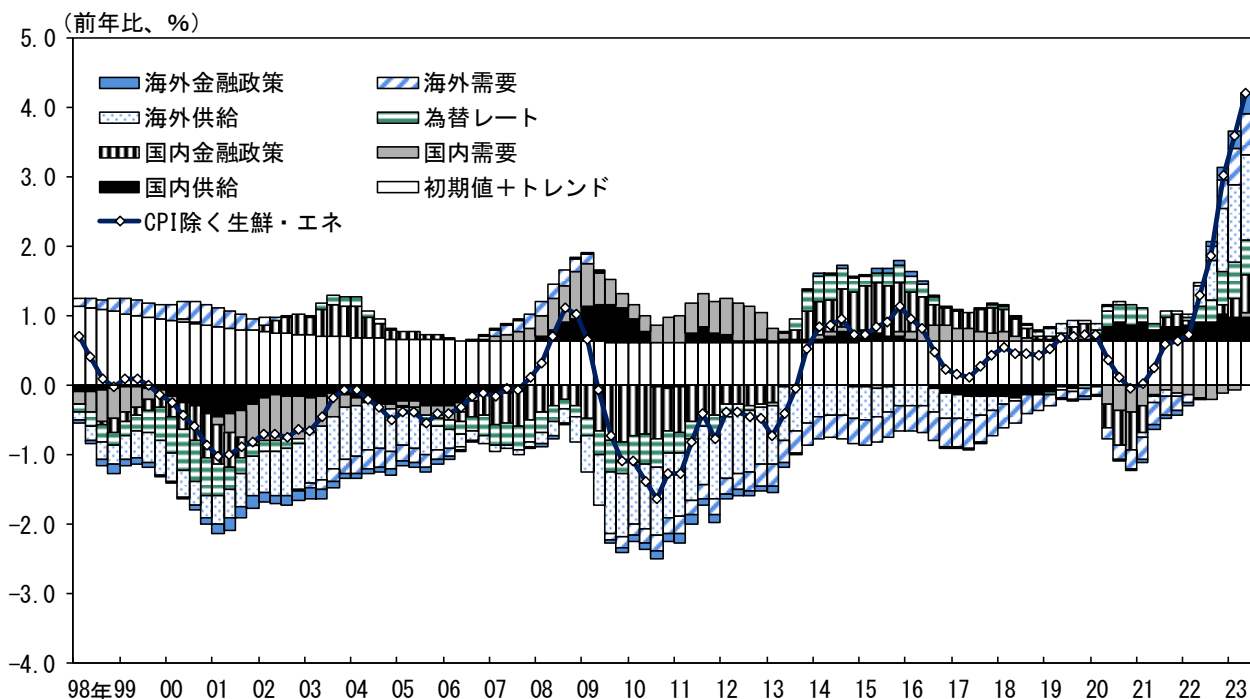
<sup>21</sup> 世界金融危機後も国内需要ショックはしばらく物価押し上げ方向に寄与（国内供給ショックも潜在成長率の低下を反映して押し上げ寄与）していたが、これは消費者物価と比べて需給ギャップの回復が比較的早かったことと関係している可能性が考えられる。

<sup>22</sup> このモデルでの金融政策ショックは、需要・供給ショックで説明されない金融政策スタンスの変更を捉えるものであるが（従って、4-1節で説明したとおり、実際に金融緩和・引締め政策が採られたかどうかとは必ずしも対応しない）、金融政策の反応関数ないしレジーム（金利と経済・物価等との関係）は推計期間中で一定と仮定している。QQEが導入された2013年前後で金融政策のレジームが変わっていたとすると（こうした可能性を明示的に考慮した分析としてMiyao and Okimoto [2020] などがある）、その前後の金融政策ショックはレジーム変化の分も含めて大きめに識別されている可能性も考えられる。

<sup>23</sup> 2021年4月に携帯電話通信料が大幅に下落した影響で、消費者物価の前年同月比は2021年中もマイナスないしゼロ近傍にとどまっていたが、本稿の分析ではこの影響を除いたデータをを用いている。

外需要ショックの寄与はそれほど目立たず海外供給ショックの寄与の方が大きくなっている点が挙げられる。このことは、両者の差に当たるエネルギー価格の変動が主に海外需要ショックによって説明されていたことを示唆している<sup>24</sup>。なお、直近のエネルギー価格の上昇については、除く生鮮・エネにも大きく波及（パズスルー）していると解釈することができる<sup>25</sup>。

(図表 8) 日本の消費者物価（除く生鮮・エネ）のヒストリカル分解



(注) CPI 除く生鮮・エネを用いたベースライン（海外金融政策）モデル。推計期間は1995/4Q～2023/2Q。

1990年代の終わりからQQE導入後の2010年代後半までほぼ一貫して日本の消費者物価（特に除く生鮮・エネ）を下押ししてきた海外供給ショックは、具体的にはどのような要因を捉えているのだろうか。上述のとおり、2000年代半ば頃までは新興国での生産性上昇に伴う安価な輸入品の増加などを反映していたと考えられるが、その後は新興国の賃金水準が上昇して日本との格差が縮小してきたこともあり、安価な輸入品を通じた物価下押し圧力は以前よりは幾分弱まっていると考えられる。日本では他の先進国と異なり世界金融危機後も輸入ペネトレーション比率が耐久消費財などで上昇を続けており、輸入品を通じた

<sup>24</sup> Kilian [2009] は、2000年代の原油価格の上昇が主に世界経済における新興国のプレゼンスの高まりなどに伴う需要要因によって説明されることを、SVAR分析により示している。

<sup>25</sup> 過去（2008年頃）のエネルギー価格上昇局面と比べて今次局面で消費者物価へのパズスルーが大きくなった背景としては、エネルギー価格上昇の規模が大きかったため非線形的にパズスルーの度合いが高まった可能性（佐々木・山本・中島 [2023]）などが考えられる。

経路は引続き重要だったとみられるが、輸入品に限らずグローバル・バリュー・チェーンの深化（日本は2010年代も海外直接投資が堅調に増加）を通じた間接的なコスト低下圧力や価格マークアップへの低下圧力も強まっていた可能性が考えられる<sup>26</sup>。この点、米中貿易摩擦が激化した2017～18年頃に海外供給ショックの寄与がわずかにプラスに転じたことは、グローバル化のトレンドと海外供給ショックの方向性が何がしか関係していることを示唆しているかもしれない。もっとも、コロナ後の海外供給ショックの大幅なプラス寄与については、グローバル化のトレンドの変化（後退）だけで説明できるとは限らず、一時的な供給制約なども影響している可能性が考えられる。この点については、以下の代替モデルで検討する。

#### 4-3. 代替モデルによるヒストリカル分解

以下では、上記のベースライン・モデルの結果の頑健性を確認するため、一部の変数とショックの種類を入れ替えた2つの代替的なモデルによるヒストリカル分解を示す。いずれも、ベースライン・モデルで国内物価への寄与が限定的だった海外金融政策ショックの代わりに、別の特定の海外ショックを考慮するもので、一つ目の代替モデルでは原油価格ショック、二つ目の代替モデルではベースライン・モデルで考慮されていた持続的な海外供給ショックに加えて一時的な（長期的には国内・海外の実質GDPに影響を及ぼさない）海外供給ショックを考慮する。このため、海外金利の代わりに、一つ目の代替モデル（以下「原油価格モデル」）では原油価格を、二つ目の代替モデル（以下「グローバル・サプライ・チェーン<GSC>モデル」）ではニューヨーク連銀が公表しているGSC圧力指数を利用する<sup>27</sup>。

原油価格モデルの識別制約は図表9にまとめたとおりで、海外需要ショックと原油価格ショックは原油価格と海外の消費者物価を同方向に動かすとの符号制約を置く。原油価格の上昇がエネルギー節約的な技術進歩につながる可能性などを考慮し、原油価格ショックには実質GDPへの長期制約は置かない。一方、国内ショックおよび為替ショックは同時点および長期的には原油価格に影響しないとの「小国の仮定」によるゼロ制約を置く。その他のショックの識別制約は、

---

<sup>26</sup> 具体的なメカニズムとしては、グローバル・バリュー・チェーンを通じた技術進歩の伝播による生産コストの低下や、貿易財の生産性が貿易相手国と比べて伸び悩んだことによる賃金低迷を通じた非貿易財価格への下押し圧力（逆バラッサ・サミュエルソン効果）、輸入品との競合激化による国内品の価格マークアップの低下などが考えられる。

<sup>27</sup> GSC圧力指数（推計には線形トレンドを除去した水準を利用）は1998年以降のみ利用可能であるため、GSCモデルは他のモデルと異なり推計始期が1998年第3四半期となる。

ベースライン・モデルと同じである。

(図表 9) 原油価格モデルの識別制約

変数/ショック		供給	国内 需要	金融政策	為替	供給	海外 需要	原油価格	
短期制約	国内	1. 実質GDP	+	+	-				
		2. 消費者物価	-	+	-				
		3. 名目金利		+	+				
		4. 円名目実効為替		+	+	+			
	海外	5. 日本の実質GDP/海外の実質GDP	+	+	-		-	-	
		6. 消費者物価	0	0	0		-	+	+
		7. 原油価格	0	0	0	0		+	+
長期制約	国内	1. 実質GDP		0	0			0	
		2. 消費者物価							
		3. 名目金利							
		4. 円名目実効為替							
	海外	5. 日本の実質GDP/海外の実質GDP	0	0	0			0	
		6. 消費者物価	0	0	0				
		7. 原油価格	0	0	0	0			

+ 符号制約(プラス)  
 - 符号制約(マイナス)  
 0 長期制約  
 0 小国の仮定

(図表 10) GSC モデルの識別制約

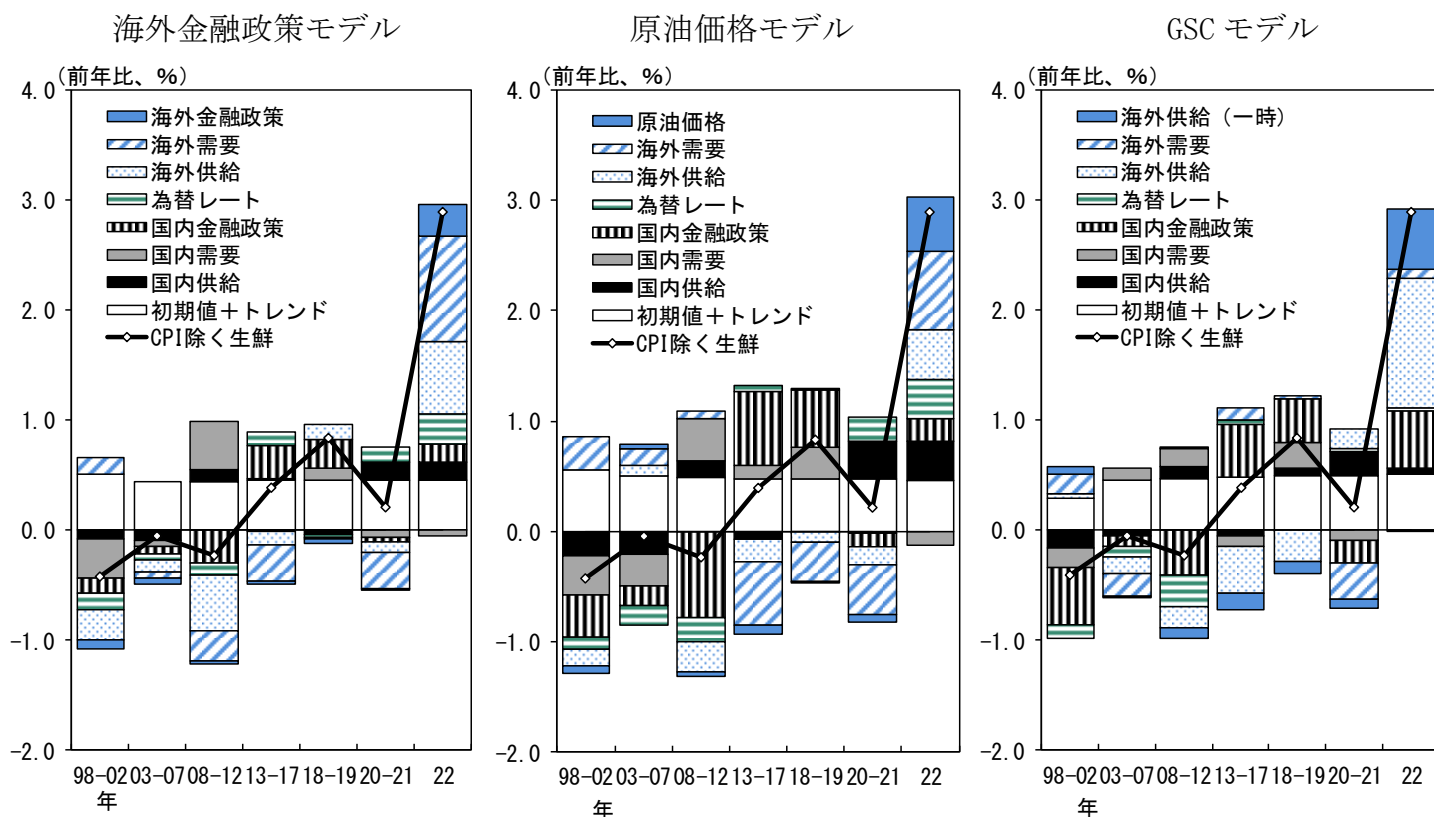
変数/ショック		供給	国内 需要	金融政策	為替	供給	海外 需要	供給 (-時)	
短期制約	国内	1. 実質GDP	+	+	-				
		2. 消費者物価	-	+	-				
		3. 名目金利		+	+				
		4. 円名目実効為替		+	+	+			
	海外	5. 日本の実質GDP/海外の実質GDP	+	+	-		-	-	-
		6. 消費者物価	0	0	0		-	+	-
		7. GSC圧力指数	0	0	0	0	-		-
長期制約	国内	1. 実質GDP		0	0			0	0
		2. 消費者物価							
		3. 名目金利							
		4. 円名目実効為替							
	海外	5. 日本の実質GDP/海外の実質GDP	0	0	0			0	0
		6. 消費者物価	0	0	0				
		7. GSC圧力指数	0	0	0	0			

+ 符号制約(プラス)  
 - 符号制約(マイナス)  
 0 長期制約  
 0 小国の仮定

次に、GSCモデルの識別制約は図表10にまとめたとおりで、一時的な海外供給ショックは持続的な海外供給ショックと同様に、海外の実質GDPと消費者物価を逆方向(日本の実質GDPのシェアと海外の消費者物価を同方向)に動かし、海外の消費者物価とGSC圧力指数を同方向に動かす。一時的な海外供給ショックと持続的な海外供給ショックの違いは、前者は長期的には国内・海外の実質GDPには影響を及ぼさないという長期のゼロ制約を置いている点だけである。このほか、海外需要ショックのGSC圧力指数への影響については、符号制約やゼロ制約を置かない。国内ショックおよび為替ショックは同時点および長期的にはGSC圧力指数に影響しないとの「小国の仮定」によるゼロ制約を置く。その他のショックの識別制約は、ベースライン・モデルと同じである。

以下では、ベースライン・モデル(海外金融政策モデル)、原油価格モデル、GSCモデルの3つによる、日本の消費者物価のヒストリカル分解を並べて示す。結果を集約しつつ比較するため、四半期ごとの分解ではなく、2017年までは5年区切り、2018年以降は1~2年区切り(いずれも前年比に換算)としている。まず、除く生鮮のヒストリカル分解を比べると(図表11)、原油価格モデルでは、2013年のQQE導入後の国内金融政策ショックの物価押し上げ効果がより大きく

(図表11) 消費者物価(除く生鮮)のヒストリカル分解: 代替モデル

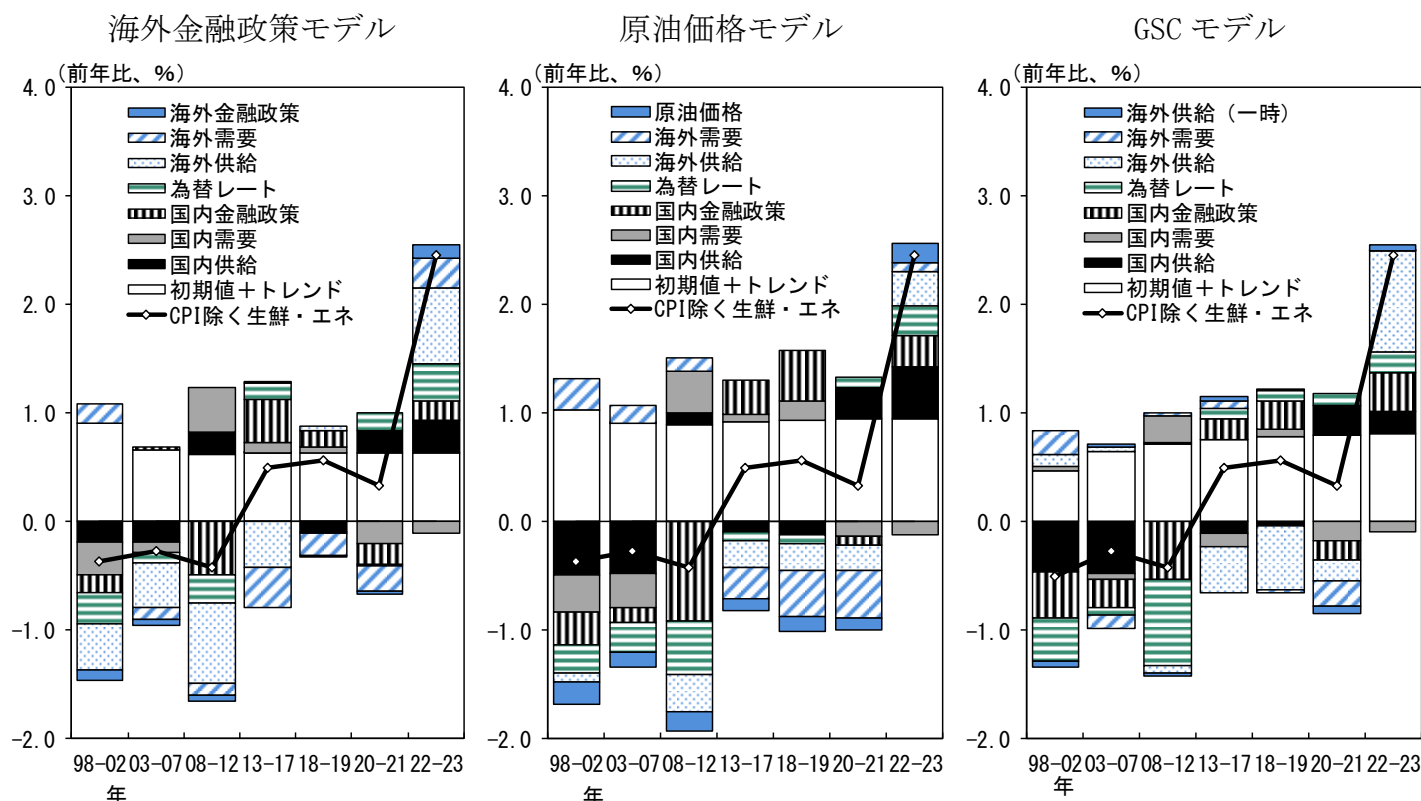


(注) 推計期間は1995/4Q(GSCモデルのみ1998/3Q)~2022/4Q。

出ている一方、同時期の海外ショックによる物価下押し圧力も大きく出ており、特に海外需要ショックのマイナス寄与が目立っている。これに対し、原油価格ショックの寄与は直近のインフレ上昇局面を除くとほとんど目立っておらず、海外需要ショックなどが原油価格の変動の大部分を説明していることが示唆される。一方、GSCモデルでは、海外需要ショックよりも、(持続的な)海外供給ショックの寄与が目立っている。一時的な海外供給ショックは直近のインフレ上昇局面を除くとあまり目立っておらず、直近の局面においてもそのプラス寄与は持続的な海外供給ショックの寄与よりも小さい。以上のとおり、各種の海外ショックの中での相対的な寄与の大きさについては3つのモデルの間で違いがみられるが、それぞれの局面における国内ショックと海外ショックの寄与の割合については、3つのモデルで概ね同様の結果が得られている。

次に、除く生鮮・エネのヒストリカル分解についても比較すると(図表12)、原油価格モデルでは、除く生鮮と同様にQQE導入後の海外ショックによる物価下押し圧力がやや大きめに出ているが、直近のインフレ局面では海外ショックの寄与が他のモデルと比べて小さめで、国内ショック(為替ショックを除く)の寄与とあまり変わらない。一方、GSCモデルでは、QQE導入後も直近のインフ

(図表12) 消費者物価(除く生鮮・エネ)のヒストリカル分解：代替モデル



注) 推計期間は1995/4Q(GSCモデルのみ1998/3Q)～2023/2Q。

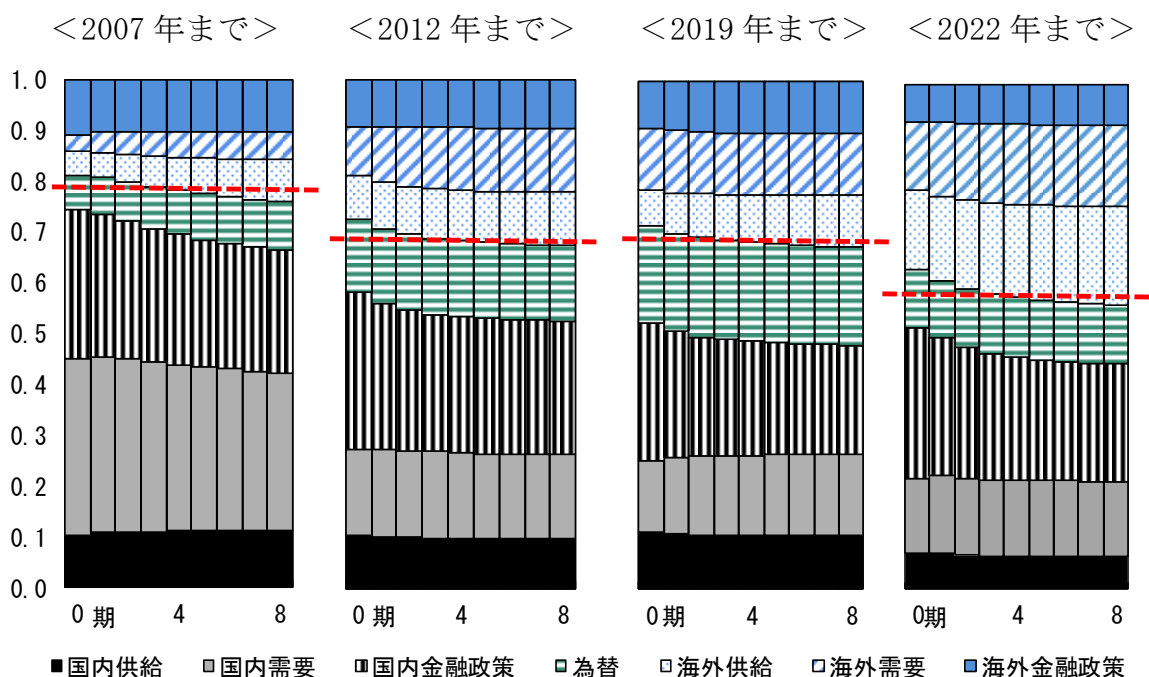


レ局面でも、(持続的な) 海外供給ショックの寄与が大きく出ており、一時的な海外供給ショックや海外需要ショックの寄与は限定的となっている。以上のようなモデル間の違いはあるものの、QQE による物価押し上げ効果の一部が海外ショックによって相殺されていたという姿は変わらない。

#### 4-4. 予測誤差分散分解

以上のヒストリカル分解に加えて、SVAR モデルのもう一つの主要な分析結果として、予測誤差の分散分解を示す。ヒストリカル分解では推計期間全体を通じて各変数の時系列的関係が変わらないことを前提としていたが(フルサンプル推計)、ここでは推計期間を区切ってモデルを推計(サブサンプル推計)し、日本の消費者物価(除く生鮮および除く生鮮・エネ)の変動に対する各ショックの寄与度がそれぞれの推計期間でどのように変わっていたかを確認する。推計期間の区切り方は、2節のフィリップス曲線の推計と同様に、始期(1995年第4四半期)を固定したうえで、世界金融危機の前(2007年)まで、QQE 導入前(2012年)まで、コロナ前(2019年)まで、そしてフルサンプルの終期(除く生鮮は2022年、除く生鮮・エネは2023年第2四半期)まで、推計期間を小刻みに延ばしていくこととする。なお、代替的なモデルによる予測誤差分散分解の結果には(上記のヒストリカル分解と同様の違いはあるものの)大きな違いはないため、以下ではベースライン・モデル(海外金融政策モデル)による結果のみを示す。

(図表 13) 消費者物価(除く生鮮)の予測誤差分散分解



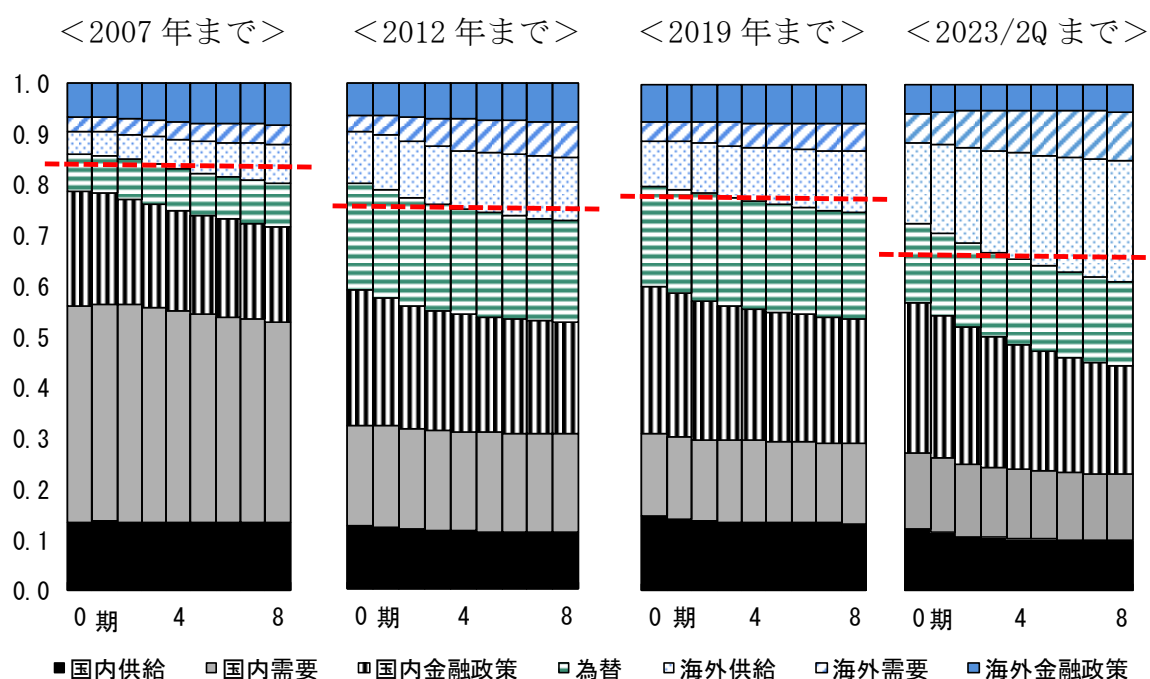
(注) ベースライン(海外金融政策)モデル。推計始期は1995/4Qで固定。赤点線は、4期先の予測誤差分散分解における海外ショック(海外供給・海外需要・海外金融政策)とそれ以外のショックの寄与の境界を示す。



まず、除く生鮮の予測誤差分散分解をみると（図表 13）、海外ショック（為替ショックを除く）の寄与は、世界金融危機の前まで 2 割程度だったが、直近までのフルサンプル期間を通じると 4 割程度まで拡大していることが分かる。仔細にみると、世界金融危機後に海外ショックの寄与が 3 割程度まで拡大し、QQE 導入後は国内ショックや為替ショックが若干寄与を高めたが、コロナ後に再び海外ショックの寄与が一段と拡大した形となっている。

除く生鮮・エネの予測誤差分散分解についても（図表 14）、推計期間を延ばすにつれて海外ショックの寄与は同様に推移しており、世界金融危機の前までの 1 割強からフルサンプル期間では 3 割程度まで拡大している。除く生鮮と比べると海外需要ショックの寄与が小さく、ヒストリカル分解からも示唆されたとおり、両者の差に当たるエネルギー価格の変動は主に海外需要ショックによるものだったことが確認できる。なお、国内需要ショックの寄与は世界金融危機以降に大きく縮小しており（除く生鮮でも縮小しているが除く生鮮・エネの方がより顕著に縮小）、海外ショックの寄与拡大に伴って国内需給ギャップとインフレ率の関係が弱まっている可能性が示唆される。

（図表 14）消費者物価（除く生鮮・エネ）の予測誤差分散分解



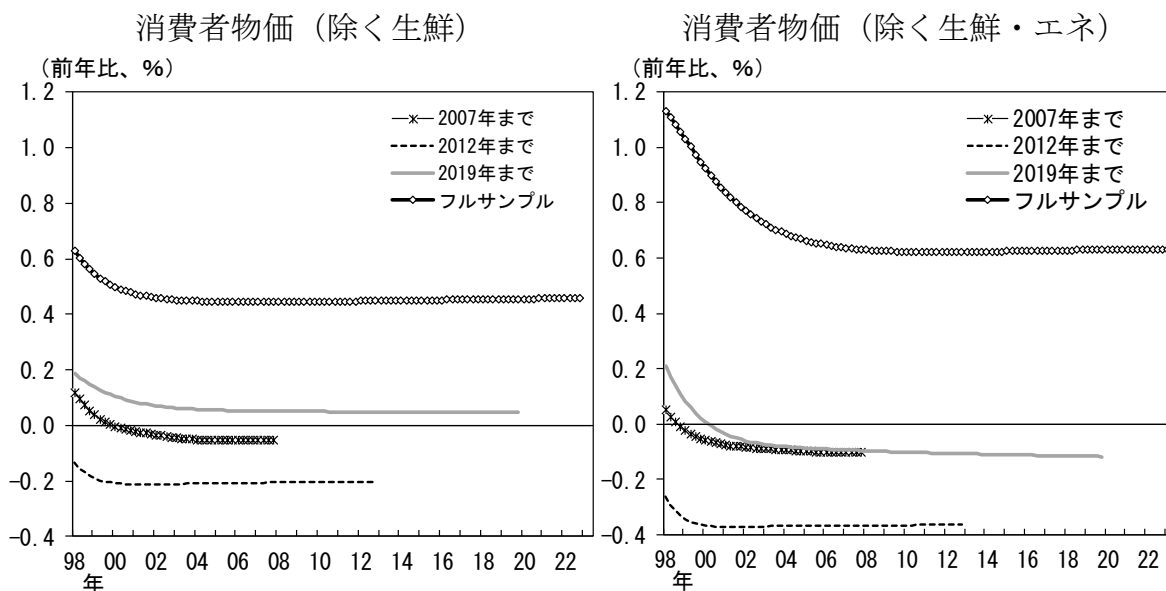
（注）ベースライン（海外金融政策）モデル、推計始期は 1995/4Q で固定。赤点線は、4 期先の予測誤差分散分解における海外ショック（海外供給・海外需要・海外金融政策）とそれ以外のショックの寄与の境界を示す。

#### 4-5. トレンド項のサブサンプル推計<sup>28</sup>

上記の予測誤差分散分解においては、ヒストリカル分解の中で「初期値+トレンド」としていた部分（初期値の影響を除く大部分は定数項）の寄与は考慮されていなかった。本節の最後に、予測誤差要因分解と同様に期間を区切ってサブサンプル推計した際に、この定数項に相当する部分が期間によって異なっていたかどうかを確認する。定数項に相当する部分は、7種類のショックの影響を受けない趨勢的な変動、すなわち一種のトレンド・インフレ率を表していると考えられるが、推計期間によって定数項が異なっていた場合、トレンド・インフレ率が変動していたと解釈できるかもしれない。この場合、4-2節などで示したヒストリカル分解の結果は、トレンド・インフレ率の変動を考慮していなかったことにより歪められていた可能性も考えられる。

まず、除く生鮮について、予測誤差分散分解と同様に始期（1995年第4四半期）を固定し、世界金融危機の前（2007年）まで、QQE導入前（2012年）まで、コロナ前（2019年）まで、そしてフルサンプルの終期（2022年）まで、それぞれ推計した際の「初期値+トレンド」の推移をみると（図表15左）、推計期間によって大きく変わっていたことが分かる。すなわち、2007年までのサブサンプル

（図表15）トレンド項のサブサンプル推計



（注）ベースライン（海外金融政策）モデル。推計始期は1995/4Qで固定。各推計期間のヒストリカル分解における「初期値+トレンド」の推移。

<sup>28</sup> 本小節は、第10回東京大学金融教育研究センター・日本銀行調査統計局共催コンファレンスにおける指定討論者の関根敏隆氏のコメントを受けて加筆した。討論の様様については、同コンファレンスの議事録（日本銀行調査統計局 [2024]）を参照されたい。

ルではゼロを若干下回るマイナス値、2012年まではマイナス0.2%程度、2019年ではゼロを若干上回るプラス値、フルサンプルでは0.4%程度となっている。また、除く生鮮・エネについても同様の結果が得られ（図表15右）、2012年まではマイナス0.4%近く、フルサンプル（2023年第2四半期まで）では0.6%程度と、除く生鮮の結果よりもさらに変動幅が大きくなっている。これらの結果は、トレンド・インフレ率がゼロをまたいで大きく変動し、2012年頃まではマイナスに低下、その後プラスまで上昇に転じたことを示唆している可能性がある。

ただ、ここで推計された「初期値+トレンド」の水準を、そのままトレンド・インフレ率の水準と解釈してよいかどうかについては、疑問も残る。次節でSVARモデルに導入する中長期のインフレ予想のデータは、概念上トレンド・インフレ率に近いと考えられるが、1990年代後半以降には上記の結果が示唆するほど大きく変動していなかったし、水準がマイナスにまで低下することもなかった。この点、一つの可能性として、コロナ前まで継続的に物価押し下げに寄与していた海外ショックの一部（特に海外供給ショック）が、サブサンプル推計においてはトレンド・インフレ率の一部として誤って捉えられていた疑いがあり得る。もしそうであれば、近年海外ショックが物価押し上げに転じたことによって、以前それらが継続的に物価を下押ししていたという事実も浮かび上がってきたことになる。こうした可能性は、モデルの定数項を可変パラメーターとして推計することによってより明らかになるかもしれないが、推計方法がさらに複雑になることから、今後の課題としたい<sup>29</sup>。

## 5. SVARモデルによる日本の物価関連指標の分析

前節では、日本の消費者物価の変動に影響してきた根源的なショックを、国内と海外の7変数（国内3、海外3、為替）を用いたSVARモデルによって識別した。本節では、これらの根源的なショックの国内での波及メカニズムをより明らかにするため、前節のSVARモデルを再編成し、消費者物価に深く関連すると考えられる国内の指標（インフレ予想、名目賃金）を新たに加えたり、消費者物価を財とサービスに分けたりして、それらに対する海外ショックの影響について分析する。もしそれらの国内指標が海外ショックの影響を強く受けていたとすると、消費者物価の根源的な変動要因が海外ショックだったとしても、ショックの波及経路の一つとして国内の関連指標を通じたメカニズムも働いていた可

---

<sup>29</sup> 齋藤ほか [2012] や Nishizaki, Sekine, and Ueno [2014] では、モデルの種類は異なるが、トレンド・インフレ率を可変とした場合の推計を行っており、海外ショックに相当する要因が継続的に物価下押しに寄与していたことを示唆する結果を得ている。

能性が考えられる。なお、国内の変数を増やすことによりモデルが複雑化するのを避けるため、本節の分析では海外変数を消費者物価のみに集約する<sup>30</sup>。前節のモデルで用いた日本の実質 GDP、消費者物価、名目金利、名目実効為替レートについては、本節のモデルでも引続き用いる。

### 5-1. インフレ予想

まず、国内の物価関連指標としてインフレ予想を加えた SVAR モデルを考える。インフレ予想の指標には予想する主体や予測対象期間に応じて様々なものがあるが、ここでは予想主体として企業およびエコノミスト（ないし家計・企業等との合成）、予測対象期間として1年先および中長期（10年先など）を考慮し、合計4種類のインフレ予想指標を入れ換えながら利用する。企業のインフレ予想に関しては、日本銀行の「短観」をベースに1990年代まで遡った中島 [2023] のデータから、1年先と10年先のインフレ予想を用いる。このほか、Consensus Economics 社の「コンセンサス・フォーキャスト」によるエコノミストの1年先インフレ予想と、3節のフィリップス曲線の推計において用いた中長期インフレ予想（エコノミスト、市場参加者、家計、企業のインフレ予想指標<2~11年先>を平均、詳細は脚注13を参照）を用いる。

その他の変数は、日本の実質 GDP、消費者物価（除く生鮮・エネ）、名目金利（2年金利）、日本円の名目実効為替レート、海外の消費者物価（ヘッドライン）であり<sup>31</sup>、インフレ予想と合わせて計6変数のモデルとなる。推計期間は、前節で除く生鮮・エネを用いた場合と同じく、1995年第4四半期から2023年第2四半期までである。識別するショックは6種類で、国内の供給・需要・金融政策ショックと為替ショックのほか、インフレ予想に対する固有のショックと、1種類のみ海外ショックを考える。識別制約は図表16にまとめたとおりで、インフレ予想ショックに関しては、実質 GDP に長期的には影響しないほか、海外の消費者物価に同時点および長期的には影響しないとする小国の仮定、インフレ予想と消費者物価および名目金利を同方向に動かすとする符号制約を置いている。その他の国内ショックについての識別制約は前節のモデルと変わらず、インフ

---

<sup>30</sup> 国内物価に影響する海外要因を主にどの変数で捉えるかについては様々な議論があるが、Kabukçuoğlu and Martínez-García [2018] は、理論上および国内物価への予測精度の観点から、海外の消費者物価が有力な候補となることを示している。

<sup>31</sup> 日本の消費者物価に除く生鮮・エネを用いるのは、より直近（2023年第2四半期）まで安定的にデータを利用できることのほか、1年以上先のインフレ予想（および名目賃金）との関係がより深いと考えられることによる。なお、消費者物価を除く生鮮に変えても、以下の結果は大きく変わらない。

レ予想への影響には符号制約を置いていない<sup>32</sup>。また、為替ショックと海外ショックは、それぞれ為替レートと海外の消費者物価のみに符号制約を置いている。以下では、これらのショックがインフレ予想の変動にどのように影響してきたか、ヒストリカル分解の結果を示す。なお、このモデルでも前節と同様に日本の消費者物価のヒストリカル分解を示すことができるが、海外ショックの寄与などについては前節の結果と概ね変わらないため本節では省略する。

(図表 16) インフレ予想モデルの識別制約

変数/ショック			国内				為替	海外
			供給	需要	金融政策	インフレ予想		
短期制約	国内	1. 実質GDP	+	+	-			
		2. 消費者物価	-	+	-	+		
		3. 名目金利		+	+	+		
		4. インフレ予想				+		
		5. 円名目実効為替		+	+		+	
	海外	6. 消費者物価	0	0	0	0		+
長期制約	国内	1. 実質GDP		0	0	0		
		2. 消費者物価						
		3. 名目金利						
		4. インフレ予想						
		5. 円名目実効為替						
	海外	6. 消費者物価	0	0	0	0		

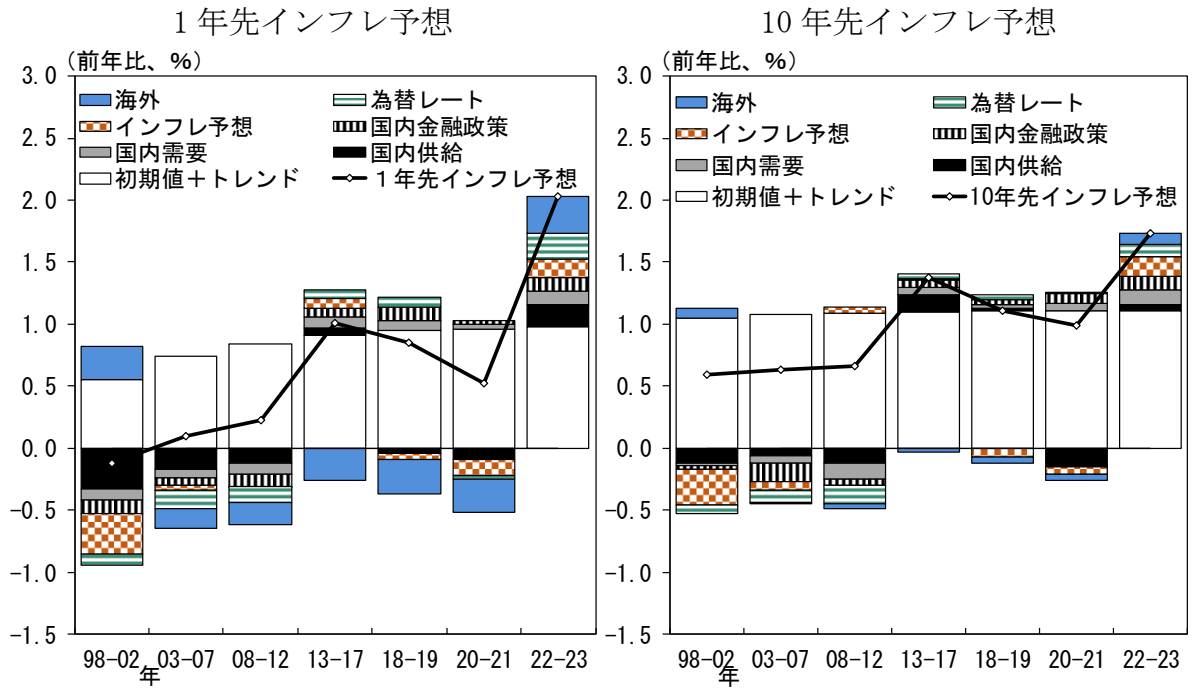
  

+	符号制約(プラス)
-	符号制約(マイナス)
0	長期制約
0	小国の仮定

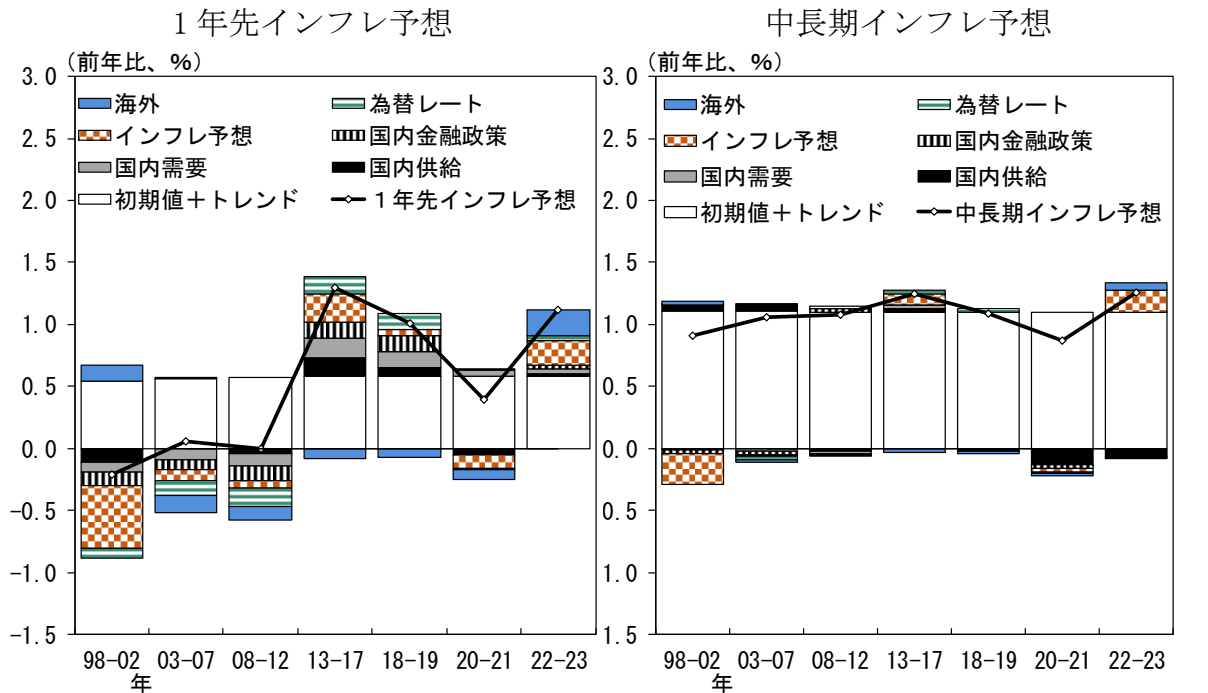
まず、企業のインフレ予想のヒストリカル分解をみると（図表 17）、1 年先インフレ予想に対しては、直近の上昇局面も含め、海外ショックが相応に影響してきたことが分かる。QQE 導入後のインフレ予想上昇局面では海外ショックが下押し方向に寄与していたのに対し、直近の局面では海外ショックが他の国内ショックや為替ショックとともにインフレ予想を押し上げる方向に寄与している。一方、企業の 10 年先インフレ予想については、そもそもトレンド（定数項に相当）で説明される部分に比べて各種ショックによるトレンド回りの変動が小さく、海外ショックの寄与も総じて限定的だった。直近のインフレ予想上昇にも、主にインフレ予想固有のショックや他の国内ショックが寄与している。

<sup>32</sup> Neri [2023] は、インフレ予想を内生変数に含めた符号制約付き SVAR モデル（分析対象はユーロ圏）を推計しているが、各種ショックのインフレ予想への影響に関しては符号制約を置いていない。

(図表 17) 企業のインフレ予想のヒストリカル分解



(図表 18) エコノミスト等のインフレ予想のヒストリカル分解



エコノミスト等のインフレ予想のヒストリカル分解についても（図表 18）、同様の傾向がみられる。すなわち、1 年先インフレ予想に対しては海外ショックが相応に影響してきたが、中長期インフレ予想については企業の予想と比べてもさらにトレンド回りの変動が小さくなっており、インフレ予想ショック以外のショックの寄与は、海外ショックも含めてきわめて限定的となっている。

以上のように中長期のインフレ予想が安定しており海外ショックなどの影響を受けにくいことは、他の先進国では望ましい状況であるが、インフレ率のトレンドを引き上げることを目指してきた日本の文脈では、必ずしも都合の良い状況ではないだろう。これは、従来指摘されてきたように、低インフレやデフレが長年続いたことにより、物価は上がりにくいというノルム（社会規範）が定着したと関係しているかもしれない。ただ、直近の局面のように大きなショックが加わり、短期のインフレ予想や次にみる名目賃金などが上昇を続ければ、いずれ時間をかけてノルムが変化し、中長期のインフレ予想に影響が及ぶ可能性も考えられる。現時点では上記の分析結果から導ける含意は限られているが、以下で名目賃金などについて分析を進める。

## 5-2. 名目賃金

次に、国内の物価関連指標として、インフレ予想の代わりに名目賃金を加えた SVAR モデルを考える。名目賃金の指標には、毎月勤労統計の一人当たり現金給与総額と総実労働時間のデータ（いずれも 5 人以上事業所）から計算した、一人当たり名目賃金と時間当たり名目賃金の季節調整済み前期比を用いる。前者は個人消費との関係、後者は企業のコストを通じて、いずれも消費者物価に深く関係していると考えられる。日本ではパートタイム労働者比率の上昇などにより一人当たり労働時間が趨勢的に減少していることから、両者の乖離は大きい（一人当たり名目賃金の方が伸び率が低い）が、ここでは両方の指標を入れ替えながらモデルに取り入れることにする。

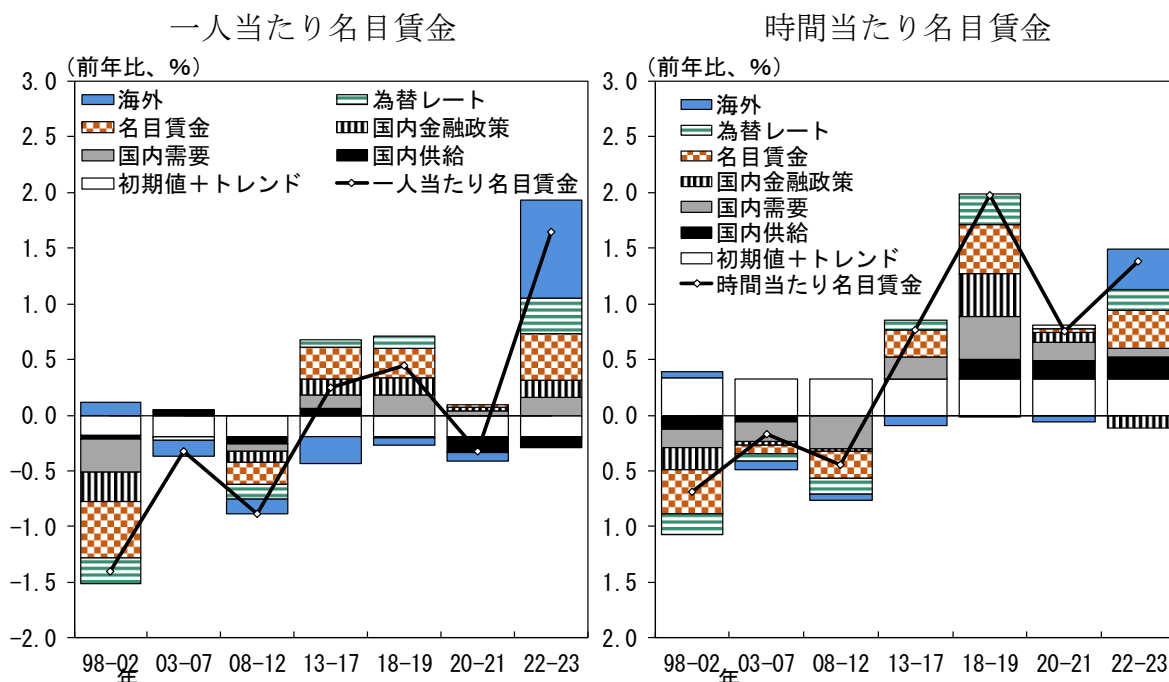
その他の変数はインフレ予想モデルと同じで、計 6 変数となる。ショックについては、インフレ予想ショックの代わりに名目賃金に対する固有のショックを考える。識別制約は図表 19 にまとめたとおりで、名目賃金ショックに関しては、実質 GDP に長期的には影響しないほか、海外の消費者物価に同時点および長期的には影響しないとする小国の仮定、名目賃金と消費者物価を同方向に動かすとする符号制約を置いている。その他のショックに関する識別制約はインフレ予想モデルと変わらず、名目賃金への影響には符号制約を置いていない。

(図表 19) 名目賃金モデルの識別制約

変数／ショック			国内				為替	海外
			供給	需要	金融政策	名目賃金		
短期制約	国内	1. 実質GDP	+	+	-			
		2. 消費者物価	-	+	-	+		
		3. 名目金利		+	+			
		4. 名目賃金				+		
	5. 円名目実効為替		+	+		+		
海外	6. 消費者物価	0	0	0	0		+	
長期制約	国内	1. 実質GDP		0	0	0		
		2. 消費者物価						
		3. 名目金利						
		4. 名目賃金						
	5. 円名目実効為替							
海外	6. 消費者物価	0	0	0	0			

+ 符号制約(プラス)  
 - 符号制約(マイナス)  
 0 長期制約  
 0 小国の仮定

(図表 20) 名目賃金のヒストリカル分解



(注) 名目賃金は厚生労働省「毎月勤労統計」を利用。推計期間は1995/4Q～2023/2Q。



図表 20 では、2 種類の名目賃金のヒストリカル分解を示している。まず、左図の一人当たり名目賃金については、直近の賃金上昇局面で海外ショックが大きくプラスに寄与していることが分かる。海外ショックはそれまで寄与は小さいながらも賃金を押下げてきたが、これが賃金押上げ方向に転じたことにより、直近の賃金上昇加速の大部分が説明されることになる。次に、右図の時間当たり名目賃金については、海外ショックの寄与は一人当たり名目賃金に比べると総じて小さいが、直近の賃金上昇局面でははっきりとプラスに寄与している。これは、主に国内需要ショックや金融政策ショックなどがプラスに寄与していた QQE 後の賃金上昇局面とは、大きく異なる姿となっている。

以上のように、名目賃金については、従来あまりみられていなかった海外ショックの波及が、直近の局面では明確にみられていることが分かった。ショックの起点が海外であっても、物価を通じて国内の賃金にまで波及すれば、その後も物価と賃金の相互関係を通じてショックの影響が持続し、いずれ中長期のインフレ予想などにも波及する可能性が考えられる。こうした可能性も踏まえると、海外ショックの国内物価への影響の持続性を占ううえで、名目賃金を通じた波及経路は重要なポイントになると考えられる。

### 5-3. 財・サービス別の消費者物価

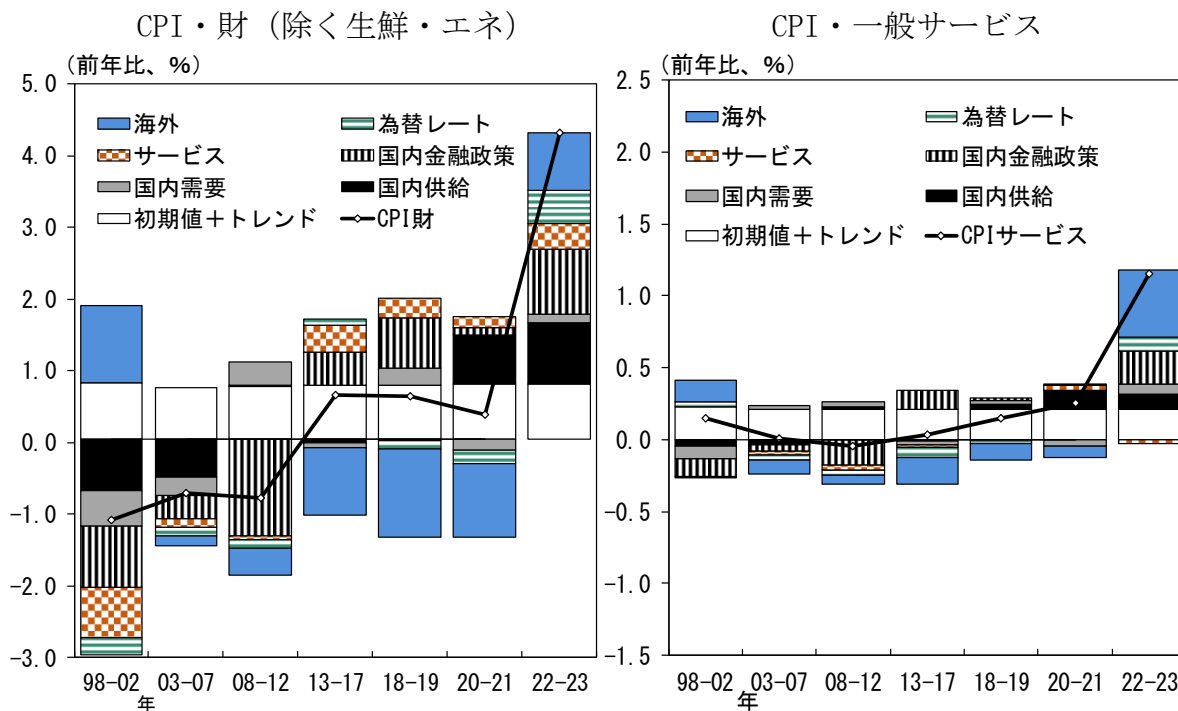
最後に、消費者物価を財とサービスに分けて、それぞれに対する海外ショックの影響などについて分析する。具体的には、生鮮食品・エネルギーを除く「財」と、携帯電話通信料を除く「一般サービス」（公共料金は含まない）の 2 系列の季節調整済み前期比をモデルに取り入れる。その他の変数は、日本の実質 GDP、名目金利（2 年金利）、名目実効為替レート、海外の消費者物価（ヘッドライン）であり、計 6 変数となる。ショックについては、本節の他のモデルで考慮したもののほか、サービス価格に対する固有のショックを考える。識別制約は図表 21 にまとめたとおりで、サービス価格ショックに関しては、海外の消費者物価に同時点および長期的には影響しないとする小国の仮定を置くが、国内の実質 GDP には相対価格の変動を通じて長期的にも影響を及ぼす可能性があるため長期制約は置いていない。実際、推計されたインパルス応答をみると、サービス価格ショックはサービス価格と財価格を逆方向に動かしており（符号制約は置いていない）、相対価格に大きく影響する可能性が考えられる。その他のショックに関する識別制約は本節の他のモデルと基本的には同じで、財価格とサービス価格がそれぞれ国内の供給・需要・金融政策ショックから受ける影響については、他のモデルでの消費者物価の影響と同じ符号制約を置いている。

(図表 21) 財・サービス価格モデルの識別制約

変数/ショック			国内				為替	海外
			供給	需要	金融政策	サービス		
短期制約	国内	1. 実質GDP	+	+	-			
		2. CPI・財	-	+	-			
		3. CPI・サービス	-	+	-	+		
		4. 名目金利		+	+			
		5. 円名目実効為替		+	+		+	
	海外	6. 消費者物価	0	0	0	0		+
長期制約	国内	1. 実質GDP		0	0			
		2. CPI・財						
		3. CPI・サービス						
		4. 名目金利						
		5. 円名目実効為替						
	海外	6. 消費者物価	0	0	0	0		

+ 符号制約(プラス)  
 - 符号制約(マイナス)  
 0 長期制約  
 0 小国の仮定

(図表 22) 財・サービス価格のヒストリカル分解

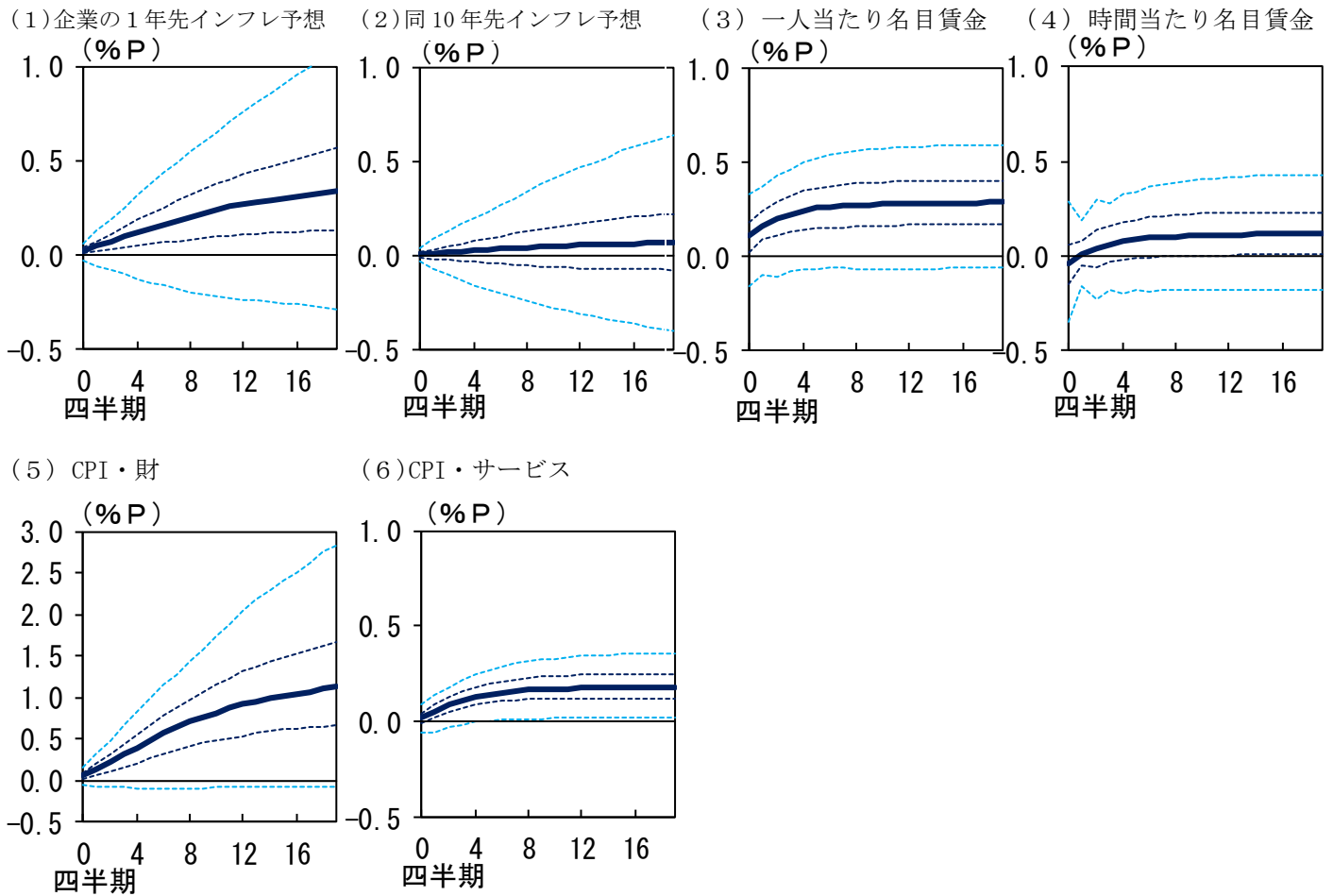


図表 22 では、財価格とサービス価格のヒストリカル分解を示している。すぐに分かるように、両者の変動幅の違いは非常に大きく、左図の財価格のグラフの縦軸は右図のサービス価格のグラフの 2 倍に設定しているが、それでもなお財価格の変動の方が圧倒的に大きい。その点を踏まえたうえで、まず財価格の変動への各ショックの寄与をみると、2000 年代には主に国内ショック（前半は技術進歩などを反映した国内供給ショック、世界金融危機以降は国内金融政策ショックが中心）によって下落が続き、QQE 導入以降は国内金融政策ショックがプラス寄与に転じたことなどにより上昇したが、海外ショックのマイナス寄与が拡大して QQE の効果を相殺していたことが分かる。この間、サービス価格は世界金融危機後の一時期を除きほとんど下落していなかったが、やはり QQE 導入後は海外ショックのマイナス寄与が規模は小さいながらも若干拡大していた。その後、直近のインフレ局面では、いずれの価格も海外ショックがプラスに転じたこともあって大幅に上昇しているが、財価格については海外ショックの寄与は国内ショックと比べて小さく、むしろサービス価格の方が海外ショックの寄与が目立っている。後者については輸入物価の影響を受けやすい一部のサービス価格（外食など）に牽引されている可能性もあり、今後の持続性や幅広いサービス価格への影響の拡がりについては不透明な部分も残るが、いずれにしても、先ほどの名目賃金の結果と同様に、従来あまりみられていなかったサービス価格への海外ショックの波及が、直近の局面では顕著にみられている。

#### 5-4. 各種物価関連指標への海外ショックの影響

本節の分析結果をまとめると、中長期のインフレ予想への海外ショックの影響はこれまでのところ限定的だが、1 年先のインフレ予想や財価格のほか、従来海外ショックの影響をあまり受けていなかったサービス価格や名目賃金についても、直近のインフレ局面では海外ショックの影響を大きく受けていることが分かった。異なるモデルでの海外ショックの大きさを基準化したうえで、これらの指標の海外ショックへのインパルス応答を比べると（図表 23）、各指標の反応の大きさは区々であるが、中長期（企業の 10 年先）インフレ予想以外の指標は、いずれも海外の消費者物価を押し上げるショックに対して明確にプラスの方向に反応していることが確認できる。インフレの国際連動性が高まり、消費者物価への海外要因の影響が強まっているなか、これらの関連指標への海外ショックの影響や波及メカニズムにも注目することが重要になってくるだろう。

(図表 23) 海外ショックに対する各種物価関連指標のインパルス応答



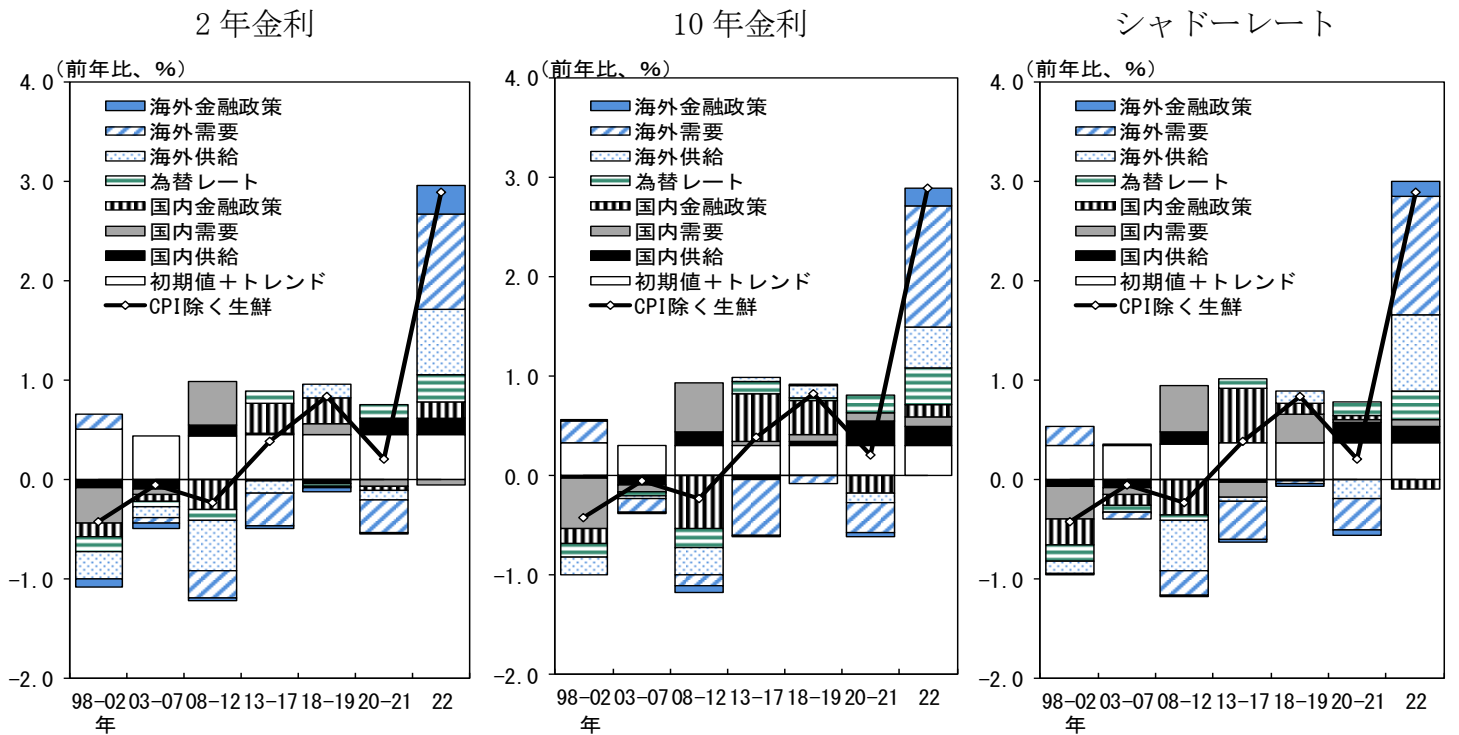
(注) 1. 海外ショックに対する各種物価関連指標の累積インパルス応答。  
 2. 異なるモデルの間で、海外ショックに対する海外消費者物価の当期の反応が等しくなるよう基準化。  
 3. 内側のバンドは25%~75%分位点、外側のバンドは5%~95%分位点。

## 6. おわりに

本稿では、各国間のインフレの連動性について確認したうえで、日本がデフレに陥った1990年代後半以降の消費者物価や物価関連指標の変動に対する国内・海外要因の影響について、短期・長期のゼロ制約や符号制約を組み合わせたSVARモデルなどを用いて分析した。ヒストリカル分解によると、グローバル化によるコスト低下圧力などを含む各種の海外ショックが、2010年代後半まで継続的に日本の消費者物価を下押ししていたことや、その後、特にコロナ後の高インフレ局面ではこれらの海外ショックが一転して物価押し上げに大きく寄与していることなどが示された。また、従来海外ショックの影響をあまり受けていなかったサービス価格や名目賃金についても、直近の局面では海外ショックの影響を大きく受けて押し上げられていることが分かった。

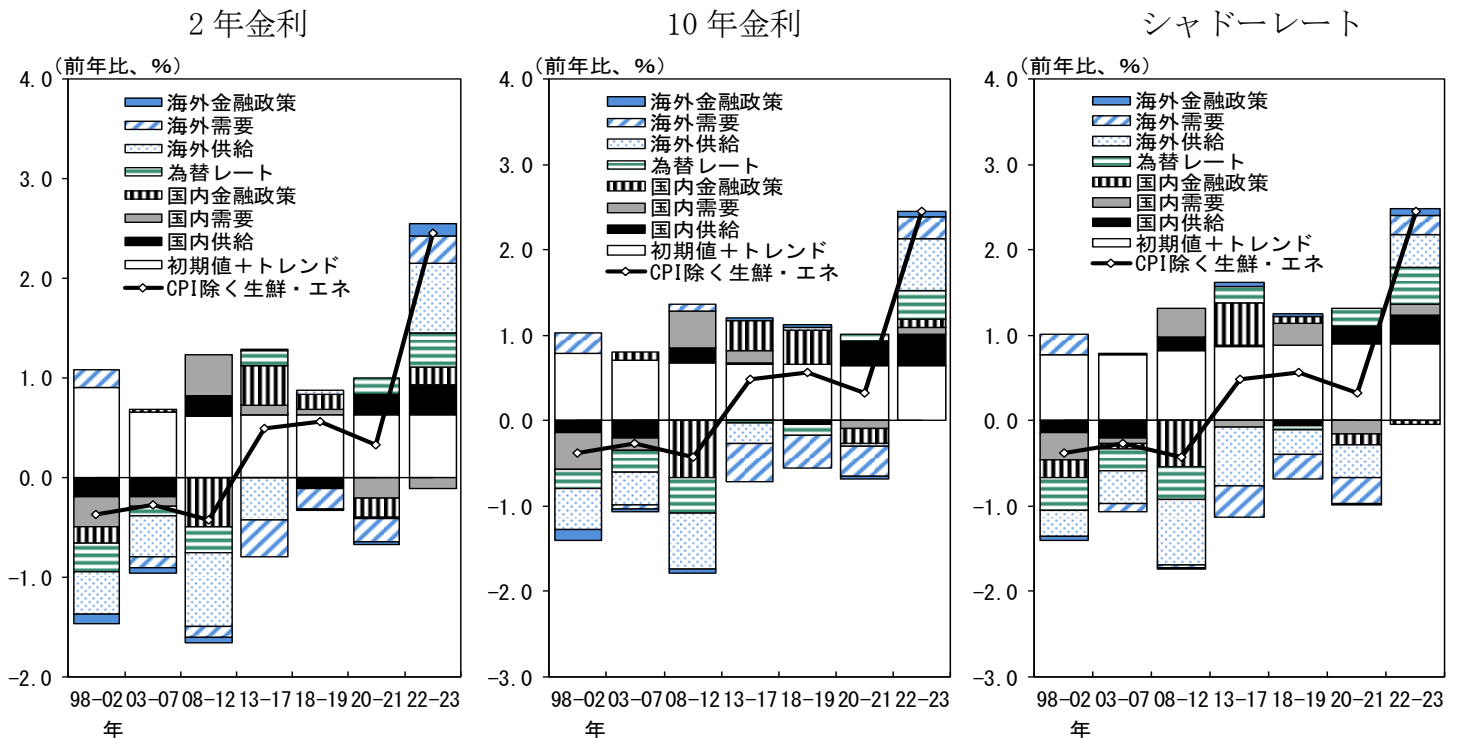
近年の各国間でのインフレの連動性の高まりは、物価変動に対する海外要因の重要性を再認識させることとなった。1節で紹介した金融政策への含意をめぐる各国中銀などの議論も、いずれ見直されることになるかもしれない。また、先行きの物価動向を見通すうえでは、海外要因自体の持続性のほか、国内での波及メカニズムに関しても、さらに理解を深めていくことが必要になるだろう。今後、こうした方面での研究や議論が国内外で進展することに期待したい。

(参考図表1) 消費者物価（除く生鮮）のヒストリカル分解：金利の代替指標



(注) CPI 除く生鮮を用いたベースライン（海外金融政策）モデル。推計期間は1995/4Q～2022/4Q。

(参考図表2) 消費者物価（除く生鮮・エネ）のヒストリカル分解：金利の代替指標



(注) CPI 除く生鮮・エネを用いたベースライン（海外金融政策）モデル。推計期間は1995/4Q～2023/2Q。

## 補論 1. 推計に使用したデータ

本補論では、本文 4 節で用いた SVAR モデルの推計に使用したデータの詳細について説明する（図表 A1）。日本の消費者物価指数（CPI）は、「生鮮食品を除く総合」、「生鮮食品・エネルギーを除く総合」とともに、消費税率引き上げ・教育無償化政策、旅行支援策、携帯電話通信料の影響を除いた、日本銀行スタッフによる試算値を使用した。海外の CPI と GDP は、中国などの新興国を含む G20 ベースの計数を使用した。海外 CPI は 96/2Q 以降、海外実質 GDP は 98/1Q 以降は、OECD による集計値を使用し、それ以前は利用可能な G20 諸国・地域の値を GDP ウェイトで加重平均して作成した<sup>33</sup>。金利については、本文中で示した結果は全て 2 年金利によるものだが、頑健性を確認する観点から、10 年金利とシャドーレート（Krippner [2020] による推計値）を用いた推計も実施した。海外金利については、米国、ドイツ（シャドーレートはユーロエリア）、英国の値を GDP ウェイトで加重平均して作成した。GDP、CPI、為替レート、原油価格は対数階差（GDP と CPI は季節調整済み）、金利、グローバル・サプライ・チェーン圧力指数については、推計期間内の線形トレンドを除去した値を使用して推計した。

（図表 A1）データ一覧

変数		備考	出所
実質 GDP (SA対数階差)	日本	-	内閣府、Haver
	海外	G20(除く日本)ベース 98/1Q以前はデータが利用可能国・地域の値を加重平均して作成	OECD、Haver
消費者物価指数 (SA対数階差)	日本	除く生鮮食品、除く生鮮食品・エネルギーから一時的な要因の影響を除いた試算値	総務省、日本銀行
	海外	G20(除く日本)ベース 96/1Q以前はデータが利用可能国・地域の値を加重平均して作成	OECD、Haver
名目金利 (トレンド除去後、%)	日本	2年金利、10年金利、シャドーレートを使用	Refinitiv、LJKmfa、Haver
	海外	2年金利、10年金利、シャドーレートを使用 (米・欧・英の加重平均値)	
名目実効為替レート (対数階差)		-	日本銀行
原油価格 (対数階差)		WTI	EIA、CME、Haver
グローバル・サプライ・チェーン圧力指数(トレンド除去後)		ニューヨーク連銀による推計値	ニューヨーク連銀

(注) 各国値の加重平均には、IMFが公表するGDPシェア(購買力平価ベース)を用いた。

<sup>33</sup> 98/1Q 以前の海外 GDP には中国が含まれていないが、当時の世界経済に占めるシェア（6%程度）が現在（20%弱）に比べ僅少なため、影響は限定的と考えられる。

## 補論 2. SVAR モデルの推計方法

本補論では、本文 4 節で用いた SVAR モデルの推計方法を概説する。本文で説明した長期と短期のゼロ制約および短期の符号制約を同時に適用するため、Forbes, Hjortsoe, and Nenova [2020] と同様に<sup>34</sup>、下記のステップからなるベイズ推計を行った。

- 1). 標準的なミネソタ事前分布を設定し、誘導型モデルを推計する。すなわち、係数の事前平均値はランダムウォーク過程とし、誤差項の分散共分散行列は OLS 推計値で置き換えている。事前分布の形状を規定するハイパーパラメータは、Forbes, Hjortsoe, and Nenova [2020] と同じ値を用いた。ラグ次数は赤池情報量基準 (AIC) に基づき 2 四半期とした。
- 2). 得られた事後分布から、誘導型の係数と誤差項の分散共分散行列をランダムに発生させる。
- 3). Binning [2013] の手法に基づき、長期・短期ゼロ制約を満たす直交行列をランダムに発生させる。
- 4). 上記 2) と 3) のステップを、バーンインとして 10,000 回実行した後、ショック当期のインパルス応答が符号制約を満たす行列が 1,000 回得られるまでさらに繰り返す。

本稿では、インパルス応答として上記 1,000 サンプルの分布を、ヒストリカル分解、予測誤差分散分解として 1,000 サンプルの平均値を示している。

---

<sup>34</sup> Forbes, Hjortsoe, and Nenova [2020] で推計に用いられた Matlab のコードは、著者の一人である Kristin Forbes 氏の所属大学のサイト (下記) で公開されている。  
<https://mitsloan.mit.edu/faculty/directory/kristin-j-forbes>



## 参考文献

- 池田周一郎・稲次春彦・喜舎場唯・近藤卓司・桜健一・高富康介・中澤崇・山田琴音 [2022] 「わが国における物価変動—感染症下における変化と先行きの論点—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.22-J-17
- 一上響・宇野洋輔・奥田達志・笛木琢治・前橋昂平 [2019] 「近年のインフレ動学を巡る論点：日本の経験」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.19-J-3
- 岩崎雄斗・河合正弘・平形尚久 [2012] 「新興国における供給ショックの国際波及—3か国DSGEモデルによるインフレーションの分析—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.12-J-7
- 翁邦雄・村田啓子 [2009] 「グローバル化とインフレーション—BIS VIEW・FED VIEWをめぐって」、第2章、吉川洋（編）『デフレ経済と金融政策』、慶應義塾大学出版会
- 來住直哉・法眼吉彦 [2024] 「わが国におけるバラッサ・サミュエルソン効果について」、未定稿
- 齋藤雅士・笛木琢治・福永一郎・米山俊一 [2012] 「日本の構造問題と物価変動：ニューケインジアン理論に基づく概念整理とマクロモデルによる分析」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、12-J-2
- 佐々木貴俊・山本弘樹・中島上智 [2023] 「消費者物価への非線形なコストパズスルー：閾値モデルによるアプローチ」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、23-J-5
- 中島上智 [2023] 「短観D I を用いた企業のインフレ予想の推計」、Discussion Paper Series A, No. 744、一橋大学経済研究所
- 日本銀行調査統計局 [2024] 「東京大学金融教育研究センター・日本銀行調査統計局第10回共催コンファレンス：『国際経済環境の変化と日本経済』の模様」、日本銀行調査論文
- 法眼吉彦・伊藤洋二郎・金井健司・來住直哉 [2024] 「国際経済環境の変化と日本経済—論点整理—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、24-J-1
- 八木智之・倉知善行・高橋優豊・山田琴音・河田皓史 [2022] 「コストプッシュ圧力の消費者物価へのパズスルー」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.22-J-16

- An, L., M. A. Wynne, and R. Zhang [2021] "Shock-Dependent Exchange Rate Pass-Through: Evidence Based on a Narrative Sign Approach for Japan," *Journal of International Money and Finance*, 118, 102462.
- Auer, R. A., A. A. Levchenko, and P. Sauré [2019] "International Inflation Spillovers through Input Linkages," *The Review of Economics and Statistics*, 101(3), 507-521.
- Ball, L. M. [2006] "Has Globalization Changed Inflation?" No 12687, NBER Working Paper, National Bureau of Economic Research.
- Bäurle, G., M. Gubler, and D. R. Känzig [2021] "International Inflation Spillovers: The Role of Different Shocks," *International Journal of Central Banking*, 17(1), 191-230.
- Binning, A. [2013] "Underidentified SVAR Models: A Framework for Combining Short and Long-Run Restrictions with Sign-Restrictions," No 2013/14, Working Paper, Norges Bank.
- Bobeica, E. and M. Jarociński [2019] "Missing Disinflation and Missing Inflation: A VAR Perspective," *International Journal of Central Banking*, 15(1), 199-232.
- Carney, M. [2017] "[De]Globalisation and Inflation," Speech at the 2017 IMF Michel Camdessus Central Banking Lecture, September 18, 2017.
- Finck, D. and P. Tillmann [2022] "The Role of Global and Domestic Shocks for Inflation Dynamics: Evidence from Asia," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 84(5), 1181-1208.
- Fischer, S. [2014] "The Federal Reserve and the Global Economy," Speech at the Per Jacobsson Foundation Lecture in Washington D.C., October 11, 2014.
- Fischer, S. [2015] "U.S. Inflation Developments," Speech at the Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Symposium in Jackson Hole, August 29, 2015.
- Forbes, K. [2019] "Inflation Dynamics: Dead, Dormant, or Determined Abroad?" *Brookings Papers on Economic Activity*, Fall 2019, 257-338.
- Forbes, K., I. Hjortsoe, and T. Nenova [2018] "The Shocks Matter: Improving Our Estimates of Exchange Rate Pass-Through," *Journal of International Economics*, 114, 255-275.
- Forbes, K., I. Hjortsoe, and T. Nenova [2020] "International Evidence on Shock-Dependent Exchange Rate Pass-Through," *IMF Economic Review*, 68(4), 721-763.

- Goodhart, C. and M. Pradhan [2020] *The Great Demographic Reversal: Ageing Societies, Waning Inequality, and an Inflation Revival*, Springer. (澁谷浩訳『人口大逆転：高齢化、インフレの再来、不平等の縮小』、日経BP、2022年)
- Greenspan, A. [2005] "Globalization," Speech at the Council on Foreign Relations in New York, March 10, 2005.
- Ha, J., A. Kose, and F. Ohnsorge [2019] "Global Inflation Synchronization," Policy Research Working Paper 8768, World Bank.
- Ha, J., A. Kose, and F. Ohnsorge [2023] "One-Stop Source: A Global Database of Inflation," *Journal of International Money and Finance*, 137, 102896.
- Ha, J., A. Kose, F. Ohnsorge, and H. Yilmazkuday [2019] "Sources of Inflation: Global and Domestic Drivers," Chapter 3, Ha, J., A. Kose, and F. Ohnsorge. (eds.) *Inflation in Emerging and Developing Economies: Evolution, Drivers, and Policies*, World Bank.
- Henriksen, E., F. Kydland, and R. Šustek [2013] "Globally Correlated Nominal Fluctuations," *Journal of Monetary Economics*, 60(6), 613-631.
- Kabukçuoğlu, A. and E. Martínez-García [2018] "Inflation as a Global Phenomenon -- Some Implications for Inflation Modeling and Forecasting," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 87, 46-73.
- Kamada, K. and N. Hirakata [2002] "Import Penetration and Consumer Prices," Working Paper 02-1, Research and Statistics Department, Bank of Japan.
- Kamber G. and B. Wong [2020] "Global Factors and Trend Inflation," *Journal of International Economics*, 122, 103265.
- Kilian, L. [2009] "Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market," *American Economic Review*, 99(3), 1053-1069.
- Kohn, D. [2006] "The Effects of Globalization on Inflation and Their Implications for Monetary Policy," Speech at the Federal Reserve Bank of Boston's 51st Economic Conference in Chatham, June 16, 2006.
- Krippner, L. [2020] "A Note of Caution on Shadow Rate Estimates," *Journal of Money, Credit and Banking*, 52(4), 951-962.

- Kuroda, H. [2015] "Quantitative and Qualitative Monetary Easing: Theory and Practice," Speech at the Foreign Correspondents' Club of Japan, March 20, 2015. (黒田東彦「『量的・質的金融緩和』の理論と実践」、日本外国特派員協会における講演の邦訳、2015年3月20日)
- Kuroda, H. [2018] "Globalization and Monetary Policy," Panelist Speech at BIS Symposium to Mark the 20th Anniversary of the BIS Representative Office for Asia and the Pacific in Hong Kong, October 15, 2018. (黒田東彦「グローバル化と金融政策」、BISアジア事務所開設20周年記念シンポジウムにおけるパネリスト・スピーチの邦訳、2018年10月15日)
- Lodge, D., J. J. Pérez, and Work Stream on Globalisation [2021] "The Implications of Globalisation for the ECB Monetary Policy Strategy," Occasional Paper Series, No. 263, European Central Bank.
- Miyao, R. and T. Okimoto [2020] "Regime Shifts in the Effects of Japan's Unconventional Monetary Policies," *The Manchester School*, 88(6), 749-772.
- Neri, S. [2023] "Long-Term Inflation Expectations and Monetary Policy in the Euro Area before the Pandemic," *European Economic Review*, 154, 104426.
- Nishizaki, K., T. Sekine, and Y. Ueno [2014] "Chronic Deflation in Japan," *Asian Economic Policy Review*, 9(1), 20-39.
- Obstfeld, M. [2020] "Global Dimensions of U.S. Monetary Policy," *International Journal of Central Banking*, 16(1), 73-132.
- Rogoff, K. S. [2003] "Globalization and Global Disinflation," *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, 88(Q IV), 45-78.
- Sekine, T. [2009] "Another Look at Global Disinflation," *Journal of the Japanese and International Economies*, 23(2), 220-239.
- Shioji, E. [2014] "A Pass-Through Revival," *Asian Economic Policy Review*, 9(1), 120-138.