



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

コストプッシュ圧力の消費者物価へのパススルー

八木智之*

tomoyuki.yagi@boj.or.jp

倉知善行*

yoshiyuki.kurachi@boj.or.jp

高橋優豊**

masato.takahashi@boj.or.jp

山田琴音***

kotone.yamada@boj.or.jp

河田皓史*

hiroshi.kawata@boj.or.jp

No.22-J-16
2022年9月

日本銀行
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱 30号

* 調査統計局

** 調査統計局（現・総務人事局）

*** 調査統計局（現・政策委員会室）

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。

コストプッシュ圧力の消費者物価へのパススルー*

八木 智之†・倉知 善行‡・高橋 優豊§・山田 琴音**・河田 皓史††

2022年9月

【要 旨】

新型コロナウイルス感染症からの回復局面において、国際商品市況の上昇や為替円安を背景に、わが国企業が直面する原材料や製品の調達コストは、はっきりと上昇している。本稿では、こうしたコストプッシュ圧力の高まりが最終需要段階の物価である消費者物価に与える影響——いわゆる「パススルー率」——を定量的に計測し、近年の変化やその背景について考察する。わが国に関する計測結果をみると、為替レート変動のパススルー率は、近年、輸入ペネトレーションが高まるなかで上昇傾向にあることが示唆される。また、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率は、最終需要段階全体としてみれば大きな変化は窺われないが、中間需要段階に加え、最終需要段階でも一部品目においては幾分高まっているとみられる。パススルー率は、①コストプッシュ圧力の大きさ、②景気局面、③感染症の影響も受けた製商品の需給の引き締め等によって左右され得るため、先行きの動向を注視していく必要がある。

JEL 分類番号：E30、E31、F31

キーワード：コストプッシュ圧力、原材料コスト、為替レート、消費者物価、パススルー、新型コロナウイルス感染症

* 本稿の内容は、日本銀行の「コロナ禍における物価動向を巡る諸問題」に関するワークショップ・第2回「わが国のフィリップス曲線とコスト転嫁」（2022年5月30日）の第1セッションにて発表された。本稿の作成にあたっては、青木浩介氏、植田和男氏、宇南山卓氏、亀田制作氏、塩路悦朗氏、陣内了氏、福田慎一氏、森川正之氏、渡辺努氏および日本銀行のスタッフから有益なコメントを頂戴した。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 (tomoyuki.yagi@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 (現・総務人事局、masato.takahashi@boj.or.jp)

** 日本銀行調査統計局 (現・政策委員会室、kotone.yamada@boj.or.jp)

†† 日本銀行調査統計局 (hiroshi.kawata@boj.or.jp)

1. はじめに

インフレ動学を考えるにあたって、コストプッシュ圧力が物価に及ぼす影響は、最も重要な論点の一つである。この影響は、コストの変動幅と、そのコストの価格転嫁率（いわゆる「パススルー率」）の積として捉えられる。物価の基調や見通しを考える際には、コストの変動幅を正確に把握したうえで、企業の価格設定スタンスを示すパススルー率を確認することが求められる。

最近のわが国が直面する投入コストの動きをみると、とくに原材料コストと為替レートの変動の拡大が目立つ。国際商品市況は、2020年の新型コロナウイルス感染症拡大の初期局面で大きく下落したあと、グローバルな需要回復が急速に進むもとで、供給面での制約の影響もあって、大幅な上昇に転じている。また、為替相場は、感染症からの回復局面において、各国の金融政策の方向性の違いもあって円安方向で推移している。これらを映じて、わが国が直面する原材料コストや輸入製品の調達コストは、はっきりと上昇しており、消費者物価へのコストプッシュ圧力は着実に高まっているとみられる。こうした状況下、コストプッシュ圧力やパススルー率を定量化し、それらの動きやその背景を考察することは、物価の現状を評価し、その先行きを予測していくために極めて重要である¹。

以上の問題意識を踏まえて、本稿では、原材料コストと為替レートの変動を起点とした最近のコストプッシュ圧力の高まりの消費者物価への影響について分析を行う。具体的には、まず、①産業連関表の投入・産出構造に基づいて、わが国企業が生産活動において直面しているコストプッシュ圧力を中間投入コストとして計算する。そのうえで、②原材料コスト等と為替レートについて、それぞれパススルーの計測を試みる（以下、前者を「原材料コストパススルー」、後者を「為替パススルー」と呼ぶことにする）。その際、為替レートは企業の中間投入コストに加え、消費者が購買する輸入製品の仕入れにかかるコストにも影響することを明示的に勘案する。また、これらの分析では、パススルー率の時系列的な変化の計測も行う。③さらに、最近のコストプッシュ圧力のパススルー状況について、川上から川下にかけての各需要段階別に考察する。このように、投入・産出構造に基づいてコストプッシュ指標を計測している点や、需要段階別にパススルーを考察している点は、本稿の特色であり、この分野における重要な貢献になり得るとみられる。

¹ 物価動向を分析するうえでは、賃金を通じたコストプッシュ圧力や、それが消費者物価に及ぼす影響（いわゆる「賃金パススルー」）も重要な論点である。こうした観点から分析した研究としては、Bobeica *et al.* (2021) や Koester *et al.* (2021) などが挙げられる。

本稿の構成は次のとおりである。第 2 節では、パススルーに関する国内外の先行研究をサーベイする。第 3 節では、わが国におけるパススルー率を計測する。第 4 節では、最近のパススルーの特徴点を論じる。第 5 節では、ポストコロナの物価動向を考えるうえで、コストプッシュ圧力のパススルーの観点から重要と思われる論点を提示する。第 6 節はまとめである。

2. 先行研究

わが国のパススルーに関する研究をみると、2000 年代頃を境にパススルー率に対する見方が変化している。

まず、2000 年代頃までのデータを用いた研究においては、国際競争が激化するなかで、為替パススルー率と原材料コストパススルー率がいずれも低下したとの報告が多い²。

為替パススルーについてみると、Taylor (2000) は、国際競争の激化やインフレ率の低位安定がみられるもとの、企業が為替レート変動を価格に転嫁し難くなったと主張した。わが国における実証研究をみると、Campa and Goldberg (2005) は、OECD23 か国について 1975～2003 年のデータで分析し、日米を含む主要国では為替パススルー率が低下したとしている。Sekine (2006) は、1974～2004 年のデータを用いて分析し、国際的な価格競争が激しくなるなか、企業が為替変動分を吸収するようになり、その結果としてパススルー率が低下傾向を辿ったと論じている。Otani *et al.* (2003、2006) は、1978～2002 年のデータで分析し、わが国の為替パススルー率は有意に低下したとしている。この研究では、国境を跨いだ企業内貿易において、企業は為替レートの変化を取引価格にあまり転嫁しない傾向があるとして、海外生産比率の高まりがパススルー率の低下につながったと指摘している。Shioji (2012) は、1980～2010 年のデータで分

² この間、海外でも、1980～2000 年代頃にかけて為替パススルーが低下したとする研究が多い (Campa and Goldberg (2005)、McCarthy (2007)、Takhtamanova (2010)、Shintani *et al.* (2013) 等)。また、この頃は原材料コストパススルーも低下したとする研究も多く存在する (Hooker (2002)、De Gregorio *et al.* (2007)、Chen (2009)、Clark and Terry (2010)、Choi *et al.* (2017) 等)。いずれも、国際競争の激化等をパススルーの低下要因として挙げている。他方で、近年については、十分な研究が蓄積されていない印象である。Forbes *et al.* (2017) や Forbes (2019) は、先進国を対象に分析し、グローバル化が進むなかで、一部国で為替パススルーや原材料コストパススルーが上昇している可能性に言及している。一方、Ortega and Osbat (2020) は、欧州を対象に分析し、為替パススルー率は変化しておらず、低水準で推移している可能性を論じている。

析し、為替レート変動の輸入物価や国内企業物価へのパススルー率は低下傾向を辿ったとしている。

原材料コストパススルーについて、上述の Sekine (2006) は、上記の分析のなかで商品市況の消費者物価への影響も論じている。この分析では、国際競争の激化やインフレ率の低位安定を背景に、2000年代半ばにかけて、企業の価格転嫁スタンスが慎重化し、原材料コストのパススルー率が低下したとの結果を得ている。また、塩路・内野 (2010) は、1976～2009年のデータを用いて分析し、1990年以降、原油市況の輸入物価へのパススルー率や、輸入物価の消費者物価へのパススルー率が低下したことを示している。このほか、わが国を含め、グローバルなパススルーの状況を分析している De Gregorio *et al.* (2007) や Chen (2009) は、それぞれ、わが国では、1980年代以降、原材料コストのパススルー率が低下したとしている。

その後、為替パススルー率については、2010年代半ばまでデータを延長して再検証を行った研究がみられており、耐久財を中心として輸入ペネトレーション比率が高まるなかで、上昇に転じたことが報告されている。Shioji (2014) は、1970～2013年のデータを用いて分析し、2000年代後半以降、為替パススルー率が上昇傾向にあるとしている。この背景について、Shioji (2014) は、日本企業の生産コスト構造に着目し、2000年代入り後、生産コストに占める輸入財の割合が増加したことがパススルー率の上昇につながったと主張している。Hara *et al.* (2015) は、1982～2014年について分析し、為替パススルー率が2000年頃にかけて低下したあと、上昇に転じているとしている。この理由として、輸入ペネトレーション比率が上昇したことや、企業の価格設定スタンスが変化した可能性があることを指摘している。日本銀行 (2016) は、1990～2016年のデータで分析し、2010年代以降、家電製品を中心に輸入ペネトレーション比率が大幅に上昇した結果、為替パススルー率も高まっているとの結果を得ている。Forbes (2019) も、リーマンショック以降、為替パススルー率が上昇していると述べている。

一方、原材料コストパススルーに関しては、2010年代以降、十分な研究が蓄積されていない。原材料コストパススルーについては、上述の Shioji (2014) が、2010年代半ばにかけて、輸入物価が消費者物価へ与える影響が増している可能性に言及しているが、必ずしも統計的に有意な結果は得られていない。

このように、わが国のパススルーに関する主要な実証研究は、2010年代半ばまでのデータに基づいており、新型コロナウイルス感染症拡大後のデータを用いた分析はみられない。とくに、原材料コストパススルーについては、筆者らの

知る限り、2010年代以降、研究が十分に蓄積されておらず、本稿の分析は、この分野における重要な貢献になり得ると考えられる。

3. パススルーの計測

3-1. 中間投入コスト指数の算出

本稿では、原材料コストなどのコスト上昇圧力を計るために、「中間投入コスト指数」を次の2段階で算出する³。まず、産業連関表の取引構造を前提に、各産業が直面している財・サービスを投入価格（輸入物価や国内企業物価等）と紐付け、産業ごとの投入ウェイトを用いて加重平均することで産業別の中間投入コストを計算する⁴。そして、各産業の産出する財・サービスが家計消費支出に占める割合をウェイトとして、これらの産業別の中間投入コストを集計することにより、消費者物価に対応する中間投入コスト指数を算出する。コストのパススルー率を計測する際、先行研究では原油価格や輸入物価と消費者物価の関係をみているものが多いが、本稿のアプローチを用いることで、賃金や物流コストも含めて、各産業等がまさに直面している投入コスト全体の変動が消費者物価へ与える影響を包括的に捉えることができる。さらに、集計の対象を特定の項目に限ることで、消費の主要区分別（食料品や耐久消費財等）に、パススルー率を計測できるというメリットもある。本稿では、2000年以降の期間について、日本と米国の中間投入コスト指数を算出した⁵。

わが国の中間投入コスト指数をみると、このところ、エネルギーや穀物等の食料品、さらには金属価格の高騰を受けて、2000年代後半の市況高騰局面を上回るペースで上昇している（図1）。ただし、中間投入コストのうち、賃金の影響が強く表れるサービスのプラス寄与は小さい。このように、わが国では、これまでのところコストプッシュ圧力は主として原材料コスト上昇や円安の進展に起因するものであり、賃金に起因する部分は弱いといえる。他方で、米国の中間投入コスト指数の上昇幅は、わが国より、かなり大きい。財に加えて、サービスも、賃金や物流コストの上昇を反映して大幅に上昇していることが、こうした差を生んでいる。

³ 日本銀行（2021、2022）を参照。

⁴ 2000年以降の全期間について、2015年産業連関表の値を用いて投入ウェイト等を計算している。

⁵ ここでは、日本は生鮮食品やエネルギーを除く消費財・サービス、米国はエネルギーを除く消費財・サービスの生産にかかる中間投入コストを対象とした。

次に、わが国の中間投入コスト指数を主要区分別にみると、感染症からの回復局面におけるコスト上昇幅は、食料品に加えて、金属類における既往の価格上昇を受けて耐久消費財でも大きい（図 2）。他方、一般サービスのコスト上昇は、人件費等の伸びが緩慢なことを映じて、小さめとなっている。

3-2. パススルー率の計算方法

パススルー率の計測にあたって、本稿では、ベクトル自己回帰（VAR）モデルを用いる。推計には、名目実効為替レートと中間投入コスト指数、需給ギャップ、消費者物価指数（除く生鮮食品・エネルギー）の 4 変数を使用する⁶。需給ギャップはレベル、それ以外は前期比の値を用いる。ショックの識別は上記の順のコレスキー分解に依る⁷。ラグの長さは、AIC 最小化基準により選択し、2 四半期とする。

ここでは、まず、①2002 年第 1 四半期から 2021 年第 4 四半期までの長期サンプルを用いて、固定係数 VAR モデルを推計し、過去約 20 年間の平均的なパススルー率を計測する。次に、②最近の変化を捉えるために、サンプル期間を近年に限定した固定係数 VAR モデルの推計（サブサンプル推計）と、時変係数 VAR モデルの推計を行い、パススルー率を計測する。②について、サブサンプル推計は、十分なサンプル数を確保する観点から、2009 年第 1 四半期から 2021 年第 4 四半期とする。時変係数 VAR モデルは、Primiceri (2005) や Nakajima (2011) が提案している手法である。固定係数 VAR モデルでは、パラメータが推計期間中を通じて一定であると仮定しているが、時変係数 VAR モデルでは、各パラメータが時間とともに変化することを許容している。固定係数 VAR および時変係数 VAR の説明は、補論 1 を参照のこと。

3-3. 推計結果

（長期サンプルを用いた推計結果）

長期サンプルを用いた推計結果は、図 3 である。ここでは、投入コストが 1% 変動するショック —— 中間投入コストは+1%上昇、為替レートは+1%円安 —— が生じた際の消費者物価指数の累積インパルスレスポンスを示している。

⁶ 消費者物価指数（除く生鮮食品・エネルギー）は、消費税率引き上げ・教育無償化政策、Go To トラベル、携帯電話通信料の影響を除いている。なお、米国に関する推計では、消費者物価指数（除くエネルギー）を使用する。

⁷ ここでの定式化およびショックの識別方法により、中間投入コストショックは、為替変動に起因しないコストショックになる。なお、中間投入コストには、川上における賃金変動の影響等も含まれることには留意が必要である。他方、為替ショックの影響は、直接効果（輸入する最終製品の自国通貨ベースの価格が為替レートで変動）と間接効果（自国通貨でみた中間投入コストの価格が為替レートで変動し、それが国内で生産する製品等の価格に波及）の合計となる。

以下では、前者を原材料コストパススルー率（為替変動の影響を除くベース）、後者を為替パススルー率と呼ぶことにする。原材料コストパススルー率は、日米ともに有意な結果となっている。わが国の原材料コストパススルー率は、米国対比で小さいことがわかる。為替パススルー率についても、有意な結果となっている。

原材料コストパススルー率（為替変動の影響を除くベース）を主要区分別にみると、食料品で相対的に大きい一方、耐久消費財では統計的に有意なパススルーが確認されない（図 4）。一般サービスのパススルー率は、相対的に小幅である。また、為替パススルー率を主要区分別にみると、耐久消費財で相対的に大きく、食料品ではそれ対比で小さめとなる（図 5）。一般サービスでのパススルー率は、有意ではあるが、かなり小さい値となる。

食料品について、原材料・為替の双方でパススルー率が比較的高めであることは、一般に食料品の多くはコストに占める原材料の比率が高いことなどを反映しているとみられる。また、耐久消費財について、為替パススルー率が大きい一方、原材料コストパススルー率が有意でないことには、①前者は、家電を中心として完成品の輸入が多くなっていること、②後者に関して、耐久消費財は、後述のとおりサプライチェーンが長く、川上コストの変動を消費者までパススルーするためには多くの価格交渉機会が必要であること、などが影響しているとみられる。欧州について研究している Hahn (2003) も、パススルー率とサプライチェーンの長さの関係について論じている⁸。一般サービスのパススルー率が比較的低めであることは、ここに含まれる多くの品目ではコストに占める原材料の比率が低く、少なくとも短期的には、相対的にマージンで吸収する傾向があることを示している可能性がある。

（時系列変化に関する推計結果）

次に、サンプル期間を近年に限定した固定係数 VAR 推計と、時変係数 VAR 推計の結果から、パススルー率の変化を考察する（図 6～7）。ここでは、ショック発生後、4 四半期累計のインパルスレスポンスを掲載している。

まず、原材料コストパススルー率（為替変動の影響を除くベース）は、いずれの推計結果をみても、推計期間を通じてほとんど変化していない。つまり、足もと原材料コストは大幅に上昇しているが、企業が仕入価格の上昇を販売価格に

⁸ Hahn (2003) は、為替ショックについてはすべての輸入品目に対して直接的に影響すると主張している。一方、原材料コストショックは、最終製品へ波及するまでの間に多くの過程がある結果、消費者物価へのインパクトの大きさが縮小したり、スピードが遅くなったりする可能性を示唆している。

パススルーする程度は、「最終需要段階（消費者段階）」で「集計値レベル」で見れば、大きな変化は窺われない。次に、為替パススルー率は、いずれの推計結果をみても、耐久消費財を中心に上昇傾向にあることが示唆される⁹。先行研究も踏まえると、これには、近年、耐久消費財を中心に輸入ペネトレーション比率が高まっていることが影響していると考えられる（図 8）。

4. 最近のパススルーの特徴点

前節において、原材料コストについては、足もとでも、企業が消費者物価にパススルーする程度が大きくは変化していないとの計測結果を示した。もっとも、コストプッシュ圧力が増すなかにあつて、（川下の最終需要段階ではなく）川上や川中といった中間需要段階でも同じ傾向が窺われるのだろうか。また、最終需要段階においても、詳細に品目別にみた場合、変化がみられる品目はないのだろうか。以下では、こうした点を明らかにするべく、生産段階別の物価指数を用いた分析と、品目別のデータを用いた分析を試みる。

4-1. 生産段階別分析

まず、原材料コストの上昇が、生産工程の川上から川下にかけて、どのように転嫁されていくか確認するために、日本銀行が 2022 年 6 月に企業物価指数・企業向けサービス価格指数のサテライト指数として新たに公表を開始した最終需要・中間需要物価指数（FD-ID 指数）を用いた分析を行う¹⁰。FD-ID 指数は、産業連関表をもとに、需要段階を最終需要（Final Demand、FD）と 4 つのステージから成る中間需要（Intermediate Demand、ID）に分類し、各段階で需要される財・サービスの価格を FD 指数と ID1 指数、ID2 指数、ID3 指数、ID4 指数として集計したものである。ID 指数の 4 つのステージは、わが国の生産フローと整合的なように分類されているため、ステージ 1 を例に考えると、原材料コスト等の投入価格が ID1 指数で表され、製品の産出価格は、1 つ川下のステージの投入価格である ID2 指数で近似される¹¹。これを用いることで、最終需要段階より前の中間需要段階において企業の価格設定スタンスが変化していないか、把握することができる。

⁹ ただし、図 7 で全サンプル推計とサブサンプル推計の結果を比べたとき、為替パススルー率の有意な変化までは観察できない。

¹⁰ 日本銀行では、2022 年 6 月の企業物価指数の 2020 年基準改定に併せて、FD-ID 指数を新設した。

¹¹ ステージの分類方法について詳細は、井上ほか（2021）を参照。

FD-ID 指数の推移を確認すると、生産フローの最上流に位置する ID1 指数の価格変動が最も大きい（図 9）。そして、川中・川下（ID2 指数、ID3 指数、ID4 指数、FD 指数）に移るにつれて、各段階に位置する企業によるコスト吸収が進むこともあって、価格変動は緩やかとなる。ただし、今次局面では、例えば 2007～2008 年や 2010～2014 年の局面と比較すると、ID1 指数の上昇幅対比で、ID2 指数や ID3 指数、ID4 指数の上昇幅が大きくなっているように見える。この点、川上コストの変動の影響が、生産段階のどの段階まで波及しているのか、本節では FD-ID 指数を用いて、次の 2 つのアプローチで分析する。

（アプローチ 1：固定係数 VAR モデル）

アプローチ 1 では、2000 年 1 月～2022 年 3 月のデータを用いて、推計期間中のパラメータは一定であると仮定し、井上ほか（2021）に倣って、ID2 指数と ID3 指数、ID4 指数、FD 指数の国内指数と、ID1 指数と ID2 指数、ID3 指数、ID4 指数の輸入財指数から成る固定係数構造 VAR モデルを推計する。輸入財指数は外生変数とし、ショックの識別は上記の順のコレスキー分解によるものとする。これにより識別される固有ショックは、推計期間中の長期的な関係で説明できない動きを示していると考えられる。例えば、企業の価格設定スタンスが変化すると、そのことが固有ショックに表れるとみられる。

図 10 では、各ステージの国内指数が +1% 上昇するショックの影響を確認する。インパルスレスポンスをみると、井上ほか（2021）が指摘するように、川上でショックが生じると、①その影響が川下へと波及していること、②その波及度合いは、川下に行くにつれて和らぐことが窺える¹²。例えば、ID2 国内指数にショックが生じると、ひとつ川下の ID3 国内指数では比較的大きな価格上昇が確認できる。FD 指数でも有意な価格上昇が確認できるが、その度合いは、ID3 国内指数や ID4 国内指数に比べると小さくなっている。

図 11 は、ヒストリカル分解の結果である。このグラフからも、川上における価格変動ショックが、川下へと波及していることがわかる。加えて、2020 年以降の局面では、ステージ 1～3 について、各ステージにおける固有ショックが各指数の押し上げに寄与している。このことは、川上から川中において、企業がこれまで以上に仕入価格の上昇を販売価格に転嫁する傾向を強めていると解釈できる。こうした固有ショックの押し上げは、2008 年央にかけての市況上昇局面

¹² 子細にみると、ID4 国内指数にショックが生じた際、その影響が川上（ID2～3 国内指数）にも及ぶとの結果となっている。この点、Herget *et al.* (2014) は、各需要段階の価格変動には、川上から川下へ伝播する供給ショックに加えて、川下から川上へと伝播する需要ショックも影響する可能性に言及している。

と比較しても、顕著である。一方、ステージ4については、他ステージのような固有ショックの押し上げはみられず、販売先として家計などの最終需要に直面している企業においては、価格設定スタンスが大きくは変化していないことを示唆している¹³。

（アプローチ2：時変係数VARモデル）

アプローチ2では、固定パラメータを仮定したアプローチ1と異なり、時間の変化に伴って推計式のパラメータが変化することを許容したモデルの推計を試みる。具体的には、ID1指数と、ステージ1～4のマークアップ率（各ステージの産出価格÷ID指数）から成る時変係数VARモデルを構築する。ショックの識別は上記の順のコレスキー分解によるものとする。ここでは、原材料コスト上昇の代理変数として最上流での価格上昇ショックを用いて、このショックに対する、各ステージにおけるマークアップ率の変化をみることで、企業の価格設定スタンスの変化を観察する。

図12では、最上流にあたるID1指数の+1%上昇ショックに対する、各ステージにおけるマークアップ率のインパルスレスポンスを確認する。マークアップ率は、ショックを受けて一旦悪化するものの、その後、その悪化幅が縮小する傾向がある。これは、原材料コストが上昇した際、企業は、その上昇分全てを販売価格へ直ちに価格転嫁できずにマークアップ率が縮小するものの、時間をかけて緩やかに価格転嫁を進め、マークアップ率も回復していく傾向があることを示している。

続いて、アプローチ1と同様、2008年央の市況上昇局面（2008年第3四半期）と近年（2021年第3四半期）の動きを比較してみよう。近年は、ステージ1～3において、マークアップ率の改善ペースが加速しており、川上から川中における企業の価格設定スタンスの積極化が示唆される。一方、川下にあたるステージ4では、インパルスレスポンスはほとんど変化しておらず、価格設定スタンスに動意は窺えない。

4-2. 品目別分析

次に、最終需要段階におけるパススルー率について、品目別に近年の変化を考察する。具体的には、産業連関表の統合小分類（187部門）を用いて、各部門別

¹³ ステージ4における固有ショックは、近年、負の値となっている。これは、企業の価格設定スタンスの変化ではなく、2021年春以降の携帯電話通信料の値下げの影響を映じていると考えられる。実際、携帯電話通信料の価格やウェイトを勘案し、これを除くベースのFD指数を試算したうえで、再度同様の分析を行うと、ステージ4における近年の固有ショックの寄与はほとんどみられなくなる。

に投入コスト指数を算出する。そして、それに該当する消費者物価指数や短観の国内での製商品・サービス需給判断 DI を選択し、第 3 節と同様に 4 変数の固定係数 VAR モデルを構築する。図 13 は、このようにして推計した品目別のパススルー率について、近年（2019～2021 年）と 2016～2018 年の分布を描いたものである。データが限られることから結果は幅をもってみる必要はあるが、中央値は不変ながら分布は全体として右へシフトしており、一部の品目では、最終需要段階でもパススルー率が高まっている可能性を示唆している。

このように、最近になって一部の品目でパススルー率が高まっている一つの理由として、ここでは、Dietzenbacher *et al.* (2005) が提唱した「平均波及世代数 (Average Propagation Lengths、以下 APL)」という方法を用いて考察することとしたい。APL は、産業間サプライチェーンの「長さ」を示す指標であり、産業連関表の中間投入行列を用いて計測される。APL が短いとサプライチェーンの長さが短いことを示しており、例えば、食料品で比較的短く、耐久消費財（とくに乗用車）で比較的長い傾向がある。APL とパススルー率の変化幅（上述の 2 期間におけるパススルー率の変化幅）を比べると、APL が短い品目でパススルーが上昇している傾向がある（図 14）。APL が短い品目では、川上から川下にかけての一連の生産工程に関わる企業数が少ないことから、足もとのように原材料コストが急激に上昇する局面では、企業間での価格交渉等が相対的に早く進みやすい状況にある可能性がある。

5. パススルーの先行きを巡る論点

ここまでの議論をまとめると、原材料コスト変動等の消費者物価（最終需要段階）へのパススルー（原材料コストパススルー率（為替変動の影響を除くベース））は、マクロベースで見れば大きくは変化していないが、子細にみると幾つか特徴的な変化が確認できる。第 1 に、中間需要段階では、企業の価格設定スタンスが変化し、パススルー率が高まっている可能性がある。第 2 に、食料品などの一部品目では、最終需要段階でもパススルー率が高まっている可能性がある。

先行きの物価動向を考えるにあたっては、感染症の経験も受けたグローバル経済の構造変化も踏まえつつ、こうした一部にみられるパススルー率上昇の動きが広範化していくか見極めることが肝要である。わが国では長きにわたり物価が上がりにくいとの考え方や慣行が社会に定着してきたことも踏まえると、パススルー率が急激に高まることは考えにくいかもしれないが、次に指摘する 3 点を踏まえると、過去と比べれば、パススルー率が相応に高まる可能性はあると考えられる。

第1は、2022年初以降、ウクライナ情勢等もあって資源価格が大幅に上昇するも、過去との対比でも、コストプッシュ圧力が大幅に高まっていることである。海外を対象にした先行研究では、川上コストや為替の変動が大きいとパススルー率が大きく高まるとの指摘が存在する。Colavecchio and Rubene (2020) は、メニューコストの存在により、小幅のコスト変動は企業に吸収され、消費者物価に転嫁されないと論じている。わが国についても、こうした非線形性が存在するのか、2000年第1四半期～2021年第4四半期のデータを用いて分析を行う。推計式は、Colavecchio and Rubene (2020) を参考に、次のとおりとする。

$$\begin{aligned} \ln CPI_{t+h} - \ln CPI_{t-1} = & c + \beta_1^{(h)} \cdot SizeDum_t \cdot \Delta \ln x_t \\ & + \beta_2^{(h)} \cdot (1 - SizeDum_t) \cdot \Delta \ln x_t \\ & + \sum_{i=0}^1 \gamma_i^{(h)} \cdot z_t + u_{t+h} \end{aligned} \quad (1)$$

CPI_t は消費者物価指数（除く生鮮食品・エネルギー）、 c は定数項、 x_t は中間投入コスト指数または名目実効為替レート、 z_t はコントロール変数のベクトルであり、需給ギャップや自己ラグなどで構成される¹⁴。 $SizeDum_t$ は、 $|\Delta \ln x_t|$ が推計期間中の1標準偏差を上回る場合に1を、それ以外の場合に0をとるダミー変数であり、その係数 $\beta_1^{(h)}$ ($\beta_2^{(h)}$) は、原材料コストまたは為替レートの変動が相対的に大きい（小さい）場合のパススルー率を示している。 u_t は残差である。この式を、 $h = 0, \dots, 6$ とした場合について最小二乗法により推計する。

推計結果をみると、原材料コストパススルー率は、川上コストの変動が大きい際に、高まる傾向がある¹⁵（表1）。また、為替パススルー率も、為替レートの変動が大きい際に、大きく高まる傾向がある（表2）。これらの分析結果は、限られたサンプル期間を用いた試算であることに留意が必要だが、最近のようにコストプッシュ圧力が急激に高まる局面では、企業の価格設定行動が変化し、パススルー率が急速かつ非線形的に高まる可能性を示唆している¹⁶。

こうした企業の価格設定行動の特性については、よりミクロの価格改定のデータからも示唆される。この点について、食料品を例に確認する。まず、倉知ほか（2016）に倣って、地域別・商品別の小売物価統計から一時的なセール要因を

¹⁴ z_t に含まれる具体的な変数については、表1～2を参照されたい。

¹⁵ 表A1～A2には、川上コストや為替の変動の大小に関するダミーを用いずに推計した結果も示しており、これらの変動が消費者物価へ有意な影響を及ぼすことを確認している。

¹⁶ 前述のとおり、本稿で用いた中間投入コスト指数は、2015年の産業連関表の取引関係を前提にしている。データを過去に遡及することも可能だが、取引の構造が実体と乖離する恐れがあるため、本稿では2000年以降の分析としている。

除いた価格改定頻度を計測すると、値上げ改定頻度が急速に高まる場面が散見される（図 15 (1)）。さらに、同じデータから Fisher and Konieczny (2000) に倣って価格改定の同調性（FK 指数）を計測すると、値上げ方向での同調は、急速に高まる傾向がある（図 15 (2)）¹⁷。過去の動きをみると、コストプッシュ圧力が大幅に高まっていた局面では、価格改定頻度が高まったり、多くの先が同時に価格を改定し、同調性が急速に高まる傾向があるようにみえる。

第 2 は、足もとは感染症の影響が徐々に和らぐ局面にあることから、当面は、景気の回復局面が続くと見込まれることである。Ben Cheikh *et al.* (2018) は、欧州におけるデータで分析し、景気拡大局面ではパススルーが大きくなる傾向があると主張している。ここでは、先程の (1) 式をもとに、次式を用いてわが国について分析する。

$$\begin{aligned} \ln CPI_{t+h} - \ln CPI_{t-1} = & c + \beta_1^{(h)} \cdot ExpansionDum_{t+h} \cdot \Delta \ln x_t \\ & + \beta_2^{(h)} \cdot (1 - ExpansionDum_{t+h}) \cdot \Delta \ln x_t \\ & + \sum_{i=0}^1 \gamma_i^{(h)} \cdot z_t + u_{t+h} \end{aligned} \quad (2)$$

$ExpansionDum_{t+h}$ は、需給ギャップが推計期間中の平均値を上回る場合に 1 をとり、それ以外の場合に 0 をとるダミー変数であり、その係数 $\beta_1^{(h)}$ ($\beta_2^{(h)}$) は、景気が相対的に良い（悪い）局面における、原材料コストまたは為替のパススルー率を示している。そのほかの変数や推計方法は、先程の (1) 式の説明を参照されたい。

推計結果をみると、原材料コストパススルー率も為替パススルー率も、景気拡大時に高まる傾向がある（表 3～4）。このことは、先行き企業がコスト上昇を販売価格に反映していけるかは、物価が上昇するもとの景気回復が持続するかに依存する面が大きいことを示唆している。

第 3 は、感染症の影響で、グローバルに需要構造の変化やサプライチェーン障害がみられていることである。こうしたもとの、わが国でも、労働や資本の稼働率が計測されるマクロでみた需給ギャップはマイナスが続いているが、一部の財では、国内の製商品需給が極めてタイトになっている。短観の国内での製商品・サービス需給判断 DI 等をみると、個人消費関連業種のなかでも、感染症の影響が残る対面型サービスでは需給が緩和した状態にある一方、財（小売）の需給判断は、需要回復に供給制約の影響も加わる形で、在庫の急減を伴いつつ、はっきりとタイト化している（図 16、17）。図 18 では、短観の国内需給判断 DI

¹⁷ 計算方法や解釈の詳細は、補論 2 を参照。

と、価格転嫁スタンスの関係を散布図で示している。これをみると、需給がタイト化している業種では、より価格転嫁スタンスが積極化している可能性が窺える。このことも、現在の局面では、仕入価格の上昇が販売価格にパススルーされやすくなっている可能性を示唆している。

6. まとめ

本稿では、わが国におけるパススルー率を計測し、近年の変化やその背景を考察した。計測結果をみると、為替パススルーは、輸入ペネトレーションが高まるなかで上昇傾向にあることが示唆される。原材料コストパススルー（為替変動の影響を除くベース）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い。ただし、最終需要段階よりも川上にあたる中間需要段階や、最終需要段階でも一部品目においては、原材料コストパススルーが幾分高まっている。

先行きの物価動向を考えるにあたっては、感染症の経験も受けたグローバル経済の構造変化も踏まえつつ、こうした一部にみられるパススルー率上昇の動きが広範化していくか見極めることが肝要である。この点、本稿で指摘したように、①コストプッシュの大きさ、②景気局面、③感染症の影響も受けた製商品の需給のタイト度合い等によっては、パススルー率が相応に高まる可能性もあると考えられる。

もちろん、こうしたコストプッシュ圧力は、それだけで持続的な物価安定の実現につながるものでもない。池田ほか（2022）は、原材料コストや為替といったコストプッシュ圧力が消費者物価に与える影響を計測し、需給ギャップやインフレ予想の変動が物価に及ぼす影響と対比させている。この点、本稿の分析の枠を超えるが、原材料コストの上昇は、交易条件の悪化を介して、景気を下押しする方向に作用すると考えられる点にも注意が必要である。また、原材料コスト上昇に伴う物価上昇が、インフレ予想に及ぼす影響についても、不確実性が大きい。本稿で指摘したように、足もとでは企業の価格設定スタンスが一部で変化している可能性はあるが、これが一時的な変化なのか、あるいは長年続いた、物価が上がりにくいことを前提とした慣行や考え方が変化し企業の価格や賃金の設定スタンスが構造的に変化していく兆しなのかは、現時点では明らかではない。これらの点については、改めて点検していく必要がある。

【参考文献】

- 池田周一郎・稲次春彦・喜舎場唯・近藤卓司・桜健一・高富康介・中澤崇・山田琴音 (2022)、「わが国における物価変動—コロナ禍における変化と先行きの論点—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No. 22-J-17.
- 井上萌希・川上淳史・高川泉・中野将吾・増島綾子・武藤一郎 (2021)、「財・サービス価格の統合：わが国における FD-ID 型物価指数」、『金融研究』、第 40 巻、第 4 号.
- 倉知善行・平木一浩・西岡慎一 (2016)、「マイクロデータからみた価格改定頻度の増加はマクロの価格粘着性にどのような影響を及ぼすか—価格改定の一時性に着目した分析—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No. 16-J-6.
- 塩路悦郎・内野泰助 (2010)、「類別名目実行為替レート指標の構築とパススルーの再検証」、『経済研究』、第 61 巻、第 1 号.
- 日本銀行 (2016)、「経済・物価情勢の展望 (2016 年 10 月)」.
- 日本銀行 (2021)、「経済・物価情勢の展望 (2021 年 7 月)」.
- 日本銀行 (2022)、「経済・物価情勢の展望 (2022 年 4 月)」.
- Ben Cheikh, Nidhaledine, Younes Ben Zaied, Houssam Bouzgarrou, and Pascal Nguyen (2018). "Nonlinear Exchange Rate Pass-Through: Does Business Cycle Matter?" *Journal of Economic Integration*, 33(2), pp. 1234–1261.
- Bobeica, Elena, Matteo Ciccarelli, and Isabel Vansteenkiste (2021). "The Changing Link between Labor Cost and Price Inflation in the United States," ECB Working Paper Series, No. 2583.
- Campa, Jose Manuel, and Linda S. Goldberg (2005). "Exchange Rate Pass Through into Import Prices," *The Review of Economics and Statistics*, 87(4), pp. 679–690.
- Canova, Fabio (1993). "Modelling and Forecasting Exchange Rates with a Bayesian Time-Varying Coefficient Model," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17(1-2), pp. 233–261.
- Chen, Shiu-Sheng (2009). "Oil Price Pass-Through into Inflation," *Energy*

- Economics*, 31, pp. 126–133.
- Choi, Sangyup, Davide Furceri, Prakash Loungani, Saurabh Mishra, and Marcos Poplawski-Ribeiro (2017). "Oil Prices and Inflation Dynamics: Evidence from Advanced and Developing Economies," IMF Working Paper, WP/17/196.
- Clark, Todd E., and Stephen J. Terry (2010). "Time Variation in the Inflation Passthrough of Energy Prices," *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(7), pp. 1419–1433.
- Colavecchio, Roberta, and Ieva Rubene (2020). "Non-Linear Exchange Rate Pass-Through to Euro Area Inflation: A Local Projection Approach," ECB Working Paper Series, No. 2362.
- De Gregorio, Jose, Oscar Landerretche, and Christopher Neilson (2007). "Another Pass-Through Bites the Dust? Oil Prices and Inflation," *Economia*, Spring 2007.
- Dietzenbacher, Erik, Isidoro Romero Luna, and Niels S. Bosma (2005). "Using Average Propagation Lengths to Identify Production Chains in the Andalusian Economy," *Estudios de Economía Aplicada*, 23(2), pp. 405–422.
- Fisher, Timothy C. G, and Jerzy D. Konieczny (2000). "Synchronization of Price Changes by Multiproduct Firms: Evidence from Canadian Newspaper Prices," *Economics Letters*, 68(3), pp. 271–277.
- Forbes, Kristin, Ida Hjortsoe, and Tsvetelina Nenova (2017). "Shocks versus Structure: Explaining Differences in Exchange Rate Pass-through across Countries and Time," Bank of England Discussion Paper, No.50.
- Forbes, Kristin (2019). "Inflation Dynamics: Dead, Dormant, or Determined Abroad?" *Brookings Papers on Economic Activity*, Fall 2019.
- Hahn, Elke (2003). "Pass-Through of External Shocks to Euro Area Inflation," ECB Working Paper Series, No. 243.
- Hara, Naoko, Kazuhiro Hiraki, and Yoshitaka 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.

- Hergt, Brian, Joseph Kowal, and Jonathan C. Weinhagen (2014), "Analyzing Price Movements within the Producer Price Index Final Demand–Intermediate Demand Aggregation System," *Monthly Labor Review*, U.S. Bureau of Labor Statistics.
- Hooker, Mark A. (2002). "Are Oil Shocks Inflationary? Asymmetric and Nonlinear Specification versus Changes in Regime," *Journal of Money, Credit and Banking*, 34(2), pp. 540–561.
- Koester, Gerrit, Eliza Lis, Christiane Nickel, Chiara Osbat, and Frank Smets (2021). "Understanding Low Inflation in the Euro Area from 2013 to 2019: Cyclical and Structural Drivers," ECB Occasional Paper Series, No. 280.
- McCarthy, Jonathan (2007). "Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies," *Eastern Economic Journal*, 33(4), pp.511–537.
- Nakajima, Jouchi (2011). "Time-Varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An Overview of Methodology and Empirical Applications," *Monetary and Economic Studies*, 29(3), pp. 107–142.
- Ortega, Eva, and Chiara Osbat (2020). "Exchange Rate Pass-Through in the Euro Area and EU Countries," ECB Occasional Paper Series, No. 241.
- Otani, Akira, Shigenori Shiratsuka, and Toyochiro Shirota (2003). "The Decline in the Exchange Rate Pass-Through: Evidence from Japanese Import Prices," *Monetary and Economic Studies*, 22(3), pp. 53–82.
- Otani, Akira, Shigenori Shiratsuka, and Toyochiro Shirota (2006). "Revisiting the Decline in the Exchange Rate Pass-Through: Further Evidence from Japan's Import Prices," *Monetary and Economic Studies*, 24(1), pp. 61–76.
- Primiceri, Giorgio E. (2005). "Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy," *The Review of Economic Studies*, 72(3), pp. 821–852.
- Sekine, Toshitaka (2006). "Time-Varying Exchange Rate Pass-Through: Experiences of Some Industrial Countries," BIS Working Papers, No. 202.

- Shintani, Mototsugu, Akiko Terada-Hagiwara, and Tomoyoshi Yabu (2013). "Exchange Rate Pass-Through and Inflation: A Nonlinear Time Series Analysis," *Journal of International Money and Finance*, 32, pp. 512–527.
- Shioji, Etsuro (2012). "The Evolution of the Exchange Rate Pass-Through in Japan: A Re-Evaluation Based on Time-Varying Parameter VARs," *Public Policy Review*, 8(1), pp. 67–92.
- Shioji, Etsuro (2014). "A Pass-Through Revival," *Asian Economic Policy Review*, 9, pp. 120–138.
- Sims, Christopher A. (1993). "A Nine-Variable Probabilistic Macroeconomic Forecasting Model," in James H. Stock and Mark W. Watson (eds.) *Business Cycles, Indicators, and Forecasting*, pp.179–204, University of Chicago Press.
- Takhtamanova, Yelena F. (2010). "Understanding Changes in Exchange Rate Pass-Through," *Journal of Macroeconomics*, 32, pp. 1118–1130.
- Taylor, John B. (2000). "Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms," *European Economic Review*, 44, pp. 1389–1408.

(補論 1) 固定係数 VAR モデル・時変係数 VAR モデルの概要

本稿では、固定係数 VAR モデルおよび時変係数 VAR モデルを用いて、パースルー率を推計した。本補論では、Nakajima (2011) や Shioji (2012) を参考に、各モデルの概要を説明する。より詳細な説明は、各文献を参照されたい。

まず、2 変数 ($y_{1,t}$ 、 $y_{2,t}$) から成る固定係数 VAR モデルを考えてみよう。簡単化のため、ラグの次数は 1 とする。このとき、固定係数 VAR モデルは次のように書ける。

$$\begin{pmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} b_1 \\ b_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{pmatrix} \quad (\text{A1-1})$$

a_{ij} はラグ係数、 b_i は定数項である。また、 $u_{i,t}$ は誤差項であり、平均が $\mathbf{0}$ 、分散・共分散行列が $\boldsymbol{\Omega}$ の 2 変量正規分布 $N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Omega})$ に従うものとする。固定係数 VAR の場合、(A1-1) 式を最小二乗法で推計することで、 a_{ij} 、 b_i の推計値を得ることができる。

なお、(A1-1) 式における 2 つの誤差項 $u_{1,t}$ 、 $u_{2,t}$ は互いに相関している可能性が高い。この場合、ある変数に外生的なショックが生じたときに、それが他の変数に対して時間を通じて与える影響を示すインパルスレスポンス関数を計算することができない。そこで、同時点内において、①変数 y_1 は、変数 y_1 自身のショックの影響を受けるが、変数 y_2 のショックの影響を受けない、他方、②変数 y_2 は、変数 y_1 と変数 y_2 の両方のショックの影響を受ける、と仮定することが多い。このとき、分散・共分散行列 $\boldsymbol{\Omega}$ は、コレスキー分解によって、次のように分解することができる。

$$\boldsymbol{\Omega} = \mathbf{A}^{-1} \boldsymbol{\Sigma} \boldsymbol{\Sigma}' \mathbf{A}^{-1'} \quad (\text{A1-2})$$

ただし、 \mathbf{A} は対角成分を 1 とする 2×2 の下三角行列、 $\boldsymbol{\Sigma}$ は 2×2 の対角行列であり、各要素を以下のように定義する。

$$\mathbf{A} = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ c_{21} & 1 \end{pmatrix}, \boldsymbol{\Sigma} = \begin{pmatrix} \sigma_1 & 0 \\ 0 & \sigma_2 \end{pmatrix} \quad (\text{A1-3})$$

ここで、 σ_i は変数 i のショックの標準偏差、 c_{ij} は変数 j のショックが変数 i に与える同時相関のパラメータである。

固定係数 VAR モデルでは、 a_{ij} 、 b_i 、 c_{ij} 、 σ_i というパラメータが時間を通じて一定であると仮定している。このため、時間を通じた、各変数間の相互依存関係の変化を捉えることができない。ショックのインパクトの時系列変化を観察す

るためには、本稿でも試みたサブサンプル推計 —— サンプル期間を分けて推計 —— がひとつの方法であるが、固定係数 VAR モデルを拡張した時変係数 (time-varying parameter) VAR モデルも有用である。

時変係数 VAR モデルでは、今期における各変数と過去の変数の間の関係を決める係数や定数項 ((A1-1) 式の a_{ij} や b_i) が時間とともに変動すると仮定している。このため、時間を通じた各変数間の相互依存関係の変化を、より子細に分析することができる。実際の推計にあたっては、Canova (1993) や Sims (1993) 以降、様々なモデルが開発されているが、各パラメータがランダム・ウォークに従うと仮定し、ショックの時変の分散は確率的ボラティリティ (stochastic volatility) モデルをもとに計算することが多い。ただし、確率的ボラティリティモデルは、ボラティリティを潜在変数とする非線形状態空間モデルであるため、最尤法による推計が困難とされる。この点、Primiceri (2005) は、ショックの分散をマルコフ連鎖モンテカルロ (MCMC) 法により推定している。本稿では、Primiceri (2005) の方法に倣い推計を試みる。なお、実際の推計にあたっては、Nakajima (2011) が開発したプログラムを利用する。

(補論2) Fisher and Konieczny 指数 (FK 指数) の作成方法

Fisher and Konieczny (2000) は、企業の価格改定スタンスについて、その同調性を示す指標として、「FK 指数」を提案している。これは、「企業間の価格改定スタンスが『完全な同調』にどの程度近いか」を価格改定確率の標準偏差を用いて計測するものであり、次式で示される。

$$FK \text{ 指数} = \frac{\text{実際の価格改定確率の標準偏差}}{\text{全企業が同調する場合の価格改定確率の標準偏差}} \quad (\text{A2-1})$$

すべての企業が同様の価格設定スタンスを取る場合、各期のマクロでみた価格改定確率は 0% (全企業が価格改定しない場合) もしくは 100% (全企業が価格改定する場合) となる。このため、価格改定確率のばらつきを示す標準偏差は、大きな値になるとみられる¹⁸。上式の分母は、この場合の標準偏差を計算したものである。他方で、すべての企業が独立に行動するほど、マクロでみた価格改定確率の標準偏差は小さな値になるとみられる。

FK 指数は、こうした関係性を用いて計算したものであり、多くの企業が価格改定行動を同調的に行う場合は最大値の「1」に近づき、逆の場合は最小値の「0」に近づくことになる。

もっとも、実際には、「個々の製品」について「企業別の価格データ」を収集して、企業間の同調性を計測することは困難である。そこで本稿では、小売物価統計調査の地域別・商品別の月次データを用いて、消費者物価指数における財・サービス分類を「個々の製品」、そこに含まれる商品別価格データを「企業別の価格データ」と見做し、次式に基づいて FK 指数を計算している。

$$FK_{i,t} = \sqrt{\frac{\sum_{j \in i} w_j (p_{j,t} - \bar{p}_{i,t})^2}{\bar{p}_{i,t} (1 - \bar{p}_{i,t})}} \quad (\text{A2-2})$$

$FK_{i,t}$ は時点 t における財・サービスのグループ i の FK 指数、 $p_{j,t}$ はグループ i に含まれる商品 j の正規価格の価格改定頻度、 $\bar{p}_{i,t}$ はグループ i の正規価格の価格改定頻度、 w_j はグループ i における商品 j のウェイトである。なお、正規価格の価格改定頻度は、倉知ほか (2016) の手法で計測している。したがって、食料工業製品

¹⁸ 計算上、全ての企業が価格改定を続ける場合や、価格を維持し続ける場合、価格改定確率の標準偏差は小さくなり得るが、現実には、こうしたケースは生じにくいと考えられる。

を例にとれば、それに含まれるあんぱん、食パン、カレーパンなどの価格改定の同調性を示している。

表 1. コスト変動の大きさによる原材料コストパズル率の非線形性：推計結果

被説明変数： $\ln CPI_{t+h} - \ln CPI_{t-1}$				
	$h = 0$ (当期)	$h = 2$ (2 四半期後)	$h = 4$ (4 四半期後)	$h = 6$ (6 四半期後)
説明変数	[1-I]	[1-II]	[1-III]	[1-IV]
定数項	0.000 (0.000)	0.001 * (0.000)	0.001 ** (0.000)	0.002 *** (0.001)
$SizeDum_t$ $\cdot \Delta \ln COST_t$	0.204 ** (0.081)	0.499 *** (0.170)	0.707 ** (0.323)	0.557 (0.463)
$(1 - SizeDum_t)$ $\cdot \Delta \ln COST_t$	0.132 (0.175)	0.297 (0.390)	0.481 (0.530)	0.222 (0.657)
$\Delta \ln CPI_{t-1}$	0.632 *** (0.107)	1.462 *** (0.210)	1.931 *** (0.304)	2.327 *** (0.463)
$\Delta \ln COST_{t-1}$	-0.046 (0.078)	-0.170 (0.183)	-0.299 (0.285)	-0.898 ** (0.422)
GAP_t	0.000 ** (0.000)	0.001 *** (0.000)	0.002 *** (0.000)	0.003 *** (0.001)
GAP_{t-1}	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.001)
$\Delta \ln NEER_t \cdot (-1)$	-0.001 (0.004)	0.009 (0.008)	0.023 (0.014)	0.051 *** (0.019)
$\Delta \ln NEER_{t-1} \cdot (-1)$	0.002 (0.005)	0.014 (0.011)	0.029 * (0.015)	0.070 *** (0.018)
\hat{u}_{t+h-1}		1.554 *** (0.194)	1.250 *** (0.155)	1.147 *** (0.146)
自由度修正済み R^2	0.589	0.760	0.797	0.801
S. E. of regression	0.001	0.003	0.004	0.005

(注) CPI ：CPI 除く生鮮食品・エネルギー、 $SizeDum$ ：コスト変動大ダミー、 $COST$ ：中間投入コスト指数、 GAP ：需給ギャップ、 $NEER$ ：名目実効為替レート、 \hat{u} ：推計された残差。

CPI 除く生鮮食品・エネルギーは、消費税率引き上げ・教育無償化政策、Go To トラベル、携帯電話通信料の影響を除いている。コスト変動大ダミーは、中間投入コストの前期比の絶対値が、推計期間の 1 標準偏差 (=0.2%) を上回る場合に 1 を取る変数。推計期間は、2000 年 1Q～2021 年 4Q。括弧内は、HAC 標準誤差。***、**、*は、1%水準、5%水準、10%水準で統計的に有意であることを示す。

表 2. コスト変動の大きさによる為替パズル率の非線形性：推計結果

被説明変数： $\ln CPI_{t+h} - \ln CPI_{t-1}$				
	$h = 0$ (当期)	$h = 2$ (2 四半期後)	$h = 4$ (4 四半期後)	$h = 6$ (6 四半期後)
説明変数	[2-I]	[2-II]	[2-III]	[2-IV]
定数項	0.000 (0.000)	0.001 ** (0.000)	0.001 *** (0.000)	0.002 ** (0.001)
$SizeDum_t$ $\cdot \Delta \ln NEER_t \cdot (-1)$	0.003 (0.003)	0.023 *** (0.007)	0.047 *** (0.011)	0.072 *** (0.013)
$(1 - SizeDum_t)$ $\cdot \Delta \ln NEER_t \cdot (-1)$	0.006 (0.010)	0.004 (0.025)	0.011 (0.034)	0.023 (0.041)
$\Delta \ln CPI_{t-1}$	0.649 *** (0.109)	1.490 *** (0.219)	1.931 *** (0.315)	2.227 *** (0.459)
$\Delta \ln NEER_{t-1} \cdot (-1)$	0.006 * (0.004)	0.020 ** (0.009)	0.030 ** (0.014)	0.051 *** (0.016)
GAP_t	0.000 *** (0.000)	0.001 *** (0.000)	0.002 *** (0.000)	0.003 *** (0.001)
GAP_{t-1}	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)
$\Delta \ln EPI_t$	0.027 ** (0.013)	0.051 (0.027)	0.032 (0.041)	0.018 (0.052)
$\Delta \ln EPI_{t-1}$	-0.024 * (0.013)	-0.081 *** (0.025)	-0.115 *** (0.034)	-0.164 *** (0.048)
\hat{u}_{t+h-1}		1.531 *** (0.187)	1.249 *** (0.141)	1.157 *** (0.128)
自由度修正済み R^2	0.588	0.762	0.799	0.814
S.E. of regression	0.001	0.003	0.004	0.004

(注) CPI ：CPI 除く生鮮食品・エネルギー、 $SizeDum$ ：為替変動大ダミー、 $NEER$ ：名目実効為替レート、 GAP ：需給ギャップ、 EPI ：輸出物価指数、 \hat{u} ：推計された残差。

CPI 除く生鮮食品・エネルギーは、消費税率引き上げ・教育無償化政策、Go To トラベル、携帯電話通信料の影響を除いている。為替変動大ダミーは、名目実効為替レートの前期比の絶対値が、推計期間の 1 標準偏差 (=3.0%) を上回る場合に 1 を取る変数。推計期間は、2000 年 1Q~2021 年 4Q。括弧内は、HAC 標準誤差。***、**、*は、1%水準、5%水準、10%水準で統計的に有意であることを示す。

表 3. 景気循環における原材料コストパズル率の非線形性：推計結果

被説明変数： $\ln CPI_{t+h} - \ln CPI_{t-1}$				
	$h = 0$ (当期)	$h = 2$ (2 四半期後)	$h = 4$ (4 四半期後)	$h = 6$ (6 四半期後)
説明変数	[3-I]	[3-II]	[3-III]	[3-IV]
定数項	0.000 (0.000)	0.001 * (0.000)	0.001 ** (0.000)	0.002 ** (0.001)
$ExpansionDum_{t+h}$ $\cdot \Delta \ln COST_t$	0.192 (0.123)	0.469 * (0.245)	1.025 *** (0.377)	1.052 ** (0.490)
$(1 - ExpansionDum_{t+h})$ $\cdot \Delta \ln COST_t$	0.206 *** (0.069)	0.494 *** (0.172)	0.470 (0.382)	0.185 (0.548)
$\Delta \ln CPI_{t-1}$	0.631 *** (0.108)	1.458 *** (0.203)	1.987 *** (0.311)	2.338 *** (0.491)
$\Delta \ln COST_{t-1}$	-0.045 (0.077)	-0.166 (0.181)	-0.379 (0.311)	-1.003 ** (0.426)
GAP_t	0.000 ** (0.000)	0.001 *** (0.000)	0.002 *** (0.001)	0.003 *** (0.001)
GAP_{t-1}	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.001)
$\Delta \ln NEER_t \cdot (-1)$	-0.001 (0.004)	0.008 (0.008)	0.021 (0.014)	0.047 ** (0.019)
$\Delta \ln NEER_{t-1} \cdot (-1)$	0.002 (0.005)	0.015 (0.011)	0.028 * (0.015)	0.069 *** (0.018)
\hat{u}_{t+h-1}		1.553 *** (0.196)	1.239 *** (0.156)	1.154 *** (0.150)
自由度修正済み R ²	0.589	0.759	0.789	0.795
S.E. of regression	0.001	0.003	0.004	0.005

(注) CPI ：CPI 除く生鮮食品・エネルギー、 $ExpansionDum$ ：景気拡大局面ダミー、 $COST$ ：中間投入コスト指数、 GAP ：需給ギャップ、 $NEER$ ：名目実効為替レート、 \hat{u} ：推計された残差。

CPI 除く生鮮食品・エネルギーは、消費税率引き上げ・教育無償化政策、Go To トラベル、携帯電話通信料の影響を除いている。景気拡大局面ダミーは、需給ギャップの水準が、推計期間の平均値を上回る場合に 1 を取る変数。推計期間は、2000 年 1Q～2021 年 4Q。括弧内は、HAC 標準誤差。***、**、*は、1%水準、5%水準、10%水準で統計的に有意であることを示す。

表 4. 景気循環における為替パズル率の非線形性：推計結果

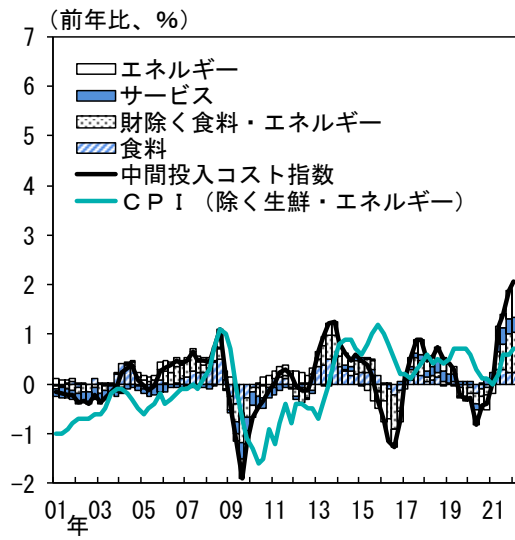
被説明変数： $\ln CPI_{t+h} - \ln CPI_{t-1}$				
	$h = 0$ (当期)	$h = 2$ (2 四半期後)	$h = 4$ (4 四半期後)	$h = 6$ (6 四半期後)
説明変数	[4-I]	[4-II]	[4-III]	[4-IV]
定数項	0.000 (0.000)	0.001 ** (0.000)	0.001 ** (0.000)	0.001 ** (0.001)
$ExpansionDum_{t+h}$ $\cdot \Delta \ln NEER_t \cdot (-1)$	0.002 (0.004)	0.011 (0.012)	0.064 *** (0.015)	0.086 *** (0.019)
$(1 - ExpansionDum_{t+h})$ $\cdot \Delta \ln NEER_t \cdot (-1)$	0.004 (0.004)	0.028 *** (0.008)	0.027 ** (0.012)	0.046 ** (0.019)
$\Delta \ln CPI_{t-1}$	0.649 *** (0.107)	1.473 *** (0.211)	1.915 *** (0.290)	2.154 *** (0.457)
$\Delta \ln NEER_{t-1} \cdot (-1)$	0.006 * (0.003)	0.022 *** (0.008)	0.028 ** (0.012)	0.050 *** (0.015)
GAP_t	0.000 *** (0.000)	0.001 *** (0.000)	0.002 ** (0.000)	0.003 *** (0.001)
GAP_{t-1}	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)
$\Delta \ln EPI_t$	0.026 * (0.014)	0.041 (0.029)	0.041 (0.043)	0.029 (0.054)
$\Delta \ln EPI_{t-1}$	-0.023 * (0.014)	-0.075 *** (0.027)	-0.127 *** (0.035)	-0.176 *** (0.047)
\hat{u}_{t+h-1}		1.583 *** (0.172)	1.246 *** (0.134)	1.190 *** (0.121)
自由度修正済み R^2	0.588	0.765	0.806	0.813
S.E. of regression	0.001	0.003	0.004	0.005

(注) CPI ：CPI 除く生鮮食品・エネルギー、 $ExpansionDum$ ：景気拡大局面ダミー、 $NEER$ ：名目実効為替レート、 GAP ：需給ギャップ、 EPI ：輸出物価指数、 \hat{u} ：推計された残差。

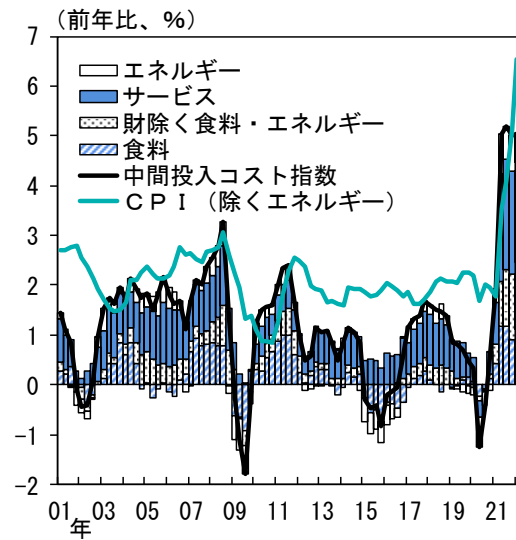
CPI 除く生鮮食品・エネルギーは、消費税率引き上げ・教育無償化政策、Go To トラベル、携帯電話通信料の影響を除いている。景気拡大局面ダミーは、需給ギャップの水準が、推計期間の平均値を上回る場合に 1 を取る変数。推計期間は、2000 年 1Q～2021 年 4Q。括弧内は、HAC 標準誤差。***、**、*は、1%水準、5%水準、10%水準で統計的に有意であることを示す。

図 1. 中間投入コスト指数

(1) 日本



(2) 米国

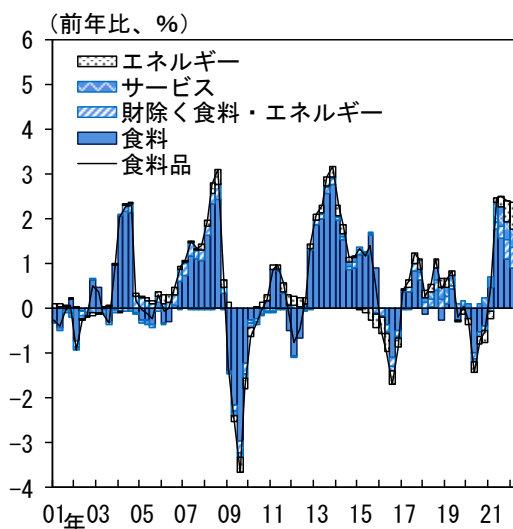


(注) 日本の CPI 除く生鮮食品・エネルギーは、消費税率引き上げ・教育無償化政策、Go To トラベル、携帯電話通信料の影響を除いている。

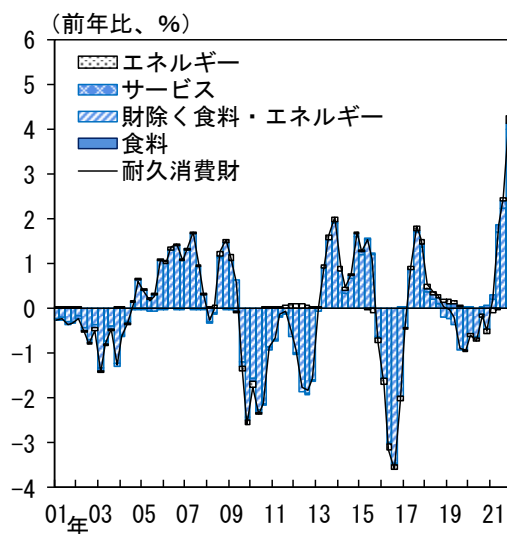
(出所) 総務省、日本銀行、BEA、BLS

図 2. わが国の中間投入コスト指数：主要区分別

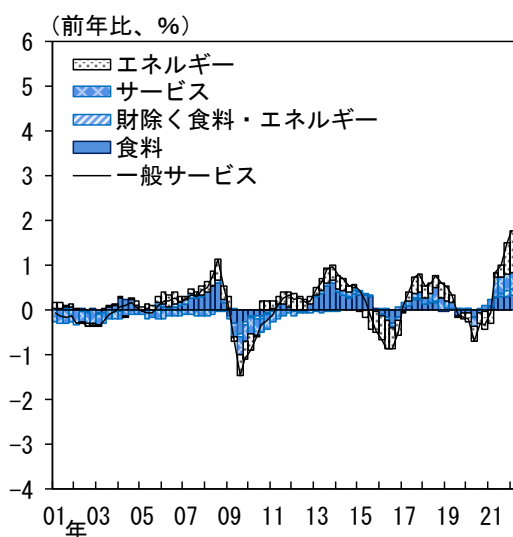
(1) 食料品



(2) 耐久消費財



(3) 一般サービス



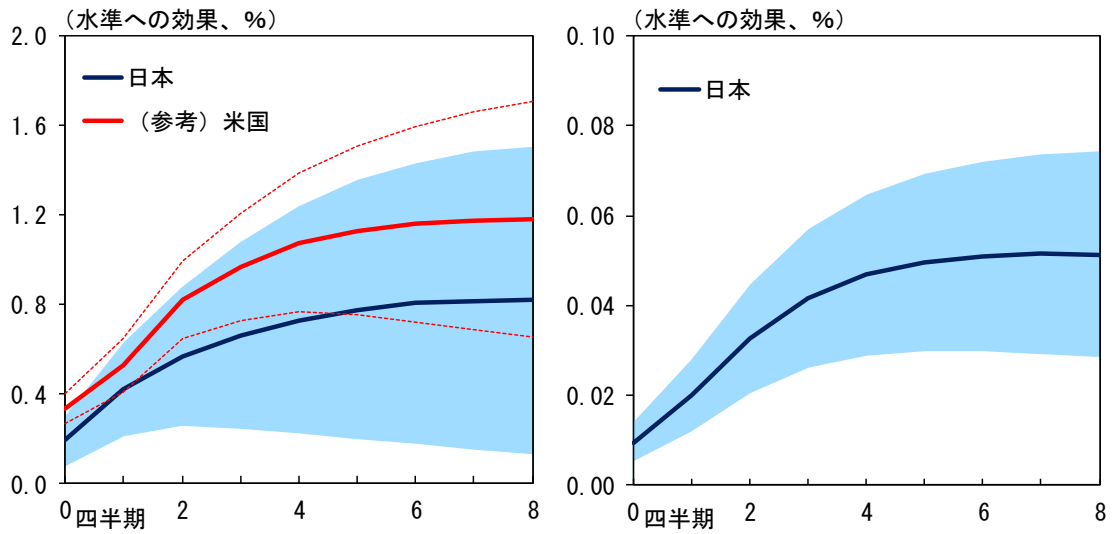
(注) 中間投入コスト指数を計算する際の投入ウエイトは、国内生産額に対する比率を使用。したがって、中間投入比率(=中間投入額/国内生産額)の低い区分では、中間投入物の価格変動の影響が中間投入コスト指数に表れにくい。

(出所) 総務省、日本銀行

図 3. パススルー率の計測（長期サンプル、全体）

(1) 原材料コストパススルー率

(2) 為替パススルー率

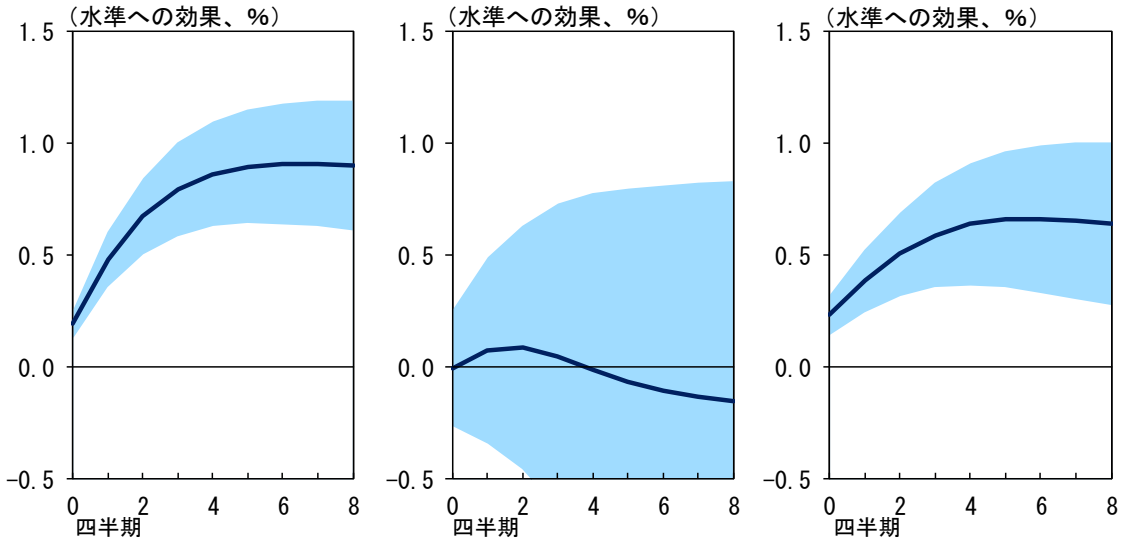


(注) (1) は中間投入コスト+1%上昇ショックに対する CPI の累積インパルスレスポンス、(2) は為替1%円安ショックに対する CPI の累積インパルスレスポンス。シャドローまたは点線は、75%信頼区間。

(出所) 総務省、日本銀行、BEA、BLS

図 4. 原材料コストパsthrough率の計測（長期サンプル、主要区分別）

(1) 食料品 (2) 耐久消費財 (3) 一般サービス

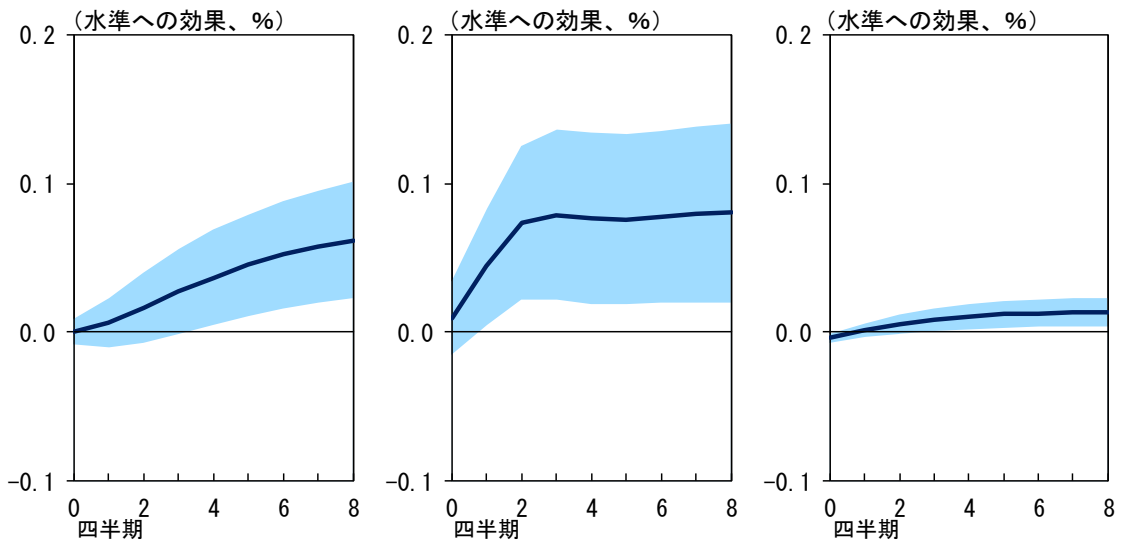


(注) 中間投入コスト+1%上昇ショックに対するCPIの累積インパルスレスポンス。シャドローは75%信頼区間。

(出所) 総務省、日本銀行

図 5. 為替パsthrough率の計測（長期サンプル、主要区分別）

(1) 食料品 (2) 耐久消費財 (3) 一般サービス



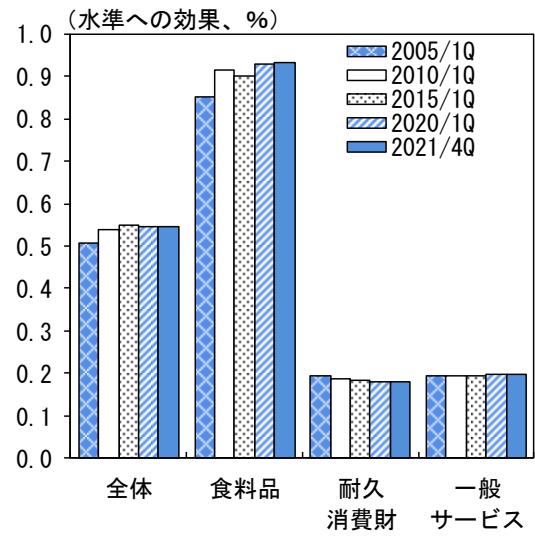
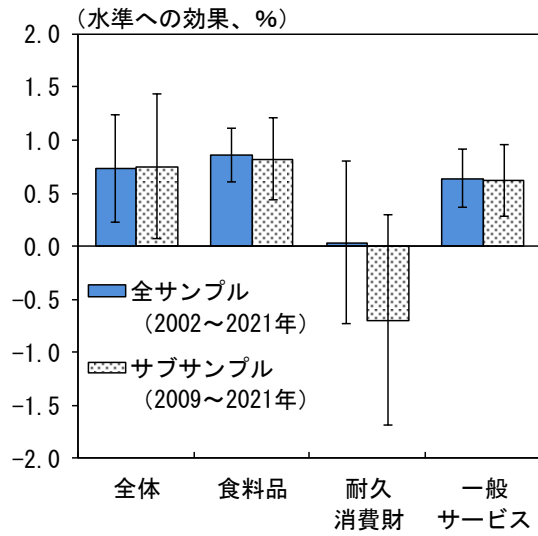
(注) 為替1%円安ショックに対するCPIの累積インパルスレスポンス。シャドローは75%信頼区間。

(出所) 総務省、日本銀行

図 6. 原材料コストパススルー率の計測（時系列変化）

(1) サブサンプル推計

(2) 時変 VAR 推計



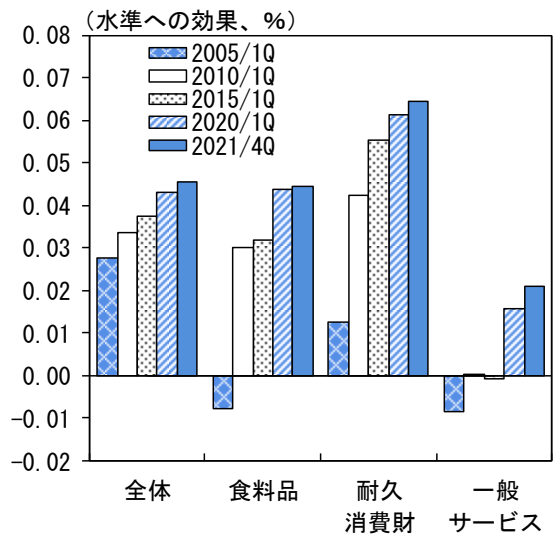
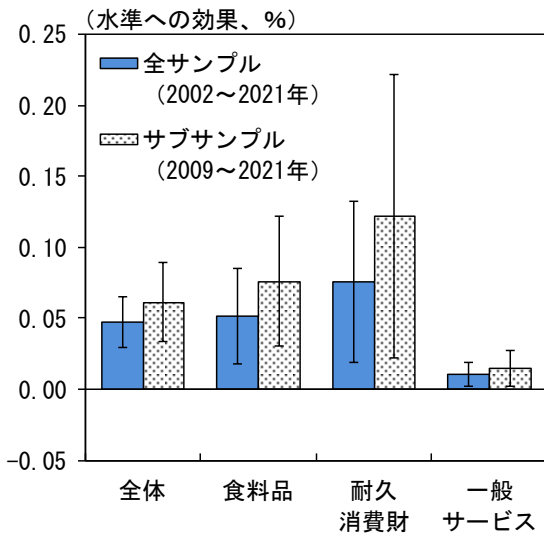
(注) (1) の縦線は±1 標準誤差範囲。

(出所) 総務省、日本銀行

図 7. 為替パススルー率の計測（時系列変化）

(1) サブサンプル推計

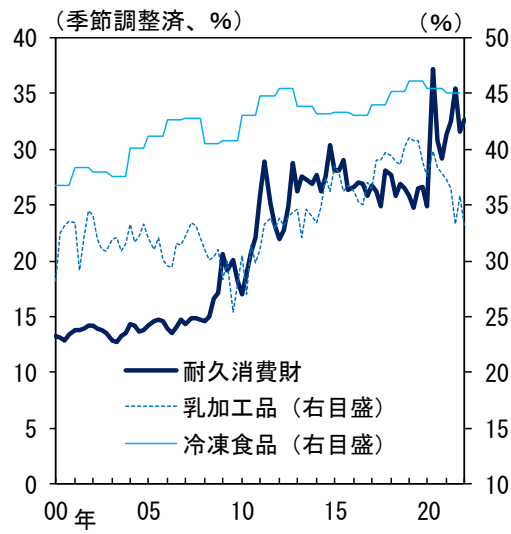
(2) 時変 VAR 推計



(注) (1) の縦線は±1 標準誤差範囲。

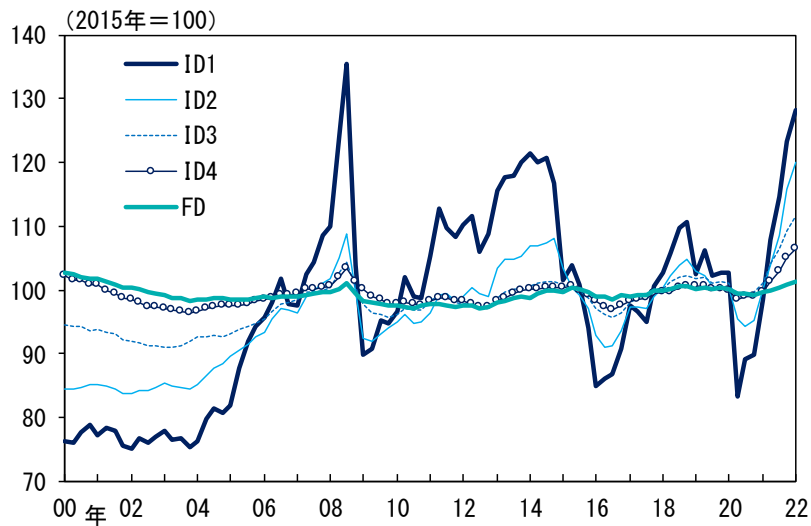
(出所) 総務省、日本銀行

図 8. 輸入ペネトレーション比率



(出所) 経済産業省、財務省、農林水産省、日本冷凍食品協会

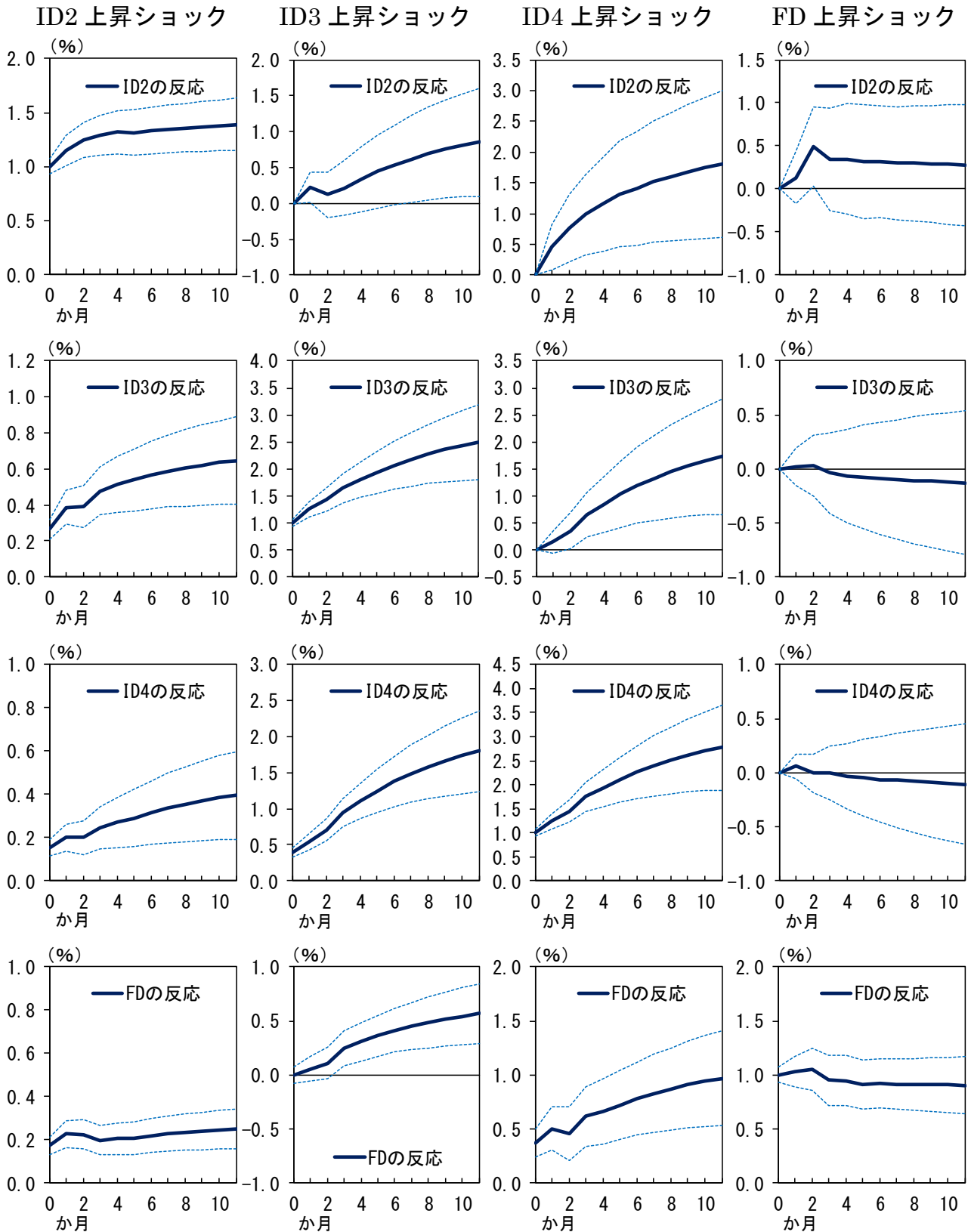
図 9. わが国の FD-ID 指数



(注) 2014年以前は、井上(2021)の手法に倣って筆者が試算。ただし、試算に使用している企業向けサービス価格指数については、過去に遡るほどカバレッジが低下する(捕捉していないサービスの割合が上昇する)点には注意が必要。

(出所) 総務省、日本銀行

図 10. 固定係数 VAR モデルの推計結果：累積インパルスレスポンス



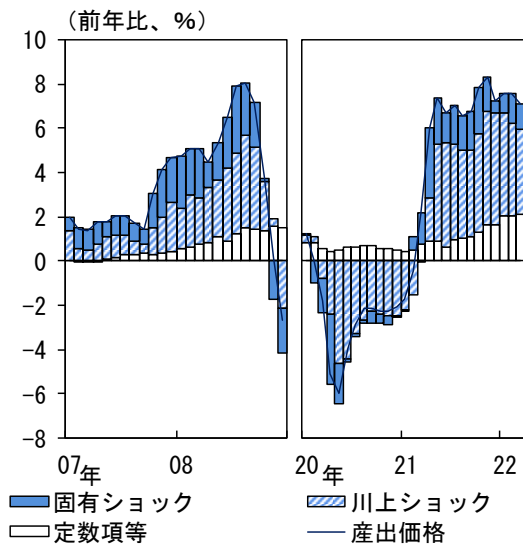
(注) 各国内指数+1%のショックに対する各国内指数の累積インパルスレスポンス。破線は、90%信頼区間。

(出所) 日本銀行

図 11. 固定係数 VAR モデルの推計結果：ヒストリカル分解

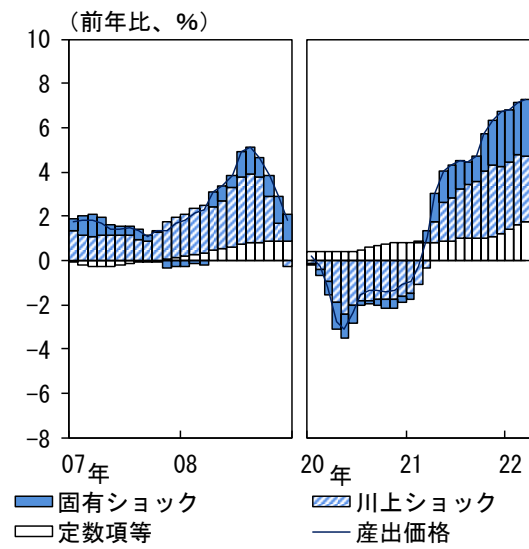
(1) ステージ 1

①2007～2008年 ②2020年以降



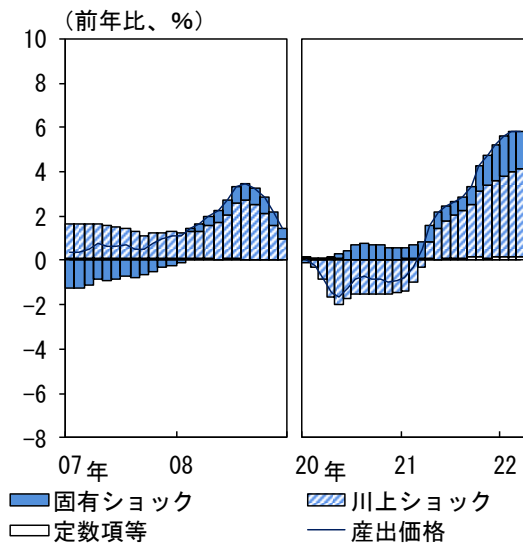
(2) ステージ 2

①2007～2008年 ②2020年以降



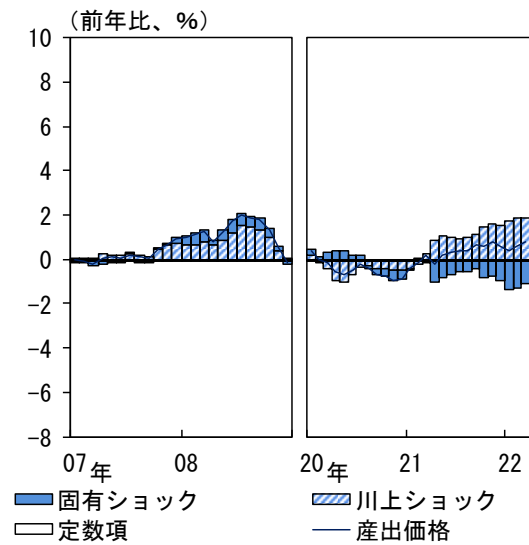
(3) ステージ 3

①2007～2008年 ②2020年以降



(4) ステージ 4

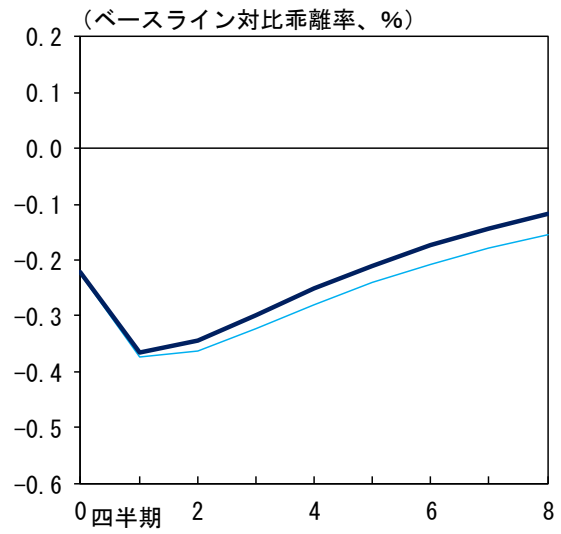
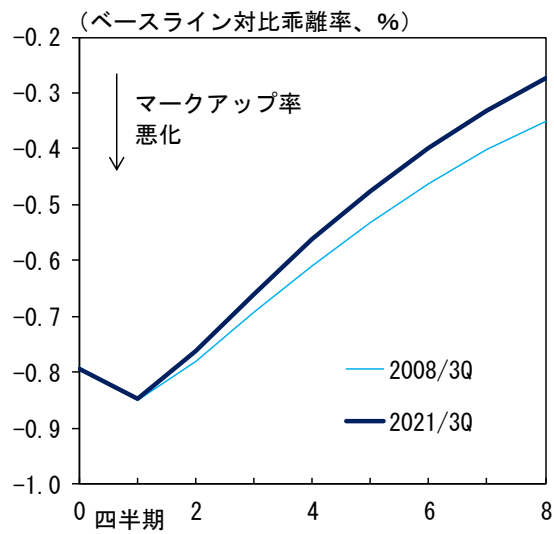
①2007～2008年 ②2020年以降



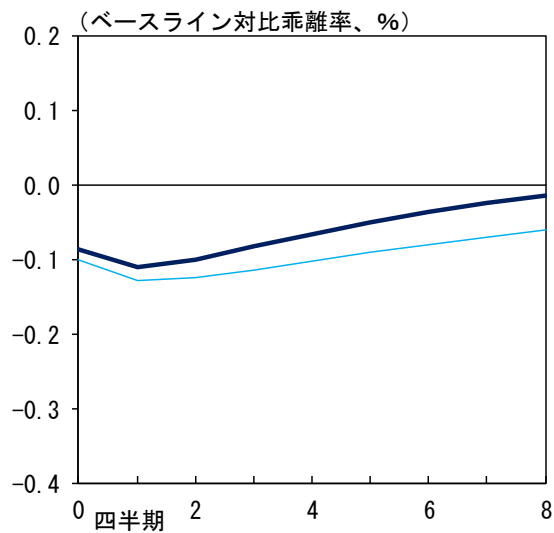
(注) それぞれ、ID2～ID4 (国内) および FD (国内) (=各ステージの産出価格) の寄与度分解。2014年以前は、井上 (2021) の手法に倣って筆者が試算。

(出所) 総務省、日本銀行

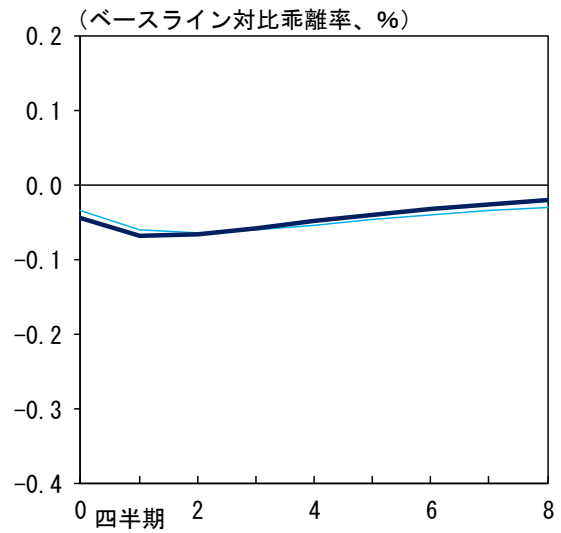
図 12. 時変係数 VAR モデルの推計結果：
 ID1 指数+1%上昇ショックに対するマークアップ率のインパルスレスポンス
 (1) ステージ 1 (2) ステージ 2



(3) ステージ 3

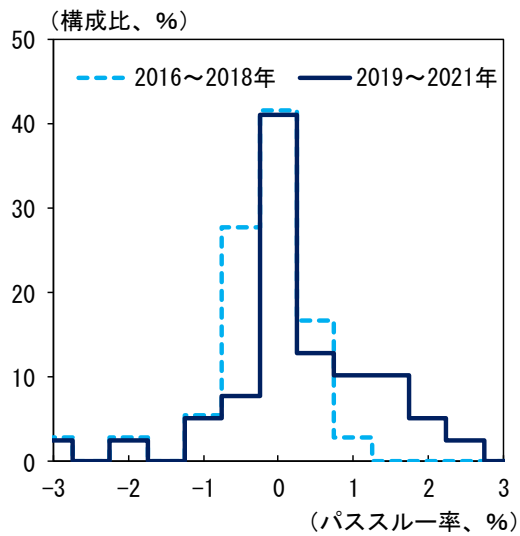


(4) ステージ 4



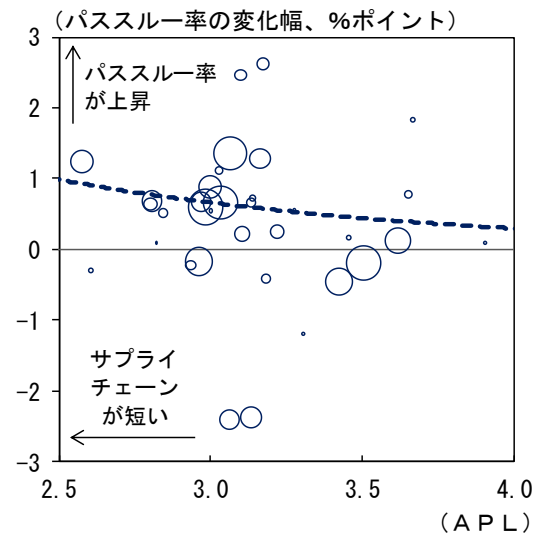
(出所) 総務省、日本銀行

図 13. 品目別パススルー率の分布



(注) パススルー率が-3%~+3%の品目について集計。
(出所) 総務省、日本銀行

図 14. APLとパススルー率



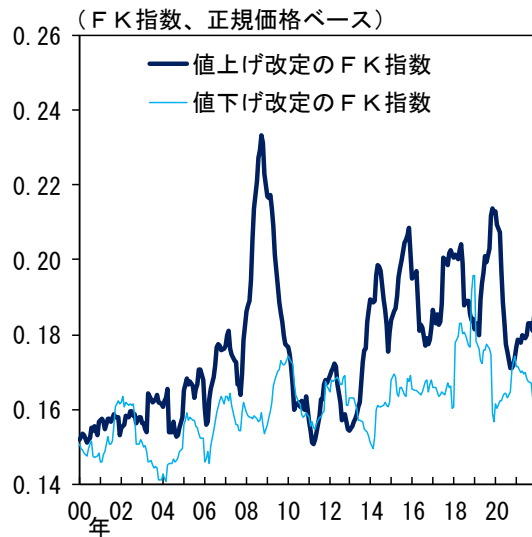
(注) パススルー率の変化幅(2019年~2021年の値-2016年~2018の値)が-3%~+3%の品目について表示。バブルの大きさは、CPIのウエイトに比例。破線は、パススルー率の変化幅が0%~+3%の品目に関する近似曲線。APLは、2015年の値。
(出所) 総務省、日本銀行

図 15. 小売段階の価格設定姿勢(食料品のケース)

(1) 価格改定頻度

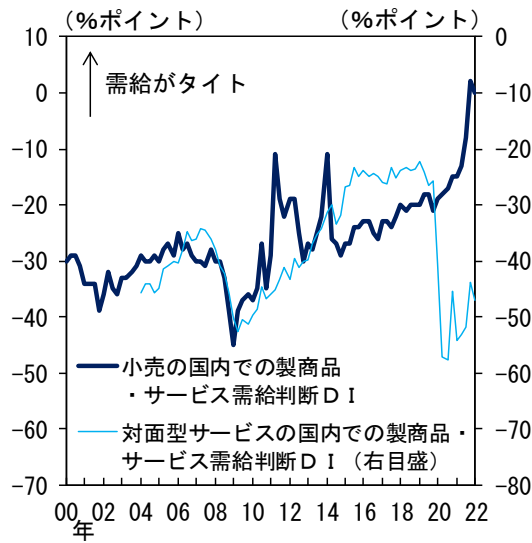


(2) 価格改定の同調性



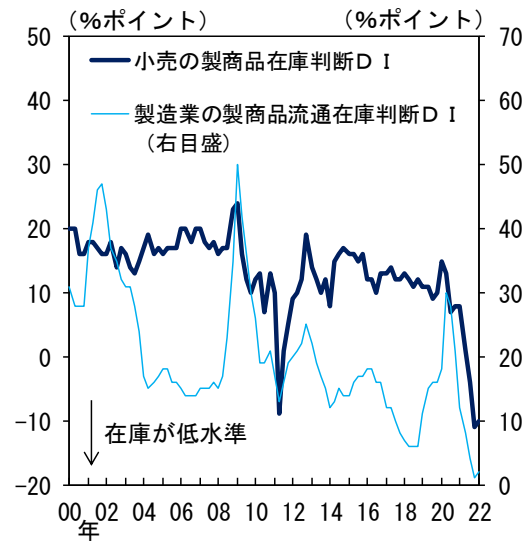
(注) 当月と前後2か月の最頻価格を正規価格とみなし、その改定頻度および改定の同調性(FK指数)を計算したもの。後方12か月移動平均。正規価格と価格改定頻度の計測方法は、倉知ほか(2016)を参照。
(出所) 総務省

図 16. 個人消費関連の国内需給環境



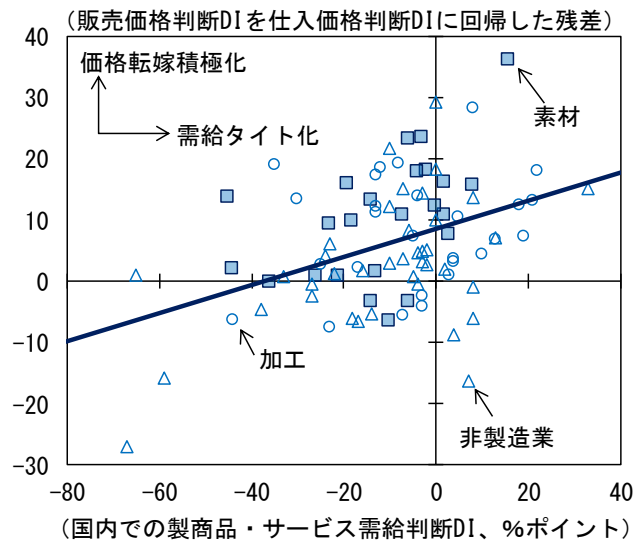
(注) 対面型サービスは、「対個人サービス」および「宿泊・飲食サービス」の有効回答社数による加重平均値。
(出所) 日本銀行

図 17. 財の在庫水準



(出所) 日本銀行

図 18. 国内需給環境とパススルー



(注) ドットは 2022 年 1Q の業種別・規模別の DI。直線は全ての業種別・規模別の DI に対する近似曲線。
(出所) 日本銀行

表 A1. 原材料コストパsthrough率：ベースライン推計

— 表 1・3 の推計において、非線形性に関するダミーを含めない場合 —

被説明変数： $\ln CPI_{t+h} - \ln CPI_{t-1}$				
説明変数	$h = 0$ (当期)	$h = 2$ (2 四半期後)	$h = 4$ (4 四半期後)	$h = 6$ (6 四半期後)
	[A1-I]	[A1-II]	[A1-III]	[A1-IV]
定数項	0.000 (0.000)	0.001 * (0.000)	0.001 ** (0.000)	0.002 *** (0.001)
$\Delta \ln COST_t$	0.200 ** (0.082)	0.485 *** (0.175)	0.688 ** (0.322)	0.527 (0.456)
$\Delta \ln CPI_{t-1}$	0.632 *** (0.107)	1.461 *** (0.209)	1.930 *** (0.303)	2.324 *** (0.463)
$\Delta \ln COST_{t-1}$	-0.045 (0.077)	-0.169 (0.182)	-0.298 (0.283)	-0.895 ** (0.418)
GAP_t	0.000 ** (0.000)	0.001 *** (0.000)	0.002 *** (0.000)	0.003 *** (0.001)
GAP_{t-1}	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.001)
$\Delta \ln NEER_t \cdot (-1)$	-0.001 (0.004)	0.008 (0.008)	0.023 (0.014)	0.050 *** (0.019)
$\Delta \ln NEER_{t-1} \cdot (-1)$	0.002 (0.005)	0.015 (0.011)	0.029 ** (0.014)	0.071 *** (0.018)
\hat{u}_{t+h-1}		1.549 *** (0.194)	1.249 *** (0.155)	1.148 *** (0.145)
自由度修正済み R ²	0.594	0.762	0.799	0.804
S.E. of regression	0.001	0.003	0.004	0.005

(注) CPI ：CPI 除く生鮮食品・エネルギー、 $COST$ ：中間投入コスト指数、 GAP ：需給ギャップ、 $NEER$ ：名目実効為替レート、 \hat{u} ：推計された残差。

CPI 除く生鮮食品・エネルギーは、消費税率引き上げ・教育無償化政策、Go To トラベル、携帯電話通信料の影響を除いている。推計期間は、2000年1Q～2021年4Q。括弧内は、HAC 標準誤差。***、**、*は、1%水準、5%水準、10%水準で統計的に有意であることを示す。

表 A2. 為替パズル率：ベースライン推計

— 表 2・4 の推計において、非線形性に関するダミーを含めない場合 —

被説明変数： $\ln CPI_{t+h} - \ln CPI_{t-1}$				
説明変数	$h = 0$ (当期)	$h = 2$ (2 四半期後)	$h = 4$ (4 四半期後)	$h = 6$ (6 四半期後)
	[A2-I]	[A2-II]	[A2-III]	[A2-IV]
定数項	0.000 (0.000)	0.001 ** (0.000)	0.001 *** (0.000)	0.002 ** (0.001)
$\Delta \ln NEER_t \cdot (-1)$	0.003 (0.003)	0.020 *** (0.006)	0.043 *** (0.010)	0.066 *** (0.013)
$\Delta \ln CPI_{t-1}$	0.652 *** (0.107)	1.477 *** (0.217)	1.901 *** (0.311)	2.196 *** (0.454)
$\Delta \ln NEER_{t-1} \cdot (-1)$	0.006 * (0.003)	0.021 ** (0.008)	0.030 ** (0.013)	0.052 *** (0.016)
GAP_t	0.000 *** (0.000)	0.001 *** (0.000)	0.002 *** (0.000)	0.003 *** (0.001)
GAP_{t-1}	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)
$\Delta \ln EPI_t$	0.027 ** (0.012)	0.049 * (0.027)	0.029 (0.041)	0.017 (0.051)
$\Delta \ln EPI_{t-1}$	-0.024 * (0.013)	-0.081 *** (0.025)	-0.115 *** (0.034)	-0.164 *** (0.047)
\hat{u}_{t+h-1}		1.534 *** (0.181)	1.249 *** (0.138)	1.157 *** (0.133)
自由度修正済み R ²	0.593	0.766	0.803	0.817
S.E. of regression	0.001	0.003	0.004	0.004

(注) CPI ：CPI 除く生鮮食品・エネルギー、 $NEER$ ：名目実効為替レート、 GAP ：需給ギャップ、 EPI ：輸出物価指数、 \hat{u} ：推計された残差。

CPI 除く生鮮食品・エネルギーは、消費税率引き上げ・教育無償化政策、Go To トラベル、携帯電話通信料の影響を除いている。推計期間は、2000年1Q～2021年4Q。括弧内は、HAC 標準誤差。***、**、*は、1%水準、5%水準、10%水準で統計的に有意であることを示す。