



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

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

喜舎場唯*
yui.kishaba@boj.or.jp

奥田達志**
TOkuda@imf.org

No.22-J-20
2022年12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・国際通貨基金）

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。

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*

喜舎場唯[†]・奥田達志[‡]

2022年12月

【要旨】

本稿では、わが国の県庁所在地別 CPI パネルデータを用いてサービス価格のフィリップス曲線を推計し、その傾きの変化を分析した。本分析は、パネルデータを活用することで、予想インフレ率のデータを用いずに、ニューケインジアン型フィリップス曲線の傾きを推計している点が特徴である。推計結果によれば、2000年代以降、いくつかのサービス分類において、フィリップス曲線がそれ以前と比べて有意にフラット化している。他方、2010年代および新型コロナウイルス感染症の拡大後にフィリップス曲線の傾きに変化が生じたかを確認したところ、幅をもってみる必要はあるが、現時点では有意な変化はほとんど検出されなかった。

JEL 分類番号：C32、C33、E31、E52

キーワード：フィリップス曲線、サービス価格、予想インフレ率、インフレ動学

* 本稿の作成に当たり、青木浩介氏、亀田制作氏、陣内了氏、中島上智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。この場を借りて、深く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 (yui.kishaba@boj.or.jp)

[‡] 日本銀行調査統計局 (現・国際通貨基金、TOkuda@imf.org)

1. はじめに

物価変動メカニズムの解明は、物価安定を目指す中央銀行にとって重要な課題である。こうした物価変動の分析において、学界および政策当局者が伝統的に用いてきた分析枠組みがフィリップス曲線である（原ほか [2020]）。特に、近年のマクロ経済学では、名目価格の硬直性をミクロ的基礎付けとする New Keynesian Phillips Curve（以下、NKPC）が、主要な枠組みとして位置付けられている¹。

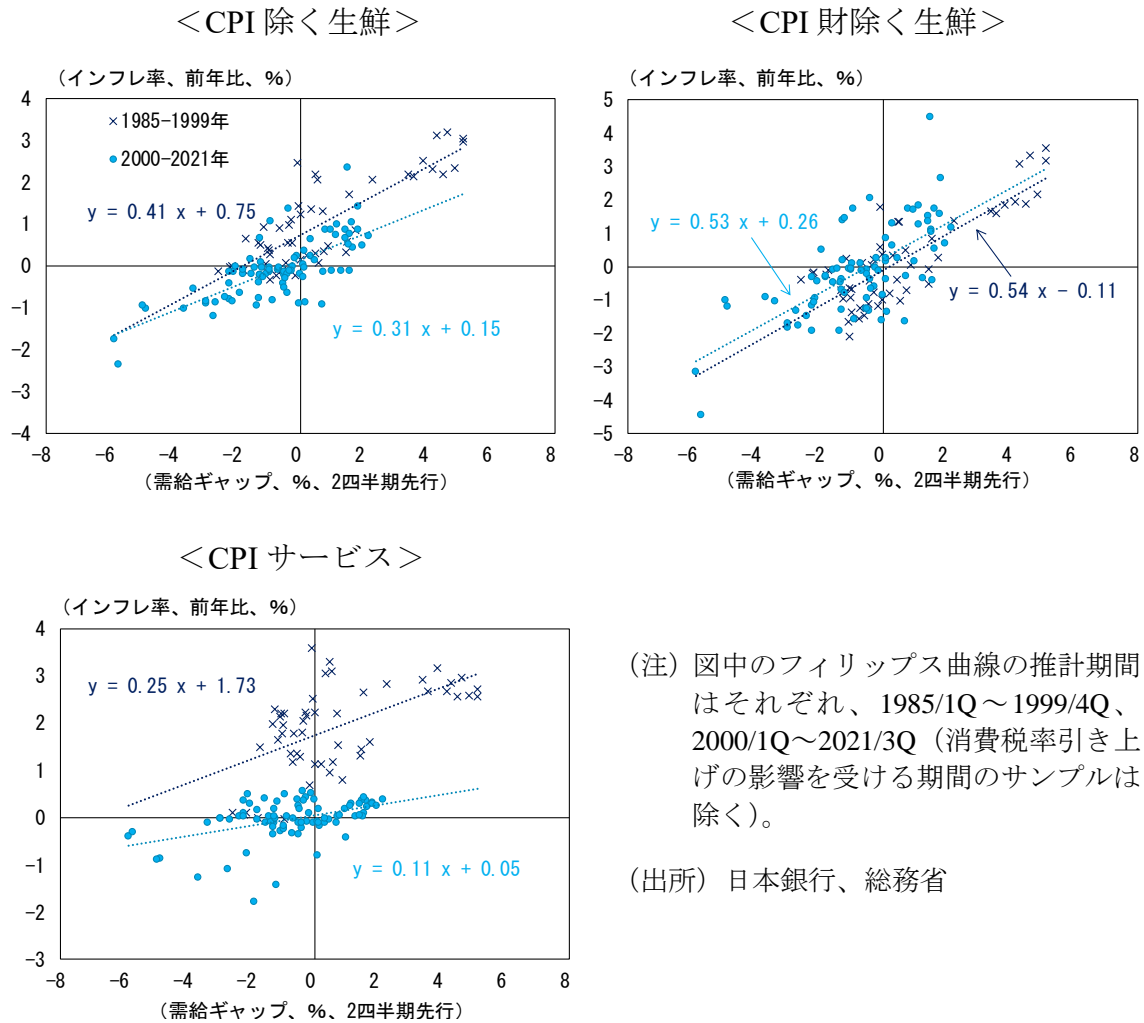
NKPC における物価の変動要因は、①マクロの需給バランス、②予想インフレ率、および③供給ショックなどのその他の一時的な要因に分けられる（西崎ほか [2011]）。このうちマクロの需給バランスと物価変動の関係について、1990年代以降、先進国を中心にその相関が弱まった——フィリップス曲線の傾きが低下（フラット化）して、マクロの需給バランスの変化に対してインフレ率が非感応的となった——ことが、多くの研究で指摘されている（Hall [2011]、IMF [2013]、Del Negro et al. [2020]）²。特にリーマンショック時の景気後退局面においてインフレ率がそれほど低下しなかったという事実は「失われたデysinフレ」（Missing Disinflation）、またその後の景気回復局面でその回復ペースほどには物価が上昇しなかったという事実は、「失われたインフレ」（Missing Inflation）と呼ばれる³。例えば、Rusticelli et al. (2015)は、日本を含む OECD 諸国を対象にフィリップス曲線の傾き（失業率ギャップにかかる係数）を計測し、1970年代以降の長期データを用いた場合と比較して、1998年以降のデータを用いたときの傾きが小さくなる、または有意でなくなると指摘している。IMF (2013)では、予想インフレ率のデータとしてコンセンサス・フォーキャストの6～10年先予想インフレ率を用いた推計を行い、1995年以降、多くの先進国でフィリップス曲線がフラット化していると報告している。

¹ NKPC の理論的側面については、Woodford (2003)、Walsh (2003)、Galí (2008)のほか、日本語の文献として淵・渡辺 (2002)、平田・加藤 (2004)、敦賀・武藤 (2008)などを参照。

² フィリップス曲線のフラット化は、NKPC の枠組みで考えると、財・サービスを生産する企業のうち、ある時点における財・サービスの最適（販売）価格を認識していながらも、何らかの理由で価格変更できない企業が一定数存在し、その割合が高まっている（すなわち価格粘着性が高まっている）ことを意味する。これは、企業にランダムに価格改定機会が訪れると想定するカルボ型（Calvo [1983]）や、一定期間毎に価格改定機会が訪れると想定するテイラー型（Taylor [1980]）のいわゆる時間依存型の価格粘着性を想定した解釈である。このほかにも、2次の価格改定コスト、すなわち状態依存型の価格粘着性を想定した場合でも NKPC が導出できることが知られている（Rotemberg [1982]）。

³ Constâncio (2015)や Yellen (2017)を参照。米国の Missing Disinflation に焦点を当てた分析には Gilchrist et al. (2017)や Coibion and Gorodnichenko (2015a)が、Missing Inflation に焦点を当てた分析には、Del Negro et al. (2015)、Harding et al. (2022)などがある。

図1：日本のフィリップス曲線



(注) 図中のフィリップス曲線の推計期間はそれぞれ、1985/1Q～1999/4Q、2000/1Q～2021/3Q（消費税率引き上げの影響を受ける期間のサンプルは除く）。

(出所) 日本銀行、総務省

こうしたフィリップス曲線のフラット化に関する研究は、わが国でも多くみられている（Nishizaki and Watanabe [2000]、De Veirman [2009]、西崎ほか [2011]、開発・中島 [2015]、Gemma et al. [2017]）。例えば、Nishizaki and Watanabe (2000)は、1971年から1997年までの都道府県別のデータを用いて日本のフィリップス曲線を推計し、フィリップス曲線の傾きが1990年代に有意に低下したと指摘している。また、Gemma et al. (2017)は、一般化したフィリップス曲線（標準的なNKPCではゼロ%と仮定されるトレンドインフレ率を時変に拡張）を日本のデータに適用し、1998年～2012年の低インフレ期にフィリップス曲線の傾きが低下したと指摘している。また、わが国の消費者物価指数（CPI）上昇率と需給ギャップを用いてフィリップス曲線をプロットすると（図1）、財については2000年前後で傾きはほぼ変わっていないのに対し、サービスは2000年以降に傾きが低下している。これに関して、Watanabe and Watanabe (2017)は、1987年から2013年までの財・サービス別CPIを用いてフィリップス曲線のローリング推計を行い、1990年代後半以降の傾きが財・サ

サービスともに低下しているほか、サービス価格のフィリップス曲線の傾きが財と比較して一貫して小さいと報告している。才田ほか (2006)、Kaihatsu et al. (2022)なども、サービス価格のフィリップス曲線のフラット化を指摘している。

こうしたフィリップス曲線の傾きの推計に際しては、予想インフレ率など需給バランス以外の要因がインフレ率に及ぼす影響を如何にコントロールするかが問題となる。先行研究では、①予想インフレ率の代理変数として、「完全情報の合理的期待形成」を仮定したもとで事後的な実績インフレ率を用いる (Galí and Gertler [1999])、②サーベイ調査で得られた、各経済主体の予想インフレ率を用いる (Roberts [1995])、といった方法が試みられてきた。どの方法を採用するかによって推計結果が大きく異なることが問題視されているものの (Mavroeidis et al. [2014])、近年では、経済主体の期待形成が「完全情報の合理的期待形成」に従っていないとの認識が広がるもとの、予想インフレ率に関するサーベイデータを用いる実証分析が多くなっている (Coibion and Gorodnichenko [2015a, 2015b]、Fuhrer [2012, 2017] など)。しかし、サーベイデータには調査対象の経済主体 (家計・企業など) に固有のノイズが多く含まれ、データの動きや水準が主体によって大きく異なる。この問題に対処せずにフィリップス曲線を推計すると、パラメータにバイアスが生じ、推計結果の信頼性が低下する。

こうした問題を克服する一つの方法として、Hazell, Herreño, Nakamura, and Steinsson (2022) (以下、HHNS) は、クロスセクションの情報を含む地域別のパネルデータを用いて、予想インフレ率がインフレ率へ与える影響をコントロールし、フィリップス曲線の傾きを推計する手法を提案している⁴。彼らは、貿易財と非貿易財 (サービス) からなる「1国2地域・2財」のモデルを構築し、各地域・各財におけるフィリップス曲線を導出している。このモデルでは、地域をまたいで取引できない非貿易財については、他地域の景気変動の影響を受けないため、(家計の選好や企業の価格改定機会などが両地域で同一との仮定のもとで) 各地域における非貿易財のフィリップス曲線の傾きが、貿易財も含めた一国全体のフィリップス曲線の傾きと一致する⁵。彼らは、この結果をもとに、サービス価格のフィリップス曲

⁴ マクロ経済学の分野においては、マクロデータがもつ時系列方向の情報のみでは、分析対象以外のマクロ要因の影響 (予想インフレ率、金融政策ショック、種々の供給ショックなど) をコントロールすることが困難な場合がある。この問題を克服するため、地域別データがもつクロスセクション方向の情報を活かすアプローチが、財政乗数の推計やフィリップス曲線の推計など、各方面で利用されている (Nakamura and Steinsson [2018]、Guren et al. [2020]、Fitzgerald and Nicolini [2014]、McLeay and Tenreiro [2019])。

⁵ 貿易財に関する地域別フィリップス曲線の傾きは、全国レベルのフィリップス曲線の傾きより小さくなる。これは、貿易財の価格が他地域の景気変動の影響を受け、自地域の景気変動との相関が小さくなるためである。

線の傾きを、1978～2018年の米国における州別の価格指数のパネルデータを用いて推計している。推計にあたっては、予想インフレ率などの影響を全国共通の要因として時間効果でコントロールしている。HHNS は、このようなアプローチで推計すると、米国のフィリップス曲線はほとんどフラット化しておらず、先行研究で指摘されてきたフィリップス曲線のフラット化は、実際は予想インフレ率のシフトなどの要因によって生じた、見せかけの変化であった可能性がある——需給バランスの変化に対してインフレ率が非感応的になったわけではない——と指摘している。

本稿では、HHNS の方法に倣い、県庁所在地別の CPI を用いて、非貿易財であるサービスの価格についての地域別フィリップス曲線の推計を行い、日本においてサービス価格のフィリップス曲線がフラット化しているのかを検証した。推計結果によれば、日本におけるサービス価格のフィリップス曲線の傾きは、2000年代以降、それ以前と比べて有意にフラット化している。これは、HHNS が米国について得られた結果とは対照的である。また、2010年代以降（あるいは感染症拡大以降）の傾きの更なる変化は検出されなかった。前述のとおり、HHNS の理論によれば、こうした結果は全国レベルのフィリップス曲線にも当てはまることになる。

なお、前述の Nishizaki and Watanabe (2000)は、地域別パネルデータを用いて、財とサービスを合わせたマクロのフィリップス曲線を推計している。地域別データを用いている点で、同論文は HHNS の先駆けと言える⁶。他方、HHNS の議論によれば、全国一律に決まる財（貿易財）の価格は、地域固有の要因に反応しないため、地域別データを用いてフィリップス曲線の傾きを推計する場合、地域固有要因によって価格が変動するサービス（非貿易財）に推計対象に絞ることが望ましい。加えて、HHNS のモデルでは、サービス価格のフィリップス曲線の傾きがマクロのフィリップス曲線の傾きに一致するため、サービス価格のフィリップス曲線の傾きに分析対象を限定することは、理論的にも妥当である。本稿では、HHNS の考え方に即して、分析対象をサービス価格に限定している。

筆者らの知る限り、HHNS の手法を日本のサービス価格に適用した研究は存在しない⁷。また、本稿は、2020年代までの長期データを用いつつ、複数業種のサービス価格を分析対象としている点も特徴である。これらの意味で、本分析の貢献は、日本のフィリップス曲線の変化に関して、新たなエビデンスを提供したことにある。

本稿の構成は以下の通りである。2 節では、本稿の分析枠組みについて解説する。

⁶ Nishizaki and Watanabe (2000)は、全国共通要因をコントロールするために、①時間効果を用いている、②各変数を全国平均からの乖離で表す、という 2 つのアプローチを試みている。

⁷ 日本の地域別賃金データを用いた「賃金版フィリップス曲線」のパネル推計を行った研究として、黒田・山本（2005）がある。

3節では本分析で用いるデータについて述べる。4節では推計結果を報告する。5節は結びである。

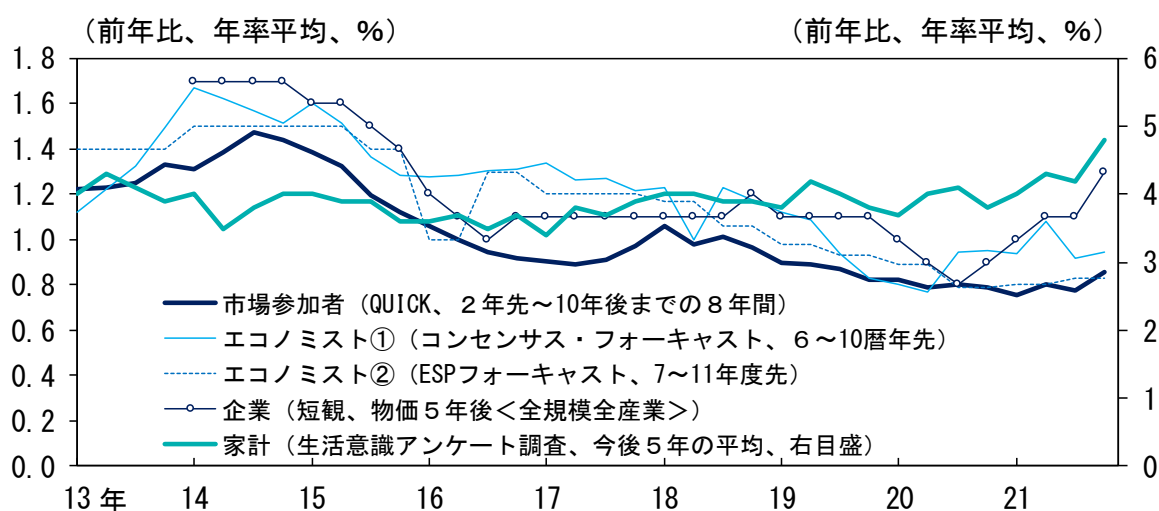
2. 推計手法

本節では、本稿の分析枠組みについて述べる。まず、予想インフレ率の代理変数としてサーベイデータを用いる場合に生じ得る問題を整理する。そのうえで、この問題を回避する HHNS のアイデアと、それに基づく本稿の分析枠組みについて説明する。

2-1. 予想インフレ率の代理変数としてサーベイデータを用いる場合の問題点

近年、予想インフレ率の代理変数としてサーベイデータが多く用いられているが、このデータは以下のような問題が指摘されている。

図2：日本における各経済主体の予想インフレ率



(出所) 日本銀行、QUICK「QUICK月次調査<債券>」、日本経済研究センター「ESPフォーキャスト調査」、Consensus Economics「コンセンサス・フォーキャスト」

(注) 1. 直近値は2021/4Q。

2. ESPフォーキャストは半期調査のため、欠損四半期については前期の値を横置き。

第一に、予想インフレ率は、調査主体間で変動パターンが大きく異なる。例えば、日本では、調査対象主体（家計、企業、エコノミスト、金融市場参加者）の間で動きが大きく異なっている（図2）。海外でも、エコノミストの予想インフレ率は金融政策の変更にも敏感に反応すると報告されている（Coibion et al. [2020]）。どの経済主体の予想インフレ率を用いてフィリップス曲線を推計するべきかについてコ

ンセンサスはないが、これらの事実は、用いるデータによって推計結果やその含意が変わり得ることを示唆している。

第二に、近年の実証研究によれば、同一主体内においても、サーベイの回答者が直面している価格情報の違いによって、予想インフレ率は大きく異なる。例えば、Coibion and Gorodnichenko (2015a) は、家計のサーベイデータを分析し、ガソリンの支出ウエイトが高い人々は予想インフレ率を頻繁に更新する傾向があると指摘している。また、Kumar et al. (2015) は、企業経営者などに対して独自に行ったサーベイの結果を分析し、予想インフレ率の回答値にかなりのばらつきがあるほか、回答者自身の買い物の経験が回答値に強く影響すると報告している。どの経済主体のサーベイデータを用いるにせよ、こうしたノイズに対処しながらフィリップス曲線を推計することは、容易ではない。

2-2. HHNS の方法

ここまでみてきたように、フィリップス曲線の推計において、サーベイデータを代理変数とする推計は、推計結果を歪める要因となり得る。この問題を回避するための一つの推計方法が、HHNS の方法である。彼らは、予想インフレ率のサーベイデータを用いずにフィリップス曲線を推計する方法を提案した。以下ではそのアイデアを紹介する。

HHNS による推計の枠組みは、1 国 2 地域のニューケインジアンモデルに基づいている。このモデルでは、地域をまたいで取引できる貿易財と、地域をまたいで取引できない非貿易財が、各地域に 1 つずつ存在する。後者はその地域でしか消費できない財であり、サービス（レストランや美容室など）に相当すると解釈できる。そのうえで HHNS は、「長期の予想インフレ率は、中央銀行の金融政策レジームの変化に応じて、全地域で一律に変化する」という仮定のもとで、地域 r における非貿易財の NKPC を以下のように導出している（ t は時点、 r は地域を表す）。

$$\pi_{r,t} = \beta \pi_t^e + \kappa y_{r,t} - \lambda \hat{p}_{r,t} + \varepsilon_{r,t} \quad (1)$$

右辺第 1 項の π_t^e は長期の予想インフレ率であり、各地域で共通の値をとる。第 2 項の $y_{r,t}$ は、各地域の需給バランスを表す変数である。第 3 項 $\hat{p}_{r,t}$ は、非貿易財の総合ベースの消費者物価に対する相対価格である^{8,9}。 $\varepsilon_{r,t}$ はコストプッシュ・ショック

⁸ 相対価格の項は、企業・家計が最適化行動の際に参照する物価が異なることから生じる。すなわち、①各財を生産する企業は、価格決定に際して、その財の価格を用いて実質賃金を計算するのに対し、②家計は、労働供給の決定に際して、総合ベースの物価を用いて実質賃金を計算する。このズレがあるため、企業の実質限界費用は、相対価格の影響を受けて変動する。

⁹ 相対価格の係数はマイナスである。例えば、非貿易財の価格が相対的に高いとき、同財のイ

である。なお、第1節で述べた通り、非貿易財については、需給バランスにかかる係数 κ は地域によらず、全国レベルの値と一致する。

上式をパネル推計する際、長期の予想インフレ率は地域共通のマクロ要因と仮定しているため、時間効果に含まれると考えることができる。したがって、予想インフレ率のサーベイデータを用いる必要はなく、下式を OLS 推計すれば良い。後述の通り、推計対象は、サービス業に該当する7業種である (i は業種分類を表す)。

$$\pi_{i,r,t} = \alpha_{i,r} + \gamma_{i,t} + \kappa_i y_{r,t} - \lambda_i \hat{p}_{i,r,t} + \varepsilon_{i,r,t} \quad (2)$$

ここで、 $\alpha_{i,r}$ は固定効果、 $\gamma_{i,t}$ は時間効果である。時間効果には、予想インフレ率のほか、需給バランスを表す変数 $y_{r,t}$ の変動のうち、全国に共通する部分も含まれる。したがって、傾き κ_i は、「地域 r における業種 i のインフレ率が、地域固有の需給バランスと連動する度合い」に相当する。予想インフレ率を時間効果として捉えるこの手法では、予想インフレ率の計測上の問題からくる推計値の歪みは生じない¹⁰。

2-3. 本稿の分析枠組み

本稿では、前述の推計式をベースとして、サービス価格のフィリップス曲線がフラット化したかを検証する。例えば、2000年以降のフラット化を検出する場合、(2)式に係数ダミーを加えた以下の式を推計する。

$$\pi_{i,r,t} = \alpha_{i,r} + \gamma_{i,t} + (\kappa_{1,i} + \kappa_{2,i} D_t) y_{r,t} - \lambda_i \hat{p}_{i,r,t} + \varepsilon_{i,r,t} \quad (3)$$

ここで、 D_t は、推計始期から1999年12月までは0を、2000年1月から推計終期までは1をとるダミー変数である。 $\kappa_{1,i}$ は全推計期間の平均的な傾きの係数であり、 $\kappa_{2,i}$ は2000年以降の $\kappa_{1,i}$ からの傾きの変化幅を表す(2000年以降のフィリップス曲線の傾きは $\kappa_{1,i} + \kappa_{2,i}$)。需給バランスの指標である $y_{r,t}$ がインフレ率と正の相関を持つ場合、 $\kappa_{1,i} > 0$ 、 $\kappa_{2,i} < 0$ かつ $\kappa_{1,i} + \kappa_{2,i} > 0$ が有意に検出されれば、フィリップス曲線が2000年代以降にフラット化したといえる¹¹。推計にあたっては、F 検定およびハウスマン検定を行い、全ての推計において、時間効果と都道府県効果を含めた二元

ンフレ率は低下する。これは、同財を生産する企業が支払う実質賃金が低下するためである。

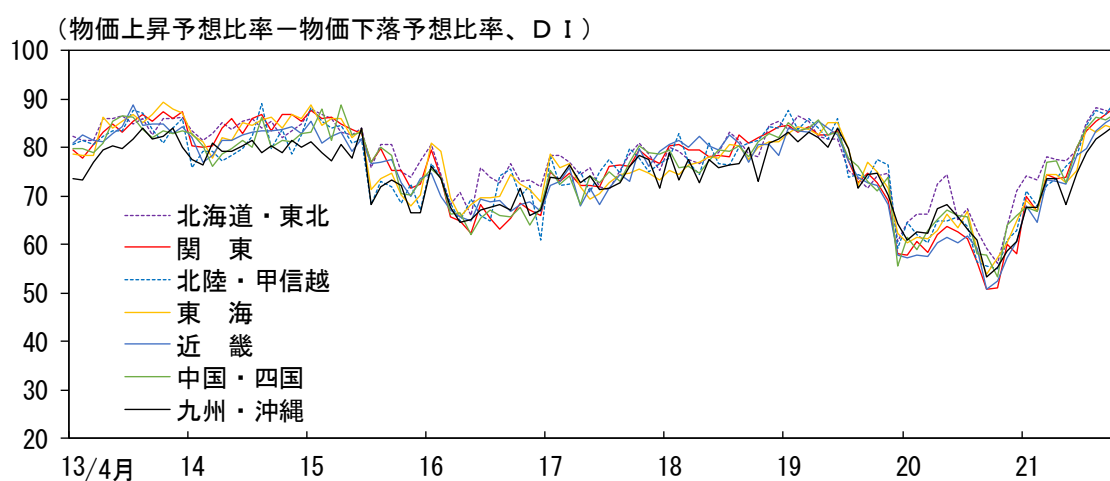
¹⁰ Nishizaki and Watanabe (2000)は、時間効果をコントロールする場合とそうでない場合で、傾きの推計値が大きく異なることから、時間効果をコントロールすることの重要性を指摘している。

¹¹ 過少定式化などの理由から、パラメータの推計結果が $\kappa_{1,i} + \kappa_{2,i} < 0$ (2000年以降のフィリップス曲線の傾きがマイナス) となる場合があるが、本稿ではこれを「フラット化」とは見なさない。

配置固定効果モデルが採用されることを確認している（Pooled OLS およびランダム効果モデルは選択されなかった）。

HHNS の方法を日本のデータに適用するにあたっては、日本の長期の予想インフレ率の変動パターンが地域間で共通しており、時間効果とみなせることが前提となる。日本においては、地域別の長期予想インフレ率のデータは存在しないため、この点を直接確認することはできないが、「家計動向調査」の地域別1年先予想インフレ率は、期間を通じて概ね似た動きをしている（図3）。地域の景気変動の影響を受けやすいと考えられる短期の予想インフレ率で地域差がないことから、長期の予想インフレ率でも同様の傾向があると期待される。したがって、予想インフレ率が時間効果と見なせるという前提には、一定の妥当性があると考えられる¹²。

図3：地域別にみた家計の予想インフレ率



(出所) 内閣府

(注) 直近値は2022/1月。

傾きの変化を検出するタイミングは、①2000年前後、②2000年前後・2011年前後、③2000年前後・2020年4月前後、の3パターンであり、それぞれのタイミングに対応したダミー変数を加えてパネル推計を行う。①が本分析の主眼であり、先行研究でも指摘されている、2000年代以降のフィリップス曲線の傾きの変化を検出するためのものである。②および③は、2010年代や感染症拡大下でフィリップス曲線の傾

¹² HHNS は、長期の予想インフレ率は全国共通と仮定している一方、短期の予想インフレ率は各地域の景気変動や相対価格と連動することを許容している。そのため、一般には、地域の景気変動の影響と短期予想インフレ率の影響を(2)式や(3)式では識別できない。HHNS は、短期予想インフレ率に追加的な仮定を設けてこの問題に対処している。他方、日本では短期予想インフレ率に地域差がなく、時間効果と見なせるため、景気変動との識別の問題は回避できている。

きがさらに変化したかを検証するためのものである。

3. 分析に用いるデータ

本分析で使用するデータは、地域別の CPI インフレ率および需給バランスの指標（有効求人倍率）である。

3-1. インフレ率

本稿では、地域別インフレ率のデータとして、総務省統計局の県庁所在地別 CPI（前年同月比）を用いる。分析対象は、「一般サービス」のうち、「外食」、「他のサービス」に該当する中分類指数である¹³（表1）。ただし、これらの指数には、財・公共サービスの品目が混在している。このため、当該分類に占める一般サービス品目のウェイト（全国ベース）が50%を上回る、①外食、②設備修繕・維持、③家事サービス、④被服関連サービス、⑤補習教育、⑥教養娯楽サービス、⑦理美容サービスの7分類に分析対象を絞り込んだ（表2）。なお、前述の推計式に現れる相対価格については、各地域の CPI（総合）を分母に用いる。

表1：CPI のサービス分類

| | ウェイト | 上位項目に占める割合 (%) |
|---------|------|----------------|
| サービス | 4954 | — |
| 公共サービス | 1219 | 24.6 |
| 一般サービス | 3735 | 75.4 |
| 外食 | 434 | 11.6 |
| 他のサービス | 1495 | 40.0 |
| 民営家賃 | 225 | 6.0 |
| 持家の帰属家賃 | 1580 | 42.3 |

表2：分析対象とする分類

| 分類 | ウェイト | 一般サービスに該当しない品目の割合 |
|------------|------|--------------------------------|
| ① 外食 | 460 | 給食 (5%) |
| ② 設備修繕・維持 | 316 | 設備材料、 火災・地震保険 (49%) |
| ③ 家事サービス | 28 | リサイクル料金 (18%) |
| ④ 被服関連サービス | 20 | — |
| ⑤ 補習教育 | 84 | — |
| ⑥ 教養娯楽サービス | 518 | 放送受信料、プール使用料、 文化施設入場料 (17%) |
| ⑦ 理美容サービス | 110 | — |

(出所) 総務省

(注) ウェイトは、2020年基準における全国の万分比。

3-2. 需給バランス（有効求人倍率）

¹³ 家賃および公共サービスについては、地域固有の景気変動以外の要因（財政状況等）によって変動すると考えられることから、分析対象から除外した。

各地域の需給バランスを表す変数には、厚生労働省が公表する一般職業紹介状況（職業安定業務統計）のうち、都道府県別の有効求人倍率（パート含む、季節調整値）を用いる。HHNS に倣って失業率を用いることも考えられるが、長期雇用慣行が定着している日本では、1990年代半ばまで失業率が実体経済ほどには変動しておらず（浅子・小巻 [2007]）、地域間の雇用情勢の違いを捉えにくい。したがって、本分析では、より地域間の雇用情勢の違いを反映して変動する有効求人倍率を用いることにする¹⁴。また、有効求人倍率とインフレ率の相関がどの時点で強いのかについては、先験的には不明である。そこで本稿では、有効求人倍率と相対価格のそれぞれについて、0期～12期のラグをとり、決定係数が最大になるラグ次数の組み合わせを最適モデルとして採用する。

以上のデータの記述統計量（各都道府県における、サンプル期間中の平均・標準偏差）を確認すると（表3）、いずれも地域間でばらつきがあり、パネル分析が適用可能である¹⁵。また、サービス分類ごとにデータの変動パターンが異なることから、分類別に推計を行うことが望ましいことも分かる。

¹⁴ 有効求人倍率についても、求職者と求人側のミスマッチ等、景気変動以外の要因で変動する面がある点には注意が必要である。このほか、地域別インフレ率と有効求人倍率では集計対象エリアが異なる（前者の集計対象エリアは県庁所在地、後者は都道府県全域）ことも、推計結果に影響を及ぼす可能性がある点には留意が必要である。

¹⁵ なお、有効求人倍率の地域間のばらつきが予想インフレ率よりも大きいことは、変動係数（地域間の標準偏差÷地域間の平均値）で確認できる。すなわち、有効求人倍率の変動係数はサンプル期間中ほぼ一貫して20%程度と比較的大きく、有効求人倍率が各地域固有の要因の影響を受けていることが示唆される。これに対して、図3で示した予想インフレ率の変動係数は5%程度と小さく、全国共通の要因とみなせるため、時間効果としてコントロールすることは妥当であると評価できる。

表3：データの記述統計量

| | | 消費者物価（前年比、%） | | | | | | | 有効求人倍率 （倍） | |
|----------------------|------|--------------|--------------|-------------|-------------------|-----------|-------------------|------------------|---------------|----------|
| | | ① 外食 | ② 設備修繕・維持 | ③ 家事サービス | ④ 被服関連 サービス | ⑤ 補習教育 | ⑥ 教養娯楽 サービス | ⑦ 理美容 サービス | | |
| 1985/1月～ 1999/12月 | 最大値 | 1.97（富山） | 4.00（山形） | 5.40（山梨） | 2.82（福岡） | 6.17（秋田） | 2.67（和歌山） | 2.56（福井） | 1.50（岐阜） | |
| | 期間平均 | 最小値 | 0.76（沖縄） | 1.40（神奈川） | 0.29（広島） | -0.03（岩手） | 1.18（石川） | 0.90（岩手） | 0.72（沖縄） | 0.30（沖縄） |
| | 中央値 | 1.40（熊本） | 2.40（岐阜） | 2.57（福島） | 1.68（岐阜） | 3.10（埼玉） | 1.83（北海道） | 1.87（福島） | 0.92（東京） | |
| | 標準偏差 | 最大値 | 2.10（和歌山） | 4.60（岐阜） | 13.71（山梨） | 4.48（栃木） | 16.42（岐阜） | 4.01（岩手） | 3.64（群馬） | 0.66（愛知） |
| | 最小値 | 1.06（佐賀） | 1.20（香川） | 1.11（宮城） | 0.96（青森） | 2.13（愛媛） | 1.25（鹿児島） | 0.87（沖縄） | 0.11（北海道） | |
| | 中央値 | 1.50（鹿児島） | 2.46（京都） | 5.54（青森） | 1.95（島根） | 4.25（三重） | 1.77（鳥取） | 1.66（大阪） | 0.36（山形） | |
| 2000/1月～ 2021/11月 | 最大値 | 0.84（大分） | 1.36（宮崎） | 2.43（長崎） | 1.26（静岡） | 2.58（北海道） | 0.51（千葉） | 0.59（奈良） | 1.33（福井） | |
| | 期間平均 | 最小値 | -0.05（和歌山） | -0.73（奈良） | -0.32（愛知） | -0.23（岡山） | -0.62（鳥取） | -0.22（宮崎） | -0.39（大分） | 0.57（沖縄） |
| | 中央値 | 0.47（福岡） | 0.18（秋田） | 0.23（北海道） | 0.50（宮崎） | 0.53（東京） | 0.13（島根） | 0.10（和歌山） | 0.96（鳥取） | |
| | 標準偏差 | 最大値 | 1.90（大阪） | 3.68（福岡） | 10.42（長崎） | 4.26（鳥取） | 6.50（北海道） | 2.59（北海道） | 2.48（石川） | 0.50（東京） |
| | 最小値 | 0.62（岩手） | 0.99（静岡） | 0.24（栃木） | 0.82（東京） | 0.80（栃木） | 1.40（大分） | 0.29（兵庫） | 0.26（神奈川） | |
| | 中央値 | 1.05（鳥取） | 1.93（和歌山） | 1.21（秋田） | 1.48（栃木） | 2.09（山口） | 1.82（東京） | 0.65（岡山） | 0.35（青森） | |

（出所）総務省、厚生労働省

（注）1. 集計対象は全都道府県。

2. 消費者物価は、消費税引き上げの影響を受ける期間のサンプルを除く。

4. 推計結果

4-1. 1990年代までのフィリップス曲線の傾き

本分析の主眼は2000年代以降の傾きの変化を確認することにあるが、その前に、少なくとも1999年まではフィリップス曲線の傾きが正であったことを確認する（そうでなければ、「2000年代以降のフラット化」の議論は意味をなさない）。ここでは、1985年1月～1999年12月のデータを用いて(2)式を推計した。推計結果をみると（表4）、各分類で傾きが有意に正の値となった¹⁶。このことから、1990年代以前は、サービス物価が地域の需給環境に応じて変化していたことがわかる。例えば、①外食では、ある地域の有効求人倍率が他地域よりも1単位高いとき、インフレ率が0.36%ポイント高くなる。

表4：1999年以前のデータに基づく傾きの推定値

| ① 外食 | ② 設備修繕・維持 | ③ 家事 サービス | ④ 被服関連 サービス | ⑤ 補習教育 | ⑥ 教養娯楽 サービス | ⑦ 理美容 サービス |
|---------|--------------|-----------------|-------------------|-----------|-------------------|------------------|
| 0.36 | 1.35 | 1.85 | 1.43 | 2.47 | 0.81 | 1.16 |
| (0.07) | (0.17) | (0.33) | (0.13) | (0.41) | (0.07) | (0.11) |
| [0.00] | [0.00] | [0.00] | [0.00] | [0.00] | [0.00] | [0.00] |

(注) 1. 推計期間は、1985/1月～1999/12月（サンプル数は8,460）。相対価格の項を含めた二元配置固定効果モデルで推計。

2. ()内はWhite diagonal標準誤差。[]内はP値。

4-2. 2000年代以降のフィリップス曲線のフラット化

次に、フィリップス曲線が2000年代以降にフラット化したかを、係数ダミーを含めた(3)式を用いて検証する。推計期間は1985年1月～2021年11月である。表5で二元配置固定効果モデルによる推計結果をみると（推計式A）、有効求人倍率の係数（ $\kappa_{1,i}$ ）は全ての分類で有意に正の値である。他方、2000年以降ダミーと有効求人倍率の交差項の係数（ $\kappa_{2,i}$ ）は、全ての分類で負の値となっており、⑥教養娯楽サービスを除いて有意である。すなわち、ほぼ全ての分類について、2000年代以降、フィリップス曲線がフラット化している。結果の頑健性を確認するため、(3)式から相対価格を除いて推計しても（推計式B）、同様の結果となっている。なお、F検定では棄却されたが、時間効果を含めずに推計した場合（推計式C）、推計式AやBと比較

¹⁶ 傾きの推定値は、サービス分類ごとに異なる。この点について、HHNSの理論の視点からは、各産業における家計の選好や市場構造、企業の価格改定機会などが異なるためと解釈できる。

して傾きが大きく推計される。また、パネルデータではなくマクロデータを用いた場合（推計式D）、傾きの係数は更に大きく推計される。これらの結果は、時間効果によって予想インフレ率をコントロールすることの重要性を示唆している。

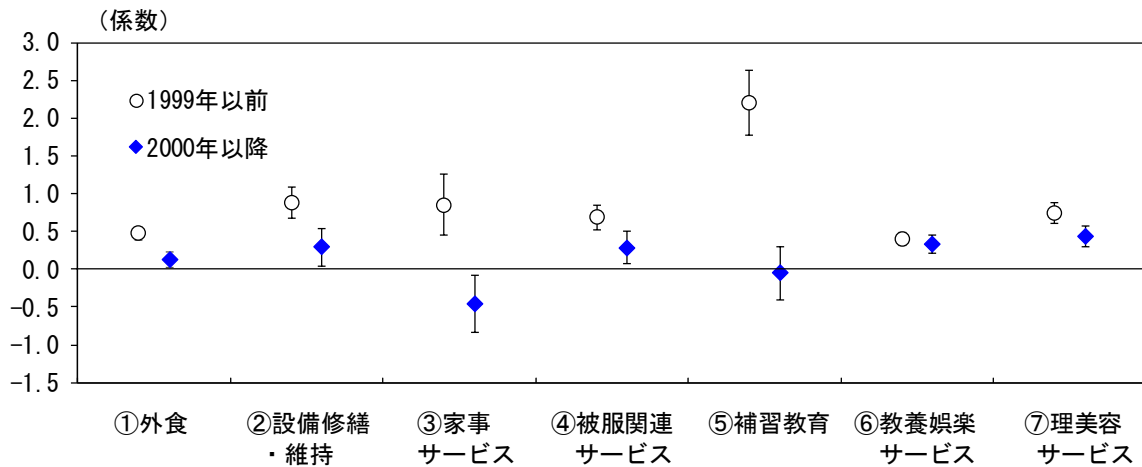
表5：2000年代以降のフラット化に関する推計結果

| | ①外食 | | | | ②設備修繕・維持 | | | | ③家事サービス | | | | ④被服関連サービス | | | |
|----------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| | A | B | C | D | A | B | C | D | A | B | C | D | A | B | C | D |
| $\kappa_{1,i}$ | 0.47 (0.04) [0.00] | 0.45 (0.05) [0.00] | 1.67 (0.03) [0.00] | 2.16 (0.18) [0.00] | 0.88 (0.10) [0.00] | 0.95 (0.11) [0.00] | 3.44 (0.05) [0.00] | 4.75 (0.20) [0.00] | 0.85 (0.21) [0.00] | 1.23 (0.22) [0.00] | 1.78 (0.10) [0.00] | 1.73 (0.39) [0.00] | 0.69 (0.08) [0.00] | 0.65 (0.08) [0.00] | 2.12 (0.05) [0.00] | 2.97 (0.17) [0.00] |
| $\kappa_{2,i}$ | -0.34 (0.05) [0.00] | -0.04 (0.05) [0.46] | -0.72 (0.02) [0.00] | -1.04 (0.14) [0.00] | -0.59 (0.11) [0.00] | -0.91 (0.12) [0.00] | -2.07 (0.04) [0.00] | -2.73 (0.20) [0.00] | -1.31 (0.22) [0.00] | -0.44 (0.22) [0.05] | -2.35 (0.07) [0.00] | -2.27 (0.23) [0.00] | -0.40 (0.10) [0.00] | -0.71 (0.11) [0.00] | -0.97 (0.03) [0.00] | -1.21 (0.12) [0.00] |
| 固定効果 | YES | YES | YES | NO | YES | YES | YES | NO | YES | YES | YES | NO | YES | YES | YES | NO |
| 時間効果 | YES | YES | NO | NO | YES | YES | NO | NO | YES | YES | NO | NO | YES | YES | NO | NO |
| 相対価格 | YES | NO | NO | NO | YES | NO | NO | NO | YES | NO | NO | NO | YES | NO | NO | NO |

| | ⑤補習教育 | | | | ⑥教養娯楽サービス | | | | ⑦理美容サービス | | | |
|----------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|--------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| | A | B | C | D | A | B | C | D | A | B | C | D |
| $\kappa_{1,i}$ | 2.21 (0.22) [0.00] | 2.04 (0.22) [0.00] | 2.96 (0.12) [0.00] | 3.74 (0.21) [0.00] | 0.40 (0.05) [0.00] | 0.35 (0.05) [0.00] | 2.71 (0.04) [0.00] | 4.07 (0.36) [0.00] | 0.74 (0.07) [0.00] | 0.88 (0.07) [0.00] | 1.89 (0.04) [0.00] | 2.43 (0.30) [0.00] |
| $\kappa_{2,i}$ | -2.26 (0.24) [0.00] | -1.21 (0.24) [0.00] | -2.53 (0.07) [0.00] | -3.11 (0.19) [0.00] | -0.07 (0.06) [0.2] | -0.17 (0.06) [0.00] | -1.40 (0.03) [0.00] | -2.21 (0.28) [0.00] | -0.30 (0.08) [0.00] | -0.74 (0.07) [0.00] | -1.66 (0.02) [0.00] | -2.10 (0.18) [0.00] |
| 固定効果 | YES | YES | YES | NO | YES | YES | YES | NO | YES | YES | YES | NO |
| 時間効果 | YES | YES | NO | NO | YES | YES | NO | NO | YES | YES | NO | NO |
| 相対価格 | YES | NO | NO | NO | YES | NO | NO | NO | YES | NO | NO | NO |

- (注) 1. 推計式Dは、 $\pi_{i,t} = \alpha_i + (\kappa_{1,i} + \kappa_{2,i}D_t)y_t + \varepsilon_{i,t}$ (定数項を予想インフレ率と仮定) を推計した結果。
推計式CおよびDについては、過去の消費税率引き上げの影響をコントロールするダミーを加えている。
2. 推計期間は、1985/1月～2021/11月 (サンプル数は推計式Dが443、それ以外は20,821)。
3. ()内は、推計式DがHAC標準誤差、それ以外はWhite diagonal標準誤差。[]内はP値。

図4：(3)式における傾きの変化



(注) 縦線が示す範囲は、95%信頼区間。

推計式 A (相対価格の項を含めた二元配置固定効果モデル) の結果をもとに、図4で(3)式における傾きの変化をみると、いずれの分類においても、2000年以降、傾きが低下しており、⑥教養娯楽サービスを除けば、いずれの分類でも傾きは有意に異なる¹⁷。このうち⑤補習教育については、2000年以降の係数は、ゼロと有意な差がない。

2000年代以降のわが国のフィリップス曲線のフラット化の背景について、現段階でコンセンサスは得られていないものの、これまでの研究でいくつかの有力な仮説が提示されてきた。なかでも日本では、低インフレ環境が長期にわたり継続していることが、企業の価格設定行動に影響しているという指摘がある。例えば、「メニューコスト仮説」は、低インフレ期において、企業の価格改定コスト（価格改定に伴う取引費用全般を指す）が無視できないほど大きくなるため、価格改定頻度が低下するというものである。実際、Kaihatsu et al. (2022)は、日本のデータを用い、低インフレ期（1995～2012年度）のサービス価格分布が、高インフレ期（1982～1994年度）と比べてゼロ%近傍に集中していることなどから、メニューコストの存在を指摘している。そのうえで、メニューコストを考慮した理論モデルにより、トレンドインフレ率の低下やサービス化の進展が、企業の価格設定行動の変化を通じてフィリップス曲線をフラット化させることを示した。また、「屈折需要曲線」の視点から、Shirota (2015)や Aoki et al. (2019)は、低インフレ下で消費者が物価上昇

¹⁷ 2000年以降の傾きに関する符号制約 ($\kappa_{1,i} + \kappa_{2,i} > 0$) を課さずに推計しているため、傾きの推定値が負の値となる場合がある。

を予想しにくい状況では、消費者が値上げに対して敏感になるため、企業は値上げに踏み切りにくくなることを、理論モデルによって示している。このほかにも、サービス価格のフィリップス曲線が2000年代以降にフラット化したことを示唆する研究が複数存在する（詳細は池田ほか[2022]を参照）。

ここまで、日本のフィリップス曲線が2000年代以降でフラット化したことを確認したが、その後フラット化はさらに進んだのだろうか。この点を確認するため、「2000年～2010年ダミー」と「2011年以降ダミー」を導入した二元配置固定効果モデルで下式を推計する。

$$\pi_{i,r,t} = \alpha_{i,r} + \gamma_{i,t} + (\kappa_{1,i} + \kappa_{2,i}D1_t + \kappa_{3,i}D2_t)y_{r,t} - \lambda_i\hat{p}_{i,r,t} + \varepsilon_{i,r,t} \quad (4)$$

$D1_t$ は2000年1月から2010年12月までは1をとるダミー変数、 $D2_t$ は2011年1月以降に1をとるダミー変数である（いずれも、それ以外の期間では0をとる）。このとき、全推計期間の平均的な傾きは $\kappa_{1,i}$ 、2000年～2010年の傾きは $\kappa_{1,i} + \kappa_{2,i}$ 、2011年以降の傾きは $\kappa_{1,i} + \kappa_{3,i}$ となる。したがって、 $\kappa_{1,i} > 0$ 、 $\kappa_{3,i} < \kappa_{2,i} < 0$ 、 $\kappa_{1,i} + \kappa_{2,i} > 0$ かつ $\kappa_{1,i} + \kappa_{3,i} > 0$ が有意に検出されれば、フィリップス曲線が2000年代以降にフラット化した後、2010年代以降にさらにフラット化したといえる。

表6：(4)式の推計結果

| | ① 外食 | ② 設備修繕 ・維持 | ③ 家事 サービス | ④ 被服関連 サービス | ⑤ 補習教育 | ⑥ 教養娯楽 サービス | ⑦ 理美容 サービス |
|----------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| $\kappa_{1,i}$ | 0.47 (0.04) [0.00] | 0.85 (0.11) [0.00] | 0.85 (0.21) [0.00] | 0.69 (0.08) [0.00] | 2.20 (0.22) [0.00] | 0.40 (0.05) [0.00] | 0.74 (0.07) [0.00] |
| $\kappa_{2,i}$ | -0.01 (0.06) [0.9] | -0.02 (0.12) [0.87] | -1.12 (0.25) [0.00] | -0.31 (0.13) [0.01] | -2.52 (0.26) [0.00] | -0.13 (0.07) [0.07] | -0.26 (0.08) [0.00] |
| $\kappa_{3,i}$ | -0.77 (0.07) [0.00] | -1.44 (0.16) [0.00] | -1.56 (0.24) [0.00] | -0.52 (0.14) [0.00] | -2.00 (0.28) [0.00] | 0.00 (0.07) [0.96] | -0.37 (0.09) [0.00] |

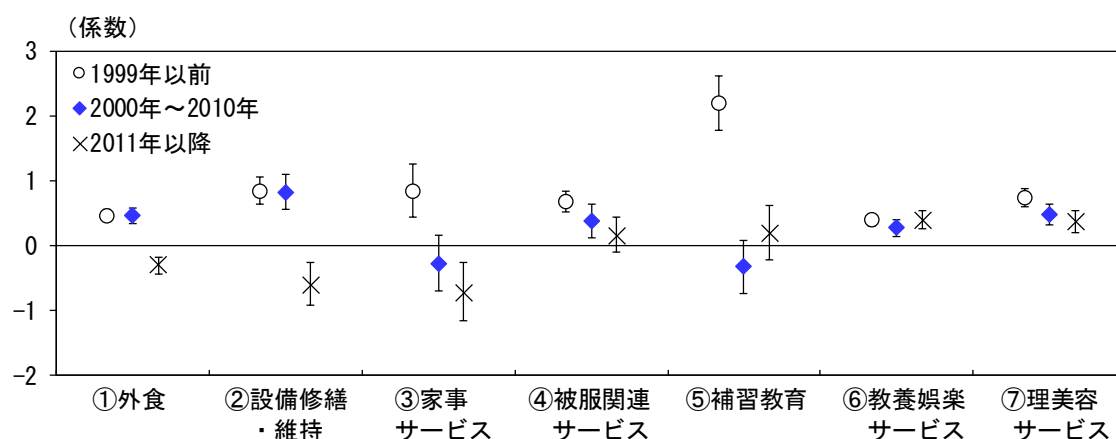
(注) 1. 推計期間は、1985/1月～2021/11月（サンプル数は20,821）。相対価格の項を含む二元配置固定効果モデルで推計。

2. ()内はwhite diagonal標準誤差。[]内はP値。

表6をみると、 $\kappa_{1,i}$ については、全ての分類で有意に正の値をとることがわかる。また、③家事サービス～⑤補習教育および⑦理美容サービスについては、（符号条件を満たさないケースもあるが） $\kappa_{2,i}$ と $\kappa_{3,i}$ のいずれも有意に負の値となる。もっと

も、図5で傾きの変化の有意性を確認すると、いずれの分類についても統計的に有意な差はなく、フィリップス曲線が2010年代以降に一層フラット化したとは言えないことが分かる。

図5：(4)式における傾きの変化

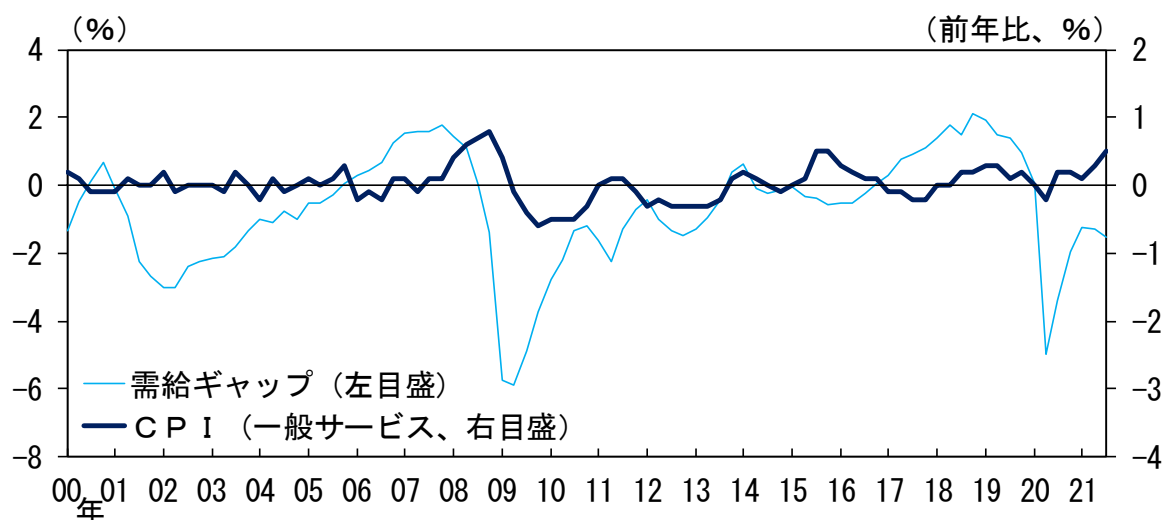


(注) 縦線が示す範囲は、95%信頼区間。

4-3. 感染症下におけるフィリップス曲線の傾き

2020年の新型コロナウイルス感染症拡大以降、フィリップス曲線の傾きが変化した可能性はあるのだろうか。この点については、両面の指摘がある。まず、行動制限が断続的に導入された感染症拡大局面では、フィリップス曲線が、少なくとも一時的には一段とフラット化した可能性がある(池田ほか [2022])。実際、単純に時系列データをみると、こうした局面では、わが国をはじめ、多くの国で、①不要不急の外出が抑制されるもとの、飲食・宿泊等のサービスを中心に下押し圧力がかかり需給ギャップは大きく低下した一方、②サービス価格は、比較的安定して推移した(図6)。感染症拡大下で、企業は、売上・生産が減少するもとの、店舗における消毒・検温設備導入等の感染対策整備や、感染症終息後の需要回復を見込んだ雇用維持などから、それほどコストは低下しなかったとみられる。また、消費者が外出を自粛するもとのでは価格の引き下げによる需要の増加は限定的となり、企業がマークアップの確保を優先していた可能性も考えられる。一方、米欧先進国、特に米国では、感染症の影響が和らぎ、サービス業における経済活動の再開が進んだ局面で、インフレ率が急激に上昇した。インフレ率の上昇には、原材料コスト高騰やサプライチェーンの混乱、労働市場の構造変化など複数の要因が複合的に影響しており、マクロの需給バランスとインフレ率との関係はより見えにくくなっている(池田ほか [2022])。

図6：需給ギャップと消費者物価（一般サービス）



(出所) 総務省、日本銀行

(注) 1. 直近値は 2021/3Q。

2. 消費者物価は、消費税率引き上げ・教育無償化・Go To トラベルの影響を除く。また、2021年の値は携帯電話通信料を除く。

以下では、感染症下においてフィリップス曲線の傾きが変化していないかを統計的に検証するため、各分類について、下式の二元配置固定効果モデルで推計する。わが国では、推計期間（2021年11月まで）内でサービス業における経済活動の再開が本格的には進まなかったことを踏まえると、基本的には、感染症の影響が強く残るもとでフィリップス曲線がフラット化した可能性を検証することになる。

$$\pi_{i,r,t} = \alpha_{i,r} + \gamma_{i,t} + (\kappa_{1,i} + \kappa_{2,i}D3_t + \kappa_{3,i}D4_t)y_{r,t} - \lambda_i\hat{p}_{i,r,t} + \varepsilon_{i,r,t} \quad (5)$$

ここで、 $D3_t$ （感染症拡大前ダミー）は2000年1月から2020年3月まで1をとり、 $D4_t$ （感染症拡大下ダミー）は2020年4月以降に1をとる。傾きの符号条件は(4)式と同様、 $\kappa_{1,i} > 0$ 、 $\kappa_{3,i} < \kappa_{2,i} < 0$ 、 $\kappa_{1,i} + \kappa_{2,i} > 0$ かつ $\kappa_{1,i} + \kappa_{3,i} > 0$ が有意に検出されれば、感染症の拡大により、傾きがより一層低下したことが示唆される。

表7の推計結果をみると、 $\kappa_{1,i}$ については、全ての分類で有意に正の値となるほか、 $\kappa_{2,i}$ は、⑥教養娯楽サービスを除いて有意に負の値をとる。しかし、(符号条件を満たしたうえで) $\kappa_{3,i}$ が $\kappa_{2,i}$ よりも小さい値をとるのは⑦理美容サービスのみであるほか、この業種の傾きの係数を確認すると（図7）、感染症前後で有意な差は認められない。

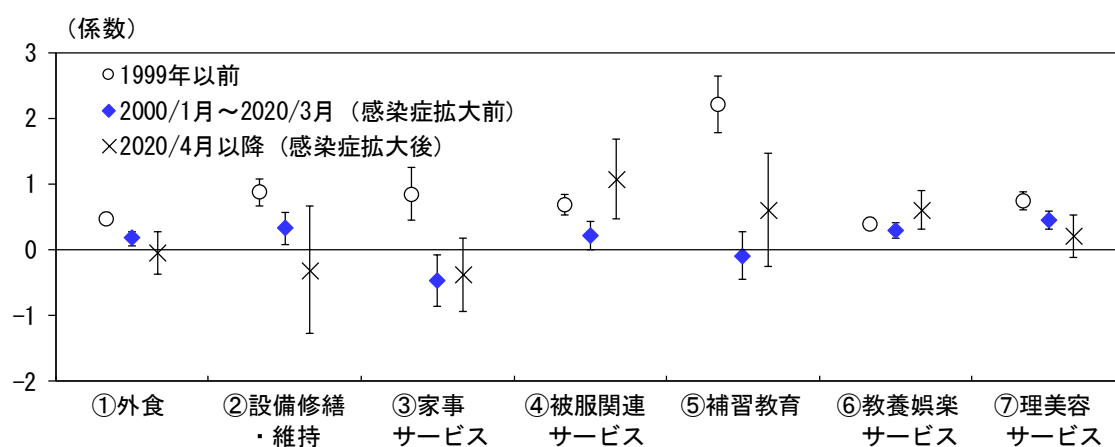
表 7 : (5) 式の推計結果

| | ① 外食 | ② 設備修繕 ・維持 | ③ 家事 サービス | ④ 被服関連 サービス | ⑤ 補習教育 | ⑥ 教養娯楽 サービス | ⑦ 理美容 サービス |
|----------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|--------------------------|---------------------------|
| $\kappa_{1,i}$ | 0.47 (0.04) [0.00] | 0.88 (0.10) [0.00] | 0.85 (0.21) [0.00] | 0.68 (0.08) [0.00] | 2.21 (0.22) [0.00] | 0.40 (0.05) [0.00] | 0.74 (0.07) [0.00] |
| $\kappa_{2,i}$ | -0.30 (0.05) [0.00] | -0.55 (0.11) [0.00] | -1.32 (0.22) [0.00] | -0.47 (0.11) [0.00] | -2.30 (0.25) [0.00] | -0.10 (0.06) [0.1] | -0.29 (0.08) [0.00] |
| $\kappa_{3,i}$ | -0.52 (0.17) [0.00] | -1.18 (0.50) [0.02] | -1.23 (0.29) [0.00] | 0.39 (0.31) [0.2] | -1.60 (0.47) [0.00] | 0.22 (0.15) [0.15] | -0.53 (0.17) [0.00] |

(注) 1. 推計期間は、1985/1月～2021/11月（サンプル数は20,821）。相対価格の項を含む二元配置固定効果モデルで推計。

2. ()内はwhite diagonal標準誤差。[]内はP値。

図 7 : (5) 式における傾きの変化



(注) 縦線が示す範囲は、95%信頼区間。

このように、パネルデータを用いた分析からは、——時系列データを単純に見た場合に疑われる——感染症拡大下におけるサービス価格のフィリップス曲線の一層のフラット化は、統計的に支持されない。もっとも、感染症拡大下のデータには限りがあるほか、今次局面では、感染症下での各種政策などもあって、需給環境と有効求人倍率の関係が変化している可能性もある¹⁸。このため、ここでの推計結果

¹⁸ 前述のとおり、ここでの推計結果は供給ショックの影響を受けている可能性がある点にも留

は幅をもってみるべきである。

5. おわりに

本稿では、日本の県庁所在地別 CPI データを用い、サービス価格のフィリップス曲線が 2000 年代以降にフラット化したかを、パネル推計によって検証した。本分析の特徴は、予想インフレ率を全国共通の時間効果として扱うことで、予想インフレ率がインフレ率へ与える影響を適切にコントロールしている点にある。

推計結果によれば、多くのサービス分類について、2000 年代以降のフィリップス曲線が有意にフラット化した一方、2010 年代以降、あるいは新型コロナウイルス感染症拡大下のいずれについても、結果は幅をもってみる必要はあるが、追加的な傾きの変化は確認されなかった。

なお、パネルデータを活用する本稿の分析は、時系列分析に比べると、早い段階で統計的な検証に耐え得る分析が出来るというメリットがある。世界的な原材料コストの高騰などわが国の物価を巡る環境は変化しているほか、前述のように、米欧の経験も踏まえると、感染症がインフレ動学に及ぼしている影響についても不確実性は大きい。こうした環境下、本稿の分析の枠組みは、今後、わが国でフィリップス曲線の傾きが変化することがないか、点検していく際にも有用となる可能性がある。ただし、本稿の分析では、地域固有の供給ショックの影響を十分に考慮できていない。今後のインフレ動学を分析するうえでは、供給ショックに関する適切な代理変数を見出すことが重要と考えられる。この点は今後の課題としたい。

意が必要である。すなわち、HHNS の手法は、マクロの供給ショックの影響はコントロールすることができるが、感染症拡大下では、公衆衛生上の措置が都道府県ごとに導入されたことから、各地域に固有の供給ショックが発生した可能性がある。

参考文献

- 浅子和美・小巻泰之 (2007) 「地域別フィリップス曲線と産業構造」、『社会経済研究』、No.55、3～29 頁.
- 池田周一郎・稲次春彦・喜舎場唯・近藤卓司・桜健一・高富康介・中澤崇・山田琴音 (2022) 「わが国における物価変動 —感染症下における変化と先行きの論点—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.22-J-17.
- 開発壮平・中島上智 (2015) 「トレンドインフレ率は変化したか? —レジームスイッチング・モデルを用いた実証分析—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.15-J-3.
- 黒田祥子・山本勲 (2005) 「バブル崩壊以降のわが国の賃金変動: 人件費および失業率の変化と名目賃金の下方硬直性の関係」、『金融研究』、第 24 巻第 1 号、123～156 頁.
- 才田友美・高川泉・西崎健司・肥後雅博 (2006) 「『小売物価統計調査』を用いた価格粘着性の計測」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.06-J-2.
- 敦賀貴之・武藤一郎 (2008) 「ニューケインジアン・フィリップス曲線に関する実証研究の動向について」、『金融研究』、第 27 巻第 2 号、65～100 頁.
- 西崎健司・上野陽一・田中昌宏 (2011) 「日本の物価変動の背景: 事実と論点の整理」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.11-J-9.
- 原尚子・小池良司・関根敏隆 (2020) 「フィリップス曲線と日本銀行」、日銀レビュー 2020-J-3.
- 平田渉・加藤涼 (2004) 「フィリップス曲線、粘着価格モデルと一般物価変動 — 米国のディスインフレの経験から —」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.04-J-11.
- 澁仁志・渡辺努 (2002) 「フィリップス曲線と価格粘着性—産業別データによる推計—」、『金融研究』、第 21 巻第 1 号、35～70 頁.
- Aoki, K., H. Ichiue, and T. Okuda (2019) “Consumers’ Price Beliefs, Central Bank Communication, and Inflation Dynamics,” Bank of Japan Working Paper Series No. 19-E-14.
- Calvo, G. A. (1983) “Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework,” *Journal of Monetary Economics*, 12(3), pp. 383-398.
- Coibion, O., and Y. Gorodnichenko (2015a) “Is the Phillips Curve Alive and Well after All? Inflation Expectations and the Missing Disinflation,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1), pp. 197-232.
- Coibion, O., and Y. Gorodnichenko (2015b) “Information Rigidity and the Expectations Formation Process: A Simple Framework and New Facts,” *American Economic Review*, 105(8), pp. 2644-2678.
- Coibion, O., Y. Gorodnichenko, S. Kumar, and M. Pedemonte (2020) “Inflation Expectations as a Policy Tool?” *Journal of International Economics*, 124, 103297.

- Constâncio, V. (2015) “Understanding Inflation Dynamics and Monetary Policy in a Low Inflation Environment,” Speech at the ECB Conference on “Challenges for Macroeconomic Policy in a Low Inflation Environment,” Frankfurt am Main, November 5.
- De Veirman, E. (2009) “What Makes the Output-Inflation Trade-Off Change? The Absence of Accelerating Deflation in Japan,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 41(6), pp.1117-1140.
- Del Negro, M., M. P. Giannoni, and F. Schorfheide (2015) “Inflation in the Great Recession and New Keynesian Models,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1), pp. 168-196.
- Del Negro, M., M. Lenza, G. E. Primiceri, and A. Tambalotti (2020) “What’s Up with the Phillips Curve?” *Brookings Papers on Economic Activity*, 2020(1), pp.301-373.
- Fitzgerald, T. J., and J. P. Nicolini (2014) “Is There a Stable Relationship between Unemployment and Future Inflation? Evidence from U.S. Cities,” Federal Reserve Bank of Minneapolis Working Paper 713, 2014.
- Fuhrer, J. (2012) “The Role of Expectations in Inflation Dynamics,” *International Journal of Central Banking*, 8(S1), pp. 137-165.
- Fuhrer, J. (2017) “Expectations as a Source of Macroeconomic Persistence: Evidence from Survey Expectations in a Dynamic Macro Model,” *Journal of Monetary Economics*, 86, pp. 22-35.
- Galí, J. (2008) *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework*, Princeton University Press.
- Galí, J., and M. Gertler (1999) “Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis,” *Journal of Monetary Economics*, 44(2), pp. 195-222.
- Gemma, Y., T. Kurozumi, and M. Shintani (2017) “Trend Inflation and Evolving Inflation Dynamics: A Bayesian GMM Analysis of the Generalized New Keynesian Phillips Curve,” IMES Discussion Paper No.2017-E-10, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan.
- Gilchrist, S., R. Schoenle, J. Sim, and E. Zakrajšek (2017) “Inflation Dynamics during the Financial Crisis,” *American Economic Review*, 107(3), pp. 785-823.
- Guren, A., A. McKay, E. Nakamura, and J. Steinsson (2020) “What Do We Learn from Cross-Regional Empirical Estimates in Macroeconomics?” *NBER Macroeconomics Annual 2020*, pp. 175-223.
- Hall, R. E. (2011) “The Long Slump,” *American Economic Review*, 101(2), pp. 431-469.
- Harding, M., J. Lindé, and M. Trabandt (2022) “Resolving the Missing Deflation Puzzle,” *Journal of Monetary Economics*, 126, pp. 15-34.
- Hazell, J., J. Herreño, E. Nakamura, and J. Steinsson (2022) “The Slope of the Phillips Curve: Evidence from U.S. States,” *Quarterly Journal of Economics*, 137(3), pp. 1299-1344.

- International Monetary Fund (2013) “The Dog that didn’t Bark: Has Inflation Been Muzzled or was it Just Sleeping?” *World Economic Outlook, April 2013, Chapter 3*.
- Kaihatsu, S., M. Katagiri, and N. Shiraki (2022) “Phillips Correlation and Price-Change Distributions under Declining Trend Inflation,” *Journal of Money, Credit and Banking*.
- Kumar, S., H. Afrouzi, O. Coibion, and Y. Gorodnichenko (2015) “Inflation Targeting Does not Anchor Inflation Expectations: Evidence from Firms in New Zealand,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 2015(2), pp. 151-225.
- McLeay, M., and S. Tenreyro (2019) “Optimal Inflation and the Identification of the Phillips Curve,” *NBER Macroeconomics Annual 2019*, pp. 199-255.
- Mavroeidis, S., M. Plagborg-Møller, and J. H. Stock (2014) “Empirical Evidence on Inflation Expectations in the New Keynesian Phillips Curve,” *Journal of Economic Literature*, 52(1), pp. 124-188.
- Nakamura, E., and J. Steinsson (2018) “Identification in Macroeconomics,” *Journal of Economic Perspectives*, 32(3), pp. 59-86.
- Nishizaki, K., and T. Watanabe (2000) “Output-Inflation Trade-Off at Near-Zero Inflation Rates,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 14(4), pp. 304-326.
- Roberts, J. M. (1995) “New Keynesian Economics and the Phillips Curve,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 27(4), pp. 975-984.
- Rotemberg, J. J. (1982) “Sticky Prices in the United States,” *Journal of Political Economy*, 90(6), pp. 1187-1211.
- Rusticelli, E., D. Turner, and M. C. Cavalleri (2015) “Incorporating Anchored Inflation Expectations in the Phillips Curve and in the Derivation of OECD Measures of Equilibrium Unemployment,” OECD Economics Department Working Papers No. 1231, OECD Publishing.
- Shirota, T. (2015) “Flattening of the Phillips Curve under Low Trend Inflation,” *Economics Letters*, 132, pp. 87-90.
- Taylor, J. B. (1980) “Aggregate Dynamics and Staggered Contracts,” *Journal of Political Economy*, 88(1), pp. 1-23.
- Walsh, C. (2003) *Monetary Theory and Policy*, Cambridge: MIT Press, 2nd ed.
- Watanabe, K., and T. Watanabe (2017) “Price Rigidity at Near-Zero Inflation Rates: Evidence from Japan,” CARF Working Papers, F-408.
- Woodford, M. (2003) *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press.
- Yellen, J. L. (2017) “Inflation, Uncertainty, and Monetary Policy,” Speech at the 59th Annual Meeting of the National Association for Business Economics on “Prospects for Growth: Reassessing the Fundamentals,” Cleveland, Ohio, September 26.