



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

## 消費者物価への非線形なコストパススルー： 閾値モデルによるアプローチ

佐々木貴俊\*

takatoshi.sasaki@boj.or.jp

山本弘樹\*

hiroki.yamamoto@boj.or.jp

中島上智\*\*

nakajima-j@ier.hit-u.ac.jp

No.23-J-5  
2023年5月

日本銀行  
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱30号

\* 企画局

\*\* 一橋大学経済研究所および日本銀行企画局

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。

# 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\*

佐々木貴俊<sup>†</sup>・山本弘樹<sup>‡</sup>・中島上智<sup>§</sup>

2023年5月

## 【要旨】

本稿では、企業のコスト上昇による消費者物価上昇率への影響（パズスルー）に、コスト上昇の大きさに応じた非線形性が存在するかを検証する。具体的には、コストの上昇率がある一定の閾値を超えるとパズスルーの度合いが大きくなるかを、わが国のデータを用いて実証分析する。主な実証結果は以下の3点である。(1) 企業物価や為替、賃金の上昇率がそれぞれの閾値を超えた場合、消費者物価上昇率へのパズスルーの度合いは大きくなる。(2) このようなパズスルーの非線形性を勘案したモデルは、データへのフィットおよび予測精度が従来の線形モデルよりも優れており、線形モデルから得られたパズスルーの度合いは、閾値を上（下）回った場合に過小（大）評価であることが示唆される。(3) 企業物価と為替の変動の非線形なパズスルーは一過性であることが多い一方、賃金変動はそれ自体に高い慣性がみられることから、賃金上昇の非線形なパズスルーは持続的な傾向がある。これらの結果は、今後の消費者物価の動向を考えるうえで、賃金上昇の非線形的なパズスルーの発現が重要な論点の一つであることを示唆している。

JEL 分類番号：C24、E31、E58

キーワード：インフレ率、パズスルー、非線形性、閾値モデル

---

\* 本稿の作成にあたり、Luigi Donayre 氏、Benjamin Wong 氏、代田豊一郎氏、30th SNDE Annual Symposium でのセミナー参加者、および日本銀行スタッフから有益なコメントを頂戴した。また、平田篤己氏には分析の補助をして頂いた。記して感謝の意を表したい。もちろん、本稿のあり得べき誤りは、全て筆者たち個人に属する。なお、本稿に示される内容や意見は、筆者たち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。

<sup>†</sup> 日本銀行企画局（E-mail: takatoshi.sasaki@boj.or.jp）

<sup>‡</sup> 日本銀行企画局（E-mail: hiroki.yamamoto@boj.or.jp）

<sup>§</sup> 一橋大学経済研究所（E-mail: nakajima-j@ier.hit-u.ac.jp）および日本銀行企画局

## 1. はじめに

わが国では 2022 年に、国際商品市況の高騰や為替円安等を背景に、企業は急激かつ大幅なコスト上昇に直面し、その多くが値上げに踏み切った。その結果、消費者物価の前年比は 1980 年代前半並みに達し、約 40 年振りのインフレ率を記録した（図表 1）。原油価格や為替といった企業のコスト変数と消費者物価の関係については、これまでに多くの研究が蓄積されており、その定量的な分析を行う際には、コスト変数の変化率と消費者物価の上昇率の間に線形な関係を仮定することが多い（例えば、Campa and Goldberg, 2005）。もっとも、最近の企業の価格設定行動を踏まえると、企業のコスト上昇によるインフレ率への影響（パススルー）には、コスト上昇の大きさに応じた非線形性が存在する可能性が考えられる。例えば、ある程度までのコスト上昇であれば、企業は値上げをせずに様子見る一方、それを越えた大幅なコスト上昇になると、値上げに踏み切るといったことが考えられる。この場合、コスト上昇の大きさがある閾値を超えると、そのインフレ率へのパススルーの度合いは非線形的に大きくなる。

このようにインフレ率へのパススルーが非線形である場合、従来の線形なモデルを用いると、コスト変数が急激かつ大幅に上昇する局面では、インフレ率へのパススルーを過小評価してしまう可能性がある。近年のグローバルなインフレ率の高まりを背景として、インフレ率の非線形な決定メカニズムは金融政策運営の観点から重要な論点の一つと指摘されるなど、学術的にも政策実務的にも注目が集まっている（Taylor, 2000; BIS, 2022; Borio et al., 2023; Gopinath, 2023）。

先行研究では、パススルーの非線形性を勘案するため、「閾値モデル」を用いたパススルーの推計が行われている<sup>1</sup>。例えば、Colavecchio and Rubene (2020)は、為替の変動が推計期間における 1 標準偏差を超えた場合にインフレ率へのパススルーが上昇する回帰モデルを考案し、ユーロ圏で為替変動のパススルーに非線形性があることを示している。また、Caselli and Roitman (2019)は、新興国における為替変動のインフレ率へのパススルーは、その変動が大きいほど上昇することを報告している。同様に、Ben Cheikh et al. (2018)は、欧州で為替変動のパススルーが景気拡大局面において上昇することを指摘している。わが国については八木ほか (2022) が、原材料コストと為

---

<sup>1</sup> パススルーの実証分析では、閾値モデルのほかに、状態（レジーム）の変化を伴う時系列モデルも利用されている。例えば、Shintani et al. (2013)は、パラメータの値が緩やかに遷移する平滑推移（smooth transition）モデルを用いて、米国の物価に対する為替のパススルーが、過去のインフレ率の実績に依存して変化することを示している。

替の変動のパススルーは、川上コストと為替の変動が大きい局面や景気拡大局面で上昇する傾向があることを報告している。

先行研究の多くでは、単一のコスト変数のみについて非線形性を勘案したうえでパススルーの推計を行っている。もっとも、複数のコスト変数にそれぞれパススルーの非線形性が存在する可能性が考えられ、仮にそうであるにもかかわらず勘案しないのであれば、パススルーの推計値にバイアスが生じてしまう。また、先行研究の殆どにおいて、閾値を先験的に設定して推計を行っている。例えば、前述のとおり Colavecchio and Rubene (2020)は、為替変動のパススルーの非線形性に関する閾値を為替変動の1標準偏差に設定している。もっとも、閾値の有無やその水準は先験的には明らかではない。

そこで、本稿では、インフレ率への非線形なパススルーをよりの確に推計するために、複数のコスト変数のパススルーに非線形性がある閾値モデルを考案して、閾値を未知のパラメータとして扱い、閾値も含めてパススルーを推計する方法を提案する。そのうえで、わが国のデータを用いて、様々なコスト変数（企業物価、為替、賃金）の消費者物価上昇率へのパススルーに非線形性が存在するかを検証する。

本稿の主な実証結果は、以下の3点である。第1に、消費者物価上昇率に対する企業物価や為替、賃金の変動のパススルーには非線形性が存在し、それらの上昇率が閾値を上回った場合のパススルーの度合いは、閾値を下回った場合と比べて大きく、その差は統計的に有意である。これは、コスト上昇が急激かつ大幅な局面では、コストの変動幅の拡大だけでなくパススルーの上昇も通じて、インフレ率を非線形的に押し上げ得ることを示唆している。

第2に、インフレ率への非線形なパススルーを勘案したモデルは、データへのフィットおよび予測精度が線形モデルよりも優れている。それゆえに、線形モデルから得られたパススルーの度合いは、非線形モデルにおける閾値を上（下）回った場合、過小（大）評価であることが示唆される。また、コスト上昇が急激かつ大幅な局面では、線形モデルを用いた予測はインフレ率の将来パスを過小評価してしまう可能性があることに注意が必要である。

第3に、本稿で推計した非線形モデルを用いて消費者物価の前年比を要因分解すると、企業物価と為替の変動の非線形なパススルーは一過性であることが多い一方、賃金変動はそれ自体に高い慣性がみられることから、賃金上昇の非線形なパススルーは持続的な傾向がある。こうした点を最近の消費者物価の動向に照らし合わせると、

2022年に企業物価と為替の変動の非線形なパススルーが生じ、賃金上昇が今後加速すれば、賃金の非線形的なパススルーの発現が、物価動向を考えるうえで重要な論点の一つであることが示唆される。

本稿の構成は以下のとおりである。次節では、非線形なパススルーの推計手法とデータを説明する。第3節では、消費者物価上昇率への非線形なパススルーに関する実証結果を示す。最終節は結語である。

## 2. 推計手法とデータ

本節では、本稿におけるパススルーの非線形性の定式化について説明する。図表2は、閾値モデルの概念図である。従来の線形モデルでは、コスト変数の上昇率の大きさに寄らず、一定のパススルー率が仮定されている。一方、本稿の非線形モデルでは、Colavecchio and Rubene (2020)等の先行研究に倣って、コスト変数の上昇率が閾値を上回るとインフレ率の押し上げ効果が上方に屈折し得る、すなわちパススルーの度合いが大きくなる可能性を勘案する。このように、本稿の推計モデルでは、コストの上昇に対してのみ非線形性が生じるケースを想定する。なお、頑健性のチェックとして、コストの上昇・低下両方向に閾値が存在して、コスト変数の上昇率が正方向の閾値を上回る場合に加え、負方向の閾値を下回る場合にも非線形性が生じ得るモデルについても分析を行う。

### 2-1. 推計モデル

本稿では、次式の閾値モデルを用いる。

$$y_t = c + \sum_{i=1}^k \beta_i \cdot x_{i,t-h} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \cdot (x_{i,t-h} \cdot I[x_{i,t-h} > d_i \sigma_i]) + \varepsilon_t \quad (1)$$

ここで、被説明変数 $y_t$ は消費者物価の前年比、説明変数 $x_{i,t-h}$ は企業のコスト変数（前年比）や実体経済の Slack を表す変数である<sup>2</sup>。 $I[\cdot]$ は、 $[\cdot]$ 内の条件が満たされる場

---

<sup>2</sup> 推計にあたっては、各説明変数を推計期間の平均と標準偏差で基準化したうえで回帰している。3節の推計結果において、定数項以外の係数は、基準化前のスケールに戻したうえで表示している。

合に 1 を、それ以外の場合に 0 をとる指示関数である。また、 $\sigma_i$ は*i*番目の説明変数 ( $x_{it}$ ) の推計期間内における標準偏差を表す。

(1)式の右辺第 2 項は、従来の線形のパススルーを表す項である。第 3 項はコスト変数の上昇率が説明変数ごとに異なる閾値 ( $d_i\sigma_i$ ) を上回った場合の追加的なパススルーを表している。したがって、パススルーの大きさは、コスト変数の上昇率が閾値を上回ると  $\beta_i$ から  $(\beta_i + \gamma_i)$ に変化する。よって、 $\gamma_i$ が統計的に有意に 0 と異なれば、*i*番目のコスト変数の上昇のパススルーには非線形性が存在することが示される。第 3 項にあるとおり、閾値は  $d_i\sigma_i$ で定義され、各説明変数の標準偏差に  $d_i$ を掛けたものとしている。これは、説明変数によって上昇率の大きさが異なるなかで、推計する閾値の範囲を容易に設定できるようにするため、標準偏差 ( $\sigma_i$ ) を単位として閾値がその何倍であるかについて  $d_i$ を推計する形となっている。

先行研究では、上記と同様の閾値付き非線形モデルを推計しているが、閾値を先験的に与えて推計する研究が多い。例えば、ユーロ圏における為替変動のパススルーを分析した Colavecchio and Rubene (2020)では、為替変動が推計期間における 1 標準偏差の閾値を超えるとパススルーが変化し得ると仮定したうえで推計を行っている。これは、(1)式において  $d_i = 1$ という制約を課しているケースに相当する。本稿では、各変数の閾値を先験的に決めず、係数と同時に推計する。具体的には、 $d_i$ は 0.5~2.0 の範囲にある値を取ると仮定したうえで、0.1 刻みのグリッドサーチ ( $d_i = 0.5, 0.6, \dots, 2.0$ ) を行い、推計誤差の平均平方二乗誤差 (RMSE) を最小にする  $d_i$ を選択する<sup>3</sup>。 $d_i$ の範囲の上限については、2 標準偏差より大きい変動を示すサンプルの数は相応に少なくなるため、推計結果が不安定化し得ることに留意して 2 標準偏差に設定した。

本稿の手法は、閾値の水準を推計している点で、Caselli and Roitman (2019)と類似している。新興国における自国通貨安の消費者物価上昇率への影響に非線形性が存在するかを検証するため、為替変化率の閾値について、-50%~-1%の範囲で 1%刻みのグリッドサーチを行い、尤度を最大にする閾値を選択している。もっとも、この論文は、為替変動のパススルーについてのみ非線形性を導入し、他のコスト変数のパススルーに対して非線形性を勘案していないため、推計にバイアスが生じている可能性が考えられる。本稿では、複数のコスト変数全てについてパススルーの非線形性を想定したうえで推計を行っている。

---

<sup>3</sup> このように、閾値を含むモデルについて、閾値をグリッドサーチによって推計する方法は、Hansen (2000)と Donayre et al. (2018)で詳しく議論されている。

本稿の推計モデルについて、以下の2つの留意点を挙げる。第1に、パススルーと閾値の水準は推計期間を通じて一定と仮定している。すなわち、パススルーに関する構造変化が推計期間内に起きていないと仮定している。本稿の実証分析では、推計期間を約30年間としているが、もちろんその間に構造変化が起きている可能性は考えられる。この点、大谷ほか(2003)、塩路ほか(2007)、塩路・内野(2009)、Hara et al. (2015)は、わが国における消費者物価上昇率へのパススルーに構造変化が生じた可能性を指摘している。もっとも、パススルーの非線形性と構造変化の両方をモデルに組み込むと、サンプル数の自由度が十分に確保できないため、本稿ではパススルーの非線形性のみに注目することとし、モデルの構造については通期一定と仮定した。

第2の留意点は、本稿のモデルはインフレ率の慣性を考慮していないことである。Forbes et al. (2022)などの先行研究において、インフレ率の慣性を勘案するために、説明変数に消費者物価上昇率のラグ項を含めることがある。一方、本稿では、Colavecchio and Rubene (2020)などの文献に倣って、(1)式の右辺に $y_t$ のラグを含めていない。すなわち、現在のインフレ率が、過去のインフレ率の実績から明示的には影響を受けない定式化になっている。そのため、インフレ率の慣性を勘案しているモデルと比べると、本稿のモデルの予測値は、コストプッシュ圧力が強まる局面で上昇スピードが速く、コストプッシュ圧力が弱まる局面では低下スピードが速い傾向にあると考えられる。

消費者物価上昇率に対するコスト変数の変動のパススルーが非線形になり得る理論的仮説としては、企業の価格改定に伴うメニューコストの存在が考えられる (Ball and Mankiw, 1994)<sup>4</sup>。コストの変動が小幅な場合は、価格改定によって得られる利益がメニューコストを下回るため、企業は販売価格を据え置く。吸収できないほどの大幅なコストプッシュショックが発生した場合にのみ、企業は値上げに動くと考えられる。

---

<sup>4</sup> メニューコストは、値札や価格表の改定に必要な物理的な費用のほか、価格変更のための交渉費用など間接的な費用も含む比喩的な概念である (宮尾ほか, 2008)。

## 2-2. データ

本節では、推計に使用したデータを説明する。インフレ率については、消費者物価（除く生鮮食品）と同（除く生鮮食品・エネルギー）の2種類を用いる（前掲図表1）<sup>5</sup>。また、消費者物価を構成する個別品目ごとにパススルーの非線形性を検証する際には、総務省が公表する財・サービス分類などを参考に分類した19個別品目の価格指数を用いる<sup>6</sup>。賃金については、「きまって支給する給与指数（事業所規模30人以上、全産業）」を「総実労働時間指数」で割った平均時給の前年比を使用する。これらの変数に加え、企業物価および為替（ドル円レート）の前年比と、実体経済のスラックの代理変数として失業率を用いる。図表3では、これらの変数を図示している<sup>7</sup>。

推計期間は、パラメータの変化を分析するため、1976年第1四半期から1999年第4四半期までと、1991年第1四半期から2019年第4四半期までの2期間とした。前者の期間については、安定的な推計結果を得るため、消費者物価と企業物価の上昇率が大幅に上昇した第一次石油ショックの時期を除き、推計期間を1976年からとした。また、後者の期間については、新型コロナウイルス感染症が世界的に流行するなかで、データの変動が相応に大きくなった期間を除き、推計期間を2019年までとした。

(1)式における説明変数のラグの長さ ( $h$ ) は、データへのフィットが最も良くなるように、AICに基づき  $h = 1, \dots, 4$  の中から選択した。その結果、被説明変数が消費者物価上昇率（除く生鮮食品）のケースでは1四半期ラグが、同（除く生鮮食品・エネルギー）のケースでは2四半期ラグが選択された。

---

<sup>5</sup> いずれの消費者物価指数についても2020年基準の系列で、消費税調整済みである。

<sup>6</sup> 高橋・玉生（2022）を参考に、消費者物価を20個別品目に分類したうえで、喜舎場・奥田（2022）に倣い、景気変動以外の要因によって変動すると考えられる家賃関連は推計対象から除外した。2015年以前の「公共サービス（外食）」の系列は「学校給食」で補完した。

<sup>7</sup> 実体経済のスラック変数として、先行研究では需給ギャップ（日本銀行作成）を用いた分析が多い。本稿が失業率を用いた理由は、需給ギャップの系列はデータ始期が1983年であり、1970年代まで遡ってパススルーを推計することができないためである。また、より正確なスラック変数としては失業率ギャップであるが、自然失業率の推計には幅があるため、本稿では採用しなかった。



### 3. 推計結果

#### 3-1. ベースラインの結果

まず、被説明変数に消費者物価（除く生鮮食品・エネルギー）の前年比を、説明変数に企業物価、為替、賃金それぞれの前年比の3変数を用いたベースラインの推計結果を示す。また、(1)式の非線形モデルの推計結果と、(1)式からパススルーの非線形性を捉えている右辺第3項を除いた線形モデルの結果を比較する。

図表4は、ベースラインの推計結果である<sup>8</sup>。非線形モデルでは、企業物価や為替、賃金の変動のいずれについても非線形性を表す係数がプラスかつ5%水準で統計的に有意となった。すなわち、コストの上昇率が閾値を上回ると、パススルーは閾値を下回った場合と比べて大きくなる。また、線形モデルの結果と係数の大きさを比較すると、線形モデルの係数は、非線形モデルの線形部分（「閾値未満」）の係数よりも大きく、「閾値未満」と「閾値以上」のパススルーの和（「閾値超過時パススルー」）よりも小さくなっている。これは、非線形性があるにもかかわらず、線形モデルを推計してパススルーを計測しようとする、閾値を上（下）回った場合は過小（大）評価となることを示唆している。すなわち、コストプッシュ圧力が大きい局面では、線形モデルを用いた予測はインフレ率の将来パスを過小評価してしまう可能性がある。

次に、非線形モデルについて2つの推計期間のパススルーを比較する。1991～2019年における賃金変動のパススルーは1976～1999年よりも低下している一方、為替変動からのパススルーは幾分高まっている傾向にある。企業物価からのパススルーは、概ね横ばい圏内となっている<sup>9</sup>。また、1991～2019年の定数項——コスト変数等が推計期間における平均的な上昇率となる場合の消費者物価上昇率を示している——は、1976～1999年と比べて低下している。これは、「値札を変えない」という価格設定行

<sup>8</sup> 推計値の詳細については、補論図表1を参照。

<sup>9</sup> 八木ほか（2022）では、2021年末までのデータを用いて分析した結果、為替変動の影響を除いた原材料コスト変動等のパススルーは、最終需要段階全体としてみれば大きな変化は窺われなとの結果を提示している。一方、中間段階や、最終需要段階の一部品目においては、パススルーが幾分高まっていることを指摘している。本稿は、最終需要段階に相当する消費者物価の分析にとどまっているが、八木ほか（2022）のように生産段階別の物価指数を用いた分析は有用であると考えられ、今後の課題である。なお、本稿は、2020年以降の新型コロナウイルス感染症の影響を除いて推計するため、2019年までのデータを用いて推計している。

動のノルムが、インフレ率の水準の低下に伴って定着したことを捉えているとも解釈できる。

図表 5 は、各説明変数の動きと併せて、1991～2019 年の期間で推計された閾値を示している。推計された $d_i$ はそれぞれ、企業物価が 0.8、為替が 1.5、賃金が 1.2 である<sup>10</sup>。2022 年第 4 四半期において、企業物価と為替の変動は推計された閾値を上回って推移しており、これらの非線形なパススルーが足もとの消費者物価上昇率に寄与していることを示している。他方、賃金の変動は、2022 年第 4 四半期までにおいて推計された閾値を下回っており、消費者物価上昇率に対する押し上げ効果は限定的である。

### 3-2. モデル比較

図表 6 の上図は、1991～2019 年の期間で推計された非線形モデルを用いて、消費者物価（除く生鮮食品・エネルギー）の前年比の要因分解を行った結果である。アウト・オブ・サンプル期間である 2020～2022 年のインフレ率については、2019 年第 4 四半期までの実績データを用いて推計した非線形モデルを用いて外挿した。結果をみると、閾値を超えた場合の非線形なパススルーが、世界金融危機前の国際商品市況の高騰や量的・質的金融緩和導入後の為替円安による物価の押し上げ効果を捉えている。なお、国際商品市況の上昇や為替円安による非線形な物価の押し上げ効果の継続期間は、1～2 年程度となっている。賃金については、1990 年代前半にその堅調な伸びが持続的に物価の押し上げ圧力となっていたことがわかる。一方、2000 年代以降は、賃金の緩慢な伸びが総じて物価の下押し圧力となっていた。すなわち、企業物価と為替の変動の非線形なパススルーは一過性である一方、賃金変動はそれ自体に高い慣性がみられることから、賃金上昇の非線形なパススルーは持続的な傾向がある。

図表 6 の下図は、線形モデルに基づく要因分解の結果である。非線形モデルの線形部分の寄与と比較すると、線形モデルの企業物価と為替の寄与は大きいものの、2008～2009 年や 2013～2014 年における消費者物価上昇率の上昇を非線形モデルほど捉えられていない。また、2022 年入り後の予測値を 2 つのモデルで比較すると、非線形モ

---

<sup>10</sup> 賃金が推計された閾値を上回っている期間は、主に 1990 年代前半に限られている。2.1 節で述べたとおり、本稿のモデルは推計期間中の経済構造が一定と仮定しているが、1990 年代前半以降に経済構造が変化している可能性もある。そのため、仮に賃金が推計された閾値を今後上回っても、1990 年代前半当時と同様の賃金パススルーが発現するかは幅をもってみる必要がある。

デルの予測値は非線形部分の上昇寄与を背景に、消費者物価上昇率の上昇を相応に捉えているのに対し、線形モデルでは実績値と大きな乖離が生じている。

次に、データへのフィットと予測精度について、非線形モデルと線形モデルのパフォーマンスを比較する。データへのフィットを評価する指標は AIC を、アウト・オブ・サンプルの予測精度を評価する指標は RMSE を用いる。図表 7 で結果をみると、非線形モデルは線形モデルよりも、データへのフィットと予測精度の両方で優れていることが示されている<sup>11</sup>。なお、予測精度の評価にあたって、一時的な政策要因等を取り除いたベースで評価する方が望ましいと考えられる。消費者物価上昇率（除く生鮮食品・エネルギー）から、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用いた場合の推計結果も併せて示しており、このインフレ率についても同様の結果が得られている。

### 3-3. 頑健性のチェック

本節では、ベースラインの推計結果の頑健性を確認する。まず、被説明変数を消費者物価（除く生鮮食品）の前年比に代えて推計を行った。説明変数はベースラインと同じ 3 変数である。図表 8 と図表 9 の推計結果をみると、各コスト変数に対してパススルーの非線形性が確認されるほか、推計された閾値がベースラインと概ね同様の水準にあることがわかる<sup>12</sup>。

頑健性の確認の 2 つ目として、本稿の推計モデルに、失業率を実体経済のスラック変数として説明変数に加えて推計を行った。図表 10 でその推計結果をみると、実体経済のスラック変数を説明変数に追加しても、コスト変数のパススルーの非線形性が確認されるほか、スラックの影響についても非線形性が確認される<sup>13</sup>。これは、失業率が閾値を下回る形で総需要が改善した場合、失業率の低下によるインフレ率の押し上げ効果が非線形的に強まることを意味する。もっとも、この拡張モデルでは、コスト変数とスラック変数に相応の相関が生じている。このため、係数の推計値の解釈は、幅をもってみる必要がある。企業のコスト変数の変動について需要ショックと供給ショックを識別したうえで説明変数に含めることにより、コスト変数とスラック変数の

---

<sup>11</sup> なお、図表 6 をみると、2009～2011 年など、線形モデルのフィットの方が良くなる時期もある。

<sup>12</sup> 推計値の詳細については、補論図表 2 を参照。

<sup>13</sup> 推計値の詳細については、補論図表 3 を参照。

係数の推計値を解釈しやすくする方法もあるが、ここでの推計は頑健性のチェックにとどめ、そうした方法は今後の課題としたい。

頑健性の確認の3つ目として、本稿の推計モデルに、上方の閾値だけでなく、下方の閾値も加えて推計を行った。具体的には、次式を推計した。

$$y_t = c + \sum_{i=1}^k \beta_i \cdot x_{i,t-h} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \cdot (x_{i,t-h} \cdot I[x_{i,t-h} > d_i^U \sigma_i]) + \sum_{i=1}^k \delta_i \cdot (x_{i,t-h} \cdot I[x_{i,t-h} < d_i^L \sigma_i]) + \varepsilon_t$$

ただし、 $d_i^L$ 、 $d_i^U$ はそれぞれ下方、上方の閾値であり、その値が取り得る範囲は、 $-1.5 \sim -0.5$ 、 $0.5 \sim 1.5$ とした。これらの閾値に対して、ベースラインと同様に、0.1刻みのグリットサーチを行い、係数と併せて同時推計した。

図表 11 はパススルーにおける上方・下方の両方の非線形性を含むモデルの推計結果を示している<sup>14</sup>。上方の非線形性についてはベースラインと同様の結果が得られた。一方、下方の非線形性については、係数 ( $\delta_i$ ) が5%水準で統計的に有意とならず、コストの大幅な低下は大幅な値下げにつながるという非線形性は確認されなかった。

最後に、消費者物価を構成する個別品目ごとにパススルーの非線形性を検証する。被説明変数を個別品目の消費者物価の前年比に、説明変数をベースラインと同じ3変数として、(1)式を推計した。なお、本稿では、品目ごとの中間投入構造を勘案していない計数を用いている。図表 12 は、各品目についての推計結果を示している。ここでは、モデルの非線形部分について、閾値以上の係数の符号がプラスかつ1%水準で統計的に有意である場合に、説明変数のパススルーに対して非線形性を持つと定義して図示している。

企業物価と為替の変動のパススルーについて非線形性をもつ品目としては、食料工業製品や他の工業製品（含む家電など）、外食サービスが挙げられる。これらの品目が2022年入り後、国際商品市況の高騰や為替円安等を背景に値上げされたと考えられる。賃金上昇のパススルーについては、相対的に労働集約型産業と考えられる、一般サービスの品目の多くで非線形性が確認された。

<sup>14</sup> 推計値の詳細については、補論図表 4 を参照。

## 4. おわりに

本稿では、コスト変数の上昇率がある一定の閾値を超えると、インフレ率へのパススルーの度合いが大きくなるという非線形性の有無を実証的に検証した。主な実証結果は、以下の3点である。第1に、消費者物価上昇率に対する企業物価や為替、賃金の変動のパススルーには非線形性が存在し、それらの上昇率が閾値を上回った場合のパススルーの度合いは、閾値を下回った場合と比べて大きく、その差は統計的に有意である。第2に、インフレ率への非線形なパススルーを勘案したモデルは、データへのフィットおよび予測精度が線形モデルよりも優れている。それゆえに、線形モデルから得られたパススルーの度合いは、非線形モデルでの閾値を上（下）回った場合、過小（大）評価であることが示唆される。第3に、本稿で推計した非線形モデルを用いて消費者物価の前年比を要因分解すると、企業物価と為替の変動の非線形なパススルーは一過性であることが多い一方、賃金変動はそれ自体に高い慣性がみられることから、賃金上昇の非線形なパススルーは持続的な傾向がある。これらの結果は、日本銀行の「物価安定の目標」の持続的・安定的な達成には、賃金の上昇が重要な要素の一つであることを示唆している。

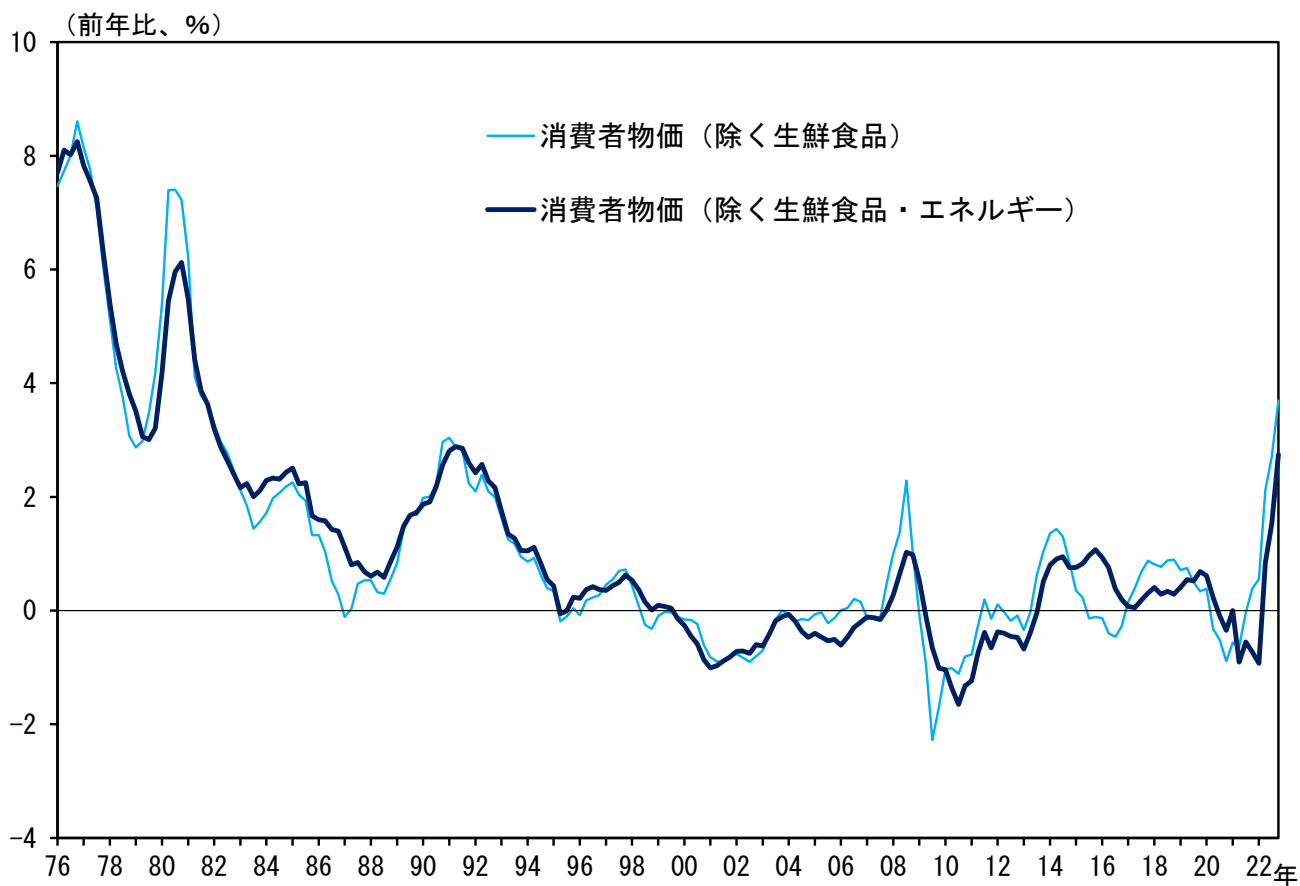
最後に、今後の研究課題を3点挙げたい。第1に、本稿ではコスト上昇のパススルーの非線形性に着目したが、隣接する議論として、フィリップス曲線はフラット化したのか、需給ギャップが大幅に改善すれば非線形的にインフレ率を押し上げ得るのか、等の問いは重要な論点であると考えられる（Hooper et al., 2020）。この点について、Forbes et al. (2022)は、フィリップス曲線の非線形性について実証分析を行っている。本稿の推計はインフレ予想を説明変数に含めていない等、フィリップス曲線の推計とは異なるため、これらの問いは今後の研究課題としたい。第2に、物価と賃金が相乗的に上昇する理論的なメカニズムや実証研究は発展途上であり、今後の研究成果が期待される（Lorenzoni and Werning, 2023）。第3に、本稿のモデルは推計期間中に構造変化がないと仮定しているほか、インフレ率の慣性を勘案していない。2022年入り後の今次局面では、過去の資源高局面等と比べても、販売価格の変更に従来慎重だった業態や企業にも値上げの動きが広がるなど、企業の価格設定スタンスは、本稿の推計期間で観察された姿よりも幾分積極化している可能性がある（池田ほか, 2022）。また、物価と賃金が高めの伸びを続ける場合、インフレ予想の上昇を通じて、企業の価格・賃金設定行動が徐々に変化していく可能性が考えられる。これらを勘案できる理論・実証モデルの構築は有用であると考えられ、今後の課題である。

## 参考文献

- 池田周一郎・倉知善行・近藤卓司・松田太一・八木智之（2022）、「短観からみた最近の企業の価格設定スタンス」、日銀レビュー・シリーズ、No. 22-J-17.
- 大谷聡・白塚重典・代田豊一郎（2003）、「為替レートのパス・スルー低下：わが国輸入物価による検証」、『金融研究』、第22号、第3巻、pp. 59–90.
- 喜舎場唯・奥田達志（2022）、「サービス価格のフィリップス曲線の変化：地域別データによるアプローチ」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No. 22-J-20.
- 塩路悦朗・内野泰助（2009）、「為替レートと原油価格変動のパススルーは変化したか」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No. 09-J-8.
- 塩路悦朗・Vu Tuan Khai・竹内紘子（2007）、「名目為替パススルー率低下のマクロ的含意」、RIETI ディスカッション・ペーパー、No. 07-J-024.
- 高橋悠輔・玉生揚一郎（2022）、「わが国における家計のインフレ実感と消費者物価上昇率」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No. 22-J-2.
- 宮尾龍蔵・中村康治・代田豊一郎（2008）、「物価変動のコスト—概念整理と計測—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No. 08-J-2.
- 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ススルー」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No. 22-J-16.
- Ball, L., and N. Mankiw (1994), "Asymmetric price adjustment and economic fluctuations," *Economic Journal*, 104, pp. 247–261.
- Bank for International Settlements (2022), *Annual Economic Report 2022*.
- Ben Cheikh, N., Y. Ben Zaied, H. Bouzgarrou, and P. Nguyen (2018), "Nonlinear exchange rate pass-through: Does business cycle matter?" *Journal of Economic Integration*, 33(2), pp. 1234–1261.
- Borio, C., M. Lombardi, J. Yetman, and E. Zakrajšek (2023), "The two-regime view of inflation," BIS Papers, No. 133.
- Campa, J. M., and L. S. Goldberg (2005), "Exchange rate pass-through into import prices," *Review of Economics and Statistics*, 87(4), pp. 679–690.
- Caselli, F., and A. Roitman (2019), "Nonlinear exchange-rate pass-through in emerging markets," *International Finance*, 22, pp. 279–306.
- Colavecchio, R., and I. Rubene (2020), "Non-linear exchange rate pass-through to euro area inflation: A local projection approach," ECB Working Paper, No. 2362.

- Donayre, L., Y. Eo, and J. Morley (2018), "Improving likelihood-ratio-based confidence intervals for threshold parameters in finite samples," *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 22, 1, pp. 1–11.
- Forbes, K., J. Gagnon, and C. Collins (2022), "Low inflation bends the Phillips curve around the world," *Economia*, 45, pp. 52–72.
- Gopinath, Gita (2023), "Crisis and monetary policy," *Finance and Development*, March 2023.
- Hansen, B. E. (2000), "Sample splitting and threshold estimation," *Econometrica*, 68, pp. 575–603.
- Hara, N., K. Hiraki, and Y. Ichise (2015), "Changing exchange rate pass-through in Japan: Does it indicate changing pricing behavior?" Bank of Japan Working Paper Series, No. 15-E-4.
- Hooper, P., F. Mishkin, and A. Sufi (2020), "Prospects for inflation in a high pressure economy: Is the Phillips curve dead or is it just hibernating?" *Research in Economics*, 74, pp. 26–62.
- Lorenzoni, G., and I. Werning (2023), "Wage price spirals," Manuscript.
- Shintani, M., A. Terada-Hagiwara, and T. Yabu (2013), "Exchange rate pass-through and inflation: A nonlinear time series analysis," *Journal of International Money and Finance*, 32, pp. 512–527.
- Taylor, J. B. (2000), "Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms," *European Economic Review*, 44, pp. 1389–1408.

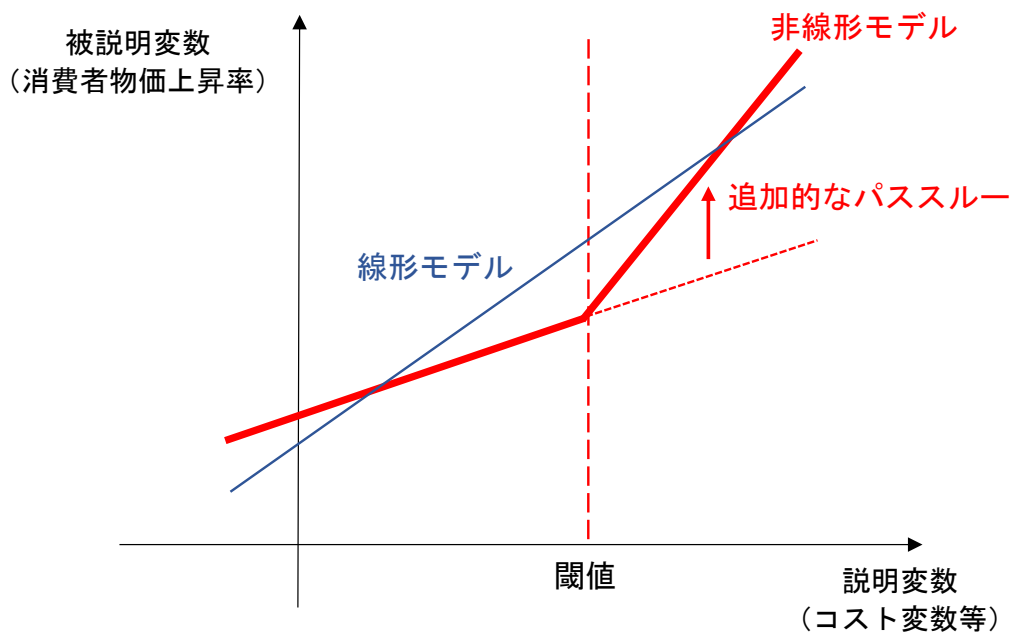
図表 1：消費者物価上昇率



(注) 消費税調整済み、2020年基準、季節調整値の対数変化率。

(出所) 総務省、日本銀行

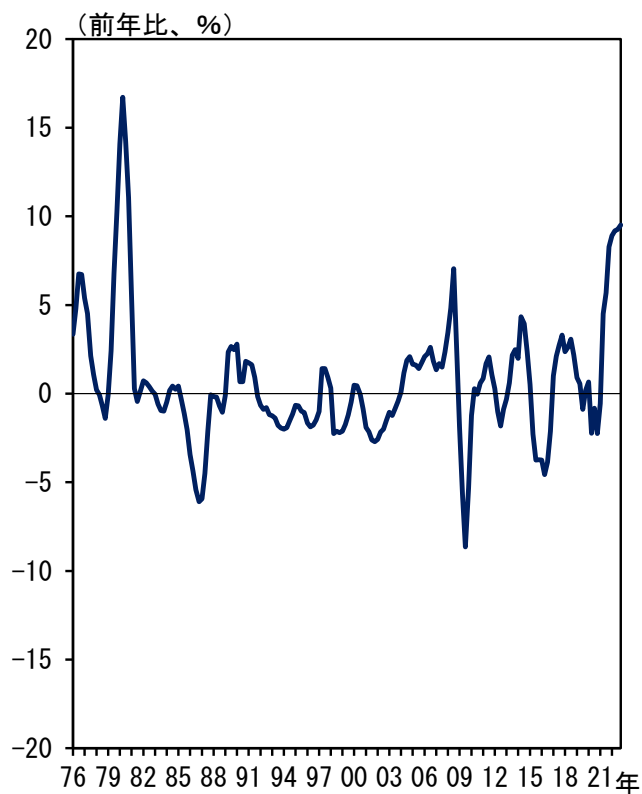
図表 2：パsthroughの非線形性の概念図



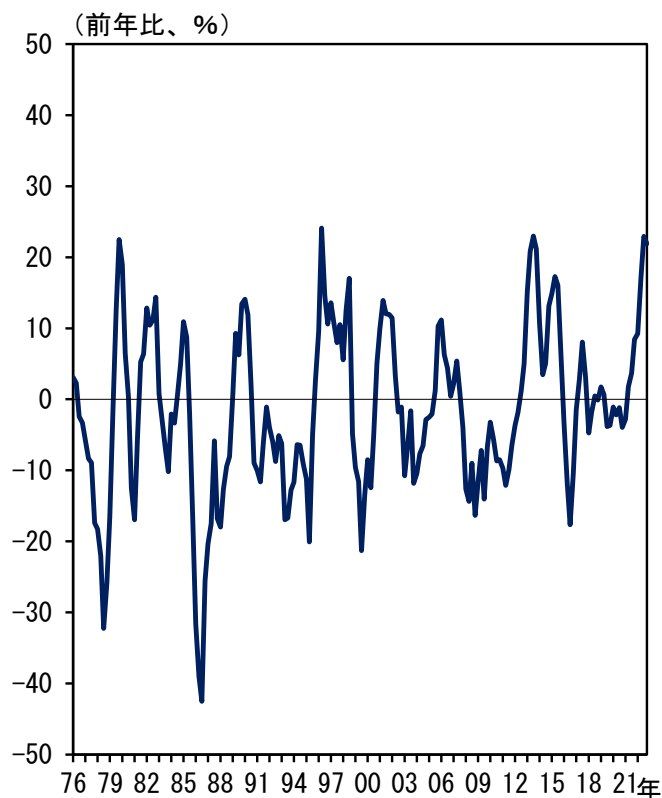


図表3：推計に使用する主なデータ

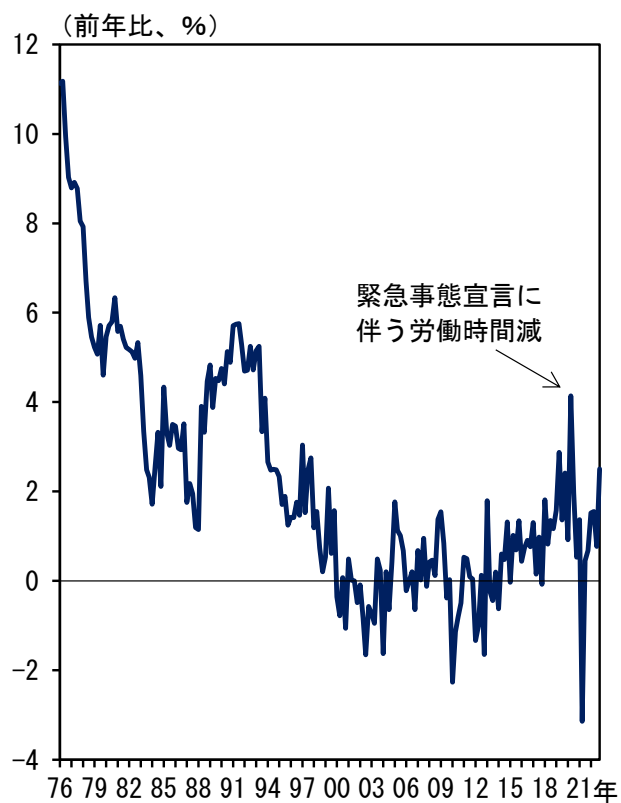
(1) 企業物価指数



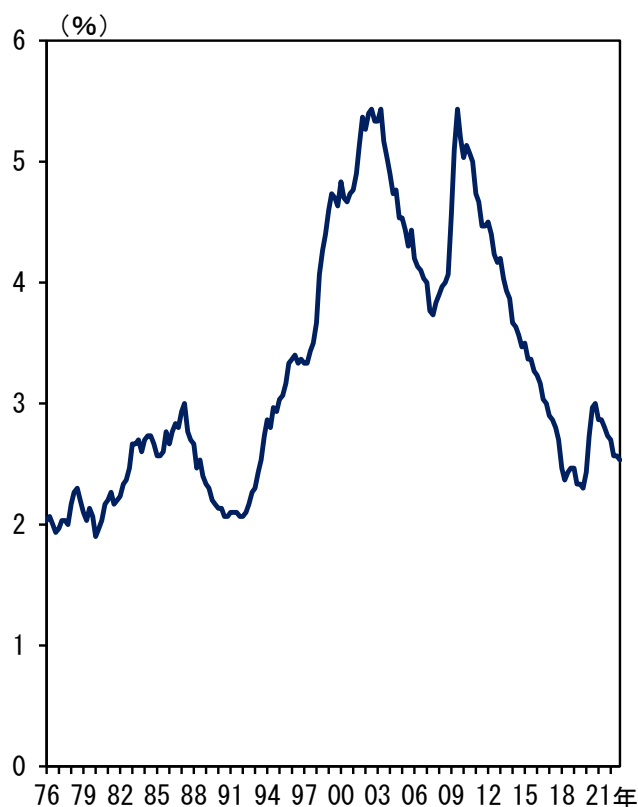
(2) 為替



(3) 賃金



(4) 失業率 (实体经济スラック変数)



(注) 1. (3)は、きまって支給する給与指数を総実労働時間指数で割った平均時給の前年比。

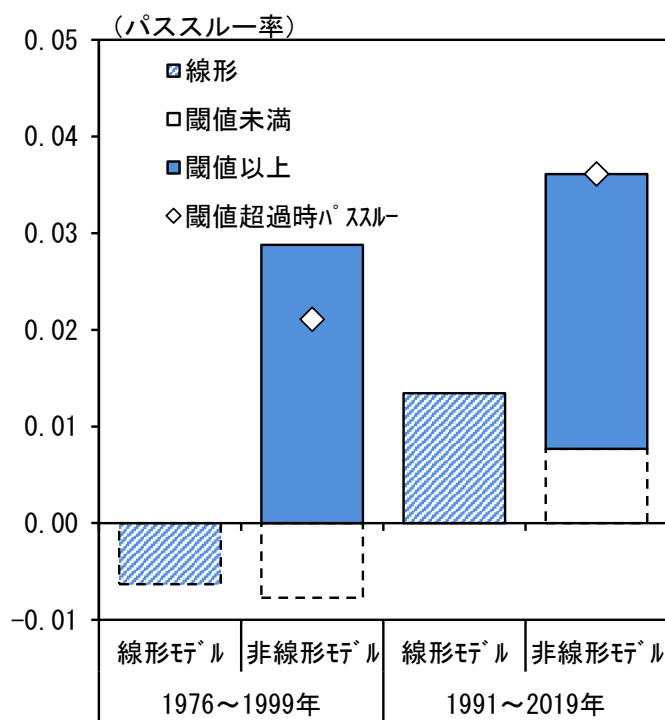
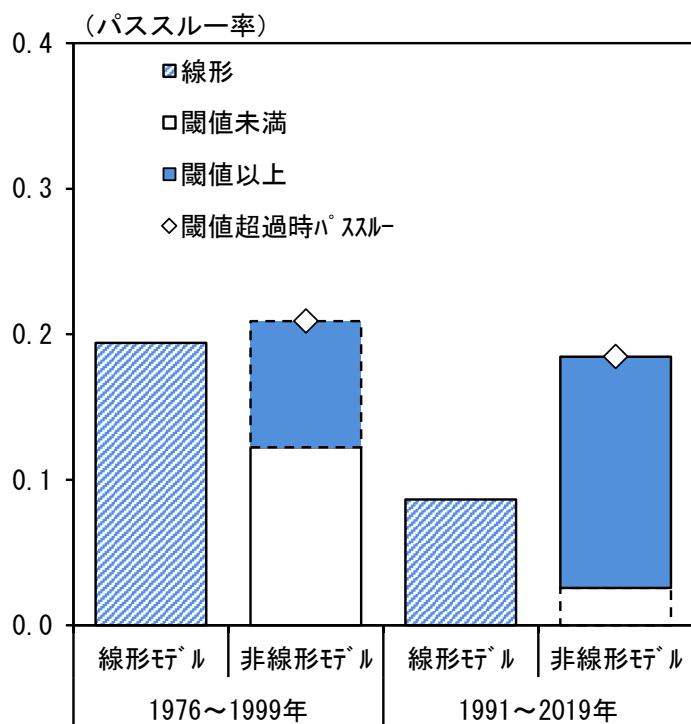
2. (1)～(3)は対数変化率で算出。(3)、(4)は季節調整済計数を使用。

(出所) 総務省、厚生労働省、日本銀行、FRED

図表4：消費者物価上昇率（除く生鮮食品・エネルギー）の推計結果：係数

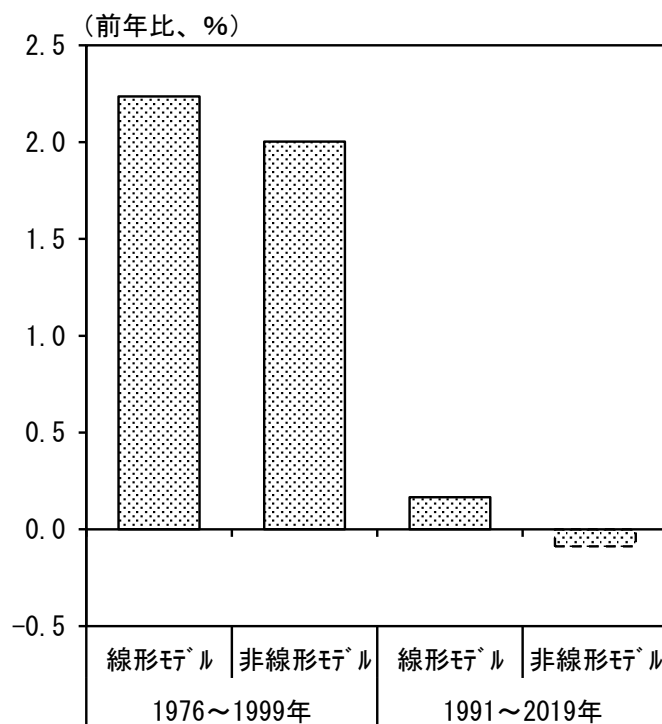
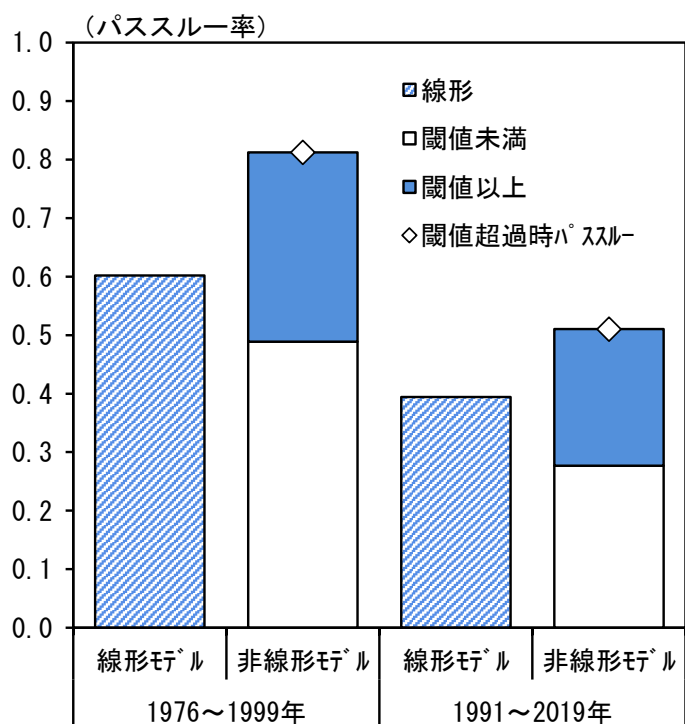
(1) 企業物価指数

(2) 為替



(3) 賃金

(4) 定数項



(注) 1. 棒グラフの枠が実線である場合、その係数または定数項が5%水準で統計的に有意であることを示す。

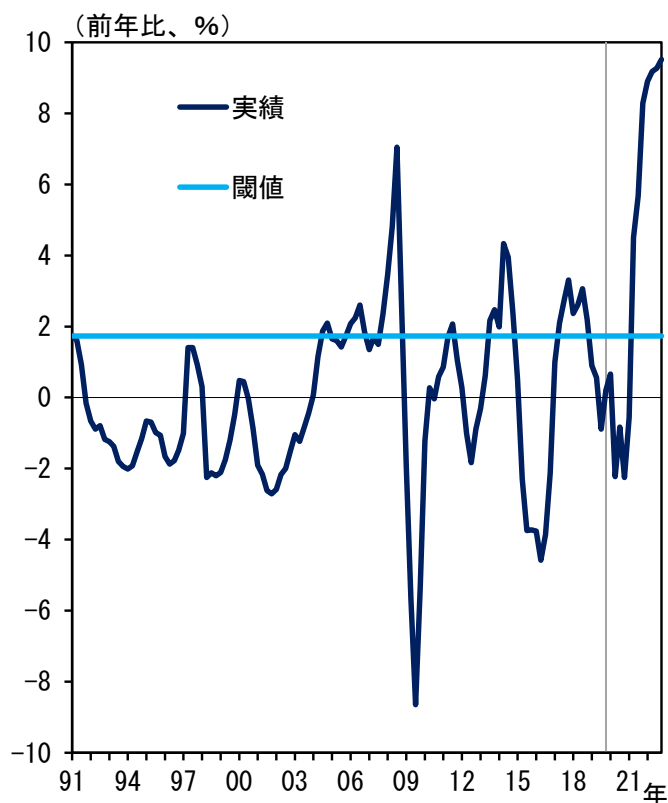
2. Newey-Westの標準誤差を使用。

3. 「閾値超過時パsthrough」は、閾値未満と閾値以上のパsthroughの和。

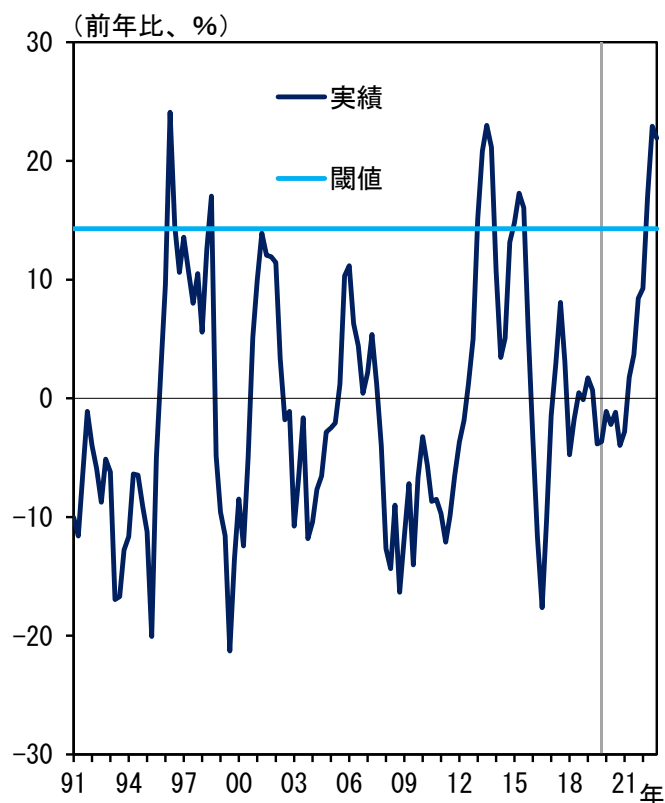
(出所) 総務省、厚生労働省、日本銀行、FRED

図表5: 消費者物価上昇率（除く生鮮食品・エネルギー）の推計結果: 閾値

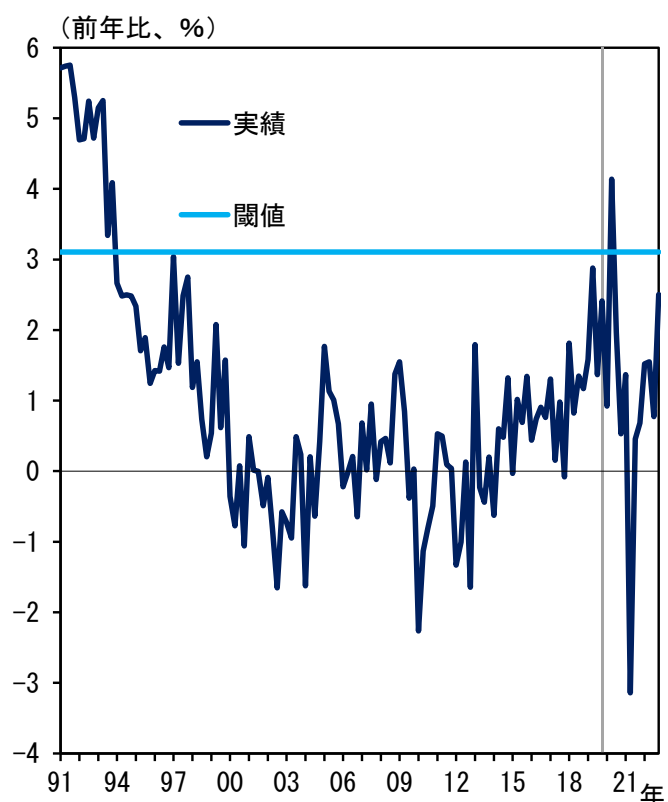
(1) 企業物価指数



(2) 為替



(3) 賃金

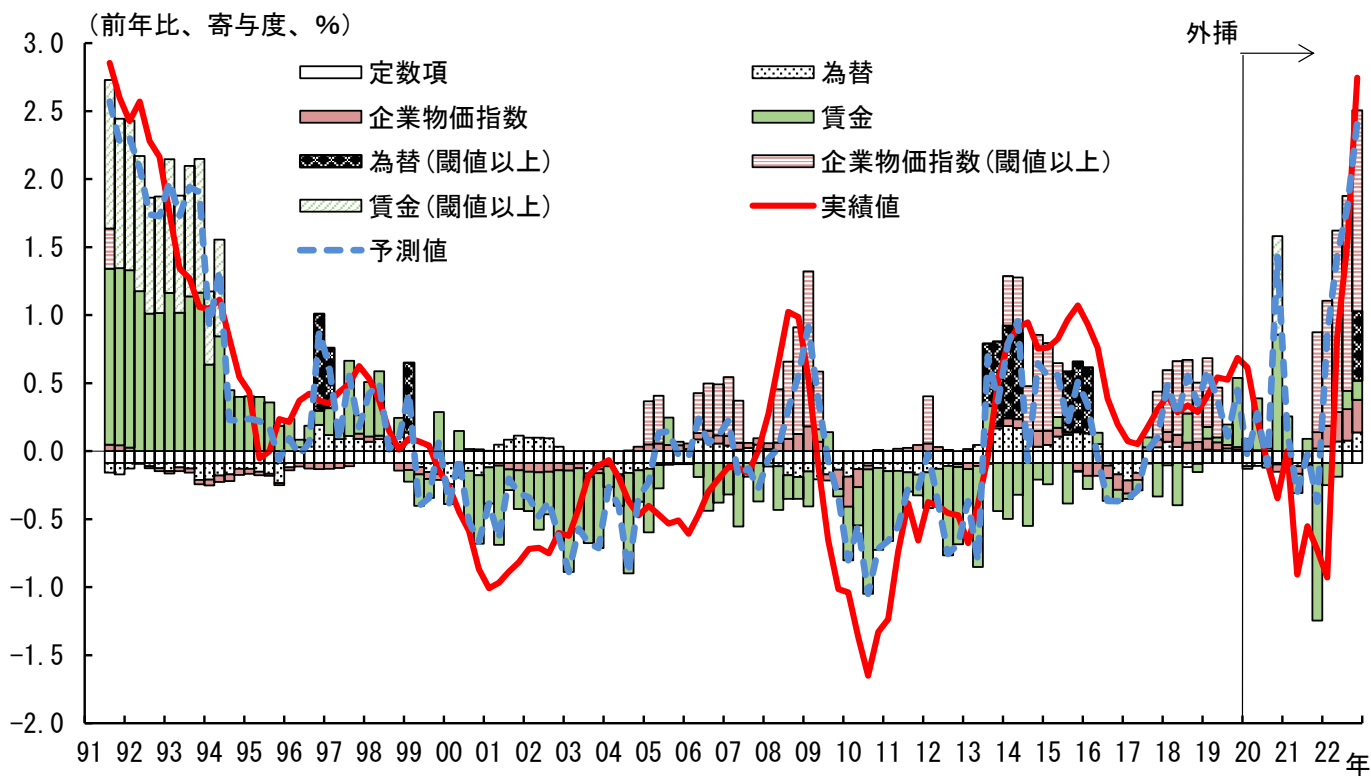


(注) 推計期間は、1991～2019年。グレーの縦線は推計期間の終期を示す。

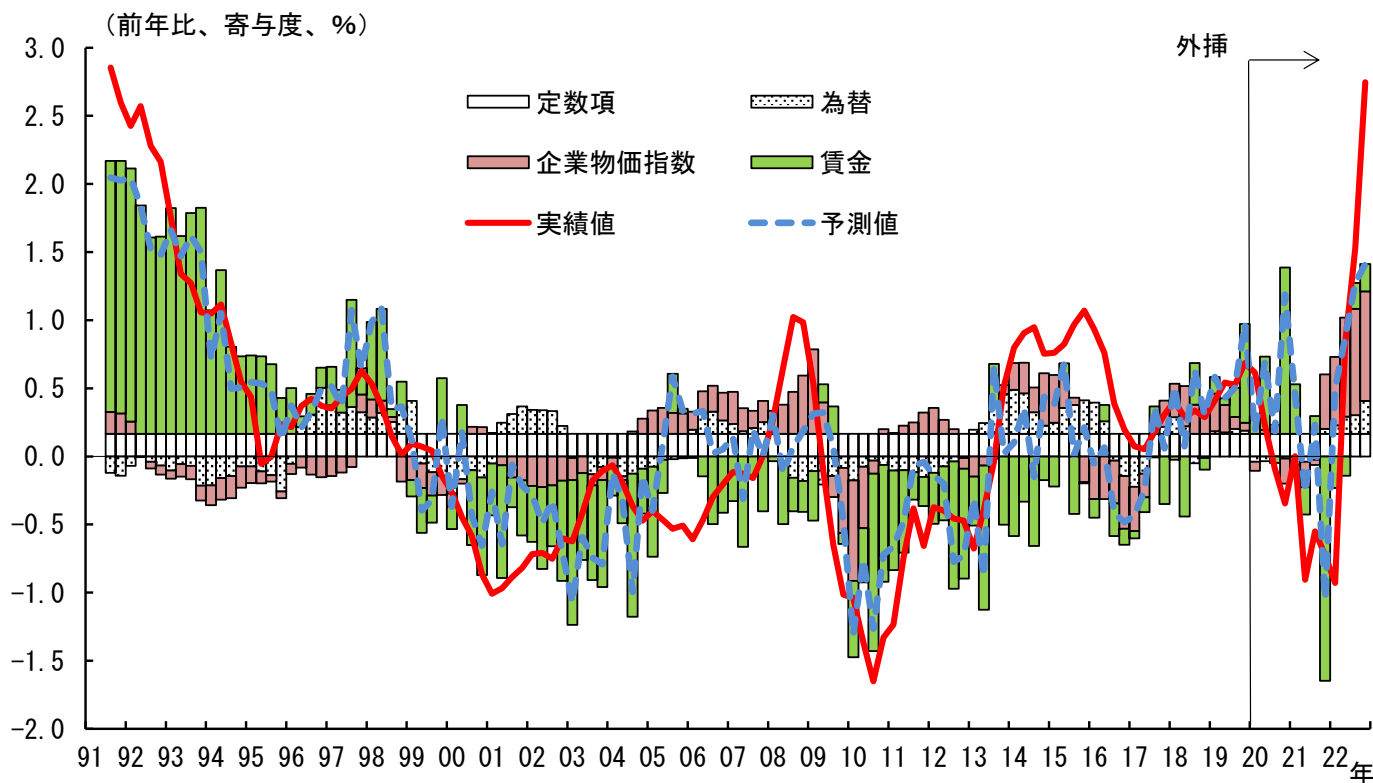
(出所) 総務省、厚生労働省、日本銀行、FRED

図表6：消費者物価上昇率（除く生鮮食品・エネルギー）の要因分解

(1) 非線形モデルにもとづく要因分解



(2) 線形モデルにもとづく要因分解



(注) 1. ベースラインモデル（1991～2019年）の推計結果をもとに、2022年第4四半期まで外挿。

2. 統計的に有意でない係数の寄与度も算入。

(出所) 総務省、厚生労働省、日本銀行、FRED

図表 7: モデル比較の結果

被説明変数		データへのフィット (AIC)		予測精度 (RMSE)	
		1991～2019年		2020～2022年	
被説明変数	モデル				
消費者物価上昇率 (除く生鮮食品・エネルギー)	非線形	138.7	0.820		
	線形	169.9	0.819		
(参考)消費者物価上昇率 (除く生鮮・エネ・一時的な要因)	非線形	148.3	0.596		
	線形	173.2	0.780		

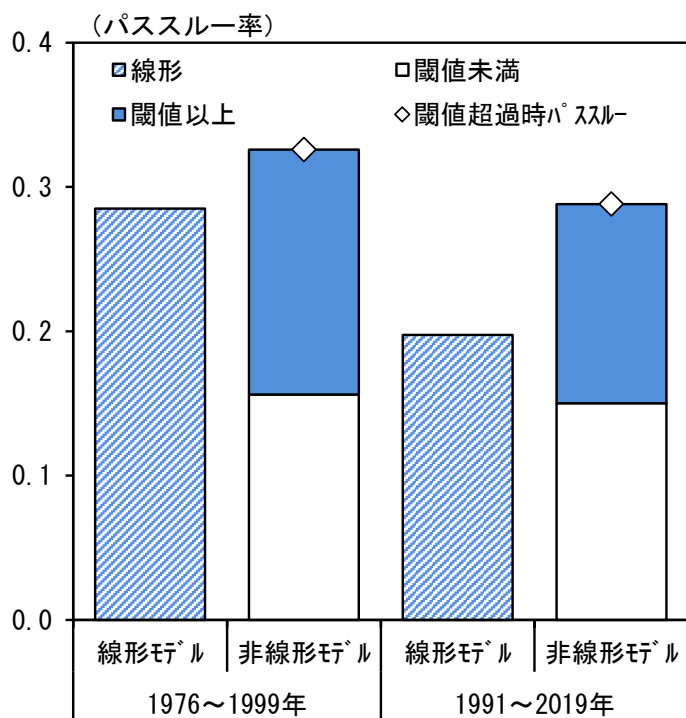
(注) 1. 消費者物価上昇率 (除く生鮮食品・エネルギー・一時的な要因) は、教育無償化政策、旅行支援策、携帯電話通信料の影響を除いた、日本銀行スタッフによる試算値。

2. 「非線形」の行のシャドーは、線形モデルよりも優れていることを示す。

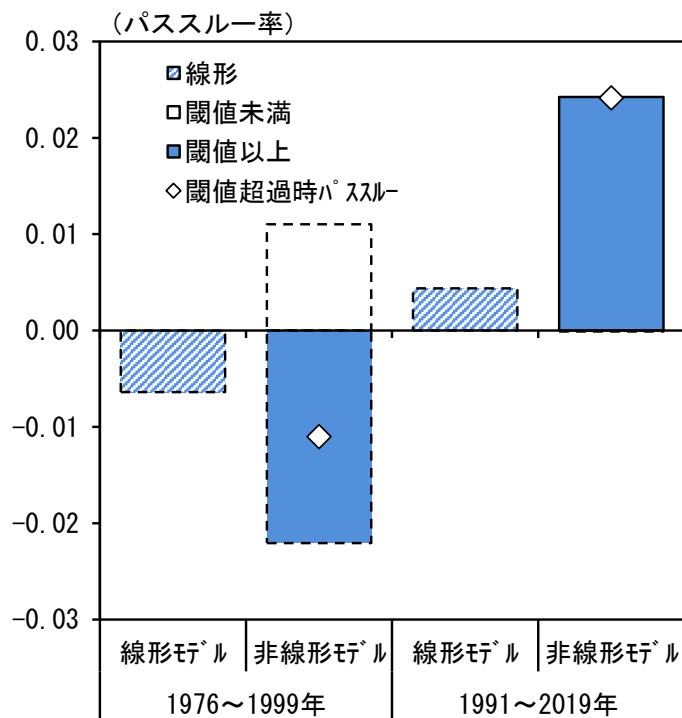
(出所) 総務省、厚生労働省、日本銀行、FRED

図表8：消費者物価上昇率（除く生鮮食品）の推計結果：係数

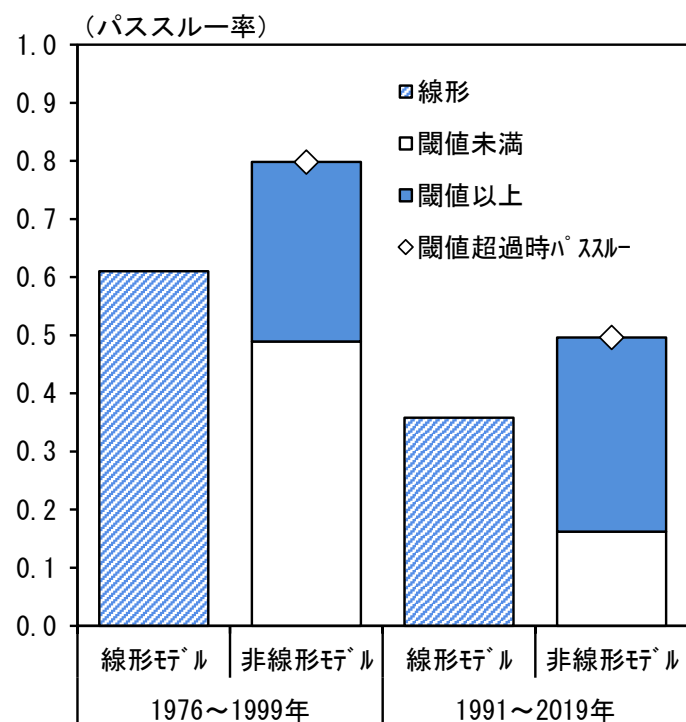
(1) 企業物価指数



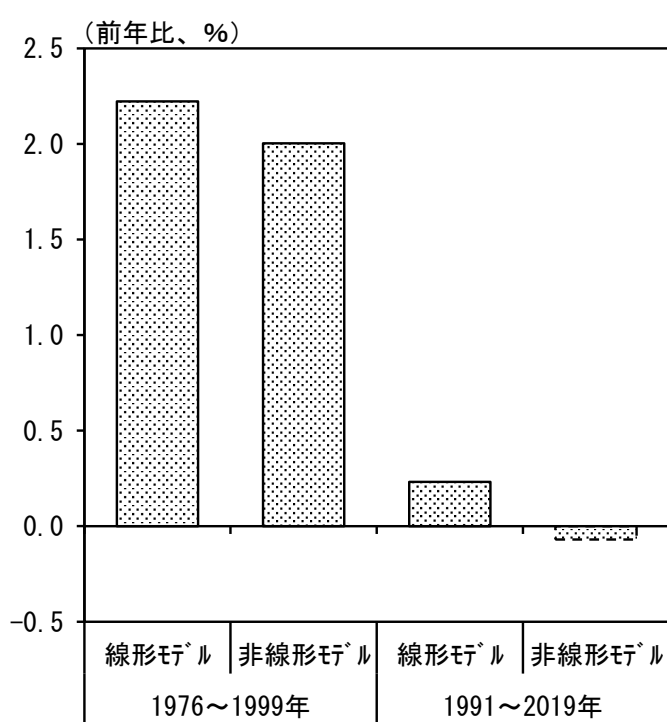
(2) 為替



(3) 賃金



(4) 定数項



(注) 1. 棒グラフの枠が実線である場合、その係数または定数項が5%水準で統計的に有意であることを示す。

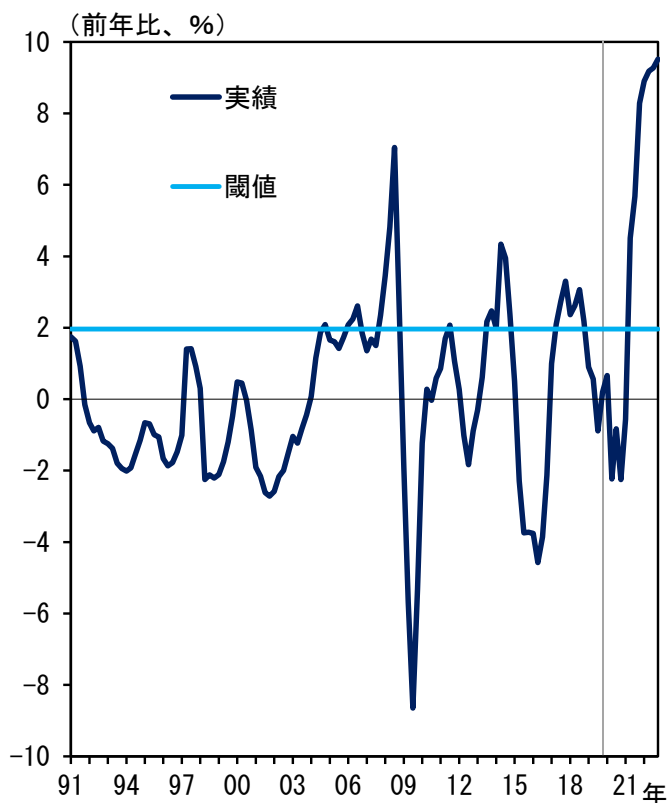
2. Newey-Westの標準誤差を使用。

3. 「閾値超過時パsthrough」は、閾値未満と閾値以上のパsthroughの和。

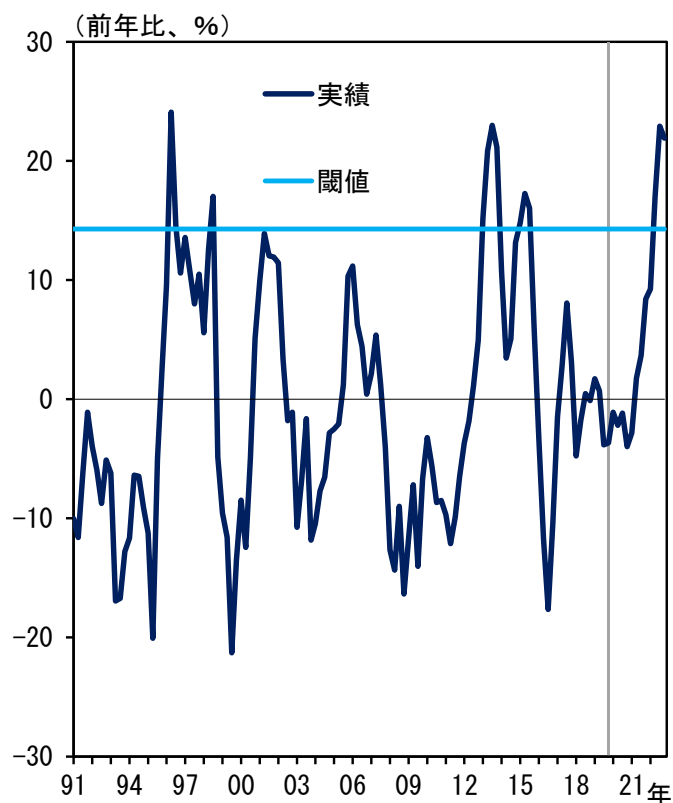
(出所) 総務省、厚生労働省、日本銀行、FRED

図表9：消費者物価上昇率（除く生鮮食品）の推計結果： 閾値

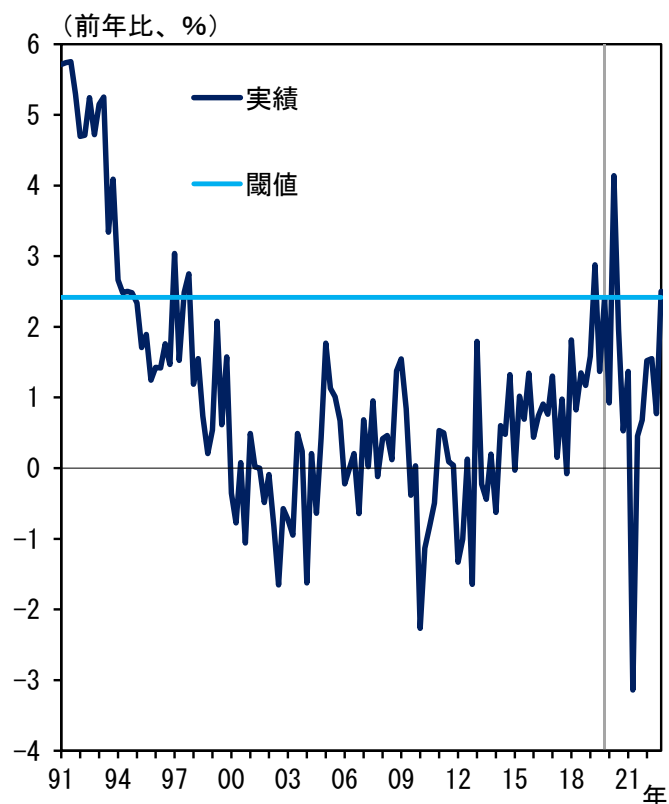
(1) 企業物価指数



(2) 為替



(3) 賃金

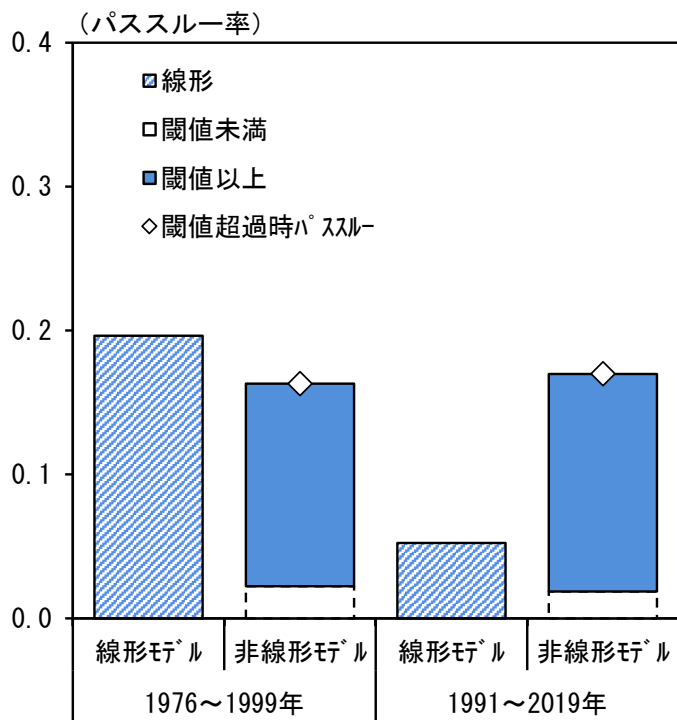


(注) 推計期間は、1991～2019年。グレーの縦線は推計期間の終期を示す。

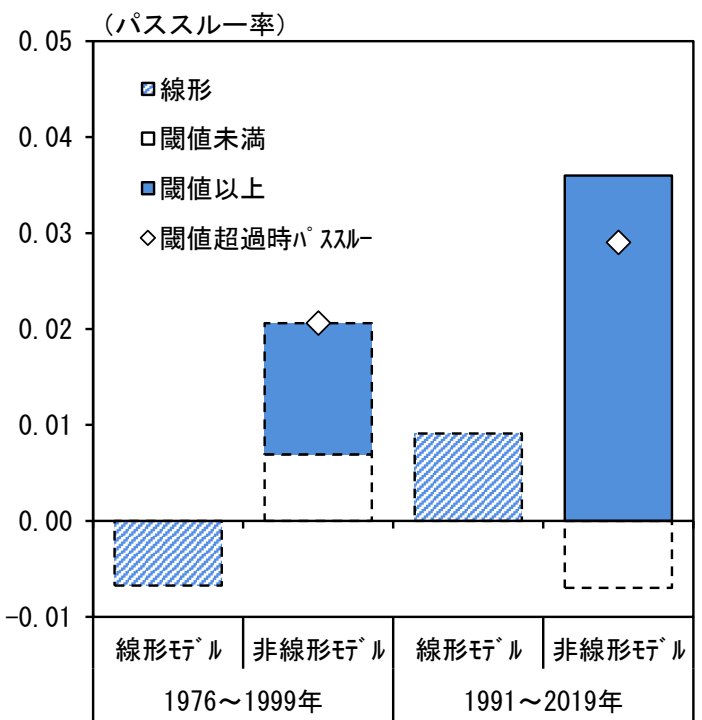
(出所) 総務省、厚生労働省、日本銀行、FRED

図表10: 消費者物価上昇率（除く生鮮食品・エネルギー）の推計結果: スラック

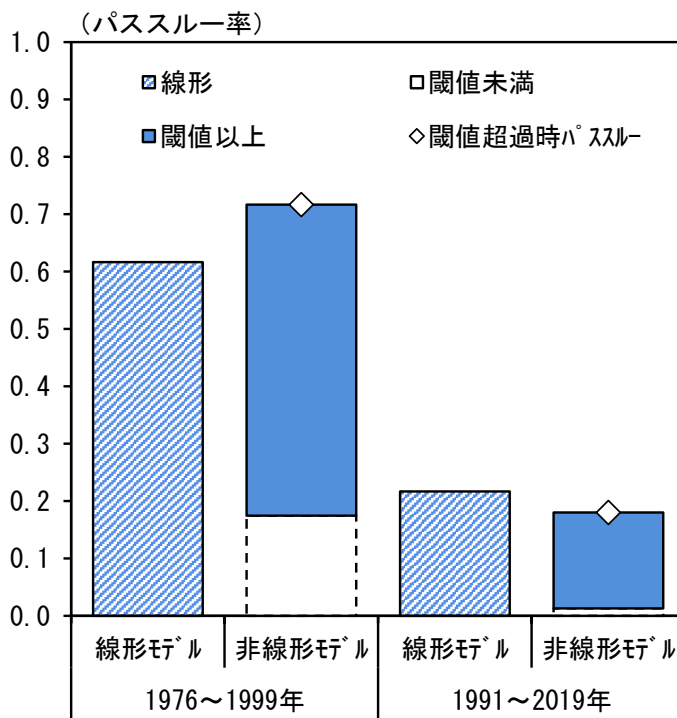
(1) 企業物価指数



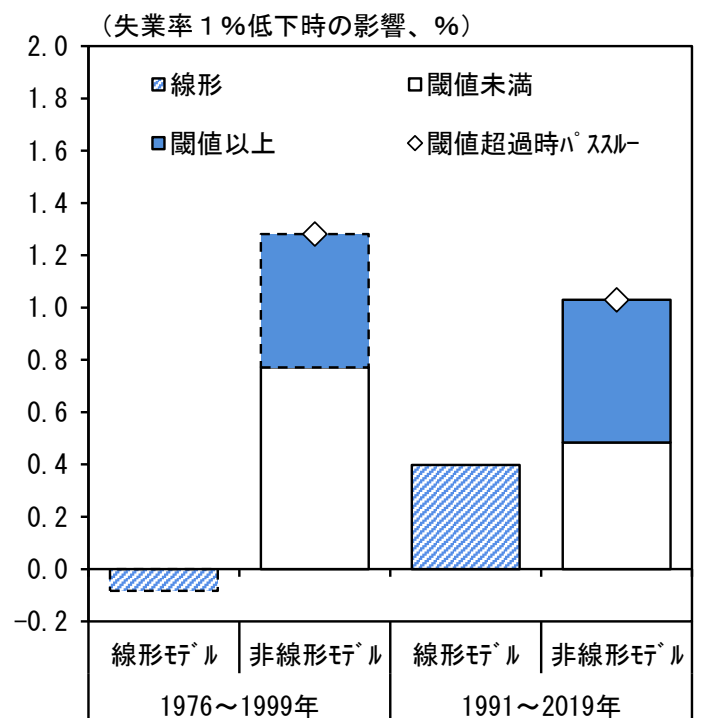
(2) 為替



(3) 賃金



(4) スラックの影響（失業率、逆符号）



(注) 1. 棒グラフの枠が実線である場合、その係数または定数項が5%水準で統計的に有意であることを示す。

2. Newey-Westの標準誤差を使用。

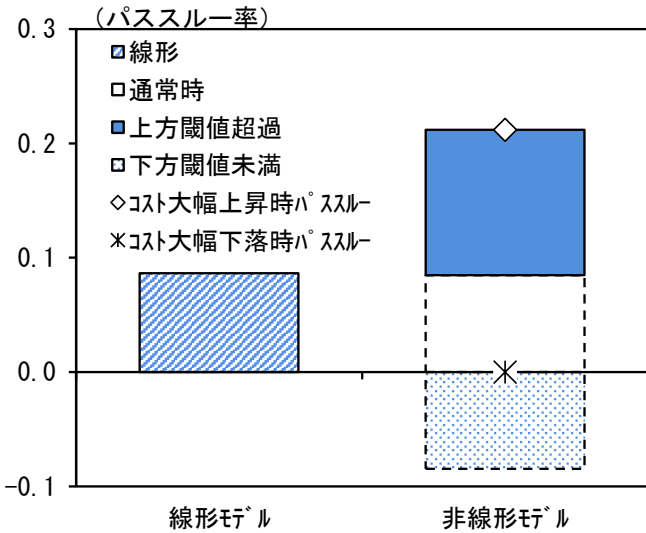
3. 「閾値超過時パズスルー」は、閾値未満と閾値以上のパズスルーの和。

(出所) 総務省、厚生労働省、日本銀行、FRED

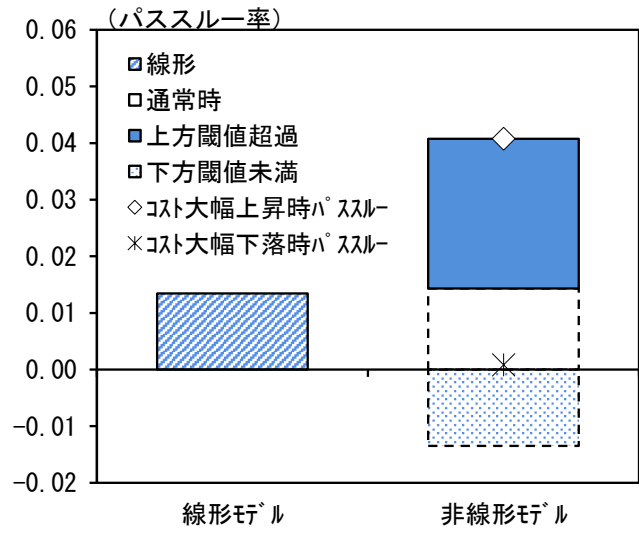


図表11: 消費者物価上昇率（除く生鮮食品・エネルギー）の推計結果: 下方閾値

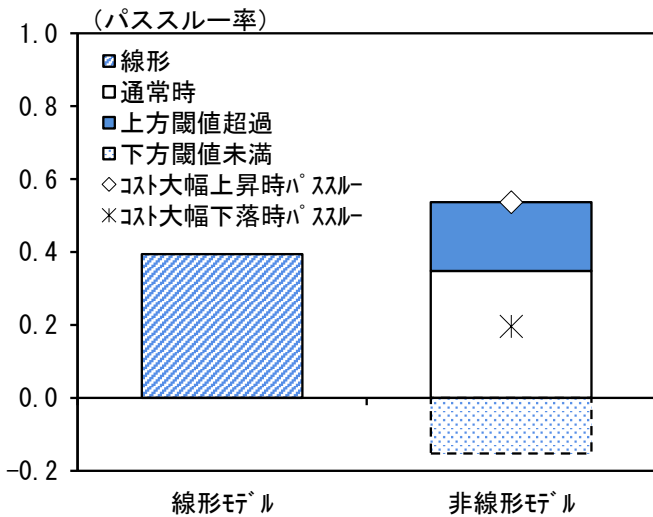
(1) 企業物価指数（係数）



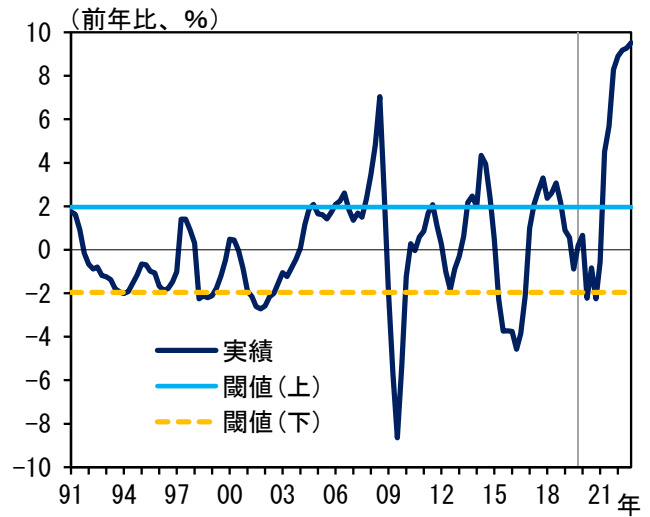
(2) 為替（係数）



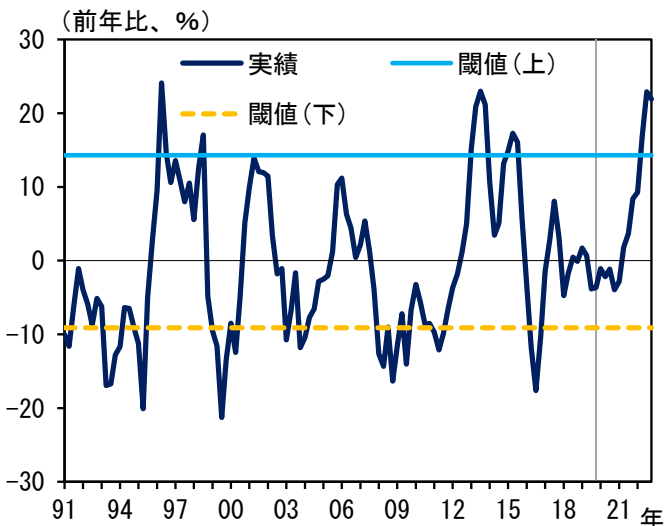
(3) 賃金（係数）



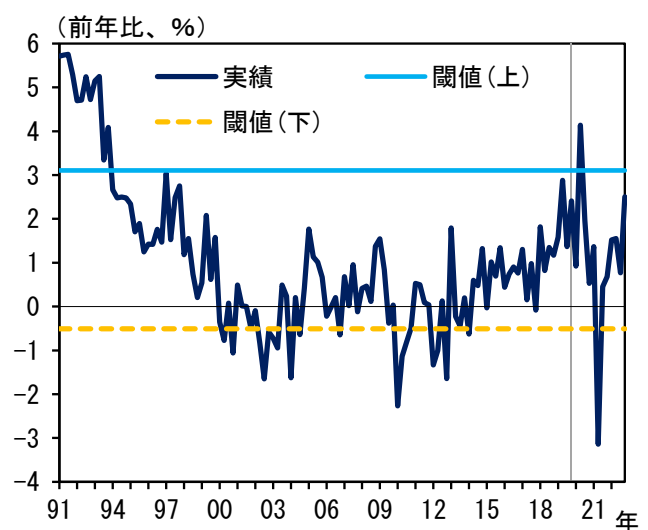
(4) 企業物価指数（閾値）



(5) 為替（閾値）



(6) 賃金（閾値）



(注) 1. 棒グラフの枠が実線である場合、その係数または定数項が5%水準で統計的に有意であることを示す。  
 2. Newey-Westの標準誤差を使用。  
 3. 「閾値超過時パススルー」は、閾値未済と閾値以上のパススルーの和。

(出所) 総務省、厚生労働省、日本銀行、FRED

図表12: パススルーの非線形性をもつ個別品目

	品目名	説明変数		
		企業物価	為替	賃金
財	生鮮商品		✓	
	他の農水畜産物			✓
	食料工業製品	✓	✓	
	繊維製品			
	石油製品			
	他の工業製品	✓		
	電気・都市ガス・水道			
	出版物			✓
一般サービス	家事関連	✓		✓
	医療・福祉関連			
	教育関連			✓
	通信・教養娯楽関連		✓	✓
	外食	✓		✓
公共サービス	家事関連			
	医療・福祉関連			
	運輸・通信関連			
	教育関連			
	教養娯楽関連		✓	
	学校給食	✓	✓	

(注) 1. 「✓」は、閾値以上の係数が正でかつ1%水準で統計的に有意となる個別品目。

2. 説明変数のラグの長さは個別品目ごとにAICで選択。

(出所) 総務省、厚生労働省、日本銀行、FRED

## (補論図表 1)

図表 4・5: 消費者物価上昇率 (除く生鮮食品・エネルギー) の推計結果

モデル 推計期間	線形モデル		非線形モデル	
	1976-1999年	1991-2019年	1976-1999年	1991-2019年
(線形)	0.194 ** ( 0.026 )	0.086 ** ( 0.026 )		
企業物価 (閾値未満)			0.122 ** ( 0.046 )	0.026 ( 0.035 )
(閾値以上)			0.087 ( 0.044 )	0.159 ** ( 0.048 )
(線形)	-0.006 ( 0.006 )	0.013 * ( 0.006 )		
為替 (閾値未満)			-0.008 ( 0.005 )	0.008 ( 0.006 )
(閾値以上)			0.029 * ( 0.013 )	0.028 ** ( 0.010 )
(線形)	0.602 ** ( 0.054 )	0.394 ** ( 0.035 )		
賃金 (閾値未満)			0.489 ** ( 0.059 )	0.277 ** ( 0.042 )
(閾値以上)			0.323 ** ( 0.050 )	0.234 ** ( 0.064 )
定数項	2.235 ** ( 0.093 )	0.166 ** ( 0.058 )	2.003 ** ( 0.104 )	-0.088 ( 0.057 )
<b>閾値 (di)</b>				
企業物価			1.1	0.8
為替			1.6	1.5
賃金			1.7	1.2

(注) \*\*は1%水準、\*は5%水準で有意。( )内はNewey-Westの標準誤差。

(出所) 総務省、厚生労働省、日本銀行、FRED

## (補論図表 2)

図表 8・9: 消費者物価上昇率 (除く生鮮食品) の推計結果

モデル 推計期間	線形モデル		非線形モデル	
	1976-1999年	1991-2019年	1976-1999年	1991-2019年
(線形)	0.285 ** ( 0.016 )	0.198 ** ( 0.024 )		
企業物価 (閾値未満)			0.156 ** ( 0.044 )	0.150 ** ( 0.028 )
(閾値以上)			0.170 ** ( 0.043 )	0.138 ** ( 0.050 )
(線形)	-0.006 ( 0.005 )	0.004 ( 0.006 )		
為替 (閾値未満)			0.011 ( 0.009 )	-0.000 ( 0.005 )
(閾値以上)			-0.022 ( 0.015 )	0.024 ** ( 0.006 )
(線形)	0.610 ** ( 0.042 )	0.358 ** ( 0.032 )		
賃金 (閾値未満)			0.489 ** ( 0.059 )	0.162 ** ( 0.044 )
(閾値以上)			0.309 ** ( 0.063 )	0.334 ** ( 0.065 )
定数項	2.223 ** ( 0.087 )	0.232 ** ( 0.053 )	2.003 ** ( 0.135 )	-0.070 ( 0.055 )
<b>閾値 (d)</b>				
企業物価			1.1	0.9
為替			0.7	1.5
賃金			1.0	0.8

(注) \*\*は1%水準で有意。( )内はNewey-Westの標準誤差。

(出所) 総務省、厚生労働省、日本銀行、FRED

## (補論図表3)

図表10: 消費者物価上昇率(除く生鮮食品・エネルギー)の推計結果: スラック

モデル 推計期間	線形モデル		非線形モデル	
	1976-1999年	1991-2019年	1976-1999年	1991-2019年
(線形)	0.196 ** ( 0.027 )	0.052 * ( 0.023 )		
企業物価 (閾値未満)			0.022 ( 0.040 )	0.019 ( 0.017 )
(閾値以上)			0.141 ** ( 0.044 )	0.151 ** ( 0.036 )
(線形)	-0.007 ( 0.006 )	0.009 ( 0.005 )		
為替 (閾値未満)			0.007 ( 0.006 )	-0.007 ( 0.005 )
(閾値以上)			0.014 ( 0.013 )	0.036 ** ( 0.009 )
(線形)	0.617 ** ( 0.076 )	0.217 ** ( 0.053 )		
賃金 (閾値未満)			0.175 ( 0.103 )	0.013 ( 0.045 )
(閾値以上)			0.542 ** ( 0.099 )	0.167 ** ( 0.048 )
(線形)	-0.083 ( 0.222 )	0.398 ** ( 0.084 )		
スラック (失業率、 逆符号) (閾値未満)			0.771 ** ( 0.228 )	0.484 ** ( 0.062 )
(閾値以上)			0.510 ( 0.338 )	0.547 ** ( 0.078 )
定数項	2.238 ** ( 0.092 )	0.174 ** ( 0.053 )	1.574 ** ( 0.108 )	-0.111 * ( 0.050 )
<b>閾値(d<sub>i</sub>)</b>				
企業物価			0.6	1.5
為替			1.4	0.6
賃金			0.5	1.2
スラック			0.8	1.7

(注) \*\*は1%水準、\*は5%水準で有意。( )内はNewey-Westの標準誤差。

(出所) 総務省、厚生労働省、日本銀行、FRED

## (補論図表 4)

図表11: 消費者物価上昇率 (除く生鮮食品・エネルギー) の推計結果: 下方閾値

モデル 推計期間	線形モデル 1991-2019年	非線形モデル
(線形)	0.086 ** ( 0.026 )	
(通常時)		0.085 ( 0.043 )
企業物価 (上方閾値超過)		0.127 * ( 0.051 )
(下方閾値未満)		-0.085 ( 0.060 )
(線形)	0.013 * ( 0.006 )	
(通常時)		0.014 ( 0.008 )
為替 (上方閾値超過)		0.026 * ( 0.011 )
(下方閾値未満)		-0.013 ( 0.011 )
(線形)	0.394 ** ( 0.035 )	
(通常時)		0.348 ** ( 0.053 )
賃金 (上方閾値超過)		0.189 ** ( 0.070 )
(下方閾値未満)		-0.152 ( 0.078 )
定数項	0.166 ** ( 0.058 )	-0.171 * ( 0.069 )
<b>上方閾値 (dU)</b>		
企業物価		0.9
為替		1.5
賃金		1.2
<b>下方閾値 (dL)</b>		
企業物価		-0.8
為替		-0.8
賃金		-0.9

(注) \*\*は1%水準、\*は5%水準で有意。()内はNewey-Westの標準誤差。

(出所) 総務省、厚生労働省、日本銀行、FRED