



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

供給制約と物価変動

安達 孔*

kou.adachi@boj.or.jp

岡元 雅人*

masato.okamoto-1@boj.or.jp

倉知 善行*

yoshiyuki.kurachi@boj.or.jp

須合 智広*

tomohiro.sugou@boj.or.jp

豊田 融世*

akitoshi.toyoda@boj.or.jp

No.26-J-2
2026 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

* 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。

供給制約と物価変動 *

安達 孔[†]・岡元 雅人[‡]・倉知 善行[§]・須合 智広^{**}・豊田 融世^{††}

2026 年 2 月

【要 旨】

本稿では、供給制約が物価変動に及ぼす影響やそのメカニズムを実証・理論の両面から分析する。また、供給制約と物価変動の関係を巡る近年の変化や供給制約が物価変動に及ぼす影響の緩和策についても考察する。分析では、近年の供給制約の強まりが次の経路を介して、わが国の物価変動に影響を及ぼしたことが示された。第 1 に、労働や原材料の供給制約の強まりが、要素価格の上昇などを介して、インフレ率に持続的な影響を及ぼした。第 2 に、労働の供給制約の強まりは、需要変動に対するインフレ率の感応度を高めるという非線形性を介して、近年のインフレ率の押し上げに作用した。この間、持続的な供給制約が、緩和的な金融環境のもとで、インフレ予想の上昇にも寄与したことが示唆された。

また、分析からは、近年、供給制約の強まりによる物価上昇圧力が、頻繁かつ大きくなってきている可能性が示唆された。先行き、労働の供給制約が深刻化していけば、物価上昇圧力が非線形的に強まることも考えられる。AI の活用をはじめとする企業の取り組みや政府の各種施策により、技術進歩を実現していくことや、労働力の産業間・企業間移動を円滑化していくことは、わが国の供給制約を緩和するうえで重要であると考えられる。

JEL 分類番号 : E23, E24, E31, E37

キーワード : 供給制約、インフレ率、非線形性、技術進歩

* 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 11 回共催コンファレンス「供給制約経済への移行：その含意と課題」（2025 年 11 月 26 日開催）における報告論文を加筆・修正したものである。指定討論者の渡辺努氏および藤原一平氏をはじめとする同コンファレンスの参加者、青木浩介氏、加藤直也氏、川本卓司氏、黒住卓司氏、近藤卓司氏、土田悟司氏、中島上智氏、中村康治氏、4th Dynare Workshop for Advanced Users の参加者から有益なコメントを頂いた。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、日本銀行の公式見解を示すものではない。

[†] 日本銀行調査統計局 (kou.adachi@boj.or.jp)

[‡] 日本銀行調査統計局 (masato.okamoto-1@boj.or.jp)

[§] 日本銀行調査統計局 (yoshiyuki.kurachi@boj.or.jp)

^{**} 日本銀行調査統計局 (tomohiro.sugou@boj.or.jp)

^{††} 日本銀行調査統計局 (akitoshi.toyoda@boj.or.jp)

1. はじめに

2020 年代の前半は、商品市況や食料品価格の上昇を契機にグローバルな物価上昇が生じた。この背後では、様々な分野において供給制約が生じたことが、インフレ率の上昇に大きく影響したとの認識が共有されている¹。加えて、供給制約下で、財政・金融面からの需要刺激策による物価押し上げ効果が非線形的に拡大したとの指摘もみられている。こうした経験を踏まえ、中央銀行や国際機関においては、先行き、供給面に起因した物価上昇圧力が形を変えながら頻繁に生じることや持続性を持つことへの警戒感が強い²。これらは、経済・物価を取り巻く環境の変化や、物価の形成メカニズムについて一段の分析の必要性を示唆している。

わが国を取り巻く環境に目を向けると、少子高齢化が進むなか、追加的な労働供給余地が縮小しているほか、長く複雑なサプライチェーンや輸入エネルギーへの高い依存度といった国際経済の分断への脆弱性も抱えている。こうした環境が続くもとで、先行き、様々な要素市場において供給制約に直面していく可能性がある。このことを踏まえると、物価変動の背景を的確に把握し、先行きを正確に見通すために、供給制約が物価のダイナミクスに及ぼす影響やそのメカニズムについて分析を深めることの重要性は高まっているといえる。

以上の問題意識を踏まえ、本稿では、供給制約がわが国の物価変動に及ぼす影響について、実証・理論の両面から分析を行う。本稿の分析の位置付けや貢献は以下の3点である。

第1に、本稿の分析は、供給制約の強まりが近年のインフレ率やインフレ予想に及ぼした影響を示した研究と関連している。本稿では、わが国のデータを用いて、[Ascari et al. \(2024\)](#)や[Diaz et al. \(2024\)](#)といった米欧を中心とした先行研究と同様に、構造 VAR モデルによる分析を行った³。特に、供給制約下にある生産要素や制約の持続性による影響の違いを分析対象とした点は、本稿の特徴である。

第2に、本稿は物価変動の非線形性を巡る研究と関連している。労働の供給制約を勘案した本稿の DSGE モデルは、米欧を対象とした[Boehm and Pandalai-Nayar \(2022\)](#)や[Comin et al. \(2023\)](#)などの先行研究の中に位置づけられる。労働の供給制約がフィリップス曲線をスティープ化させ得ることを示した本稿の結果は、わが国におけるインフレ率の非線形性を巡る議論 ([Sasaki et al. \(2024\)](#))、

¹ 供給制約に直面している状態とは、「需要に対して一般的に取引されている価格において供給が行えない状況」と定義されることが多い ([Caldara et al. \(2025\)](#))。本稿では、海外の先行研究でよく用いられる Supply constraint や Supply bottleneck、Supply disruption、Supply shortage 等は、供給制約と同義と考える。

² [Powell \(2025\)](#)や[Lagarde \(2025\)](#)、[Carstens \(2022\)](#)を参照。

³ なお、わが国のインフレ率を対象に構造 VAR モデルを用いた分析としては、[Fukunaga et al. \(2025\)](#)や[開発・中野・山本 \(2024\)](#)等がある。

Yagi et al. (2025)) に示唆を与えるものである。

第 3 に、わが国の過去の供給制約の経験を包括的に振り返ったうえで、供給制約への対応策について分析を加えた点も本稿の貢献といえる。

なお、本稿では、「供給制約」を生産要素の利用にかかる制約条件と整理している。すなわち、「供給制約」が強まることは、供給曲線のスティープ化を介して、生産要素の価格上昇といった影響をもたらす。加えて、経済環境の変化に応じて「供給制約」の強まった状態が長期化することで、その影響も持続的になる可能性がある。こうしたメカニズムは、供給曲線のシフトを促す「供給ショック」とは異なるものである。本稿ではそうした環境の変化についても考察する。

本稿の構成は次のとおりである。第 2 節は供給制約に関する事実整理である。近年の供給制約の物価への影響に関する先行研究をサーベイした後、そうした供給制約の背後にある環境変化について議論する。そのうえで、まず、第 3 節では、近年の供給制約がわが国の物価に及ぼした影響を、構造 VAR モデルを用いて分析する。次に、第 4 節では、労働の供給制約を勘案した DSGE モデルを構築することで、供給制約の強まりが物価のダイナミクスに及ぼす影響を明らかにする。そして、第 5 節では、供給制約への対応策について、近年の議論や過去のわが国の供給制約への対応を振り返ったうえで、前節の DSGE モデルを用いて議論する。第 6 節はまとめである。

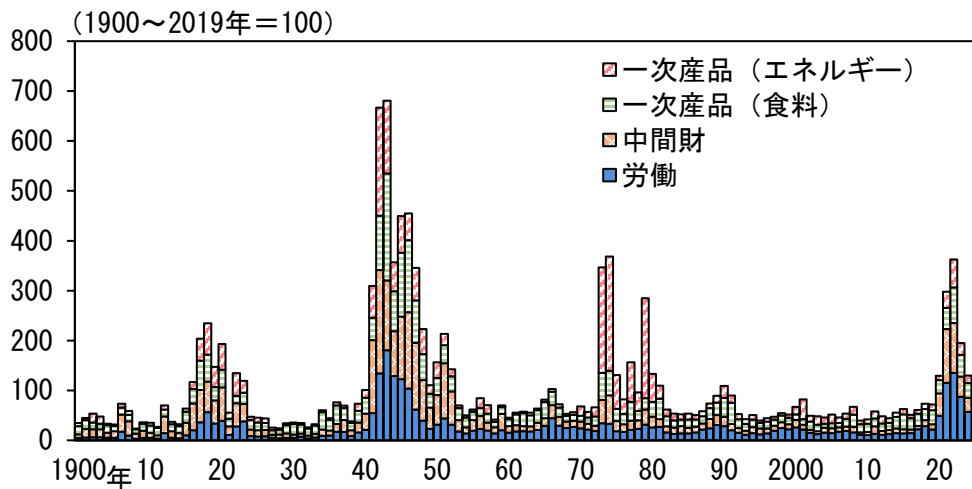
2. 供給制約に関する事実整理

2. 1. 供給制約が物価に及ぼす影響に関する先行研究

2010 年代にかけて多くの国で中長期のインフレ予想がアンカーされ、物価が安定的に推移する中で、物価のダイナミクスを巡る関心は主に需要面の要因に向けられてきた。もっとも、近年では、コロナ禍後のグローバルな高インフレの経験を踏まえ、供給面の要因——とりわけ様々な分野における供給制約——が物価のダイナミクスに及ぼす影響の重要性が再認識され、実証・理論の両面から研究が急速に蓄積してきている。

実証面では、様々な生産要素で生じた供給制約が、近年のインフレ率の上昇に影響したことが指摘されている。実際、Caldara et al. (2025) が米主要新聞の記事情報から構築した **Shortage index** (①エネルギー、②食料、③中間財、④労働の不足を示す単語を含む記事が全体の記事数に占める割合) からは、近年のグローバルな物価上昇局面では、エネルギー・食料という一次産品から中間財や労働まで、幅広い生産要素において供給制約が強まっていたことが確認できる (図 1)。この点は、1970 年代のオイルショック等とは大きく異なる特徴である。

(図1) Shortage Index (グローバル)



(注) Shortage index は、米主要新聞において、①エネルギー、②食料、③中間財 (industry)、④労働に関する不足を示す単語 (shortage や bottleneck 等) を含む記事が、全体の記事数に占める割合。

(出所) Caldara et al. (2025)

そうしたもとで、特に、グローバル・サプライチェーンにおいて様々な形で生じた中間財の供給制約が、多くの研究で指摘されている (Ascari et al. (2024)、Bańbura et al. (2023)、Carriere-Swallow et al. (2023)、Diaz et al. (2024)、Clark and Gordon (2023)、Tillmann (2024)等)⁴。例えば、Ascari et al. (2024)は、Benigno et al. (2022)が構築した Global Supply Chain Pressure Index (GSCPI) を用いた構造 VAR モデルによって、サプライチェーンの途絶が近年のインフレ率の急上昇に寄与したことを示した。また、Diaz et al. (2024)は、日本を含む先進国において、グローバル・サプライチェーンの混乱によるインフレ率への影響が、コロナ禍後に強まっているほか、英国とドイツでは影響の長期化もみられると述べている。このほか、Tillmann (2024)は、供給制約の強まりがインフレ率に及ぼす影響は、制約が緩和する場合よりも大きく、非対称であると論じている。

中間財以外の生産要素についても、①労働者の選好の変化などを受けた労働の供給制約 (Bai et al. (2024)、Benigno and Eggertsson (2024)) が、米国等における近年のインフレ率の加速に寄与したと指摘されている。また、欧州を中心に、②ロシアのウクライナ侵攻に起因したロシア産天然ガスの供給途絶 (De Santis and Tornese (2025)、Eickmeier and Hofmann (2025)) や③干ばつ・洪水等の異常気象による農産物の供給制約 (Kotz et al. (2025)) も、物価上昇圧力を強めた要因として挙げられている。

⁴ 中間財の供給制約が生じた背景としては、コロナ禍での工場閉鎖等に起因した半導体などの供給不足 (Celasun et al. (2022)) に加え、コンテナ不足や港湾の混雑 (Carriere-Swallow et al. (2023))、紅海封鎖を受けた迂回輸送 (Rusticelli and MacLeod (2025)) に伴う納期遅延といった物流面での要因が指摘されている。

理論面では、供給制約が、物価変動を非線形的に拡大させた点について、様々なメカニズムが議論されている。具体的なメカニズムとしては、①原材料調達や生産能力の制約を受けた企業において財・サービスの供給曲線が垂直化すること（[Balleer and Noeller \(2024\)](#)、[Boehm and Pandalai-Nayar \(2022\)](#)等）や、②労働が制約されることにより家計の労働供給曲線が垂直化すること（[Comin et al. \(2023\)](#)）が想定されている。また、③労働市場の需給逼迫に伴う賃金硬直性の低下（[Benigno and Eggertsson \(2023\)](#)）も指摘されている。

2. 2. 供給制約の背後にある環境変化

こうした供給制約の背景を巡っては、従来は、工場閉鎖や労働争議といった「稀で一時的」な要因が主であったが、①気候変動や②国際経済の分断化や地政学的緊張の高まり、③少子高齢化といった「頻繁かつ持続的」な要因の存在感が増してきているとの見方がある⁵。

気候変動は、いわゆる「物理的リスク」および「移行リスク」の両面から、供給の制約要因となり得る。「物理的リスク」の観点からは、自然災害の高頻化による農産品等の一次産品の生産減少や物流網の途絶（[Kotz et al. \(2024\)](#)、[De Winne and Peersman \(2021\)](#)）のほか、熱中症等による健康リスクの高まりに伴う労働供給の減少（[Dasgupta et al. \(2021\)](#)）が指摘されている。また、「移行リスク」の観点からは、脱炭素社会への移行過程での資源開発投資の抑制によって化石燃料の供給が不安定化する可能性が指摘されている（[IEA \(2021\)](#)）。

国際経済の分断化や地政学的緊張の高まりに関しては、経済のブロック化に伴って、供給元が偏在する財（鉱物資源等）の調達が不安定化したり、サプライチェーンの再構築が必要となったりすることが意識されている（[Alvarez et al. \(2023\)](#)、[Gopinath et al. \(2025\)](#)）。さらに、地政学的対立の激化を受けた迂回輸送によって、納期の長期化や輸送量の減少という物流面から制約が強まり得るとの見方もある（[UNCTAD \(2024\)](#)）。

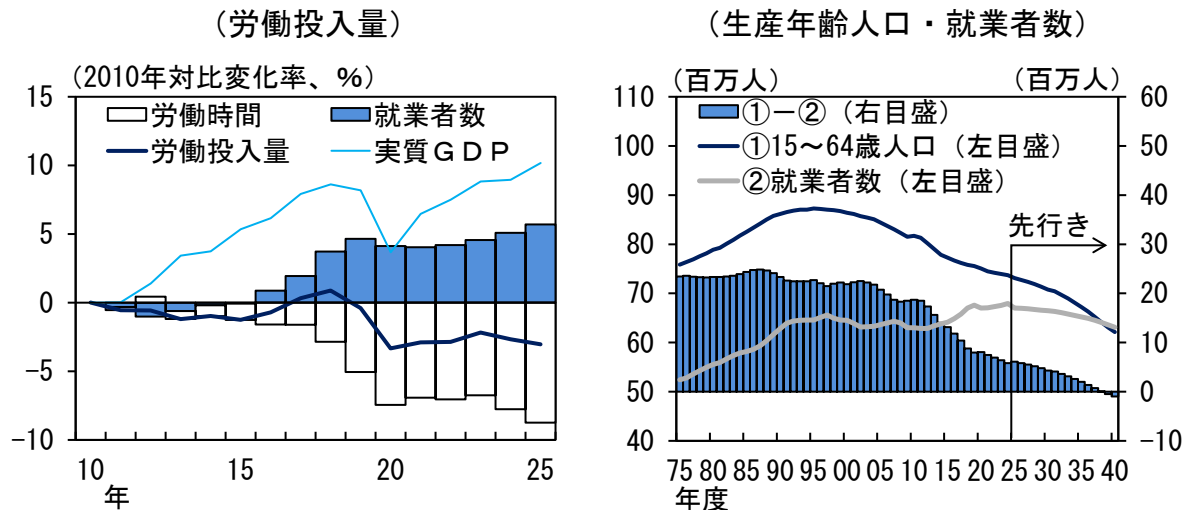
少子高齢化については、[Goodhart and Pradhan \(2020\)](#)は、長い目でみて、中国等の新興国からの労働供給が減少していくことが、サプライチェーンを介してグローバルな負の供給ショックとして作用すると論じている。

この点、わが国では、人口動態等による労働供給への押し下げ圧力を女性や高齢者の労働参加によって緩和してきたが、女性の労働力率の「M字カーブ」は解消しつつあることや団塊の世代の後期高齢者入りなどを背景に、追加的な労働供

⁵ 例えば、[Baldwin et al. \(2023\)](#)は、近年のサプライチェーンへのショックの性質が、従来の個社や個別製品に止まるショックから、多くの市場や商品に波及し、幅広い部門や地域に影響を及ぼすショックへと変容していると主張している。また、そうしたショックの源泉として、気候変動や地政学的緊張、デジタル・ディスラプションを挙げている。

給余地は縮小してきている(図2)。更なる労働供給余地の掘り起こしに向けては、女性の正規雇用比率を高めていくこと(所謂「L字カーブ」の解消)を通じた労働時間の増加や、副業の活用、外国人労働者の増加などが挙げられているが、いずれも政策的な取り組みや社会的な議論が必要であることも指摘されている(内閣府(2022)等)。

(図2) マクロの労働供給

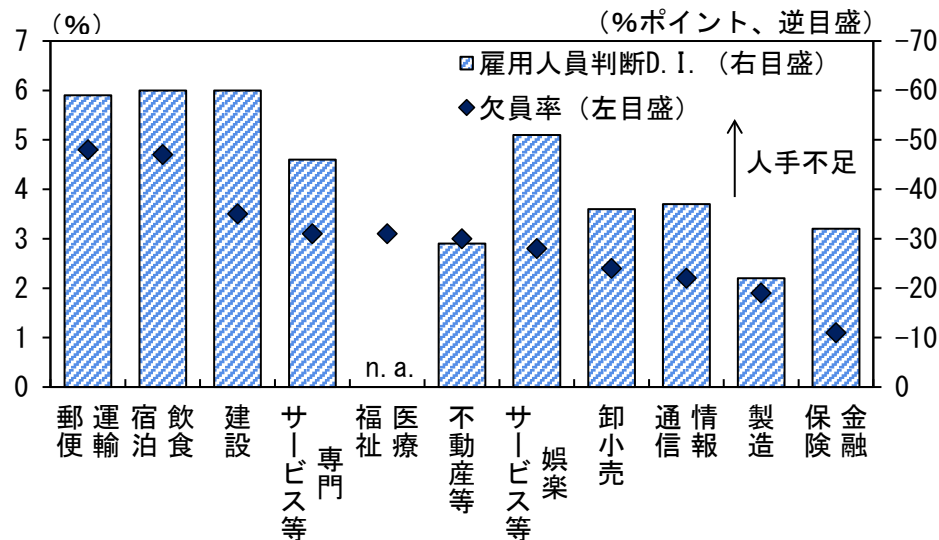


(注) 左図の2025年は、1~6月の値。右図の人口の先行きは、国立社会保障・人口問題研究所の推計値。就業者数の先行きは、労働政策研究・研修機構の推計値を基にした試算値。

(出所) 厚生労働省、総務省、内閣府、国立社会保障・人口問題研究所、労働政策研究・研修機構

また、欠員率などの指標を業種別にみると、労働力の不足は必ずしも経済で均一に生じているわけではない(図3)。前述の経済全体でみた追加的な労働供給余地の縮小は、一部業種での労働力不足をより強める方向に作用すると考えられる。

(図3) 業種別にみた労働量の不足度合い(2025/2Q)



(出所) 厚生労働省、日本銀行

3. 近年の供給制約が物価に及ぼした影響

本節では、供給制約下にある生産要素や制約の持続性の違いを勘案した構造 VAR モデルを用いることで、近年の経済の供給面へのショックが供給制約を介して日本のインフレ率に及ぼした影響を分析する。

3. 1. 構造 VAR モデルの概要

(モデルの概要)

まず、実質産出、CPI（除く生鮮食品・エネルギー）、労働投入量（就業者数×労働時間）、実質中間投入、供給不足指数（日本）、名目賃金（時間当たり）の 6 変数からなる以下の誘導形 VAR モデルを考える⁶。ここでの供給不足指数（日本）は、[Caldara et al. \(2025\)](#)において、図 1 の Shortage index を日本の国名あるいは主要都市名を含む記事を対象に計算したものである。

$$y_t = \sum_{\ell=1}^p A_{\ell} y_{t-\ell} + A_0 + u_t$$

ここで、 y_t は $n \times 1$ の内生変数ベクトル（ $n = 6$ ）を表し、 $u_t \sim N(0, \Sigma)$ は $n \times 1$ の誤差項ベクトルである。また、 A_{ℓ} は $n \times n$ の係数行列、 A_0 は $n \times 1$ の定数項ベクトル、 p は AIC に基づき設定したラグ次数（ $p = 2$ ）である。

そのうえで、誤差項（ u_t ）と構造ショック（ $\varepsilon_t \sim N(0, I_n)$ ）の間に $\varepsilon_t = B u_t$ という形の関係性を仮定して構造ショックの識別を行うことで、以下の構造 VAR モデルを得る。

$$B y_t = \sum_{\ell=1}^p B_{\ell} y_{t-\ell} + c + \varepsilon_t$$

ここで、 $B_{\ell} = B A_{\ell}$ は $n \times n$ の係数行列、 $c = B A_0$ は $n \times 1$ の定数項ベクトルである。

(構造ショックの識別)

本稿では、構造ショック（ ε_t ）として、需要ショックと 3 種類の供給制約ショックを想定する。識別に際しては、短期の符号制約と長期のゼロ制約を用いる。

⁶ 本稿の構造 VAR モデルでは、生産要素として、「労働」に加えて、エネルギーや中間財といった「原材料」を勘案する。このため、対応する生産量として、実質 GDP（＝実質付加価値）に実質中間投入を加えた実質産出を用いる。また、CPI には、消費税率引き上げおよび携帯電話通信料引き下げの影響を除いた試算値を用いる。データの詳細については、補論 1 を参照。

具体的な制約は表 1 のとおりである。なお、6 つの内生変数に対して 4 つのショックを識別し、[Forbes et al. \(2020\)](#)と同様に、いずれの識別制約にも当てはまらないショックが存在することを許容している。

(表 1) 識別制約 (短期／長期)

	需要	ショック		一時的な供給制約
		持続的な供給制約		
		労働	原材料	
実質産出	+	−	−	−/0
CPI	+	+	+	+
労働投入量		−		− and/or
実質中間投入			−	−
供給不足指数（日本）		+	+	+
名目賃金	+	+		

(注) 「+」は同時点のインパルス応答が正である短期制約、「−」は同時点のインパルス応答が負である短期制約、「0」は累積インパルス応答がゼロである長期制約を示す。

まず、本稿で捉える供給制約ショックを、標準的な供給ショックあるいはコストプッシュ・ショックと区別する必要がある。ここでは、[Ascari et al. \(2024\)](#)や[Clark and Gordon \(2023\)](#)等によるサプライチェーン途絶 (Supply chain disruption) ショックの識別と同様に、何らかの理由によって生じた生産要素の供給の減少が供給制約の強まりを伴うか否かによって区別する。すなわち、本稿では、供給制約ショックの識別に際して、短期の符号制約として、労働投入量 (あるいは実質中間投入) と実質産出を減少させる一方で CPI を上昇させるという制約に加えて、供給不足指数 (日本) を上昇させるという制約を課す。このため、本稿の供給制約ショックは、様々な摩擦などを背景に経済に常に一定程度の供給制約が生じている中での、供給制約の「度合い」の強まりや弱まりを捉えているショックであるといえる。

そのうえで、本稿では、こうした供給制約ショックを、持続的 (persistent) か一時的 (transitory) かに区別する。具体的には、持続的な供給制約ショックと一時的な供給制約ショックを、[Furlanetto et al. \(2025\)](#)や[Fukunaga et al. \(2025\)](#)を参考に、後者について長期的にみて実質産出に影響を及ぼさないという長期のゼロ制約を課すことで区別する。

また、本稿では、持続的な供給制約ショックについて、供給制約下にある生産要素の違いによって、労働供給制約ショックと原材料供給制約ショックの 2 つに分けて考える。具体的には、労働供給制約ショックは、労働参加率や労働時間といった家計の労働供給スタンスや、ミスマッチ等の労働市場の摩擦に起因して生じた労働の供給制約の強まりを捉えるショックである。このため、持続的な供給制約ショックに対して、労働投入量を減少させる一方、名目賃金を上昇させる短期の符号制約を追加的に課すことで識別する。一方、原材料供給制約ショックは、中間財やエネルギーといった労働投入以外の生産要素 (原材料) の供給制約の強

まりを捉えるショックである。先行研究におけるサプライチェーン途絶ショックやエネルギー・ショックを包括するものである。ここでは、それらの先行研究を参考に、持続的な供給制約ショックに対して、実質中間投入を減少させる短期の符号制約を追加的に課すことで識別する。なお、原材料の供給制約は、インフレ率を押し上げる一方、労働需要の減少を介して実質賃金を押し下げると考えられることから、名目賃金への識別制約は課していない。

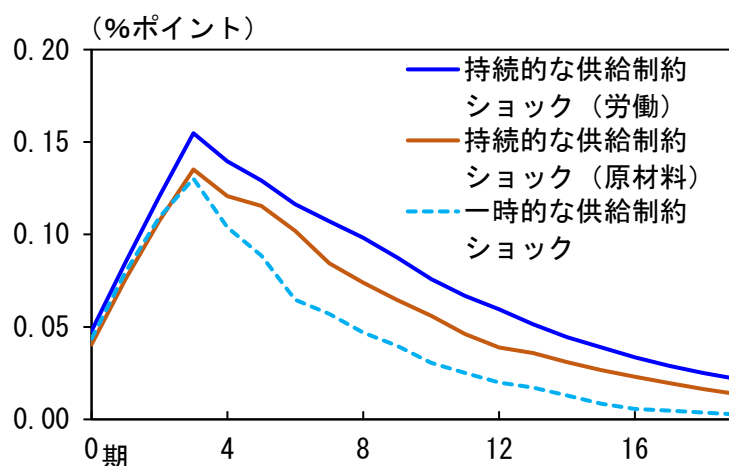
最後に、需要ショックについては、需要ショックが、実質産出と CPI、名目賃金を同方向に動かすという標準的な短期の符号制約によって識別する。なお、この結果、いずれの識別制約にも当てはまらないショックには、例えばコストプッシュ・ショックなどが含まれると考えられる。

推計は、データが入手可能な 1994/2Q～2025/1Q を推計期間として、Forbes et al. (2020)や Fukunaga et al. (2025)と同様の手順でベイズ推計を行った⁷。

3. 2. 近年の供給制約の影響

供給制約ショックがインフレ率に及ぼす影響の特徴を確認する。図 4 は、識別した 3 種類の供給制約ショックに対するインフレ率のインパルス応答である⁸。

(図 4) CPI (除く生鮮食品・エネルギー) 前年比のインパルス応答



(注) 1 標準偏差の供給制約ショックに対する CPI (除く生鮮食品・エネルギー) の前年比のインパルス応答の中央値。前期比のインパルス応答を 4 四半期累積することで算出。

それぞれの供給制約ショックの識別においてインフレ率に課す制約は共通であるが、インパルス応答には相応の差がみられる。一時的な供給制約ショックに対して、インフレ率は、1 年後にかけて加速した後、はっきりと減衰することが

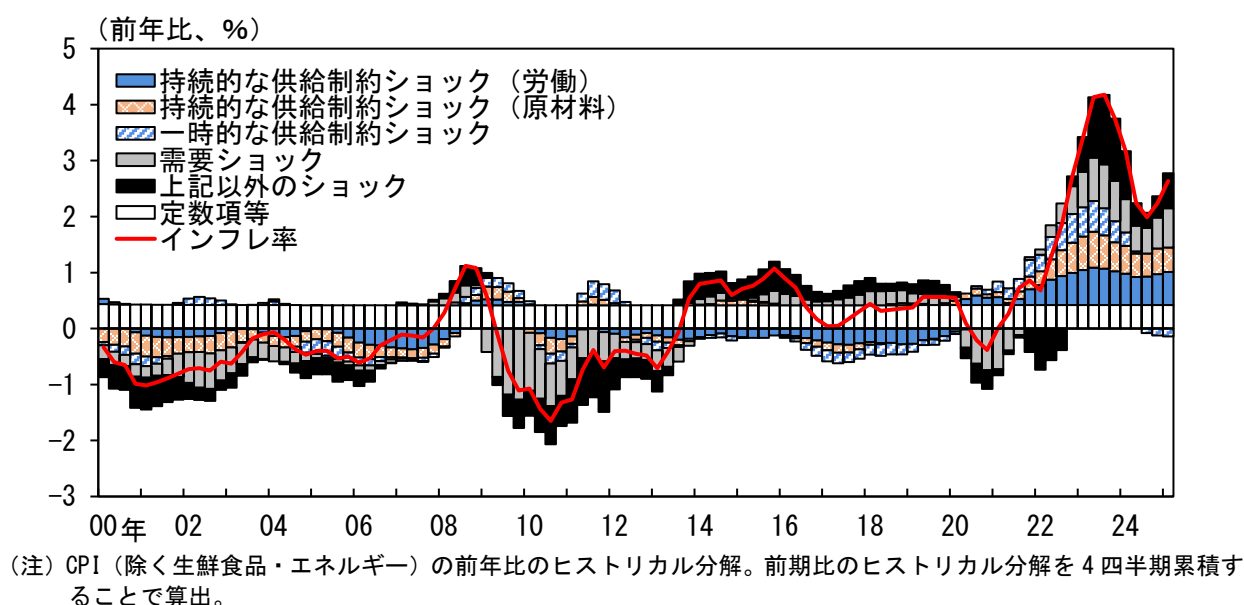
⁷ ミネソタ事前分布のハイパーパラメータには $\lambda_1 = 0.1$ 、 $\lambda_2 = 0.5$ 、 $\lambda_3 = 1$ 、 $\lambda_4 = 100$ という標準的な値を設定し、Binning (2013) のアルゴリズムを用いた。バーンインは 100,000 回、サンプル数は 10,000 回とした。

⁸ 識別された構造ショックおよびインパルス応答の詳細は、補論 1 で示している。

示唆されている。一方、労働や原材料に関する持続的な供給制約ショックに対しては、インフレ率の反応は若干大きいほか、減速ペースも緩やかである。また、子細にみると、労働の供給制約によるインフレ率への影響は、原材料の供給制約に比べて持続性が高い結果となっている。

図5は、識別されたショックと推計されたインパルス応答関数によって、わが国のインフレ率をヒストリカル分解したものである。

(図5) CPI（除く生鮮食品・エネルギー）前年比のヒストリカル分解



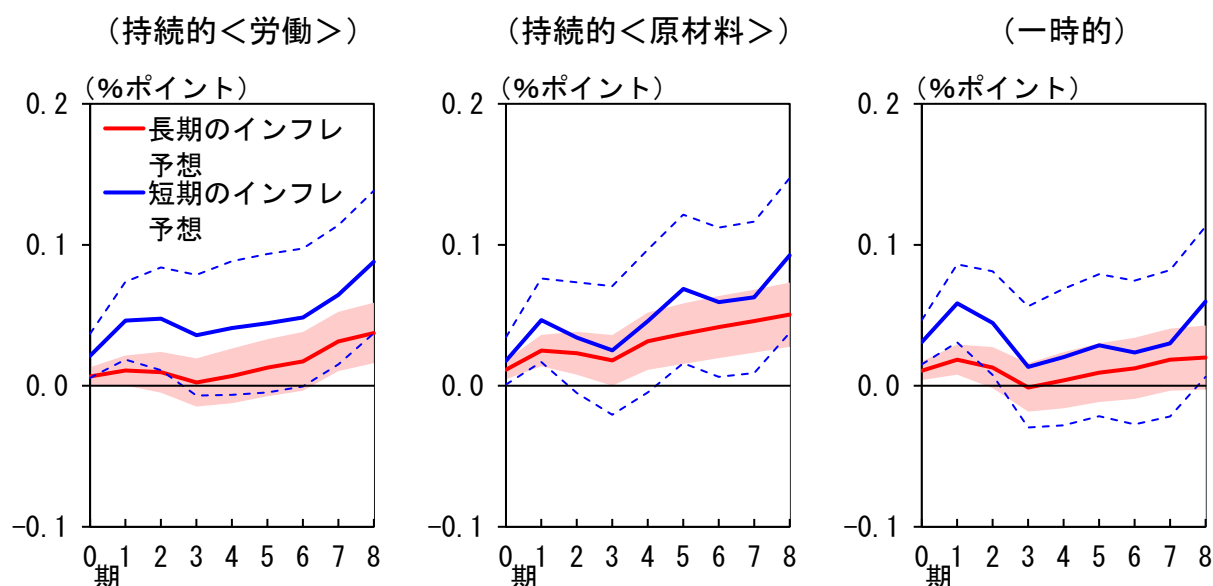
この結果からコロナ禍以降のインフレ率の動向を振り返ると、2020年から2021年前半にかけては、感染症流行を受けた負の需要ショックがインフレ率を大きく押し下げた。2023年半ばにかけてインフレ率が大きく高まった局面では、①コロナ禍からのペントアップを主因とした正の需要ショックや②為替円安を含むコストプッシュ・ショック等（図中の「上記以外のショック」）がインフレ率の押し上げに転じる中で、③各種の供給制約ショックによる押し上げが拡大した。その後、推計終期である2025年初にかけて、労働や原材料に関する持続的な供給制約ショックによる押し上げが高止まりしていたことが示されている。なお、「上記以外のショック」の影響は、為替円安の影響が剥落するもとの2024年半ばにかけて減衰してきたが、その後は米価格上昇を背景に再び拡大に転じている。

近年に供給制約ショックの影響が拡大した背景をみると、労働に関する持続的な供給制約については、「働き方改革」や労働時間規制の強化に伴う労働時間の減少トレンドに加え、女性の労働力率の「M字カーブ」が解消に向かっていることや団塊の世代の後期高齢者入りもあって、追加的な労働供給余地が縮小してきたことがあると考えられる。原材料に関する持続的な供給制約の拡大は、異常気象などで商品市況や食料品価格が高騰したことに加え、度重なるサプライチェーン

障害の影響が考えられる。また、ロシアのウクライナ侵攻を起点とした国際経済の分断化や紅海危機といった地政学的リスクの顕在化を受けた原材料調達の不安定化を反映している可能性もある。一時的な供給制約の影響には、2023 年にかけての半導体不足といった前述以外の要因が表れているとみられる。

本稿の構造 VAR モデルでは、様々な形の供給制約ショックがインフレ率に及ぼした影響に焦点を当てつつ、識別制約やショックの増加によるモデルの過度な複雑化を避けるために、インフレ予想を内生変数として含めなかった。もっとも、供給制約ショックが、インフレ率と同時にインフレ予想にも影響を及ぼした可能性も重要な論点である。そこで、構造 VAR モデルで識別された供給制約ショックを用いた Local Projection によって、供給制約ショックに対する短期（1 年）と長期（10 年）のインフレ予想のインパルス応答を推計した^{9,10}。

（図 6）供給制約ショックに対するインフレ予想のインパルス応答



（注）1 標準偏差の供給制約ショックに対する短期（1 年）と長期（10 年）のインフレ予想のインパルス応答。バンドは 16～84 パーセンタイル範囲を示す。

推計結果である図 6 をみると、労働や原材料に関する持続的な供給制約ショックが、ラグを伴う形で長期のインフレ予想の押し上げに作用したことが示唆される。この点については、長期のインフレ予想が 2%を下回っていた中で、緩和的な金融環境が維持されるとの予想が形成されていたことも一因となっていると考えられる。一方、一時的な供給制約ショックは、長い目でみて、長期のインフレ予想に対して統計的に有意な影響を及ぼさなかったとみられる。

⁹ このような 2 段階アプローチは、[Adolfson et al. \(2024\)](#)などで採用されている。

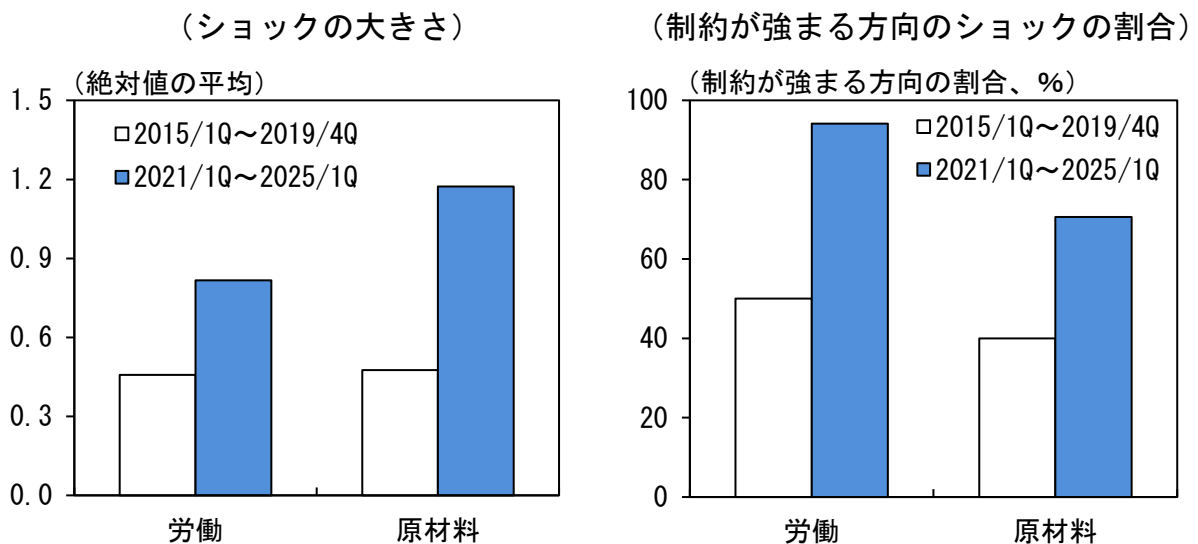
¹⁰ 推計では、コントロール変数として、①インフレ予想（[長田・中澤 \(2024\)](#)による推計値）、②需給ギャップ、③名目実効為替レート、④原油価格、⑤潜在金利（[Krippner \(2013\)](#)による推計値）、の 1～2 期ラグを用いた。

3. 3. 近年の変化

供給制約が近年のわが国のインフレ率に大きな影響を及ぼした背景について、①ショックの性質と②ショックに対するインフレ率の反応の変化という観点から改めて考察する。

供給制約ショックの性質の変化をみるためには、コロナ禍の前後でサンプルを分けたうえで、識別されたショックの方向と大きさという観点から比較することが考えられる¹¹。そこで、図7で持続的な供給制約ショックについて、こうした比較を行った結果をみると、コロナ禍後に、①制約が強まる方向のショックが増加し、②ショックの大きさも拡大したことが示唆される。生産要素による違いに焦点を当てると、労働では、人口動態を背景に継続的に供給制約が強まった一方、原材料では、度重なる大規模なサプライチェーン障害を反映する形で、相対的にショックの拡大が目立ったことが指摘できる。

(図7) 持続的な供給制約ショックの性質の変化



(注) 識別された構造ショックの平均値から算出。左図は、各期間における、労働（原材料）に関する持続的な供給制約ショックの絶対値の平均値。右図は、同期間において、労働（原材料）に関する持続的な供給制約ショックがプラス（供給不足指数を押し上げる方向のショック）であった時点の割合。

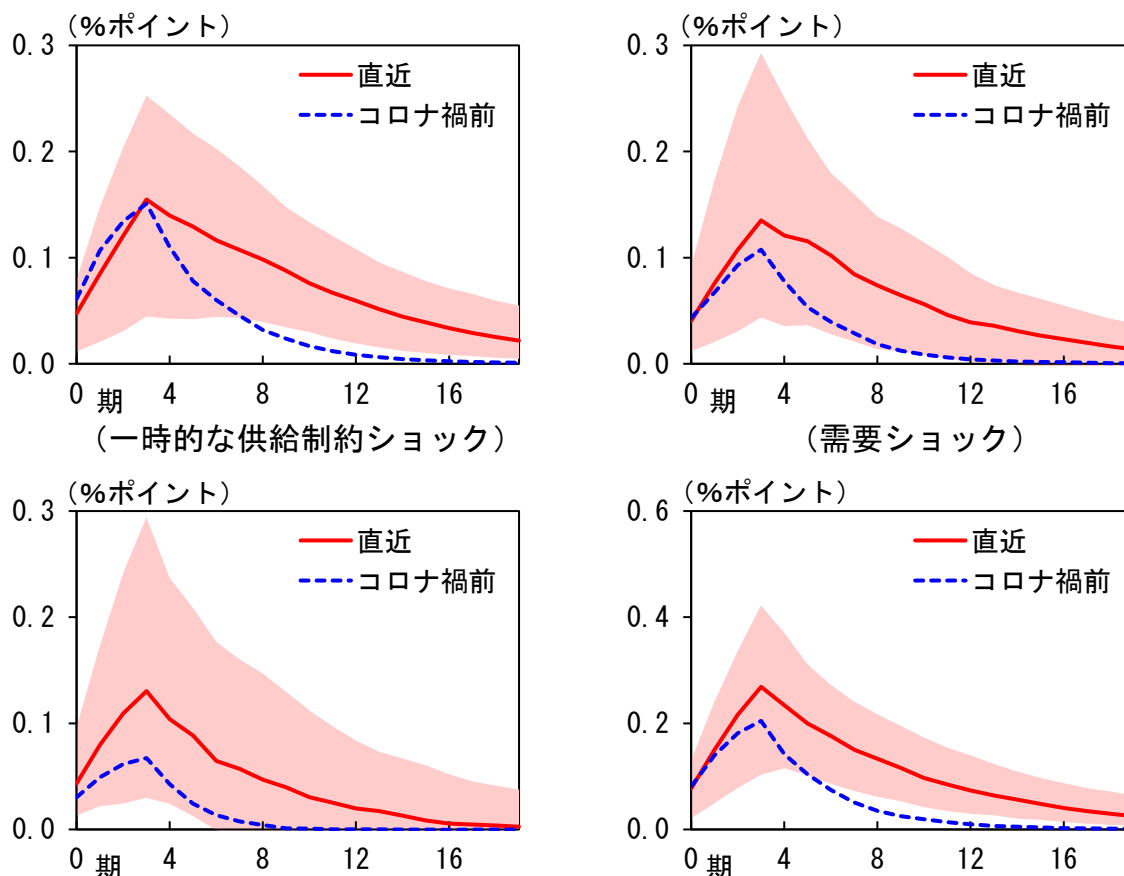
¹¹ De Santis and Tornese (2025)も、ショックの大きさをみることで、コロナ禍後のショックの性質の変化について議論を行っている。

他方、ショックに対するインフレ率の反応の変化については、推計期間をコロナ禍前の 2019/4Q で止めたリカーブ推計値によるインパルス応答と比較する。図 8 左上をみると、持続的な供給制約ショック（労働）に対するインフレ率のインパルス応答は、中央値でみて、2 年目以降、コロナ禍前を上回っており、労働に関する持続的な供給制約の影響が、近年より持続性を増していることが示唆される。また、図 8 右下の需要ショックに対するインパルス応答も、中央値でみて、1 年を経過した辺りからコロナ禍前を上回っており、総需要の増加によるインフレ率の押し上げ効果が近年強まっている可能性を窺わせる。そこで、次節では、総需要の変化に対する物価変動が拡大するメカニズムについて、労働の供給制約に焦点を当てて、詳細に検討する。

（図 8）CPI（除く生鮮食品・エネルギー）前年比のインパルス応答の変化

（持続的な供給制約ショック＜労働＞）

（持続的な供給制約ショック＜原材料＞）



（注）供給制約ショックあるいは正の需要ショックに対する CPI（除く生鮮食品・エネルギー）の前年比のインパルス応答の中央値。ショックは 0 期時点。ショックの大きさは 2025/1Q までのサンプルによる 1 標準偏差。実線は 2025/1Q までのサンプルによる推計値、点線は 2019/4Q までのサンプルによる推計値。バンドは 2025/1Q までのサンプルによる推計値の 16～84 パーセンタイル範囲を示す。

4. 供給制約下での物価動学

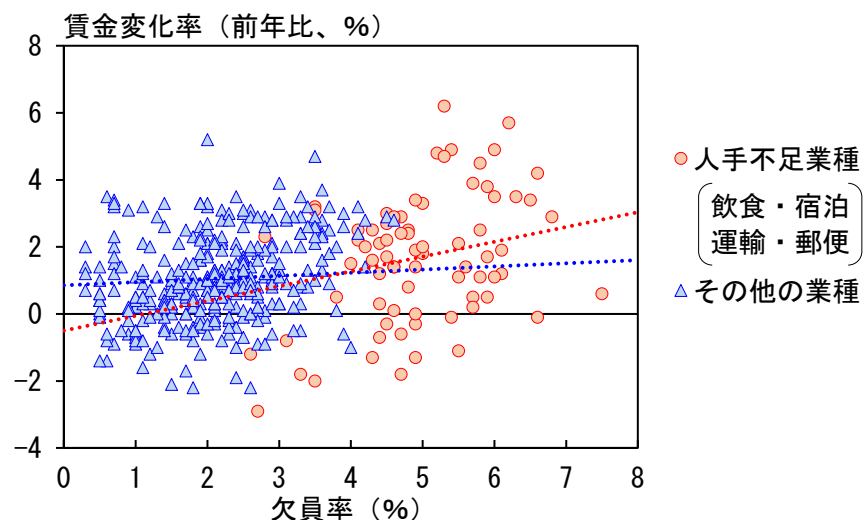
本節では、労働の供給制約が物価変動を拡大させるメカニズムを内包したDSGEモデルを構築・推計し、わが国における労働供給制約の物価動学への影響について定量的に考察する。

4. 1. モデルの背景

2節で概観した通り、わが国では、マクロでみた追加的な労働供給余地が縮小しており、先行き、業種によっては労働力不足がより強まる可能性がある。先行研究が示唆する通り、人手不足が深刻な業種では、人手不足の更なる強まりが、より大幅な賃金上昇に繋がる可能性があるほか、人手不足によって生産が制約された企業は、需要の増加に対し、より大きく価格を引き上げる可能性がある。

これらの可能性について示唆を得るため、わが国のデータを観察する。まず、業種別の欠員率と賃金上昇率の関係をみると、人手不足が深刻な業種（飲食・宿泊、運輸・郵便）では、他の業種対比で幾分スティープな関係が窺われる（図9）。

（図9）欠員率と賃金変化率の関係



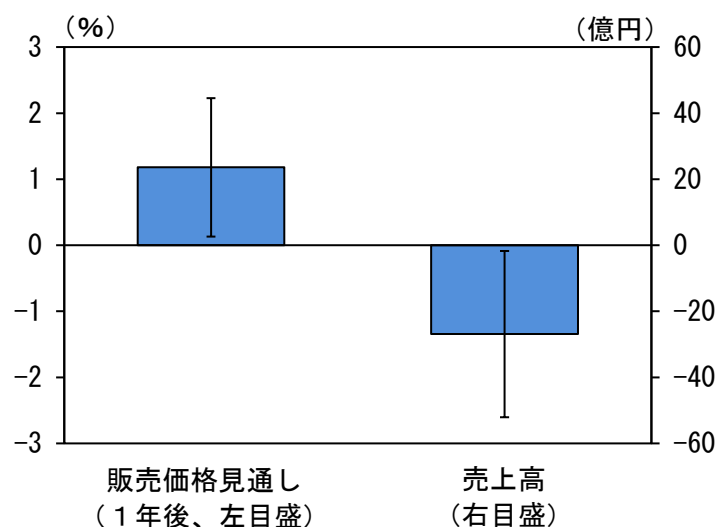
（注）2016/1Q～2025/2Q までの業種別の欠員率と賃金変化率をプロットしたもの。賃金変化率は、一般労働者の名目所定内給与の前年比（共通事業所ベース）。

（出所）厚生労働省

次に、人手不足の企業の価格設定行動についてみるため、短観の調査票情報を用い、「人手不足が供給の制約となっている企業」と「制約なく生産・営業活動を行える企業」の販売価格見通し（1年後）を比較する（図10）。具体的には、国内の製商品・サービス需給判断を「需要超過」かつ生産・営業用設備判断を「過剰」と回答した企業をサンプルとして、①雇用人員が「不足」の企業と②そうではない企業を比較する。

まず、他の条件を一定としたうえで両者の売上高を比較すると、雇用人員が「不足」の企業の方が売上高が小さいことから、これらの企業では人手不足が供給制約になっている可能性がある。そのうえで、両者の販売価格見通しを比較すると、雇用人員が「不足」の企業は、そうではない企業よりも、+1.2%ポイント高い販売価格見通し¹²を有していることが分かる。この結果は、人手不足が供給の制約になっている企業は、需要が強くても供給を増やすことが難しいため、より価格の引き上げに積極的である可能性を示唆している。

(図 10) 人手不足に伴う供給制約が企業の販売価格予想・売上高に与える影響



- (注) 1. 左の棒グラフは、短観の販売価格見通し（1年後）を被説明変数、人手不足ダミー（雇用人員判断が「不足」ならば1、「過剰」または「適正」ならば0）を説明変数とした固定効果モデルにおける回帰係数の推計値（バンドは90%信頼区間）。右の棒グラフは、被説明変数を売上高とした場合の推計結果。コントロール変数には、業況判断、仕入価格判断、時点ダミーを使用。販売価格見通し（1年後）は、「+20%以上」を+20%、「+15%程度」を+15%、・・・、「-20%以下」を-20%としている。
2. サンプルは、国内の製商品需給判断を「需要超過」かつ生産・営業用設備判断を「過剰」と回答した企業。推計期間は2014年3月～2025年6月。観測数は1,306（うち、ユニークな企業は523社）。
3. 標準誤差はクラスター標準誤差により計算。

(出所) 日本銀行

4. 2. DSGE モデルの概要

(モデルの特徴)

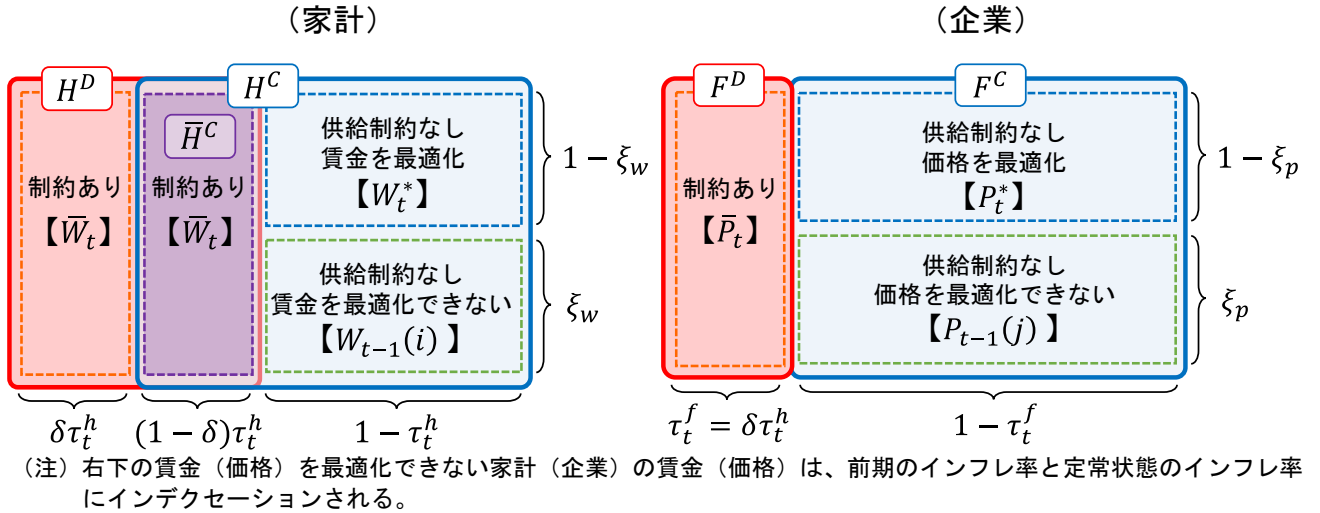
以上の観察事実を踏まえ、本節のモデルでは、経済に存在する一部の仕事で、深刻な人手不足が生じ得る状況を想定する。そして、深刻な人手不足が生じている仕事では、労働供給余地が僅かであるために、賃金の需要感応度が高まるという特徴を考慮する。また、そうした仕事を用いて生産を行う企業の一部は、人手不足により供給制約に直面し、販売価格が需要変動に敏感になるという特徴も勘

¹² このサンプル全体における販売価格見通しの平均は前年比+2.0%であった。

案する。

具体的には、家計が差別化された労働を供給する Erceg et al. (2000)型のニューケインジアン・モデルに、それらの特徴を単純化して取り込む。一部の仕事で労働の供給制約が生じるという特徴は、一部の家計の労働供給曲線が垂直化することとして表現する。また、そうした仕事を使って生産を行う企業の一部が供給制約に陥るという特徴は、制約下にある家計とマッチングした企業の一部が他の家計の労働にアクセスすることができず、同企業の供給曲線が垂直化する（生産量を増やせないで販売価格を引き上げる）こととして表現する。以下では、本節の主眼となる賃金・価格の決定に関するモデルのセットアップについて述べる（モデルの詳細は補論 2 参照）。供給制約や価格・賃金の最適化の有無によって異なる企業・家計が登場するため、図 11 を適宜参照されたい。

（図 11）供給制約の有無と賃金・価格の違いによる家計・企業分類



（労働の供給制約）

家計 $i \in [0,1]$ は、差別化された労働 $L_t(i)$ を供給するが、 t 期において、 $\tau_t^h \in [0,1]$ の割合の家計の労働供給は制約上限にあると仮定する。すなわち、同家計の労働供給量は $L_t(i) = \bar{L}$ で固定されると仮定する¹³。他方、残りの $1 - \tau_t^h$ の割合の家計の労働供給には制約がなく、自らが設定した賃金水準（後述）の下で需要される労働量を弾力的に供給すると仮定する。

労働の供給制約に直面する家計の割合 τ_t^h は、次のように確率的に変動すると仮定する。

$$\log \theta_t = (1 - \rho_\tau) \log \theta + \rho_\tau \log \theta_{t-1} + \epsilon_t^\tau \quad (1)$$

¹³ \bar{L} は定常状態における平均的な労働投入量よりも十分に小さい水準であると仮定する。

$$\theta_t = (1 - \tau_t^h)^{-1} \quad (2)$$

ただし、 $\theta = 1/(1 - \tau^h)$ は θ_t の定常状態値である（ τ^h は τ_t^h の定常状態値）。本モデルでは、 τ_t^h が高まることを労働供給制約の強まりとして解釈する。

（企業の生産関数）

中間財生産企業（以下、本節では「企業」と呼称） $j \in [0,1]$ は、労働のみを用いて差別化された財の生産を行う。すなわち、企業 j の生産量 $Y_t(j)$ は以下のように与えられる。

$$Y_t(j) = A_t L_t(j) \quad (3)$$

ただし、 A_t は技術水準、 $L_t(j)$ は企業 j の労働投入量を表す。

（家計・企業のマッチングと2つの労働市場）

毎期初、企業はいずれかの家計とランダムにマッチングすると仮定する。したがって、供給制約下の家計とペアになる企業は τ_t^h の割合だけ存在することになる。このうち、 δ の割合、すなわち、

$$\tau_t^f = \delta \tau_t^h \quad (4)$$

の割合のペアは、「分権的市場（decentralized market）」に移行する（分権的市場にいる家計と企業の集合をそれぞれ H^D と F^D で表記する）。同市場の企業は、ペア以外の家計が供給する労働にはアクセスすることができないと仮定する。したがって、企業 $j \in F^D$ の労働投入量は $L_t(j) = \bar{L}$ となり、同企業は人手不足によって生産を制約されることとなる（ $Y_t(j) = A_t \bar{L}$ ）。

残りの $1 - \tau_t^f$ の割合のペアは、「集権的市場（centralized market）」に移行する（集権的市場にいる家計と企業の集合をそれぞれ H^C と F^C で表記する）。ここでは、家計 $i \in H^C$ の供給する労働が次のように組み合わせられて企業 $j \in F^C$ に用いられる。

$$L_t(j) = \left((1 - \tau_t^f)^{-\lambda_t^w} \int_{H^C} L_t(i, j)^{1-\lambda_t^w} di \right)^{\frac{1}{1-\lambda_t^w}} \quad (5)$$

ただし、 $L_t(i, j)$ は企業 j における家計 i の労働投入量、乗数 $(1 - \tau_t^f)^{\frac{\lambda_t^w}{\lambda_t^w - 1}}$ は正規化の

ための調整項¹⁴、 λ_t^w は労働需要の賃金弾力性（絶対値）の逆数である。このもとで、家計 $i \in H^C$ の労働に対する需要関数は以下ようになる。

$$L_t(i) = \left(\frac{W_t(i)}{W_t} \right)^{-\frac{1}{\lambda_t^w}} L_t \quad (6)$$

ただし、 $W_t(i)$ は家計 i の労働に対する名目賃金である。 L_t は集権的市場における平均労働投入量であり、 $L_t = (1 - \tau_t^f)^{-1} \int_{F^C} L_t(j) dj$ で表される。また、 W_t は集権的市場の名目賃金指数であり、 $W_t = \left\{ (1 - \tau_t^f)^{-1} \int_{H^C} W_t(i)^{(\lambda_t^w - 1)/\lambda_t^w} di \right\}^{\lambda_t^w / (\lambda_t^w - 1)}$ で表される。

（集権的市場における賃金設定）

集権的市場の家計 $i \in H^C$ のうち、制約下の家計の集合を $\bar{H}^C \subseteq H^C$ と表記する。家計 $i \in \bar{H}^C$ の労働に対する名目賃金 \bar{W}_t は、式(6)の労働需要曲線が垂直な労働供給曲線（ $L_t(i) = \bar{L}$ ）と交わる点で決まると仮定する¹⁵。

$$\bar{W}_t = \left(\frac{L_t}{\bar{L}} \right)^{\lambda_t^w} W_t \quad (7)$$

一方、制約下でない家計 $i \in (H^C \setminus \bar{H}^C)$ については、カルボ型の賃金設定を仮定する。すなわち、同家計の中で $1 - \xi_w$ の割合の名目賃金 W_t^* は最適化される一方、 ξ_w の割合の名目賃金は前期のインフレ率と定常状態のインフレ率によってインデクセーションされると仮定する。

（集権的市場における価格設定）

集権的市場の企業 $j \in F^C$ は、式(5)により組み合わせられた労働を用いて生産を行うため、同企業の名目限界費用 MC_t は次のようになる。

$$MC_t = \frac{W_t}{A_t}$$

¹⁴ 企業 j が全ての家計から同量の労働投入を得たとき（ $L(i, j) = (1 - \tau_t^f)^{-1} \bar{L} \forall i \in H^C$ ）、同企業の総労働投入が各家計の労働投入の和となる（ $L_t(j) = \bar{L}$ ）ように、CES関数の love of variety 効果を調整している。

¹⁵ 労働供給曲線上で賃金水準が決定されるという本仮定は、家計側の労働ウエッジ（＝実質賃金と家計の要求水準の差）が、供給制約下では生じないことを含意している。したがって、本モデルでは、労働供給制約に直面する家計が増加すると、賃金の硬直性が弱まるもとの、家計全体の労働ウエッジが縮小する作用があると考えられる。

これらの企業 $j \in F^c$ についても、カルボ型の価格設定を仮定する。すなわち、同企業の中で $1 - \xi_p$ の割合の企業の名目価格 P_t^* は最適化される一方、 ξ_p の割合の企業の名目価格は前期のインフレ率と定常状態のインフレ率によってインデクセーションされるとする。

(分権的市場における価格設定)

分権的市場の企業 $j \in F^D$ が付ける価格 (\bar{P}_t) は、需要曲線 ($Y_t(j) = (P_t(j)/P_t)^{-\frac{1}{\lambda_t^p}} Y_t$; ただし、 Y_t は実質 GDP) が垂直な供給曲線 ($Y_t(j) = A_t \bar{L}$) と交わる点で決定されると仮定する。すなわち、

$$\bar{P}_t = \left(\frac{Y_t}{A_t \bar{L}} \right)^{\lambda_t^p} P_t \quad (8)$$

ただし、 λ_t^p は需要の価格弾力性（絶対値）の逆数である。

(分権的市場における賃金設定)

分権的市場の名目賃金は、ペアとなった家計・企業間の交渉で決まると考えられるため、ナッシュ交渉等を仮定することが自然である。しかし、式(8)の通り、分権的市場の企業 $j \in F^D$ が付ける価格 \bar{P}_t は、賃金とは無関係に決定されるため、家計 $i \in H^D$ の名目賃金は物価には直接影響しない。この点を踏まえ、ナッシュ交渉等の導入による無用の複雑化は避け、単に集権的市場における制約下の家計 $i \in \bar{H}^c$ の名目賃金 \bar{W}_t と同一であると仮定する。

(賃金・価格の集計)

集権的市場における名目賃金 W_t の集計式は以下ようになる（ただし、インデクセーションに関する項は省略している）。

$$(1 - \delta \tau_t^h) W_t^{1 - \frac{1}{\lambda_t^w}} = (1 - \delta) \tau_t^h \bar{W}_t^{1 - \frac{1}{\lambda_t^w}} + (1 - \tau_t^h)(1 - \xi_w)(W_t^*)^{1 - \frac{1}{\lambda_t^w}} + (1 - \tau_t^h) \xi_w \int_0^1 W_{t-1}(i)^{1 - \frac{1}{\lambda_t^w}} di \quad (9)$$

τ_t^h が大きくなると、制約下の家計の名目賃金 \bar{W}_t のウエイト $(1 - \delta) \tau_t^h$ が高まる。式(7)が示唆するように、 \bar{W}_t はマクロの名目賃金 W_t よりも総需要の変動に敏感である¹⁶。したがって、 τ_t^h が大きい、すなわち、労働の供給制約が強まっているとき

¹⁶ 式(7)の両辺の対数を取り、需要ショック $\log d_t$ で偏微分すると、 $\frac{\partial \log \bar{W}_t}{\partial \log d_t} = \frac{\partial \log W_t}{\partial \log d_t} + \lambda_t^w \frac{\partial \log L_t}{\partial \log d_t} > \frac{\partial \log W_t}{\partial \log d_t}$ となることから確かめられる。

は、マクロの名目賃金 W_t の需要感応度が高くなることが分かる。

さらに、名目価格 P_t の集計式は以下のようになる。

$$P_t^{1-\frac{1}{\lambda_t^p}} = \tau_t^f \bar{P}_t^{1-\frac{1}{\lambda_t^p}} + (1-\tau_t^f)(1-\xi_p)(P_t^*)^{1-\frac{1}{\lambda_t^p}} + (1-\tau_t^f)\xi_p P_{t-1}^{1-\frac{1}{\lambda_t^p}} \quad (10)$$

ここから、労働の供給制約が強まる、すなわち、 τ_t^h が上昇すると、2つの経路を介して、物価の需要感応度が高くなることが分かる。第1に、前述したように、制約に直面する家計が増えて、名目賃金 W_t の需要感応度が高まる経路である（経路1）。 t 期に最適化される価格 P_t^* は、名目賃金 W_t を参照して決定されるため、 P_t^* がより需要変動に敏感になり、 P_t の需要感応度が高まることとなる。第2の経路は、物価指数 P_t における人手不足企業の価格 \bar{P}_t のウエイトが高まる経路である（経路2）。式(8)から示唆されるように、 \bar{P}_t は一般物価 P_t よりも需要変動に敏感である¹⁷。したがって、制約に直面する企業の割合（ $\tau_t^f = \delta \tau_t^h$ ）の上昇は、賃金を介さずとも、一般物価 P_t の需要感応度を高めることに繋がる。

4. 3. 分析のアプローチ

本節では、次の2ステップ・アプローチにより、近年の労働供給制約の強まりがわが国の物価動学に与えた影響を分析する。

Step 1: 線形モデルを推計し、 τ_t^h と τ_t^f の推計値を取得

まず、モデルを定常状態周りで線形近似したうえで、ベイズ推計する（推計の詳細は補論2を参照）。このとき、 τ_t^h と τ_t^f のいずれかの観測データが必要になる。ここでは、短観の判断項目で、自社の雇用人員について「不足」と回答した企業の割合（ $\tau_t^{f,obs}$ ）を τ_t^f の観測データとして用いる。具体的には、 τ_t^f に関する観測方程式を次のように設定する。

$$\tau_t^f = c^\tau \tau_t^{f,obs}$$

ただし、 $c^\tau \in [0,1]$ である。すなわち、モデルにおける供給制約下の企業は、短観で人手不足と回答した企業の一部であると仮定する。 c^τ がゼロに近ければ、 τ_t^f や τ_t^h が通時的にほぼゼロになるため、モデルで仮定した労働供給制約がデータの説明上無益であるという可能性を排除しない定式化としている。 τ_t^h は、 τ_t^f との比例関係（式(4)）から決定される。

¹⁷ 式(8)の両辺の対数を取り、需要ショック $\log d_t$ で偏微分すると、 $\frac{\partial \log \bar{P}_t}{\partial \log d_t} = \frac{\partial \log P_t}{\partial \log d_t} + \lambda_t^p \frac{\partial \log Y_t}{\partial \log d_t} > \frac{\partial \log P_t}{\partial \log d_t}$ となることから確かめられる。

このとき、 τ_t^h や τ_t^f は次のようにして識別されると考えられる。まず、線形近似されたモデルでは、 τ_t^h の上昇は賃金マークアップの上昇と類似の効果を持つ。これは、制約下の家計の名目賃金 \bar{W}_t が、制約に起因するプレミアムによりマクロの名目賃金よりも高くなることによる。すなわち、 τ_t^h の上昇が、構成効果により、消費・労働の限界代替率とは無関係に名目賃金を押し上げることに繋がる。同様に、 τ_t^f の上昇は価格マークアップの上昇と類似の効果を持つ。これは、制約下の企業の名目価格 \bar{P}_t が、制約に起因するプレミアムによりマクロの物価水準よりも高くなることによる。すなわち、 τ_t^f の上昇が構成効果により、限界費用とは無関係に物価を押し上げることに繋がる。

これらを踏まえると、 τ_t^h や τ_t^f は、人手不足と回答する企業の割合が、消費・労働の限界代替率では説明されない賃金変動や限界費用では説明されない物価変動とどの程度相関するかに基づいて推計されることが考えられる。

Step 2: 「比較静学」により労働供給制約が物価動学に与える影響を評価

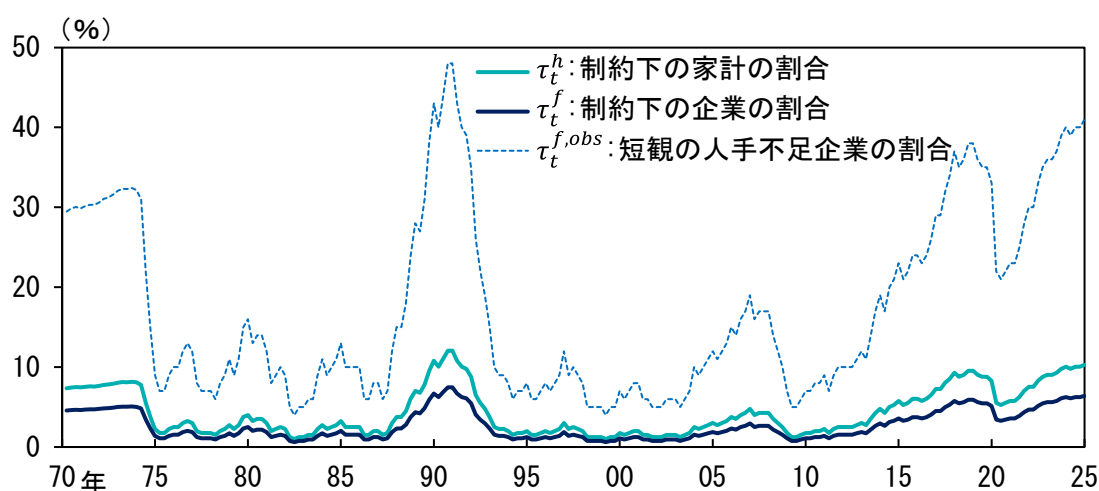
Step 1 で推計した線形モデルでは、フィリップス曲線の傾き（総需要とインフレ率の関係）に対する τ_t^h と τ_t^f の影響が、同変数の定常状態値 τ^h と τ^f で評価されることとなる。Step 2 では、これらのパラメータ値を τ_t^h と τ_t^f の直近推計値に置き換えた場合に、インフレ率の需要感応度がどの程度高まるかを分析する。

4. 4. 推計結果

(τ_t^h と τ_t^f の推計値)

まず、図 12 で、Step 1 で推計された τ_t^h と τ_t^f の推計値を確認する。

(図 12) τ_t^h と τ_t^f の推計値



(注) 「 τ_t^h ：制約下の家計の割合」、「 τ_t^f ：制約下の企業の割合」は事後平均値。

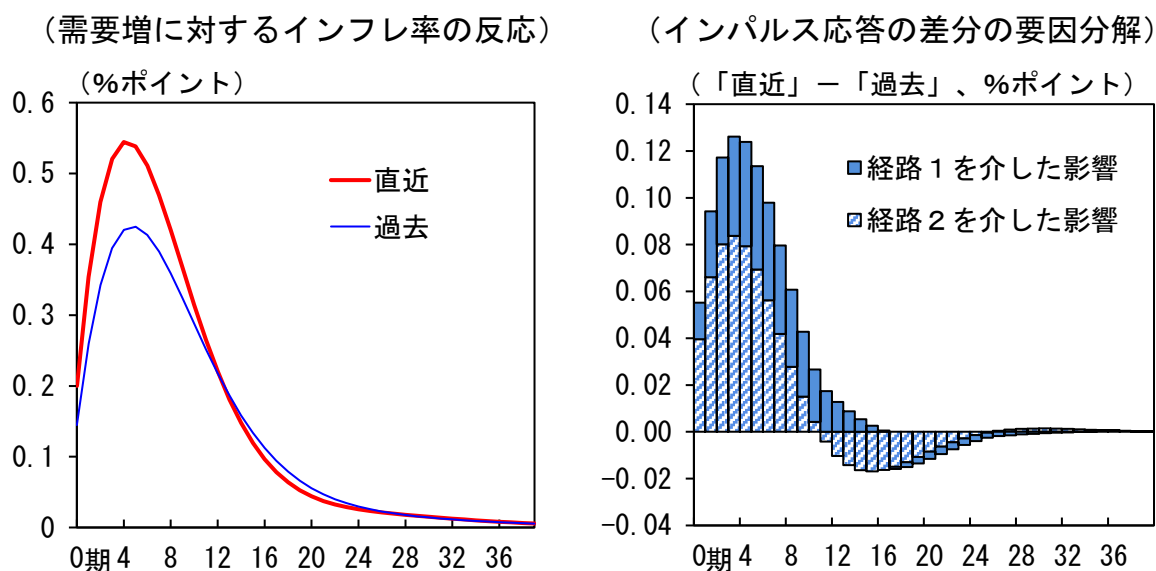
τ_t^h と τ_t^f の推計値は、バブル期や2010年代半ば以降に相応の水準まで高まっていることが分かる¹⁸。例えば、直近（2025/1Q）では、本モデルの仮定のもとでは、制約下の家計が10%程度、制約下の企業が6.5%程度存在するという推計結果となっている。他方、1990年代後半～2000年代前半は、 τ_t^h と τ_t^f の推計値がゼロに近く、労働供給制約の影響が無かったことが示唆される。

（近年の労働供給制約の強まりが物価動学に与えた影響）

次にStep 2の結果を示す。具体的には、パラメータ τ^h と τ^f を、①直近（2025/1Q）の τ_t^h と τ_t^f の推計値に置き換えた場合と、②労働の供給制約が弱かった時期（1970年代前半、バブル期、2014年以降を除く期間）の τ_t^h と τ_t^f の平均値に置き換えた場合で、需要ショック（選好ショック）に対するインフレ率のインパルス応答を比較する。

図13左をみると、近年の労働供給制約の強まりは、インフレ率の需要ショックへの反応をはっきりと強めていることが示唆される。具体的には、インパルス応答のピークでみて、インフレ率の反応が3割弱ほど強まっている。このインパルス応答の差を、経路1（制約下の家計の増加）を介した影響と経路2（制約下の企業の増加）を介した影響に分解したのが図13右である。これをみると、両者の影響がともに物価変動の拡大に寄与していることが示唆される。

（図13）インフレ率のインパルス応答

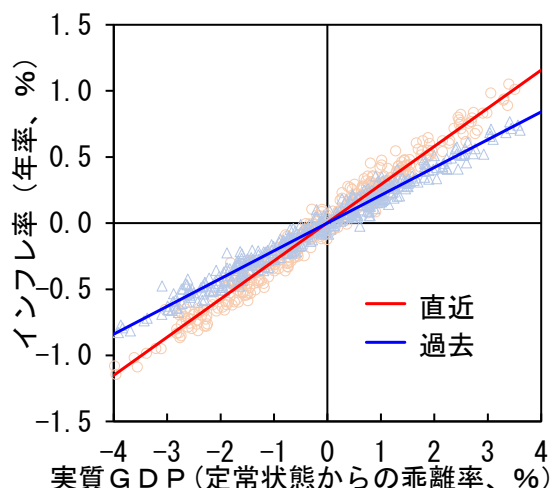


- (注) 1. 左図は、+1標準偏差の選好ショックに対するインフレ率のインパルス応答。
「直近」は、パラメータ $\tau^h \cdot \tau^f$ を2025/1Q時点の $\tau_t^h \cdot \tau_t^f$ の値 $\langle 0.103 \cdot 0.064 \rangle$ 、「過去」は、 $\tau_t^h \cdot \tau_t^f$ の過去平均値（除く1970年代前半、バブル期、2014年以降） $\langle 0.023 \cdot 0.014 \rangle$ とした場合を表す。
2. 右図は、左図の差分の分解結果。 τ^f を「過去」の値 $\langle 0.014 \rangle$ で固定したもとのインパルス応答の差分を「経路1を介した影響」、それ以外を「経路2を介した影響」として算出。

¹⁸ なお、推計されたモデルの周辺尤度は、 $c^r = 0$ と設定した場合よりも改善している。

これを「フィリップス曲線」の傾きという観点から見たものが、図 14 である。具体的には、需要面のショック（選好ショック・金融政策ショック）をランダムに発生させたときの実質 GDP とインフレ率の関係をプロットしている。この図からは、近年の労働供給制約の強まりがフィリップス曲線をステイプ化させていることがより直接的に示唆される¹⁹。

（図 14）インフレ率と総需要の関係



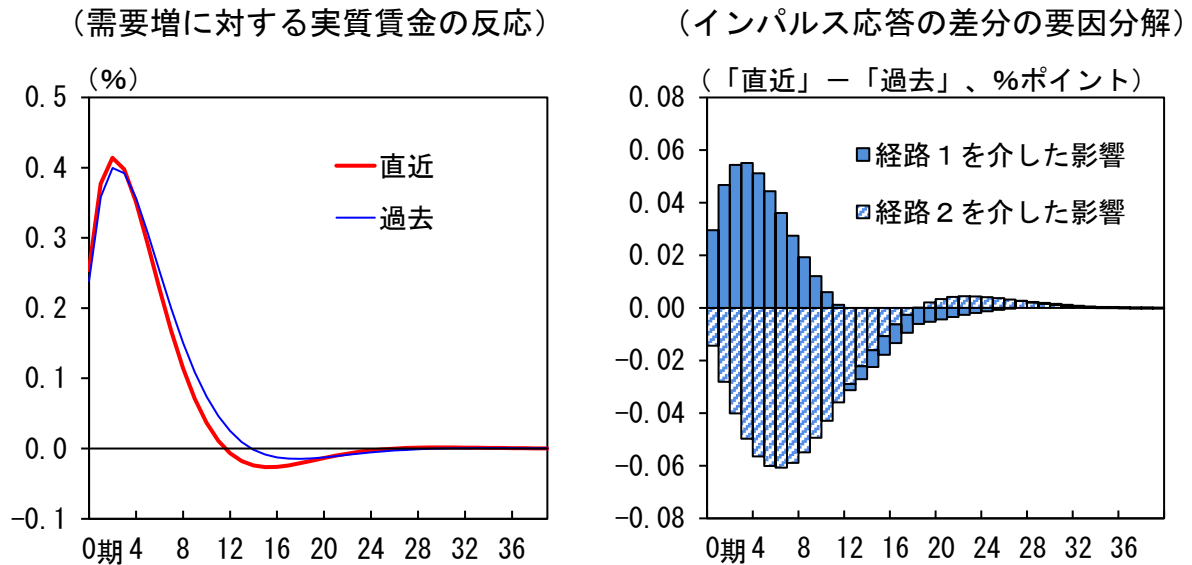
（注）需要面のショック（選好・金融政策）を 400 期ランダムに発生させた際のインフレ率と実質 GDP をプロットしたもの。ただし、1 期前のインフレ率はコントロールしている。

因みに、図 15 で、需要ショックに対する実質賃金のインパルス応答をみると、意外なことに、近年の労働供給制約の強まりは、実質賃金の需要感応度の高まりには繋がらなかった可能性が示唆される²⁰。この背景について考察すると、制約下の家計の増加（ τ_t^h の上昇）は、需要ショックに対する名目賃金の反応を強めるため、実質賃金の需要感応度を高める方向に働く。一方、制約下の企業の増加（ τ_t^f の上昇）は、名目賃金を介さずに、需要ショックに対する物価の反応を強めるものであるため、実質賃金の需要感応度を低下させる方向に働く。今回の推計結果は、過去のわが国において、それらの効果がちょうど打ち消し合う程度であったことを示唆している。

¹⁹ なお、図 14 では、パラメータ τ^h についてシミュレーションを通じて一定と仮定しているため、総需要の停滞局面（横軸がマイナスの領域）においても「直近」の傾きが「過去」対比で大きくなっている。

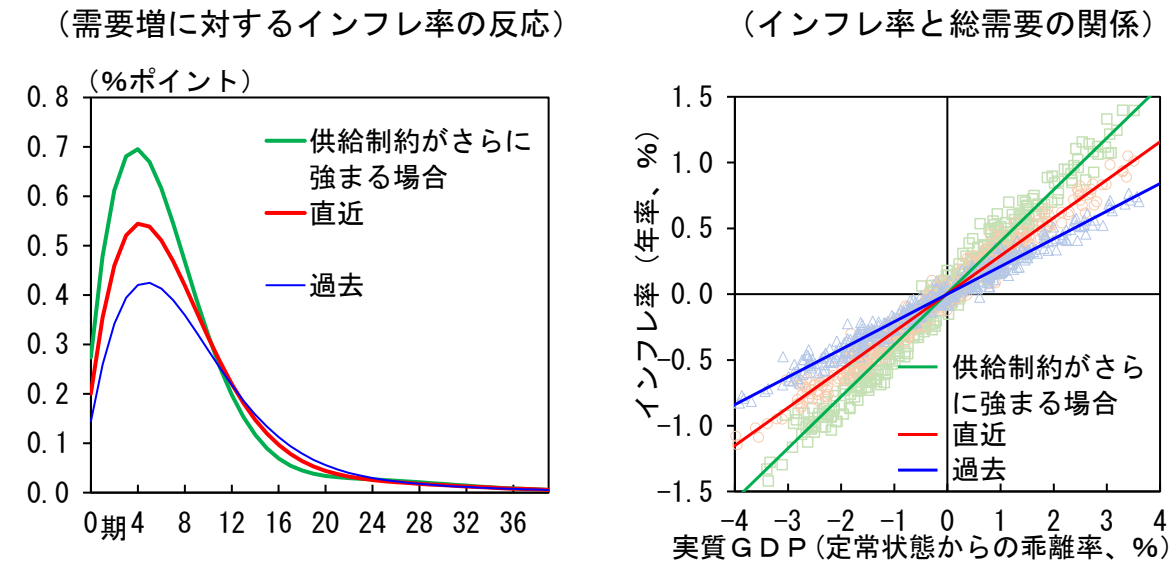
²⁰ こうした労働需給の引き締めと実質賃金の停滞の併存は、コロナ禍後の米国でも観察されており、本稿とは異なるメカニズムによって、この現象を説明しようとする試みもみられる。例えば、Afrouzi et al. (2025) が理論的に示したメカニズムでは、予期せぬ物価上昇に伴う実質賃金の低下が、労働者の転職活動の活発化を通じて、企業の求人活動を積極化させることでペバリッジ曲線が上方にシフトする。彼らは、この理論が、負の供給ショックに起因した高インフレ期にペバリッジ比率が上昇する傾向にあるという米国の観察事実と整合的であると論じている。

(図 15) 実質賃金のインパルス応答



- (注) 1. 左図は、+1 標準偏差の選好ショックに対する実質賃金のインパルス応答。
「直近」は、パラメータ $\tau^h \cdot \tau^f$ を 2025/1Q 時点の $\tau_t^h \cdot \tau_t^f$ の値 $\langle 0.103 \cdot 0.064 \rangle$ 、「過去」は、 $\tau_t^h \cdot \tau_t^f$ の過去平均値（除く 1970 年代前半、バブル期、2014 年以降） $\langle 0.023 \cdot 0.014 \rangle$ とした場合を表す。
2. 右図は、左図の差分の分解結果。 τ^f を「過去」の値 $\langle 0.014 \rangle$ で固定したもとのインパルス応答の差分を「経路 1 を介した影響」、それ以外を「経路 2 を介した影響」として算出。

(図 16) 労働供給制約がさらに強まる場合



- (注) 1. 左図は、+1 標準偏差の選好ショックに対するインフレ率のインパルス応答。
「直近」は、パラメータ $\tau^h \cdot \tau^f$ を 2025/1Q 時点の $\tau_t^h \cdot \tau_t^f$ の値 $\langle 0.103 \cdot 0.064 \rangle$ 、「過去」は、 $\tau_t^h \cdot \tau_t^f$ の過去平均値（除く 1970 年代前半、バブル期、2014 年以降） $\langle 0.023 \cdot 0.014 \rangle$ 、「供給制約がさらに強まる場合」は「直近」の 2 倍 $\langle 0.206 \cdot 0.127 \rangle$ とした場合を表す。
2. 右図は、需要面のショック（選好・金融政策）を 400 期ランダムに発生させた際のインフレ率と実質 GDP をプロットしたもの。ただし、1 期前のインフレ率はコントロールしている。

(先行きへの含意)

先行き、少子高齢化の進展等により、労働供給制約がさらに強まれば、総需要の変化に伴う物価変動もより拡大していくと考えられる。例えば、制約に直面する企業の割合を足もとの 2 倍（6.5%程度→13%程度）まで増加させた場合、総需要の変動に対するインフレ率の反応は、相応に強まる可能性がある（図 16）。

5. 供給制約への対応策

前節までの分析から示唆された供給制約を巡る先行きのリスクやその影響を軽減し得る対応策について考察するため、本節では、供給制約への対応策に関する最近の議論を整理したうえで、わが国が過去に経験した様々な供給制約を概観し、それらの制約を受けたわが国企業の対応について分析する。そのうえで、こうした対応策の有効性について、前節の DSGE モデルを用いて議論する。

5. 1. 供給制約への対応策に関する最近の議論

近年の先行研究では、供給制約が生じるリスクやその影響を緩和するための方策について様々な議論がみられる。生産要素の安定確保という観点から、原材料では在庫の積み増し（Lücker et al. (2021)）や調達先の多様化（Todo et al. (2023)）といった方策が挙げられている。また、労働力の確保という観点では、リスクリングによるミスマッチの低減（Groiss and Sondermann (2024)）といった労働移動の円滑化の重要性が指摘されている。

他方、供給制約下にある生産要素への需要を抑制する観点からは、生産性向上や技術革新の有効性が指摘されている。例えば、Parast (2020)は、研究開発投資がサプライチェーンの強靱化に繋がることを実証的に示している。この点に関連して、AI の導入は、サプライチェーンの可視化や脆弱性の特定（Zamani et al. (2023)）に加え、ロボット等と組み合わせることで様々な分野における労働力の補完・代替（Ni and Obashi (2021)、Kanazawa et al. (2025)、森川 (2025)）にも繋がると期待されている²¹。

5. 2. わが国の供給制約の経験と対応

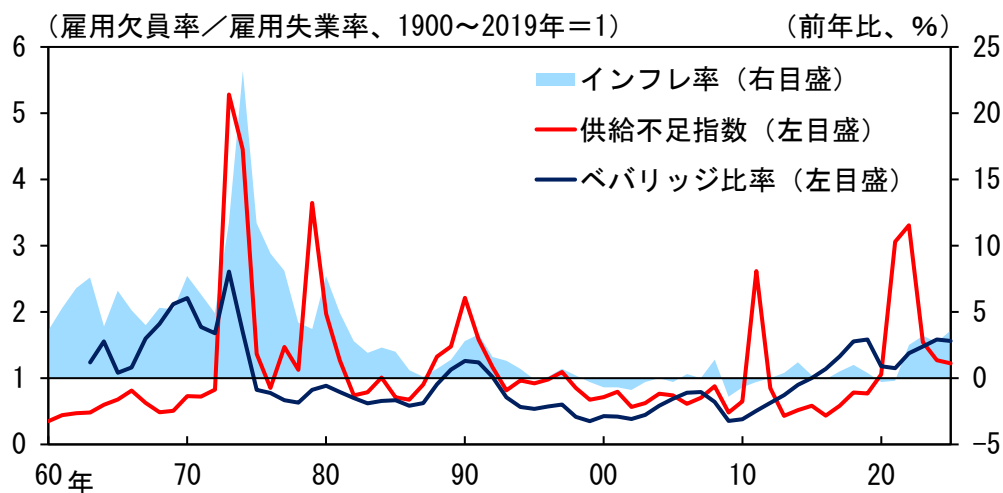
わが国経済の歴史を振り返ると、様々な生産要素において供給制約に直面してきた。図 17 で供給制約の度合いを表す各種指標を長期時系列でみると、Caldara

²¹ なお、大高・加藤 (2025)も論じているように、AI には、①労働と代替的な技術と②労働と補完的な技術の両方が存在する。この点は、労働と代替的とされることが多いロボット（Berg et al. (2018)等）と対照的である。

et al. (2025)が作成した日本の供給不足指数は、1973 年および 1979 年のオイルショックや 2011 年の東日本大震災を受けて大きく上昇しており、同時期にエネルギーや中間財の供給制約が強まったことを示している。また、ベバリッジ比率（雇用欠員率／雇用失業率）は、1960 年代に 1 を上回って高まっており、同局面において労働の供給制約が強まったことを示唆している。

そこで、以下では、①1960 年代に迎えた「(第 1 の) ルイスの転換点」、②1970 年代の 2 度のオイルショック、③東日本大震災・タイ洪水に起因して生じた供給制約に焦点を当て、当時の企業の対応を整理する。

(図 17) 供給制約度合い



(注) 供給不足指数は、米主要新聞において、①エネルギー、②食料、③中間財、④労働に関する不足を示す単語 (shortage や bottleneck 等) と日本の国名あるいは主要都市名を含む記事が、全体の記事数に占める割合。ベバリッジ比率の 2020 年以降は、労働経済動向調査の欠員率を用いた試算値。インフレ率は、CPI (総合)。2025 年は、1~6 月の値。
(出所) Caldara et al. (2025)、厚生労働省、総務省

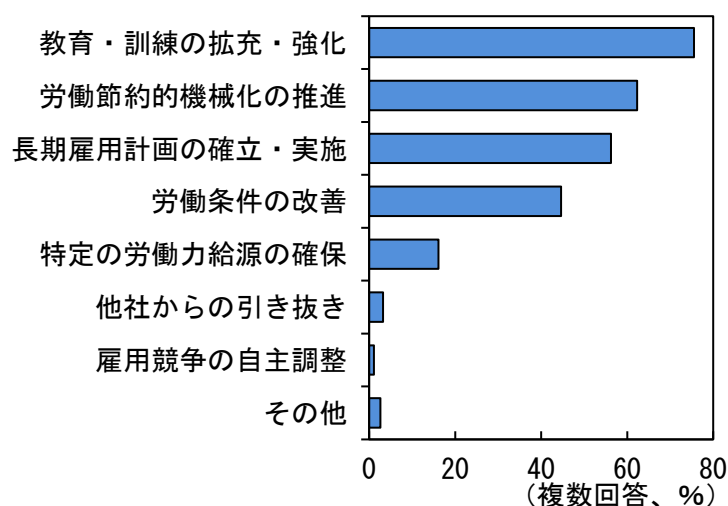
(1960 年代：第 1 のルイスの転換点)

1960 年代のわが国では、高度経済成長の過程で農村部から都市部への若年労働者の移動が進んだ結果、所謂「無制限労働供給」の余地が枯渇した。この時期にわが国経済が「(第 1 の) ルイスの転換点」を迎えたとの見方が多く (南 (1970))、労働の供給制約が生じていたと考えられる。

こうしたもとで労働の供給制約に直面した企業の対応を振り返ると (図 18)、短期的には、労働力の確保を企図して、若年層の賃金が高齢層対比で大幅に引き上げられた。例えば、1960 年代前半における製造業・男子労働者の賃金をみると、30 歳以上では年平均 5%前後のペースで賃金が上昇するなか、19 歳以下では年平均 10%以上のペースで賃金が上昇した。もっとも、1960 年代後半になると、長い目でみて、労働力不足への対応を企図した設備投資 (省人化投資) や、

教育・訓練など（人的資本投資）を通じた生産性引き上げ、といった労働節約的な取り組みが進んだ結果、若年層の賃金上昇率が突出する状況は解消した²²。

（図 18）労働力不足への対策



（出所）経済同友会（1963）「わが国企業における経営意識決定の実態（Ⅳ）―労働市場の変化と企業活動―」

（1970～80 年代：オイルショック）

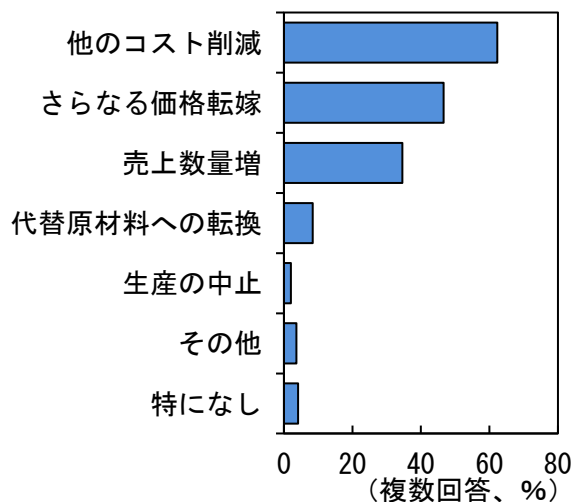
1970 年代に入ると、わが国は、中東情勢の緊迫化に伴う原油供給の減少・不安定化に起因した 2 度の「オイルショック」に直面し、エネルギーの供給制約が広がった。

このようにエネルギーの供給制約に直面した企業では、まず、原油価格高騰によるコスト上昇に対して、価格転嫁と他のコスト削減の両面からの対応がみられた（図 19）。また、こうした物価の上昇は——第一次オイルショックと第二次オイルショックで程度の差はあるが——賃金にも反映された。他方、長期的な対応としては、1979 年にエネルギーの使用の合理化等に関する法律（省エネ法）が制定される中で、企業は、エネルギー消費原単位の改善を通じた原油依存度の引き下げに向けて、省エネルギー・代替エネルギー投資を積極化した（図 20）²³。

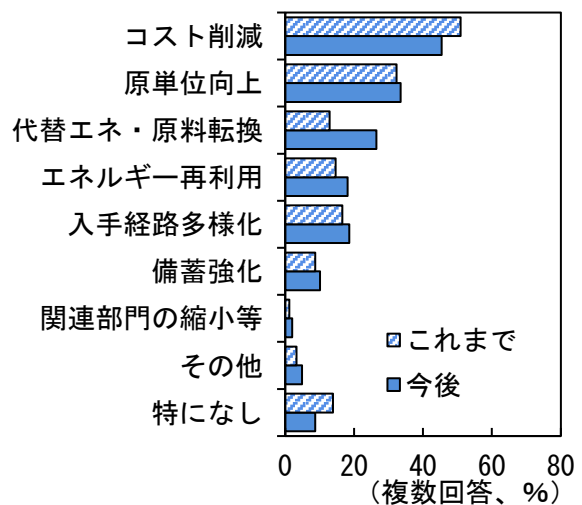
²² 例えば、日本開発銀行「設備投資計画調査」では、1967 年から 1971 年にかけて、設備投資の動機として「労働力不足」を挙げる企業の割合が増加した。

²³ 野村（2021）は、この時期には、省エネルギー技術が、資本に体化され、安価に利用可能であったと指摘している。

(図 19) 石油価格上昇への対応



(図 20) 石油供給不安への中長期的対応



(出所) 経済企画庁 (1980) 「『内外経済環境の変化に対応する企業行動』に関する調査」

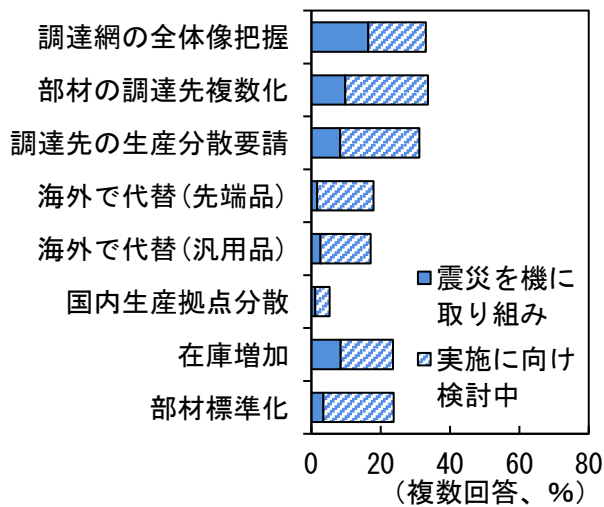
(2010 年代：東日本大震災・タイ洪水)

その後、2000 年代に入ると、地震や水害といった自然災害に起因して、内外でサプライチェーン障害が度重なった。特に、2011 年には、東日本大震災やタイでの洪水を受けて基幹部品の供給が途絶し、中間財の供給制約が生じた²⁴。また、東日本大震災は、原子力発電所の稼働停止に伴う電力の供給不安定化という形で、エネルギーの供給制約にもつながった。

中間財の供給制約を受けた企業の対応をみると (図 21)、東日本大震災の直後には、サプライチェーンの全体像把握や在庫の積み増しが進められた。そのうえで、長い目でみた対応として、海外での生産・調達の拡大を含むサプライチェーンの見直しが進み、資本財や生産財の輸入ペネトレーション比率が上昇した。また、電力の供給制約の顕在化は、企業に対して、節電とともに、省電力投資を促した (図 22)。なお、同時期に進んだ為替円高は、供給制約に伴う短期的な物価上昇圧力を抑制する方向に作用したとみられる。

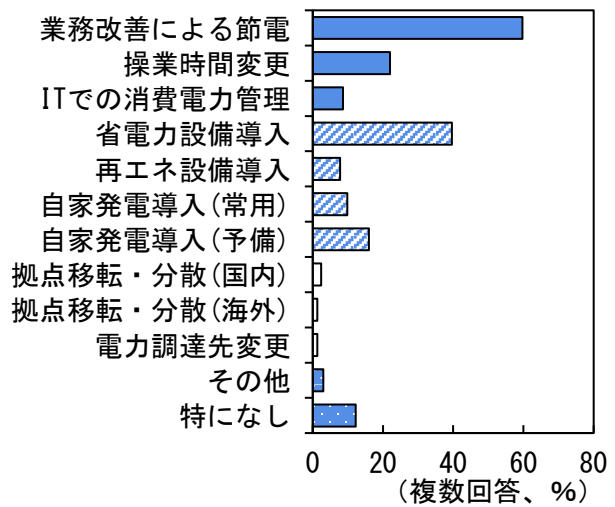
²⁴ このほか、2007 年の新潟中越沖地震や 2016 年の熊本地震によっても基幹部品の供給が途絶した。また、2018 年には、西日本豪雨による物流網の混乱もみられた。

(図 21) 災害時のリスク分散への対応



(出所) 国際協力銀行「わが国製造業企業の海外事業展開に関する調査報告 (2011 年度)」

(図 22) 電力供給問題への対応



(出所) 日本政策投資銀行「企業行動に関する意識調査 (2012 年 6 月)」

(供給制約を受けた経済の技術進歩)

以上をまとめると、わが国が過去に直面した供給制約の事例は、供給制約が、短期的には制約下にある生産要素の価格を上昇させた一方、長期的には、制約下にある生産要素を節約するための設備投資や生産性改善の取り組みといった企業の対応を促したことを示唆している。

こうした企業の長期的な取り組みが、マクロ経済全体でみてどのような影響を及ぼしたかを確認するため、[Jin and Jorgenson \(2010\)](#)に倣い、以下のトランスログ型価格関数と分配率関数から成る状態空間モデルをわが国のマクロデータに当てはめることで、経済全体で生じた技術進歩を計測した²⁵。こうしたアプローチは、[Fukunaga and Osada \(2009\)](#)や[青木他 \(2023\)](#)と同様である。ただし、本稿では、[Fukunaga and Osada \(2009\)](#)等が①資本、②労働、③エネルギーの3つの生産要素を仮定したのに対して、より幅広い生産要素での代替を捉える観点から④中間財等も生産要素として勘案している²⁶。

²⁵ 分配率関数は、完全競争および規模に関して収穫一定の仮定のもとで、このトランスログ型価格関数を各生産要素の要素価格 ($\ln P_{i,t}$) で偏微分したものとして導出される。なお、コブ・ダグラス型生産関数のもとでの価格関数は、このトランスログ型価格関数において、 $\beta_{i,j}$ 、 $f_{i,t}$ 、 $f_{p,t}$ をゼロとした場合に相当する。

²⁶ このように生産要素を①資本、②労働、③エネルギー、④中間財等の4つとしている点は、[Jin and Jorgenson \(2010\)](#)と同じである。

$$\ln P_{Qt} = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln P_{i,t} + \frac{1}{2} \sum_{i,j} \beta_{i,j} \ln P_{i,t} \cdot \ln P_{j,t} + \sum_i \ln P_{i,t} \cdot f_{i,t} + f_{p,t} + \varepsilon_t^p$$

$$v_{i,t} = \alpha_i + \sum_j \beta_{i,j} \ln P_{j,t} + f_{i,t} + \varepsilon_{i,t}^v$$

$$f_{p,t} - f_{p,t-1} = \gamma_p + \sum_i \gamma_{p,i} (f_{i,t-1} - f_{i,t-2}) + \gamma_{p,p} (f_{p,t-1} - f_{p,t-2}) + \varepsilon_{p,t}^f$$

$$f_{i,t} - f_{i,t-1} = \gamma_i + \sum_j \gamma_{i,j} (f_{j,t-1} - f_{j,t-2}) + \gamma_{i,p} (f_{p,t-1} - f_{p,t-2}) + \varepsilon_{i,t}^f$$

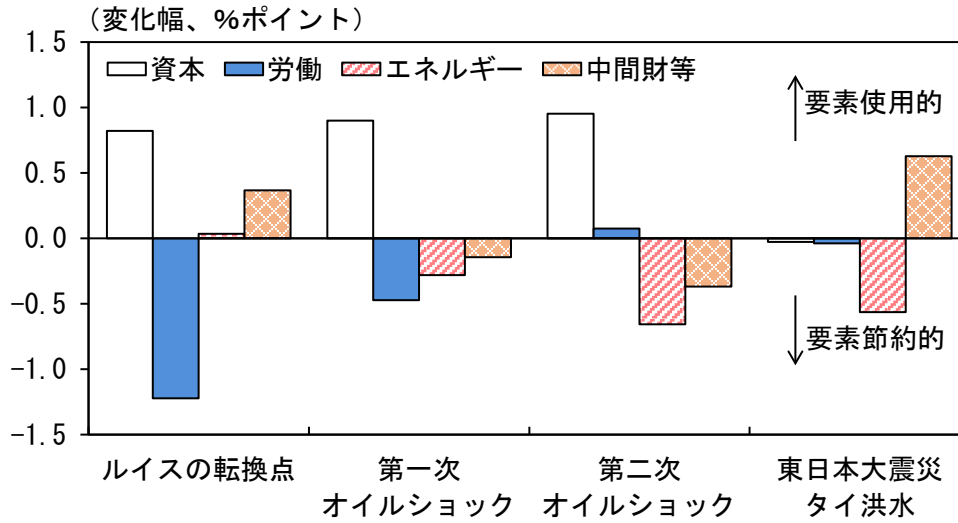
ここで、 P_{Qt} は産出価格、 $P_{i,t}$ は生産要素 i の要素価格、 i, j は任意の生産要素（資本、労働、エネルギー、中間財等）、 $v_{i,t}$ は生産要素 i の分配率、 $f_{p,t}$ は技術水準、 $f_{i,t}$ は生産要素 i に関する技術進歩の偏りを示す。なお、技術進歩の偏りは、他の生産要素対比で投入量（分配率）を増減させるような技術進歩の傾向である。また、 $\beta_{i,j}$ は、生産要素 j の要素価格（ $P_{j,t}$ ）の変化に対する生産要素 i の分配率の弾性値を表す。

図 23 は、それぞれの供給制約の事例について、供給制約の翌年から各生産要素で生じた技術進歩の偏りの変化を示したものである。各局面での技術進歩の特徴をまとめると、まず、1960年代は、省人化投資が進む中で、労働節約的・資本使用的な技術進歩が生じている。また、第一次・第二次オイルショック後には、エネルギーを節約する一方で資本を使用する技術進歩がみられており、省エネルギー投資が奏功した可能性が高い。さらに、東日本大震災・タイ洪水を経て、省電力投資とともにエネルギー節約的な技術進歩が生じているほか、海外調達・生産の拡大を反映して、（輸入）中間財使用的な技術進歩が促されている。

以上の結果を踏まえると、供給制約を受けた企業による設備投資などの対応は、長い目でみて、制約に直面した生産要素を節約する技術進歩に繋がってきたと考えられる。また、こうした技術進歩は、相対価格が上昇した生産要素の投入比率を低下させ、財・サービスの生産コストを押し下げることによって、供給制約によるインフレ率への上昇圧力を緩和する方向に作用したとみられる²⁷。

²⁷ 供給制約が長期的にインフレ率に及ぼす影響を考えるうえで、中長期のインフレ予想への二次的波及効果も重要な経路である点については、3節を参照。

(図 23) 供給制約を受けた技術進歩の偏り



(1966→1972年の変化) (1974→1980年の変化) (1980→1986年の変化) (2012→2018年の変化)

(注) Jin and Jorgenson (2010) の手法を用いて計測。供給制約の翌年から 6 年間の技術進歩による各生産要素の分配率への影響。

5. 3. 対応策の有効性に関する DSGE モデルの含意

こうした供給制約への対応策の有効性について、労働の供給制約が物価のダイナミクスに及ぼす影響の軽減という観点から、前節で構築した DSGE モデルを用いて議論する。

(ロボット・AI を活用した労働節約的な技術進歩)

まず、ロボットや AI の活用を通じた労働節約的な技術進歩がもたらす含意について考察する。具体的には、[Berg et al. \(2018\)](#)等に倣い、労働と代替的な生産要素 (ロボット・AI) を前節のモデルに導入する (モデルの詳細は補論 2 参照)。具体的には、企業 $j \in [0,1]$ は、次のように労働 ($L_t(j)$) とロボット・AI ($Z_t(j)$) を組み合わせて生産を行うと仮定する。

$$Y_t(j) = A_t \left[\kappa Z_t(j)^{\frac{\phi-1}{\phi}} + (1-\kappa) L_t(j)^{\frac{\phi-1}{\phi}} \right]^{\frac{\phi}{\phi-1}}$$

ただし、 ϕ は労働とロボット・AI の代替弾力性であり、1 より大きいとする。

このもとで、人手不足に直面した企業 $j \in F^D$ は、労働力不足をロボット・AI で補うことができるため、同企業の供給曲線は完全に垂直にはならない。人手不足の企業 $j \in F^D$ の名目価格 \bar{P}_t が、他の企業と同様にカルボ型の価格設定に従うと仮定すると、同企業は次の実質限界費用 $\bar{m}\bar{c}_t$ を勘案して価格を決定することになる。

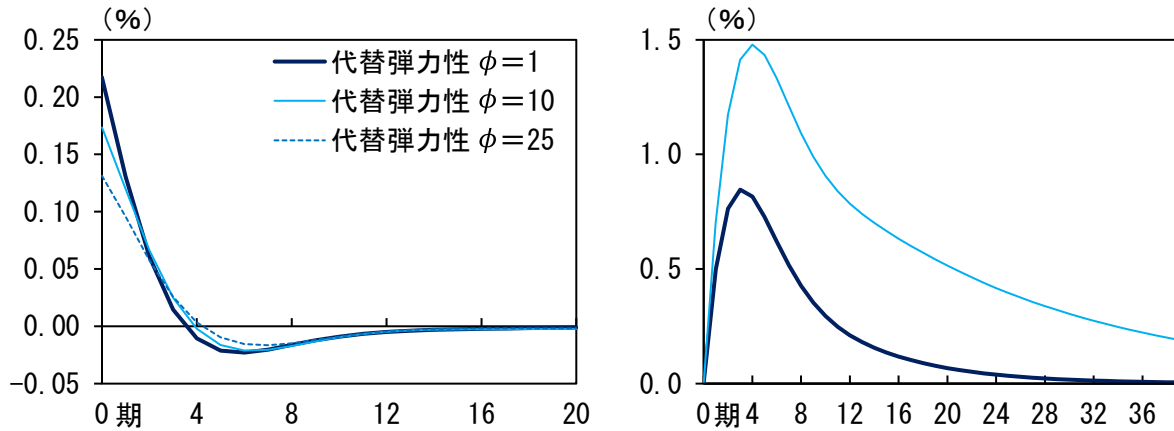
$$\overline{mc}_t = \frac{r_t^Z}{\kappa} \left(\frac{\bar{Z}_t}{\bar{Y}_t} \right)^{\frac{1}{\phi}} \quad (11)$$

ただし、 \bar{Z}_t と \bar{Y}_t は、それぞれ、人手不足に直面した企業 $j \in F^D$ の実質ロボット・AI投入量と実質生産量を表す。また、 r_t^Z はロボット・AIの実質レンタル費用である。

ここでは、労働節約的な技術進歩の一種として、労働とロボット・AIの代替弾力性 ϕ の高まりによる影響を考察する²⁸。総需要が増加した際、制約下の企業は労働投入を増やすことができないため、ロボット・AIの投入量 \bar{Z}_t を増やして需要増に対応すると考えられる。式(11)が示す通り、代替弾力性 ϕ が高ければ、企業は生産効率を損なわずにロボット・AIを活用することができるため、制約下の企業の限界費用は上昇しづらくなると考えられる。この結果、労働とロボット・AIの代替性が高まるほど、総需要の増加に対する人手不足企業の値上げが抑制される(図24)。以上の考察から、労働節約的な技術進歩が進むと、労働の供給制約が強まっても、企業の価格設定行動がその影響を受けづらくなるといえる。

(図24) 労働と代替的な技術(ロボット・AI)の発達による影響

(需要増への人手不足企業の価格の反応) (需要増へのロボット・AI投入量の反応)



- (注) 1. 労働とロボット・AIの代替弾力性(ϕ)を変化させたときの、総需要の増加(1標準偏差の利下げショック)に対する \bar{p}_t (左図)と Z_t (右図)のインパルス応答。労働供給制約の強さを表すパラメータ $\tau^h \cdot \tau^f$ は、2025/1Q時点の $\tau_t^h \cdot \tau_t^f$ の推計値 $\langle 0.103 \cdot 0.064 \rangle$ としている。また、価格のカルボパラメータ ξ_p の値によって生じる非直感的な結果(制約下の企業への需要が減少)を避けるため、 ξ_p の値を変更している($\xi_p = 0.53$)。
2. いずれも定常状態からの乖離率。

²⁸ 近年、特に人手不足が深刻化している非製造業においては、タッチパネルの導入など労働節約的な技術の活用が進むもとで、ソフトウェア投資が増加している。

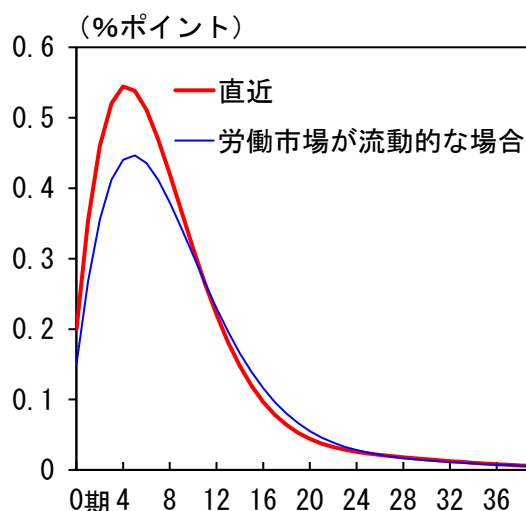
(リスキリング等を通じた労働移動の円滑化)

最後に、Groiss and Sondermann (2024)等の近年の先行研究が指摘するように、リスキリング等を通じて労働移動が円滑化されることの含意を簡単に考察する。家計の労働供給制約が強まった場合でも、経済全体で労働力を効率的に活用できれば、供給制約が企業に広がり難くなると考えられる。前節の DSGE モデルでは、この点をパラメータ δ (式(4)を参照) によって考慮している。同パラメータは、人手に余裕のあるところから人手が不足しているところへと労働者が融通される度合いを規定するという意味で、労働市場の流動性を表すパラメータとして解釈し得る。

本モデルでは、 $\delta = 0$ のときに労働市場が最も流動的になる。図 25 は、 δ の値を事後平均値 (0.62) からゼロに置き換えた場合の需要ショックに対するインフレ率のインパルス応答を示している。この図から、リスキリング等を通じて労働市場の円滑化を進める政策は、近年の労働供給制約の強まりによる影響を軽減する手段として一定度、有効である可能性が示唆される。

(図 25) 労働市場の流動化による影響

(需要増に対するインフレ率のインパルス応答)



(注) +1 標準偏差の選好ショックに対するインフレ率のインパルス応答。

「直近」は、パラメータ $\tau^h \cdot \tau^f$ を 2025/1Q 時点の値 $\langle 0.103 \cdot 0.064 \rangle$ とした場合を表す。「労働市場が流動的な場合」は、 $\delta = 0$ とした場合、すなわち、パラメータ $\tau^h \cdot \tau^f$ を $0.103 \cdot 0.000$ とした場合を表す。

6. まとめ

本稿では、供給制約が物価変動に及ぼす影響やそのメカニズムを実証・理論の両面から分析した。そのうえで、供給制約と物価変動の関係を巡る近年の変化や供給制約が物価変動に及ぼす影響の緩和策について考察した。

本稿の分析結果は、近年の供給制約の強まりが、次の経路を介してわが国の物価変動に影響を及ぼしたことを示している。第1の経路は、労働や原材料の供給制約の強まりが、要素価格の上昇などを介して、インフレ率を押し上げる経路である。特に、近年の供給制約の強まりは、インフレ率に持続的な影響を及ぼした。第2に、労働の供給制約の強まりが、需要変動に対するインフレ率の感応度を高める経路（非線形性）を介して、近年のインフレ率の押し上げに作用した。この間、持続的な供給制約が、緩和的な金融環境のもとで、インフレ予想の上昇にも寄与したことが示唆された。

また、分析からは、近年、供給制約の強まりによる物価上昇圧力が、頻繁かつ大きくなってきている可能性が示唆された。先行き、労働の供給制約が深刻化していけば、物価上昇圧力が非線形的に強まることも考えられる。こうした点に対して、モデルによるシミュレーションが示唆するように、AIの利活用など、企業の取り組みや政府の各種施策により、技術進歩を実現していくことや、労働力の産業間・企業間移動を円滑化していくことは、わが国の供給制約を緩和するうえで重要であると考えられる。

ただし、本稿の分析結果を巡っては、サンプル期間の多くが物価上昇を伴わない期間であるという留意点もある。また、モデルの面でも、構造VARモデルにNarrativeな符号制約を導入して供給制約の識別を精緻化することが考えられるほか、DSGEモデルにおいて、労働市場におけるサーチ・マッチング・メカニズムや買い手独占を組み込むことで、供給制約下の労働者の賃金決定を精緻化していくことも課題として考えられる。今後も、データの蓄積を待ちながら、モデルの改良を続け、供給面の要因と物価のダイナミクスの関係について分析を深めていく必要があるといえる。

【参考文献】

- 青木浩介・高橋優豊・中島上智・八木智之・山田琴音 (2023), 「わが国のエネルギー効率：企業・家計部門の動向とカーボンニュートラルに向けた含意」, 『金融研究』, 第 42 巻第 4 号, 39-68 頁.
- 大高一樹・加藤直也 (2025), 「AI 導入が生産性に与える影響：概念整理と国際比較」, 日銀レビュー・シリーズ, No. 2025-J-10, 日本銀行.
- 長田充弘・中澤崇 (2024), 「期間構造や予測力からみたインフレ予想指標の有用性」, 日銀レビュー・シリーズ, No. 2024-J-5, 日本銀行.
- 開発壮平・中野将吾・山本弘樹 (2024), 「中長期のインフレ予想の変動が経済・物価へ及ぼす影響」, 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, No. 24-J-20, 日本銀行.
- 内閣府 (2022), 「令和 4 年度 年次経済財政報告」.
- 野村浩二 (2021), 『日本の経済成長とエネルギー』, 慶應義塾大学出版会.
- 南亮進 (1970), 『日本経済の転換点——労働の過剰から不足へ——』, 創文社.
- 森川正之 (2025), 「人工知能・ロボットと生産性・労働市場—産業間比較を中心に—」, JSPMI Paper, 2025-1, 機械振興協会.
- Adjemian, S., M. Juillard, F. Karame, W. Mutschler, J. Pfeifer, M. Ratto, N. Rion, and S. Villemot (2024), "Dynare: Reference Manual, Version 6," Dynare Working Papers, 80, CEPREMAP.
- Adolfson, J. F., M. F. Minnesso, J. E. Mork, and I. Van Robays (2024), "Gas Price Shocks and Euro Area Inflation," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 149, 103183.
- Afrouzi, H., A. Blanco, A. Drenik, and E. Hurst (2025), "A Theory of How Workers Keep Up with Inflation," *Quarterly Journal of Economics*, forthcoming.

- Alvarez, J., A. B. Sollaci, M. B. Andaloussi, C. Maggi, M. Stuermer, and P. Topalova (2023), "Geeconomic Fragmentation and Commodity Markets," IMF Working Papers, 2023/201, International Monetary Fund.
- Ascari, G., D. Bonam, and A. Smadu (2024), "Global Supply Chain Pressures, Inflation, and Implications for Monetary Policy," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 142, 103029.
- Bai, X., J. Fernandez-Villaverde, Y. Li, and F. Zanetti (2024), "The Causal Effects of Global Supply Chain Disruptions on Macroeconomic Outcomes: Evidence and Theory," NBER Working Papers, 32098, National Bureau of Economic Research.
- Baldwin, R., R. Freeman and A. Theodorakopoulos (2023), "Hidden Exposure: Measuring US Supply Chain Reliance," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 54(2), pp. 79-167.
- Balleer, A., and M. Noeller (2024), "Monetary Policy in the Presence of Supply Constraints: Evidence from German Firm-level Data," CEPR Discussion Paper, 18732, Centre for Economic Policy Research.
- Bañbura, M., E. Bobeica, and C. M. Hernandez (2023), "What Drives Core Inflation? The Role of Supply Shocks," ECB Working Paper Series, No 2875, European Central Bank.
- Benigno, P., and G. B. Eggertsson (2023), "It's Baaack: The Surge in Inflation in the 2020s and the Return of the Non-linear Phillips Curve," NBER Working Papers, 31197, National Bureau of Economic Research.
- Benigno, P., and G. B. Eggertsson (2024), "Revisiting the Phillips and Beveridge Curves: Insights from the 2020s Inflation Surge," NBER Working Papers, 33095, National Bureau of Economic Research.

- Benigno, G., J. di Giovanni, J. J. J. Groen, and A. I. Noble (2022), "The GSCPI: A New Barometer of Global Supply Chain Pressures," Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, No. 1017, Federal Reserve Bank of New York.
- Berg, A., E. F. Buffie, and L.-F. Zanna (2018), "Should We Fear the Robot Revolution? (The Correct Answer is Yes)," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 97, pp. 117-148.
- Bernanke, B. and O. Blanchard (2025), "What Caused the US Pandemic-Era Inflation?" *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 17(3), pp. 1-35.
- Binning, A. (2013), "Underidentified SVAR Models: A Framework for Combining Short and Long-Run Restrictions with Sign-Restrictions," Working Paper, No. 2013/14, Norges Bank.
- Boehm, C. E., and N. Pandalai-Nayar (2022), "Convex Supply Curves," *American Economic Review*, Vol. 112(12), pp. 3941-3969.
- Caldara, D., and M. Iacoviello (2022), "Measuring Geopolitical Risk," *American Economic Review*, Vol. 112(4), pp. 1194-1225.
- Caldara, D., M. Iacoviello, and D. Yu (2025), "Measuring Shortages since 1900," International Finance Discussion Papers, Number 1407, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Carriere-Swallow, Y., P. Deb, D. Furceri, D. Jimenez, and J. D. Ostry (2023), "Shipping Costs and Inflation," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 130, 102771.
- Carstens, A. (2022), "A Story of Tailwinds and Headwinds: Aggregate Supply and Macroeconomic Stabilisation," Speech at the Jackson Hole Economic Symposium, Wyoming, 26 August.

- Celasun, O., N.-J. H. Hansen, A. Mineshima, M. Spector, and J. Zhou (2022), "Supply Bottlenecks: Where, Why, How Much, and What Next?" IMF Working Papers, 2022/031, International Monetary Fund.
- Clark, T. E., and M. V. Gordon (2023), "The Impacts of Supply Chain Disruptions on Inflation," Economic Commentary, Number 2023-08, Federal Reserve Bank of Cleveland.
- Comin, D. A., R. C. Johnson, and C. J. Jones (2023), "Supply Chain Constraints and Inflation," NBER Working Papers, 31179, National Bureau of Economic Research.
- Dasgupta, S., N. van Maanen, S. N. Gosling, F. Piontek, C. Otto, and C.-F. Schleussner (2021), "Effects of Climate Change on Combined Labour Productivity and Supply: An Empirical, Multi-model Study," *Lancet Planetary Health*, Vol. 5(7), pp. 455-465.
- De Santis, R. A., and T. Tornese (2025), "Macroeconomic Regime Change and the Size of Supply Chain Disruption and Energy Supply Shocks," *European Economic Review*, Vol. 178, 105077.
- De Winne, J., and G. Peersman (2021), "The Adverse Consequences of Global Harvest and Weather Disruptions on Economic Activity," *Nature Climate Change*, Vol. 11(8), pp. 665-672.
- Diaz, E. M., J. Cunado, and F. P. de Gracia (2024), "Global Drivers of Inflation: The Role of Supply Chain Disruptions and Commodity Price Shocks," *Economic Modelling*, Vol. 140, 106860.
- Eickmeier, A., and B. Hofmann (2025), "What Drives Inflation? Disentangling Demand and Supply Factors," *International Journal of Central Banking*, Vol. 21(3), pp. 111-154.
- Erceg, C. J., D. W. Henderson, and A. T. Levin (2000), "Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 46(2), pp. 281-313.

- Forbes, K., I. Hjortsoe, and T. Nenova (2020), "International Evidence on Shock-dependent Exchange Rate Pass-Through," *IMF Economic Review*, Vol. 68(4), pp. 721-763.
- Fukunaga, I., Y. Kido, and K. Suita (2025), "Japan's Inflation under Global Inflation Synchronization," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 77, 101368.
- Fukunaga I., and M. Osada (2009), "Measuring Energy-saving Technical Change in Japan," Bank of Japan Working Paper Series, No. 09-E-5, Bank of Japan.
- Furlanetto, F., A. Lepetit, O. Robstad, J. Rubio-Ramirez, and P. Ulvedal (2025), "Estimating Hysteresis Effects," *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 17 (1), pp. 35-70.
- Goodhart, C. A. E., and M. Pradhan (2020), *The Great Demographic Reversal: Ageing Societies, Waning Inequality, and an Inflation Revival*, Palgrave Macmillan.
- Gopinath, G., P.-O. Gourinchas, A. F. Presbitero, and P. Topalova (2025), "Changing Global Linkages: A New Cold War?" *Journal of International Economics*, Vol. 153, 104042.
- Groiss, M., and D. Sondermann (2024), "Help Wanted: The Drivers and Implications of Labour Shortages," *Applied Economics*, Vol. 57(33), pp. 4882-4896.
- Hirose, Y., and T. Kurozumi (2012), "Do Investment-specific Technological Changes Matter for Business Fluctuations? Evidence From Japan," *Pacific Economic Review*, Vol. 17(2), pp. 208-230.
- International Energy Agency (2021), *World Energy Outlook 2021*, October.
- Jin, H., and D. W. Jorgenson (2010), "Econometric Modeling of Technical Change," *Journal of Econometrics*, Vol. 157(2), pp. 205-219.

- Kanazawa, K., D. Kawaguchi, H. Shigeoka, and Y. Watanabe (2025), "AI, Skill, and Productivity: The Case of Taxi Drivers," *Management Science*, in press.
- Kotz, M., F. Kuik, E. Lis, and C. Nickel (2024), "Global Warming and Heat Extremes to Enhance Inflationary Pressures," *Communications Earth & Environment*, Vol. 5, 116.
- Kotz, M., M. G. Donat, T. Lancaster, M. Parker, P. Smith, A. Taylor, and S. H. Vetter (2025), "Climate Extremes, Food Price Spikes, and their Wider Societal Risks," *Environmental Research Letters*, Vol. 20, 081001.
- Krippner, L. (2013), "Measuring the Stance of Monetary Policy in Zero Lower Bound Environments," *Economics Letters*, Vol. 118(1), pp. 135-138.
- Lagarde, C. (2025), "Strategy Assessment: Lessons Learned," Speech at the Opening Reception of the ECB Forum on Central Banking 2025, Sintra, 30 June.
- Lücker, F., S. Chopra, and R. W. Seifert (2021), "Mitigating Product Shortage Due to Disruptions in Multi-stage Supply Chains," *Production and Operations Management*, Vol. 30(4), pp. 941-964.
- Nakamura, K., S. Nakano, M. Osada, and H. Yamamoto (2024), "What Caused the Pandemic-era Inflation?: Application of the Bernanke-Blanchard Model to Japan," Bank of Japan Working Paper Series, No. 24-E-1, Bank of Japan.
- Ni, B., and A. Obashi (2021), "Robotics Technology and Firm-level Employment Adjustment in Japan," *Japan and the World Economy*, Vol. 57, 101054.
- Parast, M. M. (2020), "The Impact of R&D Investment on Mitigating Supply Chain Disruptions: Empirical Evidence from U.S. Firms," *International Journal of Production Economics*, Vol. 227, 107671.

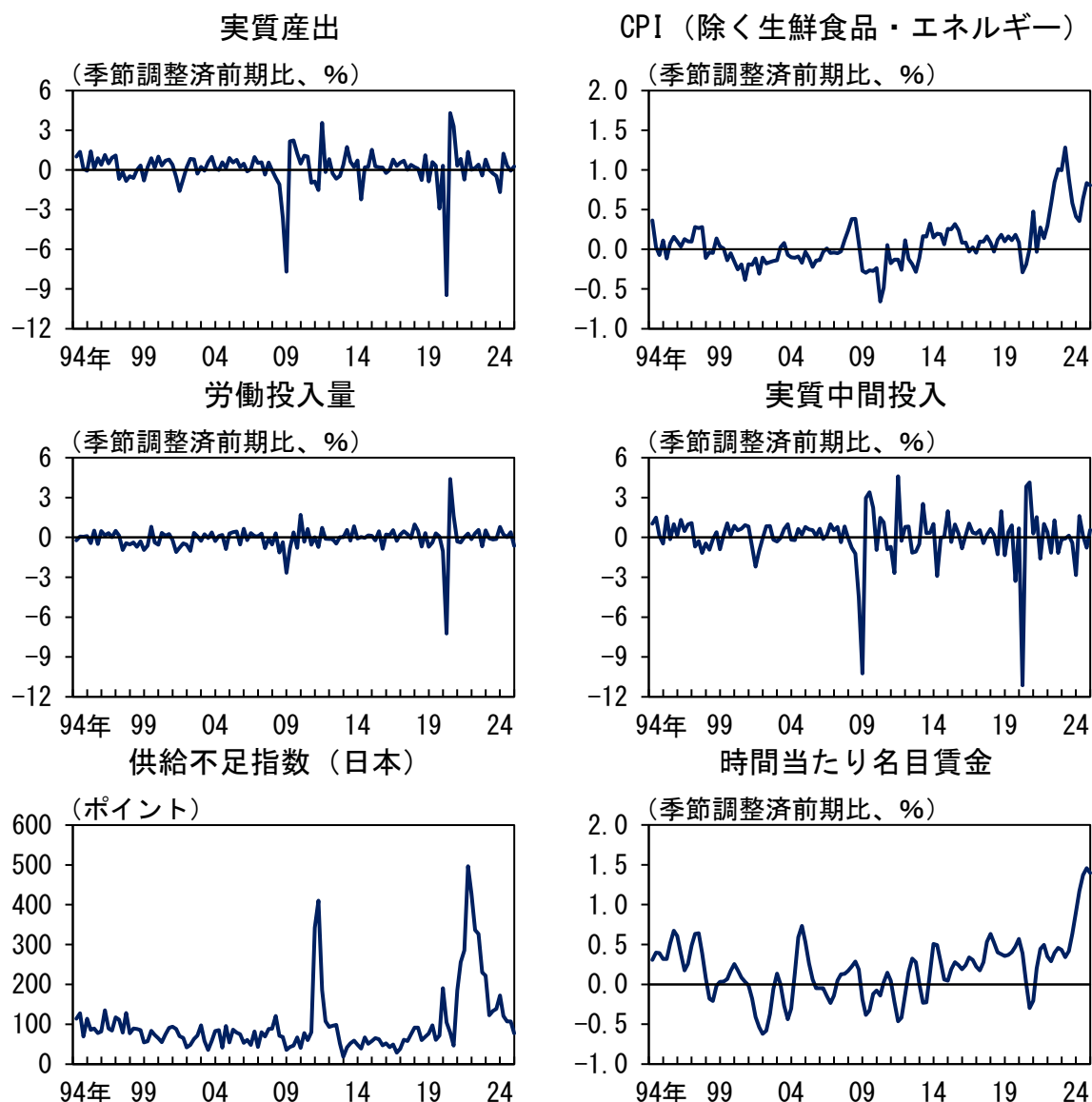
- Powell, J. H. (2025), "Opening Remarks," Speech at the Second Thomas Laubach Research Conference, Washington, D.C., 15 May.
- Rusticelli, E., and C. MacLeod (2025), "The Impact of Container Shipping Costs on Import and Consumer Prices," OECD Economics Department Working Papers, No. 1838, Organisation for Economic Co-operation and Development.
- Sasaki, T., H. Yamamoto, and J. Nakajima (2025), "Nonlinear Input Cost Pass-through to Consumer Prices: A Threshold Approach," *Applied Economics Letters*, in press.
- Tillmann, P. (2024), "The Asymmetric Effect of Supply Chain Pressure on Inflation," *Economics Letters*, Vol. 235, 111540.
- Todo, Y., K. Oikawa, M. Ambashi, F. Kimura, and S. Urata (2023), "Robustness and Resilience of Supply Chains during the Covid-19 Pandemic," *the World Economy*, Vol. 46(6), pp. 1843-1872.
- United Nations Conference on Trade and Development (2024), *Review of Maritime Transport 2024*, October.
- Yagi, T., Y. Kurachi, M. Takahashi, K. Yamada, and H. Kawata (2025), "Pass-through of Cost-push Pressures to Consumer Prices," *The Japanese Economic Review*, in press.
- Zamani, E. D., C. Smyth, S. Gupta, and D. Dennehy (2023), "Artificial Intelligence and Big Data Analytics for Supply Chain Resilience: A Systematic Literature Review," *Annals of Operations Research*, Vol. 327(2), pp. 605-632.

補論 1. 構造 VAR モデルの推計の詳細と頑健性確認

1. 1. 推計の詳細

3 節の構造 VAR モデルの推計に使用したデータは図 A1-1 のとおりである。

(図 A1-1) 推計に使用したデータ

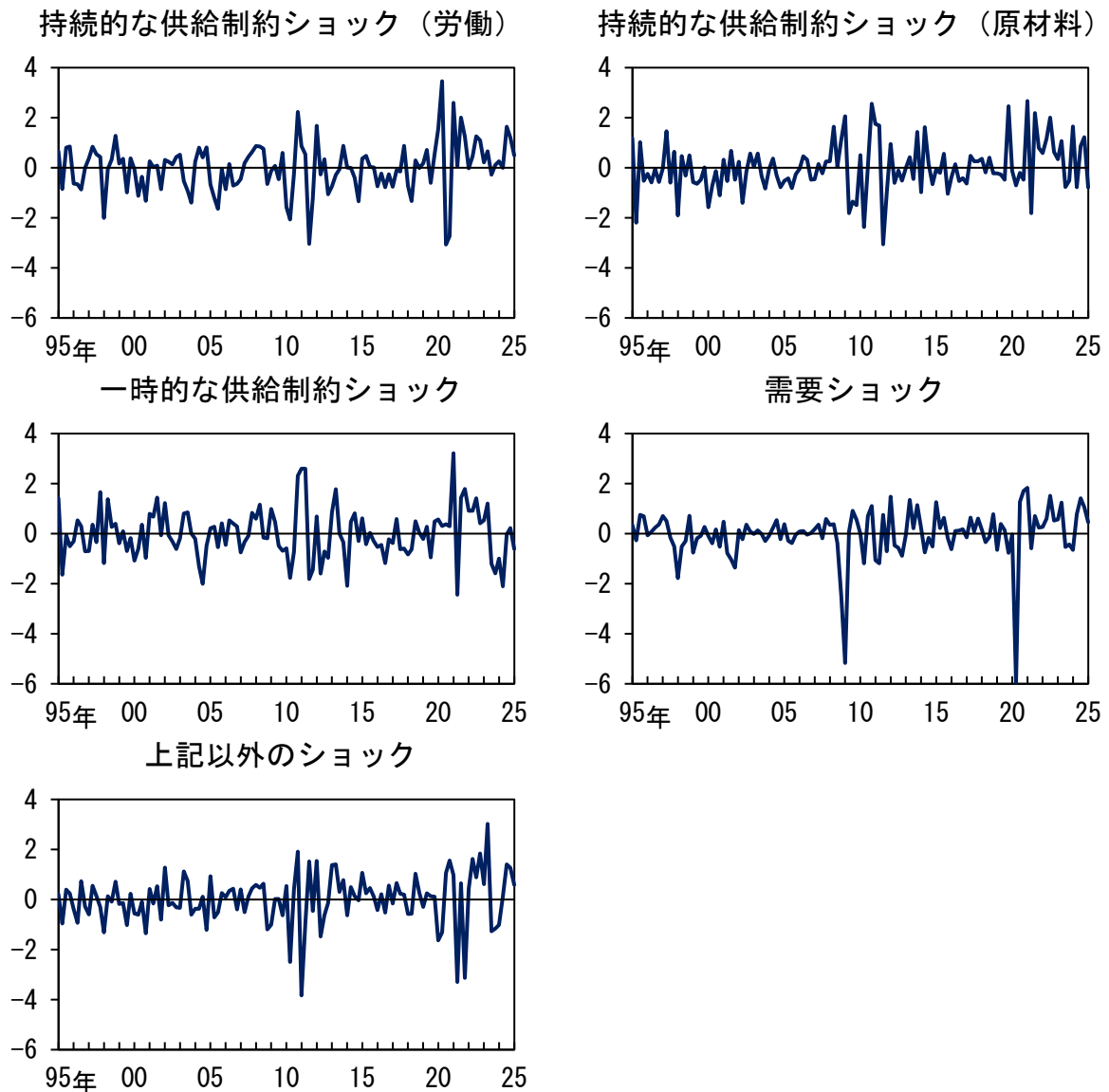


(注) CPI (除く生鮮食品・エネルギー) は、消費税率引き上げおよび携帯電話通信料引き下げの影響を除いた試算値。労働投入量は、労働力調査の就業者数に毎月勤労統計の総実労働時間を乗じて算出。実質中間投入は、生産 QNA の実質産出と実質付加価値の差として算出。供給不足指数 (日本) は、米主要新聞において、①エネルギー、②食料、③中間財、④労働に関する不足を示す単語 (shortage や bottleneck 等) と日本の国名あるいは主要都市名を含む記事が、全体の記事数に占める割合。時間当たり名目賃金は、毎月勤労統計の現金給与総額を総実労働時間で割って算出。Nakamura et al. (2024) と同様に、X-12 ARIMA のトレンド・サイクル成分かつパート比率変動の影響を除いた試算値。

(出所) 内閣府、総務省、厚生労働省、Caldara et al. (2025)

これらのデータを用いて推計された構造 VAR モデルによって識別された構造ショックは、図 A1-2 のとおりである。

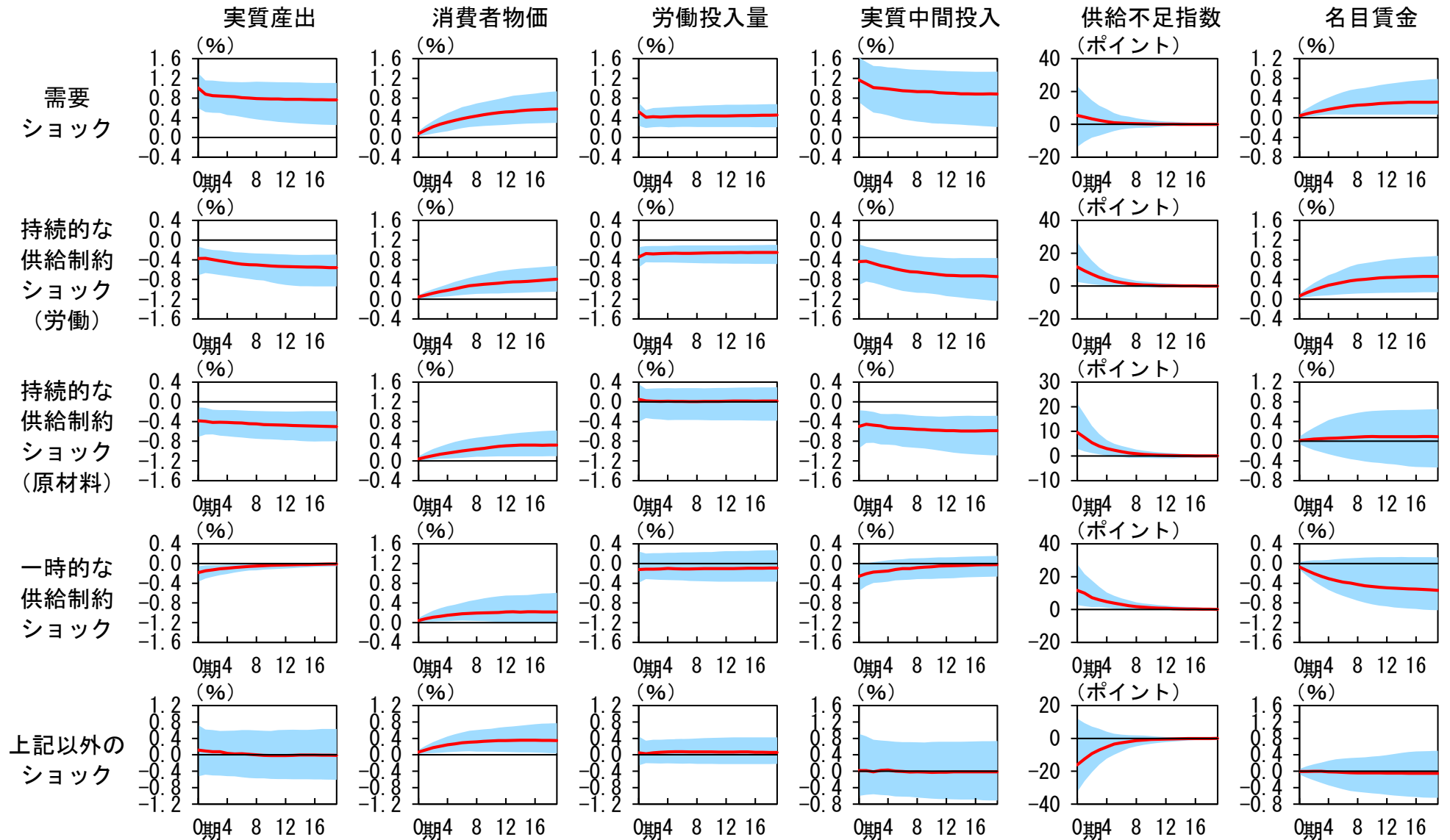
(図 A1-2) 識別された構造ショック



(注) 識別された構造ショックの平均値。

また、これらの構造ショックに対する全内生変数のインパルス応答を図 A1-3 に示す。

(図 A1-3) インパルス応答



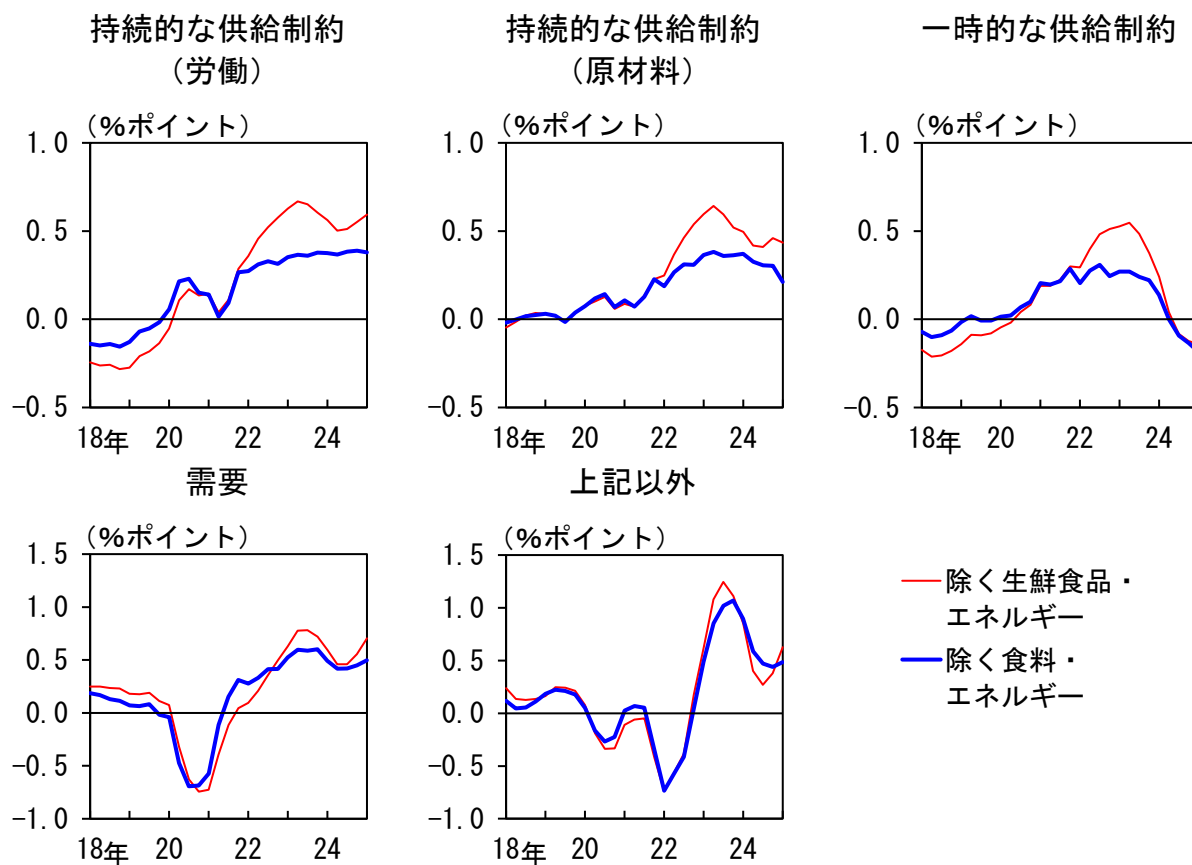
(注) 1標準偏差のショックに対する各変数の水準のインパルス応答 (供給不足指数以外は対数前期差の累積)。ショックは0期時点。実線は中央値、シャドーは16~84パーセンタイル範囲を示す。

1. 2. 頑健性確認

3 節の構造 VAR モデルの頑健性を確認する。具体的には、推計に使用するデータについて、①インフレ率を CPI（除く食料・エネルギー）に変更した場合と②供給不足指数を Google トレンドから作成した指数に変更した場合の推計結果の変化をそれぞれ確認する。また、③米国のデータを用いた場合の推計結果が解釈可能か検討することで、識別の頑健性を確認する。

まず、インフレ率を CPI（除く食料・エネルギー）に変更した場合の、ヒストリカル分解の結果が図 A1-4 である。インフレ率のデータを変更しても、各ショックのインフレ率への寄与の推移は、概ね同様であることが確認できる。

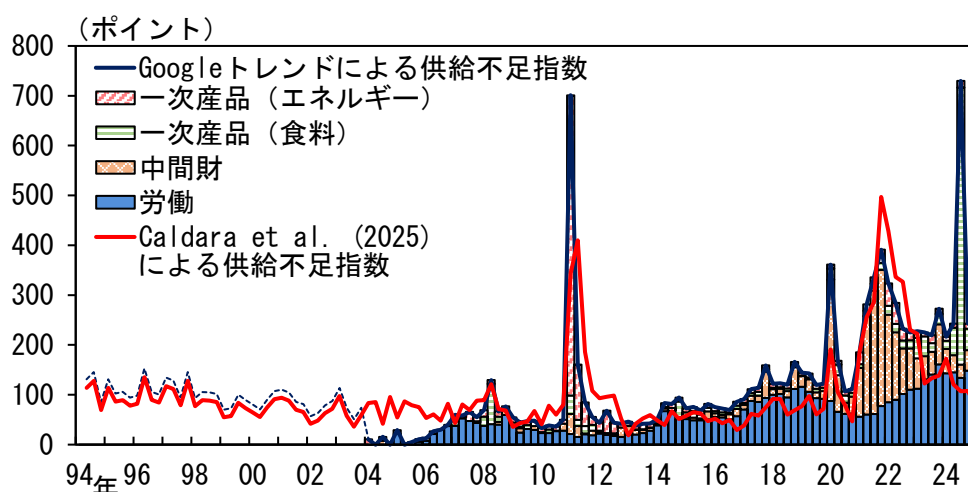
（図 A1-4）インフレ率（前年比）に対する各ショックの寄与①



次に、供給不足指数を、Caldara et al. (2025)が作成した指数から、Google トレンドから作成した指数に変更した場合の推計結果を確認する。ここでは、2004年から2025年の各年において、Googleで「不足」の関連キーワードの上位となった検索ワードから供給面に関するもの（例えば「人手 不足」）を抽出したうえで、それらの検索件数を集計することで指標を作成した¹。

Googleトレンドから作成した供給不足指数の推移を示したものが図A1-5である。また、指数の内訳を、図1と同様に、検索ワードから①エネルギー、②食料、③中間財、④労働に分解して示している。Caldara et al. (2025)による供給不足指数と比較すると、概ね同様の動きであることが確認できるが、2024年以降においてコメ不足の影響が強く表れている点が違いとして指摘できる。

(図A1-5) Googleトレンドから作成した供給不足指数



(注) 1. Googleトレンドによる供給不足指数は、2004年から2025年の各年において、Googleで「不足」の関連キーワードの上位となった検索ワードのうち供給面に関する42個（「電力 不足」や「コメ 不足」、「半導体 不足」、「人手 不足」等）の検索件数。Caldara et al. (2025)による供給不足指数は、米主要新聞において、①エネルギー、②食料、③中間財、④労働に関する不足を示す単語（shortageやbottleneck等）と日本の国名あるいは主要都市名を含む記事が、全体の記事数に占める割合。

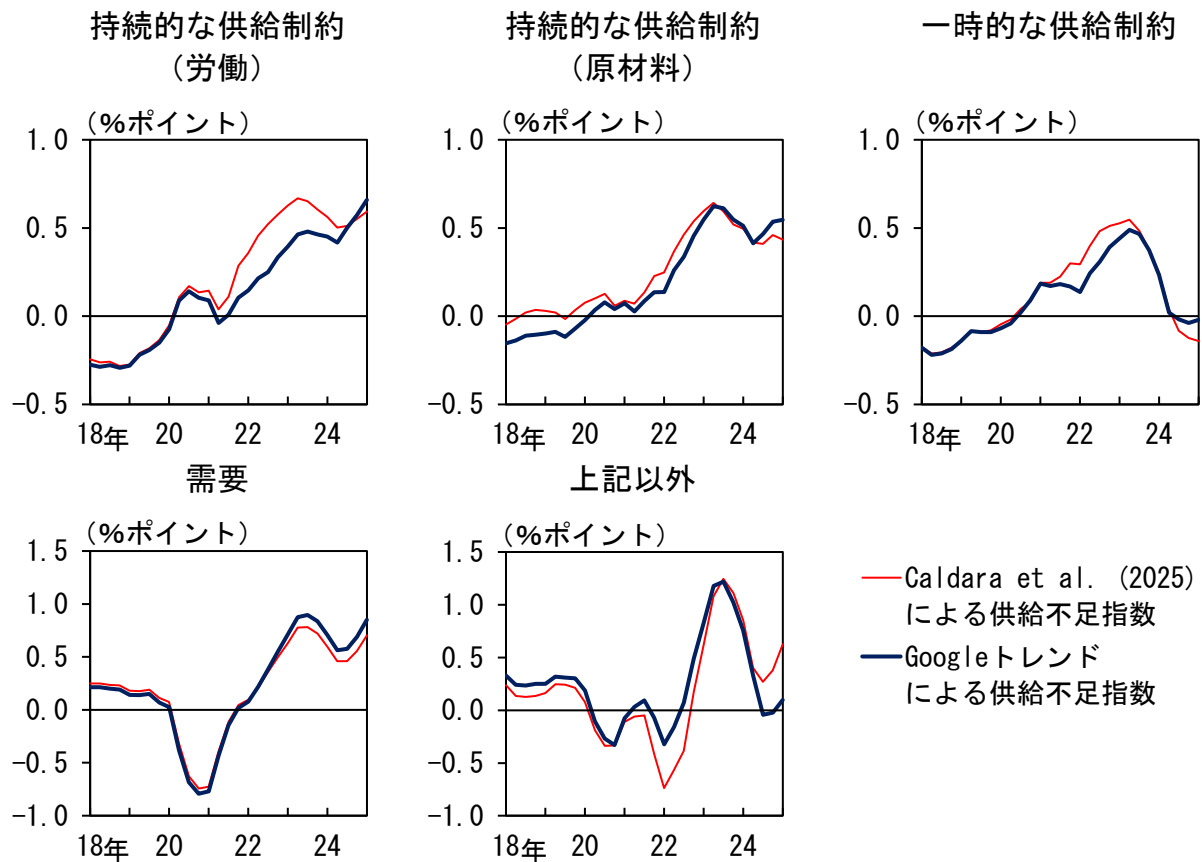
2. Googleトレンドによる供給不足指数の2003年以前は、Caldara et al. (2025)による供給不足指数を用いた推計値。

(出所) Caldara et al. (2025)、Googleトレンド

図A1-6は、供給不足指数を前掲のGoogleトレンドから作成した指数に置き換えた場合のヒストリカル分解の結果である。各ショックのインフレ率への寄与の推移は、指数の変更前後で大きく変わらないことから、供給不足指数の作成方法に対して、本稿の分析結果は一定の頑健性を有していると考えられる。

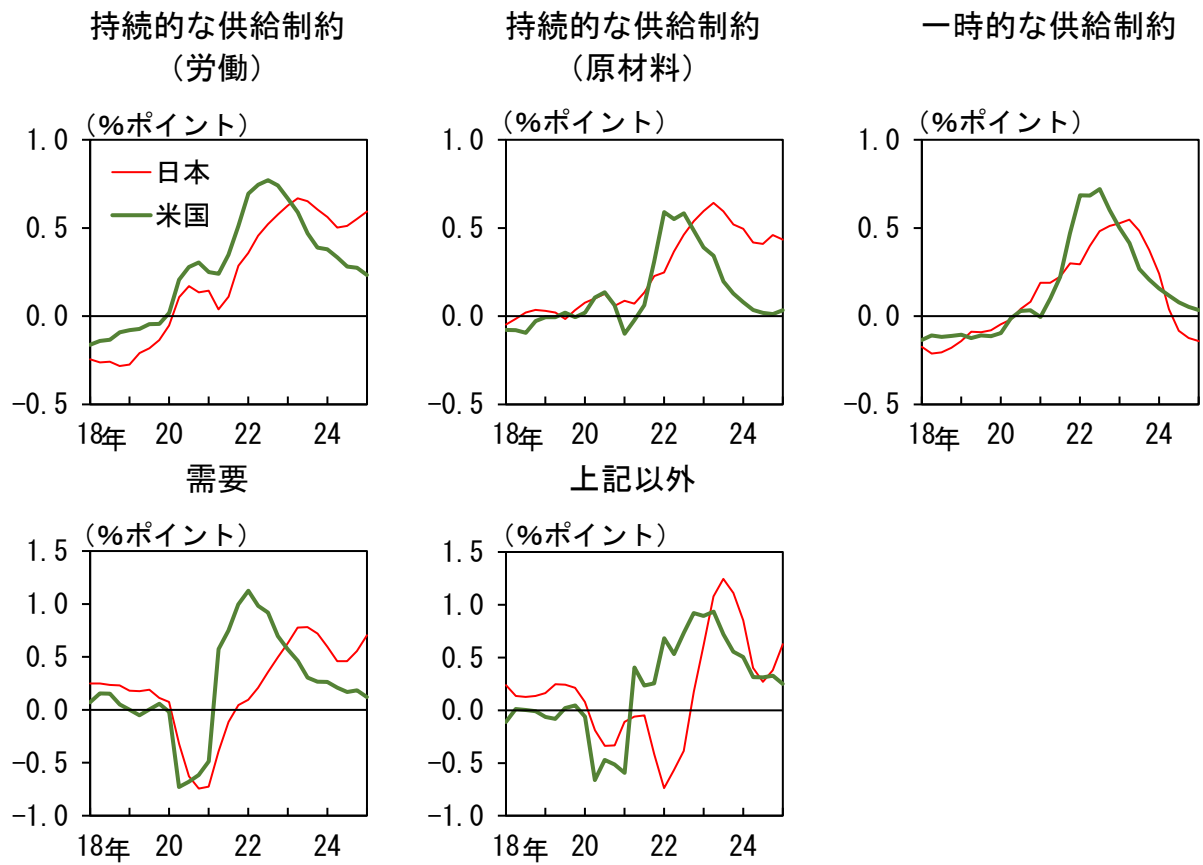
¹ Bernanke and Blanchard (2025)や彼らのモデルを日本に適用した Nakamura et al. (2024)では、Googleにおける「Shortage」や「供給不足」の検索件数を、サプライチェーンにおける供給制約の度合いを表す指標として用いている。

(図 A1-6) インフレ率（前年比）に対する各ショックの寄与②



最後に、識別の頑健性を確認する観点から、米国のデータを用いて推計したヒストリカル分解が図 A1-7 である。分解の結果は、米国におけるコロナ禍後の高インフレに関する先行研究の指摘を裏付ける結果となっている。すなわち、まず、需要ショックの寄与をみると、コロナ禍後に、大規模な財政政策によって需要面から大きな物価上昇圧力が生じていたことが確認できる。また、供給面に目を向けると、経済が急速に正常化する過程で、一時的な供給制約や労働に関する持続的な供給制約を介した物価上昇圧力が高まっており、給付金等の財政支援や労働者の選好変化などによる労働市場への回帰の遅れが表れているとみられる。

(図 A1-7) 米国のインフレ率（前年比）に対する各ショックの寄与



補論 2. DSGE モデルの詳細

2. 1. モデルの詳細

(家計部門)

家計 $i \in [0,1]$ は、以下の効用最大化問題を解いて、実質消費 $C_t(i)$ と名目債券保有 $B_t(i)$ を決定する。

$$\begin{aligned} \max_{C_t(i), B_t(i)} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t d_t \left[\frac{C_t(i)^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \chi \frac{L_t(i)^{1+\eta}}{1+\eta} \right] \\ \text{s.t. } C_t(i) + \frac{B_t(i)}{P_t} + T_t = \frac{W_t(i)}{P_t} L_t(i) + R_{t-1} \frac{B_{t-1}(i)}{P_t} + D_t \end{aligned}$$

ただし、 P_t は物価水準、 T_t は実質一括税、 $W_t(i) \cdot L_t(i)$ は家計 i の名目賃金・労働供給、 R_t はグロスの名目金利、 D_t は実質配当所得（企業利潤）である。また、 d_t は選好ショックを表し、次の AR(1) 過程に従う。

$$\log d_t = \rho_d \log d_{t-1} + \epsilon_t^d \quad (\text{A1})$$

一階条件から、以下が導かれる。

$$1 = E_t \Lambda_{t,t+1} \frac{R_t}{\Pi_{t+1}} \quad (\text{A2})$$

$$\Lambda_{t,t+1} = \beta E_t \frac{d_{t+1}}{d_t} \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \quad (\text{A3})$$

ただし、 $\Lambda_{t,t+1}$ は確率的割引因子である。また、完備保険市場の存在を暗黙裡に仮定しており、消費水準は家計に依らず同一となっている。

家計 $i \in [0,1]$ は、差別化された労働 $L_t(i)$ を供給するが、 t 期において、 $\tau_t^h \in [0,1]$ の割合の家計は労働の供給が制約されると仮定する。具体的には、同家計の労働供給は $L_t(i) = \bar{L}$ で固定されると仮定する。他方、残りの $1 - \tau_t^h$ の割合の家計の労働供給には制約がなく、自らが設定した賃金水準の下で需要される労働量を弾力的に供給すると仮定する。

労働の供給制約に直面する家計の割合 τ_t^h は、次のように確率的に変動すると仮定する。

$$\log \theta_t = (1 - \rho_\tau) \log \theta + \rho_\tau \log \theta_{t-1} + \epsilon_t^\tau \quad (\text{A4})$$

$$\theta_t = (1 - \tau_t^h)^{-1} \quad (\text{A5})$$

ただし、時点の添え字のない変数は当該変数の定常状態値を表す。すなわち、 $\theta = 1/(1 - \tau^h)$ は θ_t の定常状態値である（ τ^h は τ_t^h の定常状態値）。

（家計・企業のマッチングと2つの労働市場）

毎期初、中間財生産企業 $j \in [0,1]$ はいずれかの家計とランダムにマッチングすると仮定する。したがって、供給制約下の家計とペアになる企業は τ_t^h の割合だけ存在することになる。このうち、 δ の割合、すなわち、

$$\tau_t^f = \delta \tau_t^h \quad (\text{A6})$$

の割合のペアは、分権的市場（decentralized market）に移行する（分権的市場にいる家計と企業の集合をそれぞれ H^D と F^D で表記する）。同市場の企業は、ペア以外の家計が供給する労働にはアクセスすることができないと仮定する。したがって、企業 $j \in F^D$ の労働投入量は $L_t(j) = \bar{L}$ となる。

残りの $1 - \tau_t^f$ の割合のペアは、集権的市場（centralized market）に移行する（集権的市場にいる家計と企業の集合をそれぞれ H^C と F^C で表記する）。ここでは、家計 $i \in H^C$ の労働が以下のように組み合わせられて、企業 $j \in F^C$ に用いられる。

$$L_t(j) = \left((1 - \tau_t^f)^{-\lambda_t^w} \int_{H^C} L_t(i, j)^{1-\lambda_t^w} di \right)^{\frac{1}{1-\lambda_t^w}}$$

ただし、 $L_t(i, j)$ は企業 j における家計 i の労働投入量、乗数 $(1 - \tau_t^f)^{\frac{\lambda_t^w}{\lambda_t^w - 1}}$ は正規化のための調整項である。また、 λ_t^w は労働需要の賃金弾力性（絶対値）の逆数であり、以下のAR(1)過程に従う。

$$\log \lambda_t^w = (1 - \rho_w) \log \lambda^w + \rho_w \log \lambda_{t-1}^w + \epsilon_t^w \quad (\text{A7})$$

集権的市場における企業 $j \in F^C$ の費用最小化問題は、 $w_t(j)$ をラグランジュ乗数として、以下のようになる。

$$\min_{L_t(i,j)} \int_{H^C} w_t(i) L_t(i,j) \, di + w_t(j) \left[L_t(j) - \left((1 - \tau_t^f)^{-\lambda_t^w} \int_{H^C} L_t(i,j)^{1-\lambda_t^w} \, di \right)^{\frac{1}{1-\lambda_t^w}} \right]$$

ただし、 $w_t(i)$ は家計 i の労働に対する実質賃金である。この解は次のようになる。

$$L_t(i,j) = (1 - \tau_t^f)^{-1} \left(\frac{w_t(i)}{w_t(j)} \right)^{-\frac{1}{\lambda_t^w}} L_t(j)$$

両辺を j について積分することで、家計 $i \in H^C$ の労働に対する需要関数が以下の通り得られる。

$$L_t(i) = \left(\frac{w_t(i)}{w_t} \right)^{-\frac{1}{\lambda_t^w}} L_t \quad (\text{A8})$$

ここで、 L_t は集権的市場における平均労働投入量であり、 $L_t = (1 - \tau_t^f)^{-1} \int_{F^C} L_t(j) \, dj$ で表される。また、 $w_t (= w_t(j) \, \forall j \in F^C)$ は集権的市場の実質賃金指数であり、次のように表される。

$$w_t = \left\{ (1 - \tau_t^f)^{-1} \int_{H^C} w_t(i)^{\frac{\lambda_t^w - 1}{\lambda_t^w}} \, di \right\}^{\frac{\lambda_t^w}{\lambda_t^w - 1}}$$

なお、この式は、費用最小化問題の解を $L_t(j)$ の定義式に代入することで得られる。

(賃金決定)

集権的市場に属する供給制約下の家計 $i \in \bar{H}^C$ の労働に対する実質賃金 \bar{w}_t は、式(A8)の労働需要曲線が、垂直な労働供給曲線 ($L_t(i) = \bar{L}$) と交わる点で決まると仮定する。

$$\bar{w}_t = \left(\frac{L_t}{\bar{L}} \right)^{\lambda_t^w} w_t \quad (\text{A9})$$

一方、制約下でない家計 $i \in (H^C \setminus \bar{H}^C)$ のうち、 ξ_w の割合の名目賃金は、前期のインフレ率 Π_{t-1} と定常状態のインフレ率 Π にインデクセーションされる。このとき、前期のインフレ率を参照する割合を γ_w とする。すなわち、

$$W_t(i) = \Pi_{t-1}^{\gamma_w} \Pi^{1-\gamma_w} W_{t-1}(i)$$

一方、残りの $1 - \xi_w$ の割合の家計は、式(A8)の労働需要曲線の下で効用を最大化するように名目賃金 (W_t^*) を最適化する。一階条件から以下が導かれる。

$$(w_t^*)^{1+\frac{\eta}{\lambda_t^w}} = \frac{h_{1,t}}{h_{2,t}} \quad (\text{A10})$$

$$h_{1,t} = \frac{\chi}{\lambda_t^w} L_t^{1+\eta} w_t^{\frac{1}{\lambda_t^w}(1+\eta)} + \beta \xi_w E_t(1 - \tau_{t+1}^h) \left(\frac{\Pi_t^{\gamma_w} \Pi^{1-\gamma_w}}{\Pi_{t+1}} \right)^{-\frac{1}{\lambda_t^w}(1+\eta)} h_{1,t+1} \quad (\text{A11})$$

$$h_{2,t} = \frac{1 - \lambda_t^w}{\lambda_t^w} C_t^{-\sigma} L_t w_t^{\frac{1}{\lambda_t^w}} + \beta \xi_w E_t(1 - \tau_{t+1}^h) \left(\frac{\Pi_t^{\gamma_w} \Pi^{1-\gamma_w}}{\Pi_{t+1}} \right)^{\frac{\lambda_t^w - 1}{\lambda_t^w}} h_{2,t+1} \quad (\text{A12})$$

ただし、 $w_t^* = W_t^*/P_t$ である。

分権的市場に属する家計 $i \in H^D$ の賃金は、簡単化のために、集権的市場における制約下の家計 $i \in \bar{H}^C$ の賃金と同一であると仮定する。

(企業部門)

中間財生産企業 $j \in [0,1]$ は、労働のみを用いて差別化された財の生産を行う。すなわち、企業 j の生産量 $Y_t(j)$ は以下のように与えられる。

$$Y_t(j) = A_t L_t(j)$$

ただし、 A_t は技術水準であり、以下の AR(1)過程に従う。

$$\log A_t = \rho_A \log A_{t-1} + \epsilon_t^A \quad (\text{A13})$$

中間財 $Y_t(j)$ は、完全競争を行う最終財生産企業により、以下のように組み合わせられる。

$$Y_t = \left(\int_0^1 Y_t(j)^{1-\lambda_t^p} dj \right)^{\frac{1}{1-\lambda_t^p}}$$

ただし、 λ_t^p は需要の価格弾力性（絶対値）の逆数であり、次の AR(1)過程に従う。

$$\log \lambda_t^p = (1 - \rho_p) \log \lambda^p + \rho_p \log \lambda_{t-1}^p + \epsilon_t^p \quad (\text{A14})$$

最終財生産企業の費用最小化から、次の需要関数と物価指数 P_t が導かれる。

$$Y_t(j) = \left(\frac{P_t(j)}{P_t} \right)^{-\frac{1}{\lambda_t^p}} Y_t \quad (\text{A15})$$

$$P_t = \left(\int_0^1 P_t(j)^{\frac{\lambda_t^p - 1}{\lambda_t^p}} dj \right)^{\frac{\lambda_t^p}{\lambda_t^p - 1}}$$

(価格設定)

集権的市場に属する企業 $j \in F^C$ のうち、 ξ_p の割合の企業の名目価格は、前期のインフレ率 Π_{t-1} と定常状態のインフレ率 Π にインデクセーションされる。このとき、前期のインフレ率を参照する割合を γ_p とする。すなわち、

$$P_t(j) = \Pi_{t-1}^{\gamma_p} \Pi^{1-\gamma_p} P_{t-1}(j)$$

残りの $1 - \xi_p$ の割合の企業は、式(A15)の需要曲線の下で利潤を最大化するように名目価格 P_t^* を最適化する。一階条件から以下が導かれる。

$$p_t^* = \frac{x_{1,t}}{x_{2,t}} \quad (\text{A16})$$

$$x_{1,t} = \frac{1}{\lambda_t^p} \frac{w_t}{A_t} Y_t + \xi_p E_t(1 - \tau_{t+1}^f) \Lambda_{t,t+1} \left(\frac{\Pi_t^{\gamma_p} \Pi^{1-\gamma_p}}{\Pi_{t+1}} \right)^{-\frac{1}{\lambda_{t+1}^p}} x_{1,t+1} \quad (\text{A17})$$

$$x_{2,t} = \frac{1 - \lambda_t^p}{\lambda_t^p} Y_t + \xi_p E_t(1 - \tau_{t+1}^f) \Lambda_{t,t+1} \left(\frac{\Pi_t^{\gamma_p} \Pi^{1-\gamma_p}}{\Pi_{t+1}} \right)^{\frac{\lambda_{t+1}^p - 1}{\lambda_{t+1}^p}} x_{2,t+1} \quad (\text{A18})$$

ただし、 $p_t^* = P_t^*/P_t$ である。

分権的市場に属する企業 $j \in F^D$ が付ける実質価格 \bar{p}_t は、式(A15)の需要曲線が、垂直な供給曲線 ($Y_t(j) = A_t \bar{L}$) と交わる点で決定されると仮定する。すなわち、

$$\bar{p}_t = \left(\frac{Y_t}{A_t \bar{L}} \right)^{\lambda_t^p} \quad (\text{A19})$$

(中央銀行)

金融政策は、以下のテイラールールに従って運営されると仮定する。

$$\log R_t = (1 - \phi_R) \log R \left(\frac{\Pi_t}{\Pi} \right)^{\phi_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y} \right)^{\phi_y} + \phi_R \log R_{t-1} + z_t^R \quad (\text{A20})$$

ただし、金融政策ショック z_t^R は以下の AR(1) 過程に従う。

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

(集計)

式(A15)の需要関数を集計し、中間財生産企業の生産関数を代入すると、以下が導かれる。

$$A_t \hat{L}_t = Y_t v_t^p \quad (\text{A22})$$

ただし、 \hat{L}_t は以下で定義される経済全体の総労働投入量を表す。

$$\hat{L}_t = \int_0^1 L_t(j) dj = \tau_t^f \bar{L}_t + (1 - \tau_t^f) L_t \quad (\text{A23})$$

また、 v_t^p は $v_t^p = \int_0^1 (P_t(j)/P_t)^{-\frac{1}{\lambda_t^p}} dj$ で定義され、中間財価格のばらつき（中間財の相対価格の歪み）を表す。 v_t^p は以下の動学に従う²。

$$v_t^p = \tau_t^f (\bar{p}_t)^{-\frac{1}{\lambda_t^p}} + (1 - \tau_t^f) (1 - \xi_p) (p_t^*)^{-\frac{1}{\lambda_t^p}} + (1 - \tau_t^f) \xi_p \left(\frac{\Pi_{t-1}^{\gamma_p} \Pi^{1-\gamma_p}}{\Pi_t} \right)^{-\frac{1}{\lambda_t^p}} v_{t-1}^p \quad (\text{A24})$$

経済全体の実質賃金指数 \hat{w}_t を $\hat{w}_t \equiv \left\{ \int_0^1 w_t(i)^{\frac{\lambda_t^w - 1}{\lambda_t^w}} di \right\}^{\frac{\lambda_t^w}{\lambda_t^w - 1}}$ として定義すると、以

下の関係が得られる。

$$\hat{w}_t^{1 - \frac{1}{\lambda_t^w}} = \tau_t^h \bar{w}_t^{1 - \frac{1}{\lambda_t^w}} + (1 - \tau_t^h) (1 - \xi_w) (w_t^*)^{1 - \frac{1}{\lambda_t^w}} + (1 - \tau_t^h) \xi_w \left(\frac{\Pi_{t-1}^{\gamma_w} \Pi^{1-\gamma_w}}{\Pi_t} \hat{w}_{t-1} \right)^{1 - \frac{1}{\lambda_t^w}} \quad (\text{A25})$$

² $v_{t-1}^p \approx \int_0^1 (P_{t-1}(j)/P_{t-1})^{-1/\lambda_t^p} dj$ という近似を用いている。

また、 \hat{w}_t と集権的市場における実質賃金 w_t 、および、分権的市場における実質賃金 \bar{w}_t は以下の式により関係づけられる。

$$\hat{w}_t^{1-\frac{1}{\lambda^w}} = \tau_t^f \bar{w}_t^{1-\frac{1}{\lambda^w}} + (1 - \tau_t^f) w_t^{1-\frac{1}{\lambda^w}} \quad (\text{A26})$$

一方、価格の集計式は以下のようなになる。

$$1 = \tau_t^f \bar{p}_t^{1-\frac{1}{\lambda^p}} + (1 - \tau_t^f)(1 - \xi_p)(p_t^*)^{1-\frac{1}{\lambda^p}} + (1 - \tau_t^f)\xi_p \left(\frac{\Pi_{t-1}^{\gamma_p} \Pi^{1-\gamma_p}}{\Pi_t} \right)^{1-\frac{1}{\lambda^p}} \quad (\text{A27})$$

最後に、政府の予算制約を考慮したうえで、家計の予算制約を集計すると、以下が得られる。

$$C_t + G_t = \int_0^1 \frac{W_t(i)}{P_t} L_t(i) di + D_t$$

ただし、 G_t は外生需要で、以下のように決定される。

$$G_t = \zeta_t Y_t$$

$$g_t = \frac{1}{1 - \zeta_t} \quad (\text{A28})$$

$$\log g_t = (1 - \rho_g) \log g + \rho_g \log g_{t-1} + \epsilon_t^g \quad (\text{A29})$$

ここで、実質企業利潤 D_t は以下のように表される。

$$D_t = Y_t - \tau_t^f \bar{w}_t \bar{L} - (1 - \tau_t^f) w_t L_t$$

他方、労働所得 $\int_0^1 \frac{W_t(i)}{P_t} L_t(i) di$ は以下のように表される。

$$\int_0^1 \frac{W_t(i)}{P_t} L_t(i) di = \tau_t^f \bar{w}_t \bar{L} + (1 - \tau_t^f) w_t L_t$$

したがって、以下の資源制約が導かれる。

$$C_t = (1 - \zeta_t)Y_t \quad (\text{A30})$$

(均衡条件)

以下の 28 個の変数に対し、

$$\{A_{t,t+1}, R_t, \Pi_t, d_t, C_t, \tau_t^h, \tau_t^f, \lambda_t^w, \bar{w}_t, \hat{L}_t, \hat{w}_t, w_t^*, h_{1,t}, h_{2,t},$$

$$\lambda_t^p, A_t, \bar{p}_t, Y_t, p_t^*, x_{1,t}, x_{2,t}, z_t^R, v_t^p, L_t, \zeta_t, g_t, \theta_t, w_t\}$$

次の 28 本の均衡条件式が導かれた。

{(A1), (A2), (A3), (A4), (A5), (A6), (A7), (A9), (A10), (A11), (A12), (A13), (A14), (A16), (A17),
(A18), (A19), (A20), (A21), (A22), (A23), (A24), (A25), (A26), (A27), (A28), (A29), (A30)}

(ロボット・AI の導入)

t 期において、家計は翌期に実質レンタル費用 (r_{t+1}^Z) で取引されるロボット・AI (Z_{t+1}) に対し投資 (I_t^Z) を行うと仮定する。すなわち、家計の予算制約式は次のように書き換えられる。

$$C_t(i) + \frac{B_t(i)}{P_t} + I_t^Z + \frac{\tau}{2} \left(\frac{I_t^Z}{Z_t} - \delta_Z \right)^2 + T_t = \frac{W_t(i)}{P_t} L_t(i) + R_{t-1} \frac{B_{t-1}(i)}{P_t} + r_t^Z Z_t + D_t$$

ただし、 $\frac{\tau}{2} \left(\frac{I_t^Z}{Z_t} - \delta_Z \right)^2$ はロボット・AI 投資の調整費用である (δ_Z はロボット・AI の減耗率)。ロボット・AI のストックの遷移式は以下のように与えられる。

$$Z_{t+1} = (1 - \delta_Z)Z_t + I_t^Z$$

一方、中間財生産企業 $j \in [0,1]$ の生産関数は以下により置き換えられる。

$$Y_t(j) = A_t \left[\kappa Z_t(j)^{\frac{\phi-1}{\phi}} + (1 - \kappa) L_t(j)^{\frac{\phi-1}{\phi}} \right]^{\frac{\phi}{\phi-1}}$$

ベースラインのモデルと同様、 t 期において τ_t^f の割合の企業 $j \in F^D$ の労働投入量は $L_t(j) = \bar{L}$ で制約される。しかし、ベースラインのモデルとは異なり、制約下の企業はロボット・AI の投入量を調整することで生産量を調整することができるため、同企業の価格設定について代替の仮定が必要となる。

ここでは、制約下の企業 $j \in F^D$ の価格もカルボ型の価格設定に従うと仮定する。すなわち、 $(1 - \xi_p)$ の割合の企業のみが名目価格 \bar{P}_t を最適化することができると仮定する。このとき、 \bar{P}_t は次式で与えられる。

$$\bar{P}_t = \frac{\frac{1}{\lambda_t^p} \bar{mc}_t Y_t + E_t \sum_{s=1}^{\infty} \xi_p^s \Lambda_{t,t+s} \prod_{k=1}^s \left(\frac{\Pi_{t+s-1}^{\gamma_p} \Pi_{t+s}^{1-\gamma_p}}{\Pi_{t+s}} \right)^{-\frac{1}{\lambda_{t+s}^p}} \frac{1}{\lambda_{t+s}^p} \widehat{mc}_{t+s} Y_{t+s}}{\frac{1 - \lambda_t^p}{\lambda_t^p} Y_t + E_t \sum_{s=1}^{\infty} \xi_p^s \Lambda_{t,t+s} \prod_{k=1}^s \left(\frac{\Pi_{t+s-1}^{\gamma_p} \Pi_{t+s}^{1-\gamma_p}}{\Pi_{t+s}} \right)^{\frac{\lambda_{t+s}^p - 1}{\lambda_{t+s}^p}} \frac{1 - \lambda_{t+s}^p}{\lambda_{t+s}^p} Y_{t+s}}$$

ただし、 \widehat{mc}_{t+s} は $t+s$ 期の平均的な限界費用であり、 $\widehat{mc}_{t+s} = \tau_t^f \bar{mc}_{t+s} + (1 - \tau_t^f) mc_{t+s}$ で定義している³。このうち、 \bar{mc}_{t+s} は $t+s$ 期に供給制約下にあり、価格を最適化する企業の実質限界費用、 mc_{t+s} は $t+s$ 期に供給制約下でない企業の実質限界費用を表す。

同様に、制約下でない企業の最適価格 P_t^* は以下のように置き換えられる。

$$P_t^* = \frac{\frac{1}{\lambda_t^p} mc_t Y_t + E_t \sum_{s=1}^{\infty} \xi_p^s \Lambda_{t,t+s} \prod_{k=1}^s \left(\frac{\Pi_{t+s-1}^{\gamma_p} \Pi_{t+s}^{1-\gamma_p}}{\Pi_{t+s}} \right)^{-\frac{1}{\lambda_{t+s}^p}} \frac{1}{\lambda_{t+s}^p} \widehat{mc}_{t+s} Y_{t+s}}{\frac{1 - \lambda_t^p}{\lambda_t^p} Y_t + E_t \sum_{s=1}^{\infty} \xi_p^s \Lambda_{t,t+s} \prod_{k=1}^s \left(\frac{\Pi_{t+s-1}^{\gamma_p} \Pi_{t+s}^{1-\gamma_p}}{\Pi_{t+s}} \right)^{\frac{\lambda_{t+s}^p - 1}{\lambda_{t+s}^p}} \frac{1 - \lambda_{t+s}^p}{\lambda_{t+s}^p} Y_{t+s}}$$

なお、シミュレーションに際し、このモデルで新たに登場したパラメータの値は、 $\kappa = 0.05$ 、 $\tau = 1$ 、 $\delta = 0.04$ としている。

2. 2. 推計の詳細

(推計に使用したデータと観測方程式)

7つの外生ショックに対し、表 A2-1 に記載した 7つの観測データを用いる（データの時系列推移は図 A2-1 を参照）。なお、サンプル期間は、1970/2Q から 2025/1Q である。

これらの観測変数を以下の観測方程式により、モデル変数と紐づけている。

³ 供給制約下にある企業の限界費用は、各企業の価格水準によって異なる（制約下でない企業の限界費用は、その限りでない）。ここでの \widehat{mc}_{t+s} の定義は、簡単化のために価格を最適化できない制約下の企業の限界費用を無視（近似）しているため、厳密には将来時点の平均的な限界費用を表していない。

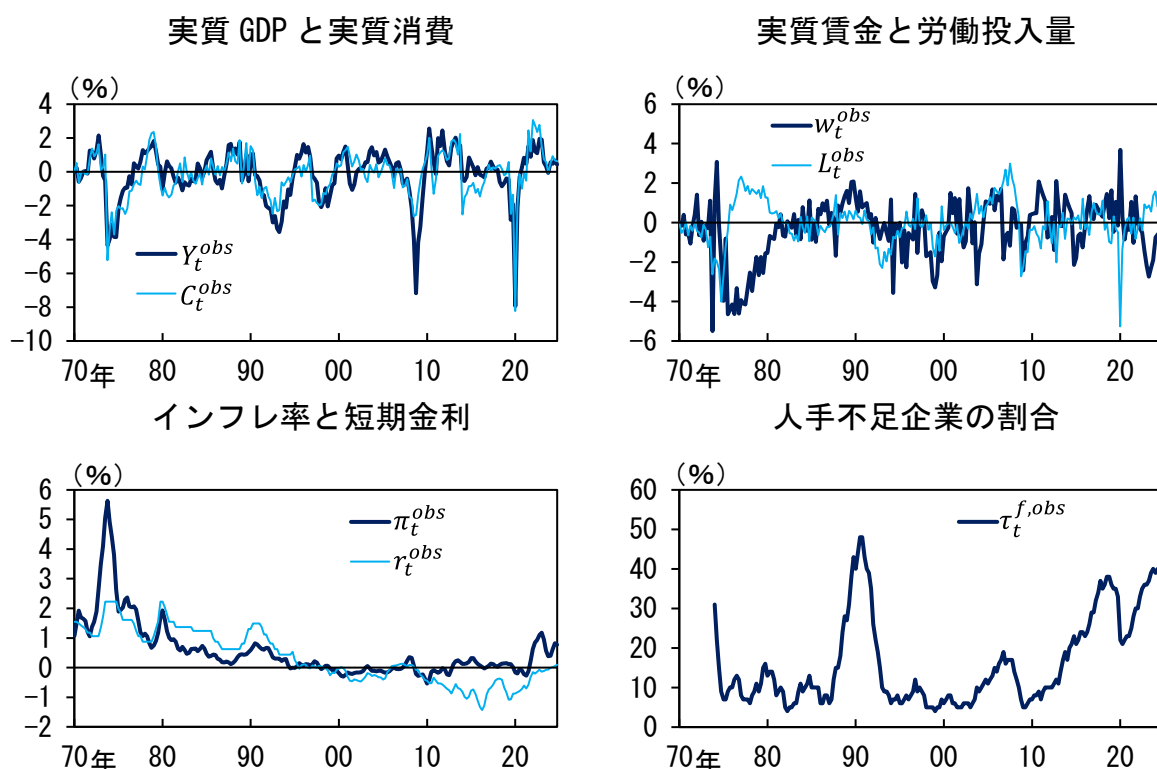
$$Y_t^{obs} = Y_t - Y, \quad C_t^{obs} = C_t - C, \quad L_t^{obs} = \hat{L}_t - \hat{L},$$

$$w_t^{obs} = \hat{w}_t - \hat{w}, \quad \pi_t^{obs} = \Pi_t - 1, \quad r_t^{obs} = R_t - 1, \quad \tau_t^f = c^\tau \tau_t^{f,obs}$$

(表 A2-1) 推計に用いたデータ

観測変数	説明	出所
一人当たり 実質 GDP (Y_t^{obs})	実質 GDP を 15 歳以上人口で除して対数を取ったうえで、 片側 HP フィルターでトレンドを除去 (季節調整済)。	内閣府、総務省
一人当たり 実質消費 (C_t^{obs})	実質家計最終消費支出を 15 歳以上人口で除して対数を取った うえで、片側 HP フィルターでトレンドを除去 (季節調整済)。	内閣府、総務省
労働投入量 (L_t^{obs})	常用雇用者数に総実労働時間を乗じて対数を取ったうえで、 片側 HP フィルターでトレンドを除去 (季節調整済)。	厚生労働省
時間当たり 実質賃金 (w_t^{obs})	現金給与総額を総実労働時間で除し、CPI (除く生鮮食品・エ ネルギー) で実質化し対数を取ったうえで、片側 HP フィルタ ーでトレンドを除去 (季節調整済)。	厚生労働省
インフレ率 (π_t^{obs})	CPI (除く生鮮食品・エネルギー) の季節調整済前期比。消費 税率引き上げはレベルシフトで調整。	総務省
短期金利 (r_t^{obs})	1994 年以前は基準貸付利率、1995 年以降は Krippner (2013) の シャドーレート。	Haver
人手不足 企業の割合 ($\tau_t^{f,obs}$)	短観の雇用人員判断で「不足」と回答した企業の割合 (全規 模・全産業)。ただし、1974/1Q 以前は、調査前のため欠測値。	日本銀行

(図 A2-1) データの時系列推移



(出所) 内閣府、総務省、厚生労働省、日本銀行、Haver、Krippner (2013)

(推計手法)

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⁴。

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 \(2012\)](#) を参考に、表 A2-2 の通りに設定した。

(表 A2-2) パラメータの事前分布と事後分布

		事前分布			事後分布	
		分布	平均	標準偏差	平均	90%信用区間
σ	消費の異時点間代替の弾力性の逆数	ガンマ	1	0.375	1.84	[1.32, 2.31]
η	労働供給の弾力性の逆数	ガンマ	2	0.75	1.26	[0.52, 1.94]
ξ_p	価格のカルボパラメータ	ベータ	0.375	0.1	0.90	[0.89, 0.91]
ξ_w	名目賃金のカルボパラメータ	ベータ	0.375	0.1	0.53	[0.45, 0.61]
γ_p	価格のインデクセーション	ベータ	0.5	0.2	0.88	[0.79, 0.98]
γ_w	賃金のインデクセーション	ベータ	0.5	0.2	0.85	[0.72, 0.98]
ϕ_R	金利の慣性	ベータ	0.5	0.2	0.81	[0.76, 0.86]
ϕ_π	金利のインフレ率への感応度	ガンマ	1.7	0.1	1.71	[1.57, 1.86]
ϕ_y	金利の実質 GDP への感応度	ガンマ	0.125	0.05	0.48	[0.36, 0.59]
ρ_A	技術ショックの持続性	ベータ	0.5	0.2	0.70	[0.64, 0.76]
ρ_g	外生需要ショックの持続性	ベータ	0.5	0.2	0.84	[0.76, 0.92]
ρ_p	価格ショックの持続性	ベータ	0.5	0.2	0.73	[0.64, 0.82]
ρ_w	賃金ショックの持続性	ベータ	0.5	0.2	0.03	[0.00, 0.05]
ρ_d	選好ショックの持続性	ベータ	0.5	0.2	0.89	[0.85, 0.93]
ρ_R	金融政策ショックの持続性	ベータ	0.5	0.2	0.75	[0.66, 0.83]
ρ_τ	供給制約ショックの持続性	ベータ	0.5	0.2	0.97	[0.96, 0.99]
c^τ	$\tau_t^{f,obs}$ と τ_t^f の比率	ベータ	0.5	0.2	0.15	[0.04, 0.27]
τ^h	τ_t^h の定常値	ベータ	0.1	0.05	0.04	[0.02, 0.07]
ψ	\bar{L} と \hat{L} の比率	ベータ	0.1	0.05	0.09	[0.03, 0.16]
δ	τ_t^f と τ_t^h の比率	ベータ	0.5	0.2	0.62	[0.35, 0.89]
Π	定常状態のインフレ率	正規	1.006	0.0005	1.006	[1.005, 1.007]
σ_R	金融政策ショックの標準偏差	逆ガンマ	0.5	Inf	0.15	[0.13, 0.17]
σ_A	技術ショックの標準偏差	逆ガンマ	0.5	Inf	0.82	[0.76, 0.89]
σ_g	外生需要ショックの標準偏差	逆ガンマ	0.5	Inf	0.67	[0.62, 0.73]
σ_p	価格ショックの標準偏差	逆ガンマ	0.5	Inf	0.24	[0.17, 0.30]
σ_w	賃金ショックの標準偏差	逆ガンマ	0.5	Inf	0.31	[0.22, 0.40]
σ_d	選好ショックの標準偏差	逆ガンマ	0.5	Inf	3.82	[2.95, 4.61]
σ_τ	供給制約ショックの標準偏差	逆ガンマ	0.5	Inf	0.63	[0.25, 1.00]

⁴ モデルの推計には、Dynare ([Adjemian et al. \(2024\)](#)) を使用した。

本稿固有のパラメータの事前分布は以下のように設定した。まず、 $\tau_t^{f,obs}$ と τ_t^f の比率 c^τ の事前分布は、平均 0.5、標準偏差 0.2 の比較的中立的なベータ分布に設定した。 τ_t^f と τ_t^h の比率 δ の事前分布も同様に設定した。 τ_t^h の定常値 τ^h の事前分布は、推計期間における $\tau_t^{f,obs}$ の中央値が 0.10 程度であることを踏まえ、平均 0.1 のベータ分布に設定した（標準偏差は 0.05）。 \bar{L} と \hat{L} の比率に関するパラメータ ψ は、 L_t^{obs} の最小値が-0.05 程度であることと、 \bar{L} が \hat{L}_t よりも常に小さいというモデルの仮定を踏まえ、平均 0.1 のベータ分布に設定した（標準偏差は 0.05）。

このほか、主観的割引率 β は 0.995、外生需要の対 GDP 比の定常値 ζ は推計期間中の平均値とした。また、価格マークアップ率と賃金マークアップ率の定常値 λ^p と λ^w は、[Hirose and Kurozumi \(2012\)](#)における λ^w のカリブレーションと同じ 1/6 に設定した。