



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

## ミ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—

倉知善行\*

yoshiyuki.kurachi@boj.or.jp

平木一浩\*\*

kazuhiro.hiraki@boj.or.jp

西岡慎一\*

shinichi.nishioka@boj.or.jp

No.16-J-6  
2016年4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）

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。

# 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—

倉知 善行<sup>†</sup>・平木 一浩<sup>‡</sup>・西岡 慎一<sup>§</sup>

## 【要旨】

わが国や欧米では、マクロレベルの物価の動きが粘着的なわりには、マイクロデータからみた個々の価格は頻繁に改定されている。これは、一種のパズルとして捉えられているが、米国では、特売をはじめとする一時的な価格改定の存在がこの背後にあると考えられている。すなわち、一時的な価格改定は、特売などによる値下げと値戻しが商品間で相殺され、マクロレベルのインフレ率の動きに大きく影響しない。この結果、マクロのインフレ率の動きに影響するのは、そうした動きを除いた「正規価格」の改定のみとなり、これがマクロレベルの粘着的な価格の動きに反映されるというのがこの仮説の骨子である。これに沿って、わが国CPIのマイクロデータを用いて分析したところ、この仮説はわが国でも概ね支持されることがわかった。ただし、米国のケースとは異なり、わが国では、「正規価格」の改定頻度が1990年以降、概ね一定である一方、一時的な価格改定頻度が趨勢的に増加しており、マクロのインフレ率への影響も徐々に増している。今後、こうした動きが一段と強まる場合、企業の特売行動がマクロのインフレ率の伸縮性を高める可能性がある。

キーワード：フィリップス曲線、価格改定頻度、Running Mode フィルター

---

\* 本稿の作成過程で、青木浩介氏（東京大学）、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。もちろん、あり得べき誤りは筆者に属する。なお、本論文の内容や意見は、筆者個人に属するものであり、日本銀行および調査統計局の公式見解を示すものではない。

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

<sup>‡</sup> 日本銀行調査統計局（現・総務人事局、kazuhiko.hiraki@boj.or.jp）

<sup>§</sup> 日本銀行調査統計局（shinichi.nishioka@boj.or.jp）

## 1. はじめに

価格の粘着性は、企業の価格設定行動と密接に関連しており、通常のニューケインジアン理論では、企業が価格を改定するかどうか、価格の粘着性を決定する重要な要素と考えられている。仮に、企業の価格改定頻度が高まって価格が伸縮的になると、景気やコストの変化に対してインフレ率の反応が大きくなり、金融政策が物価に及ぼす影響も大きくなる。したがって、企業の価格改定に対する正確な理解は、金融政策の波及効果を考えるうえで重要である。この観点から、先行研究では、マイクロデータを活用した価格改定頻度の計測が盛んに行われており、個々の価格はかなり頻繁に改定されていることが明らかとなっている。ただし、そのわりにはマクロの価格は動きが鈍く、標準的なニューケインジアン理論をベースとしたマクロの価格粘着性と高頻度なマイクロの価格改定の間で整合性がとれないという問題が生じている。これは、一種のパズルとして捉えられているが、本稿はこのようなパズルが生じる背景を検証する。

ニューケインジアン理論では、カルボ型のニューケインジアン・フィリップス曲線が広範に使用されている。標準的なカルボ型のモデルでは、インフレ率と実質限界費用や需給ギャップとの関係が、企業の価格改定頻度の大きさに応じて決まる。したがって、このモデルにマクロデータを当てはめてパラメータを推計すれば、価格改定頻度を間接的に算出することができる。一方、このマクロデータから示唆される価格改定頻度が、実際に店頭に並ぶ個々の商品価格の動きと整合的かどうかにも検証されている。これには、個々の商品価格の動きを記録したマイクロデータを用いて、価格改定の有無を直接カウントする方法が採られる。マイクロデータとして、消費者物価指数（CPI）の原データや小売店のPOSデータなどがよく使用されている。

マイクロデータとマクロデータの両面からの研究が蓄積するなかで、価格改定頻度の計測値に両者の間で乖離があることが次第に明らかとなってきた。たとえば、米国では、マクロデータを用いてニューケインジアン・フィリップス曲線を推計した Galí and Gertler (1999) は、価格改定頻度が約 6%/月（平均して毎月約 6%の企業が価格を改定する、または、各企業は平均して 1 年 4 か月に 1 回価格を改定する）との計測結果を報告したのに対し、CPI のマイクロデータ

を用いた **Bils and Klenow (2004)** は 23%/月 (4.3 か月に 1 回) と計測しており、マイクロデータによる価格改定頻度がマクロレベルの改定頻度に比べてかなり高いことが示された。わが国の計測結果も米国と同様の傾向にあり、先行研究によれば、マクロデータからの計測結果が約 4~13%/月 (8 か月~2 年 5 か月に 1 回) であるのに対し、才田・肥後 (2007) による **CPI** のマイクロデータを用いた計測は 21%/月 (4.7 か月に 1 回) となっており、マクロデータと比べて 2 倍から 5 倍程度、改定頻度が高い。

こうした価格粘着性を巡る不整合をいかに統一的に理解するかを巡って、多くの研究者の間で議論が交わされてきた。このなかでも有力な仮説のひとつが、価格改定の一時性の問題である<sup>1</sup>。実際の商品の価格は、いわゆる「定価」に代表されるような「正規価格 (Regular Price)」のほかに、これよりも安い「特売価格」が設定されることがある<sup>2</sup>。ここで、仮に、異なる店舗で異なる時期に特売が実施される一方、「正規価格」はそれほど頻繁には改定されないケースを考える。このとき、特売の実施に応じてマイクロベースの価格改定頻度は高くなる一方、特売による値下げと特売の解消による値戻しが店舗間で互いに相殺しあうため、すべての価格を集計したマクロの物価指数には特売の動きがあまり反映されないことになる。裏を返せば、マクロの物価指数には「正規価格」の改定が強く反映されることになり、この物価指数をもとに計測された価格改定頻度も「正規価格」の改定頻度に近くなるとするのがこの説の骨子である。この説にしたがえば、マイクロの価格改定頻度が高いわりには、マクロの価格が粘着的であることを整合的に説明できる。

実際、米国では、**Nakamura and Steinsson (2008)** が、特売による価格改定と「正規価格」の改定を分離し、①価格改定の多くが特売によるもので、「正規価格」の改定頻度はマクロベースの価格改定頻度に近いこと、②特売による価

---

<sup>1</sup> 価格改定の一時性だけでなく、企業間の戦略的補完性など実質硬直性を導入することで価格粘着性を巡る不整合の問題を扱う研究の流れもある。本稿は価格改定の一時性に焦点を絞るが、こうした他の仮説を排除するものではない。実質硬直性については、たとえば **Eichenbaum and Fisher (2007)** を参照。

<sup>2</sup> 「正規価格」は、「Regular Price」のほかに、「List Price」、「Reference Price」と呼ばれることが多い。

格改定頻度とマクロのインフレ率との相関が低いことなどを示した。さらに、こうした観察事実を踏まえて、粘着的な「正規価格」と伸縮的で一時的な特売価格が共存する理論モデルが考案されている。Eichenbaum, Jaimovich and Rebelo (2011)、Kehoe and Midrigan (2015)、Guimaraes and Sheedy (2011)らは、それぞれの理論モデルをベースに実証的な検証を行い、一時的な価格改定がマクロの価格粘着性にそれほど大きな影響を及ぼさないと結論づけている。

もっとも、こうした理論的な帰結は、伸縮的な特売価格での取引と粘着的な「正規価格」での取引が時間を通じてある程度安定的に存在していることを暗に前提としている。仮に、特売の実施頻度が増加し、特売価格での取引が正規価格での取引を大きく上回るような場合、特売の解消による値戻しが特売による値下げを相殺しきれず、マクロのインフレ率を押し下げる可能性がある。したがって、特売と価格粘着性の関係は、特売頻度の高さやその変化の程度に依存するといえる。この点、Sudo, Ueda, Watanabe and Watanabe (2014)は、景気変動に応じて特売頻度が増加すると、マクロの価格粘着性が変化する可能性を指摘している。

以上を踏まえ、本稿は、ミクロベースとマクロベースの価格粘着性を巡る不整合性について、価格改定の一時性に着目した検証を行う。本稿では、CPIの原データである総務省「小売物価統計調査（動向編）」（以下、小売物価統計）のミクロデータから一時的な価格改定を抽出することで、この問題にアプローチする。CPIの価格調査では、期間7日以内の特売価格は除外されているため特売の影響はある程度除かれることとなる。その反面、7日を超える特売は価格調査に反映されることになるため、本稿は長めの特売がCPIに及ぼす影響を検証するとの位置づけとなる。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、第2節では、わが国を対象に、ミクロデータを用いた価格改定頻度がフィリップス曲線から間接的に得られる価格改定頻度よりも高いことを確認する。第3節で、この両者の乖離が価格改定の一時的性にあるとする理論的な研究を整理する。第4節では、ミクロデータを用いて「正規価格」の改定頻度と一時的な価格改定頻度を計測する。第5節では、これらの価格改定頻度がマクロの価格粘着性に及ぼす影響を考察する。第6節は、まとめである。

## 2. わが国消費者物価の価格改定頻度

### (1) ミクロデータによる計測結果

わが国では、マイクロデータを用いた価格改定頻度の計測に、総務省「小売物価統計」や小売店の「POS データ」に収録されている個別品目の価格データが用いられてきた。小売物価統計を使用した才田・肥後（2007）は、価格改定頻度は、①1999～2003 年の平均で 21%/月（4.7 か月に 1 回）であること、②1995 年以降、財を中心に上昇トレンドにあることを示した。図表 1 は、才田・肥後（2007）と同様の方法で、小売物価統計を使って計測した価格改定頻度を示している<sup>3</sup>。総合（除く生鮮食品・エネルギー）の価格改定頻度は、1990 年代から一貫して上昇を続けており、1990 年に 13%/月（8 か月に 1 回の改定）であった価格改定頻度は、2015 年には 25%/月（4 か月に 1 回の改定）まで上昇している。この上昇はもっぱら財で生じており、財（除く生鮮食品・エネルギー）に限った価格改定頻度は最近では 50%/月（2 か月に 1 回の改定）近くまで達している。ただし、サービスの価格改定頻度は、1990 年以降、低位で推移している。

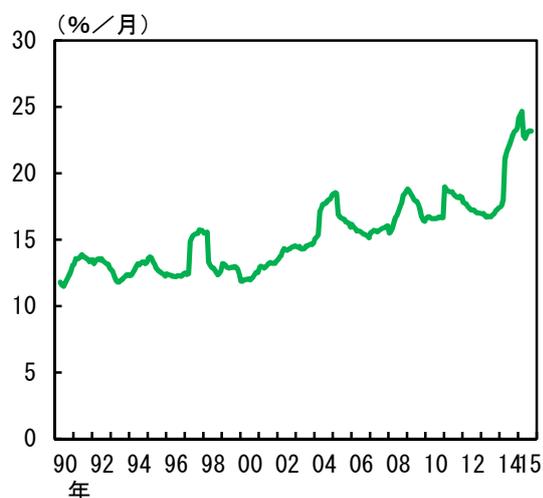
一方、スーパーやコンビニエンスストアなど小売店の POS データを活用した研究も蓄積されている。POS データは、食料品や日用品といった財に限られるが、商品の数は 100 万点にのぼるほか、日次でデータを採取できるなど、商品数やデータ頻度などの面できめ細かな分析が可能である。計測結果として、たとえば、Abe and Tonogi (2010) は、加工食品と家事用品を対象とした日次の POS データを使用し、その価格改定頻度は 3.6 日に 1 回（2000～2005 年の平均）ときわめて高頻度であると主張した。ただし、データを CPI の調査日に合わせつつ月次化した場合、価格改定頻度は 3.9 か月に 1 回となり、小売物価統計の計測結果に近くなることも示している。

---

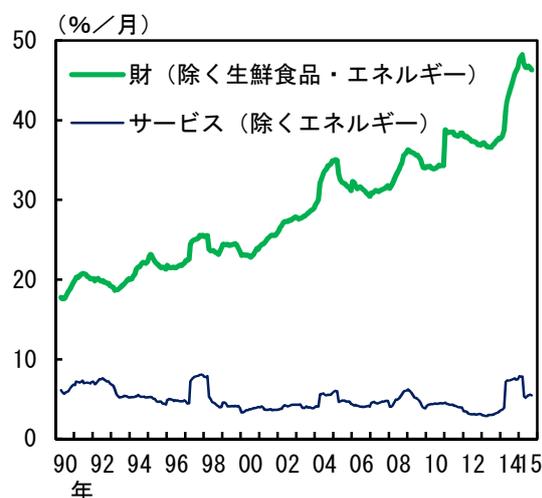
<sup>3</sup> 価格改定頻度の計測について詳細は、第 4 節を参照。これ以降の価格改定頻度やインフレ率の集計方法は、補論 2 を参照。

(図表 1) 小売物価統計から計測された価格改定頻度

① 総合 (除く生鮮食品・エネルギー)



② 財・サービス



(注) 1. 分類の定義は、以下のとおり (「」内は総務省公表ベース)。以降の図表も同じ。

総合 (除く生鮮食品・エネルギー) = 「総合 (除く生鮮食品)」 - 「エネルギー」

財 (除く生鮮食品・エネルギー) = 「財」 - 「電気・都市ガス・水道」 - 「生鮮食品」 - 「石油製品」

サービス (除くエネルギー) = 「サービス」 + 「電気・都市ガス・水道」 - 「電気代」 - 「都市ガス代」

2. 計数は、後方 12 か月移動平均。

## (2) マクロデータから観察される価格粘着性

### (カルボモデルによる価格改定頻度の計測)

ニューケインジアン理論で多用されるカルボ型のフィリップス曲線は、マクロの価格粘着性が、企業の価格改定確率の度合いによって決定されると仮定している。したがって、このフィリップス曲線をベースにすれば、マクロデータを使って構造パラメーターを推計することで、価格改定頻度の推計値を間接的に得ることができる。以下では、この値を上記のマイクロデータと比較することで、マイクロの価格改定頻度とマクロの価格粘着性の整合性を検証することとする。価格改定頻度という統一的な指標の比較は、マイクロとマクロの整合性を大掴みに捉えるうえで一定の有用性があると思われる。無論、通常のカボ型モデルの仮定はきわめてシンプルなものであり、価格粘着性が価格改定以外の要因から強く影響を受ける場合、ここでの比較はミスリードとなるおそれがある点には注意を要する。

最もシンプルなカルボ型のフィリップス曲線は、次のとおり書ける。

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta} mc_t. \quad (1)$$

ここで、 $\pi$ はインフレ率、 $mc$ は実質限界費用でこれらは定常状態からの乖離として定義される。また、 $\beta$ は割引率、 $\theta$ は価格を改定しない確率を示す。また、 $E$ は期待値、添え字は時点を表す。この式に基づいて、マクロデータからパラメーター $\theta$ の値を推計すれば、価格改定頻度の推計値 $(1-\theta)$ を得ることができる。図表2は、わが国CPIを対象に、この方法を用いた先行研究の推計結果を示している。モデルの仮定の違いなどによって、定式化が(1)式とは異なり得る点、使用するデータや推計期間が異なる点など、比較には留意が必要であるが、価格改定頻度は、4~13%/月(8か月~2年に1回の改定)と推計されている<sup>4</sup>。

(図表2) フィリップス曲線の推計から得られるわが国の価格改定確率(先行研究)

先行研究	価格改定確率 (%/月)	推計期間	インフレ率指標	説明変数
① 古賀・西崎 (2006)	12~13	1980/1Q ~2004/3Q	CPI総合(除く生鮮食品)	・インフレ率(1期前) ・期待インフレ率(1期先) ・GDPギャップ ・実質賃金ギャップ
② Ichiue, Kurozumi and Sunakawa (2013)	9	1981/1Q ~1995/4Q	CPI総合(除く生鮮食品)	・インフレ率(1期前) ・期待インフレ率(1期先) ・実質限界費用
③ Iiboshi, <i>et al.</i> (2015)	5~8	1981/1Q ~1995/4Q	CPI総合 CPI総合(除く生鮮食品)	・インフレ率(1期前) ・期待インフレ率(1期先) ・実質限界費用
④ Sugo and Ueda (2008)	4	1981/1Q ~1995/4Q	CPI総合(除く生鮮食品)	・インフレ率(1期前) ・期待インフレ率(1期先) ・実質限界費用
⑤ Kaihatsu and Kurozumi (2014)	4	1985/1Q ~2008/4Q	民間消費デフレーター	・インフレ率(1期前) ・期待インフレ率(1期先) ・実質限界費用

(注) 月次の価格改定確率は、 $(1-\text{価格据置確率(四半期)})/3$ として算出。

これらの先行研究を踏まえつつ、データ期間を1975年から2015年として推計した結果が図表3である(推計の詳細は補論1を参照)。ここではインフレ

<sup>4</sup> 図表2の先行研究はインデクセーションを暗に仮定している。このため、ここでの価格改定確率は「最適な価格に改定した企業の割合」と解釈され、インデクセーションによる価格改定の方は含まれない点に注意。

率のラグが入るなどの点で (1) 式を拡張したモデルを使用している<sup>5</sup>。また、推計結果の頑健性の観点から、実質限界費用として様々な代理変数を使用している。この推計結果によると、価格改定頻度は 5.7~9.6%/月 (10 か月~1 年半に 1 回の改定)、平均して 8.2%/月 (1 年に 1 回の改定) と、先行研究とほぼ同様の結果となっている。先のマイクロデータ (小売物価統計) の価格改定頻度は、最近では 25%/月 (4 か月に 1 回) に達するとのことであったから、これと比べると、フィリップス曲線から示唆される価格改定頻度は明らかに低いといえる。

(図表 3) フィリップス曲線の推計から得られるわが国 CPI の価格改定確率

変数	価格据置確率		価格改定確率	平均価格改定期間
	(%/四半期)	標準誤差 (%ポイント)	(%/月)	(か月)
①	74.0 ***	[ 5.4]	8.7	11.5
②	76.9 ***	[29.3]	7.7	13.0
③	82.9 ***	[ 8.8]	5.7	17.6
④	71.1 ***	[ 4.3]	9.6	10.4
⑤	71.6 ***	[ 3.1]	9.5	10.6
①~⑤の平均			8.2	12.1

(注) 1. \*\*\*は 1%水準で有意であることを示す。推計の詳細は、補論 1 を参照。  
変数①~⑤は図表 A1-1 を参照。  
2. 月次の価格改定確率は、(1-価格据置確率 (四半期)) /3 として算出。  
3. 平均価格改定期間は、1/価格改定確率 (月次) として算出。

### (構造変化の可能性)

わが国のフィリップス曲線が構造的に変化したとの指摘がいくつかみられる。代表的なものとして、バブル崩壊以降、フィリップス曲線がフラット化し、需給ギャップや失業率の変動に対するインフレ率の反応が低下したとの主張が挙げられる。たとえば、木村・黒住・原 (2008) は、推計期間をずらしながら誘導型のフィリップス曲線を推計すると、需給ギャップにかかるパラメーターは、1990 年代から 2000 年代半ばにかけて低下したと主張している。また、誘導型のフィリップス曲線を時変パラメーターモデルで推計した De Veirman (2009) や開発・中島 (2015) は、1980 年代後半から 1990 年代前半にかけてフラット

<sup>5</sup> 結果は省略するが、インフレのラグを考慮しない場合の推計値もほぼ同様となった。

化したが、1990年代後半から2015年にかけて、フィリップス曲線の傾きに大きな変化はみられないと主張している。一方、誘導型フィリップス曲線から為替パススルーを計測した Hara, Hiraki and Ichise (2015) は、2000年代後半以降、フィリップス曲線がスティープ化した可能性を指摘している。これらを踏まえると、1980年代とそれ以降を比べるとフィリップス曲線がフラット化したとの主張は概ね妥当と考えられるが、1990年代後半から2000年代にかけての動きについては、必ずしもコンセンサスがとれていない。

フィリップス曲線の傾きと価格改定頻度について、(1)式のカルボ型のフィリップス曲線にもとづけば、価格改定頻度が低いほど実質限界費用の係数は小さくなり、フラット化することになる。この点を踏まえて、Qian and Su (2014, 2016) にもとづき、先の推計式を対象に構造変化の検出を試みた<sup>6</sup>。結果は使用する変数によって異なっており、1990年前後に構造変化が生じたとするもの、1995年または1997年に構造変化が生じたとするものがみられた。また、構造変化が生じていないとの結果もみられた(図表4)。構造変化が生じたとするものでは、後半期の価格改定頻度の方が、前半期よりも低い傾向がある。したがって、先行研究と同様、1980年代後半以降、フィリップス曲線はフラット化したといえそうであるが、そのタイミングは1990年前後か1990年代半ば・後半か、必ずしも判然とはしない。一方、2000年以降に傾きが変化したとの結果はみられず、一部で指摘されている2000年代後半から最近にかけてフィリップス曲線がスティープ化したとの示唆はここでは得られていない。

実際には、フィリップス曲線の傾きは、価格改定頻度以外の要因も影響し得

---

<sup>6</sup> Qian and Su (2016) は、下式の罰則付き最小二乗法によって構造変化の回数および時点を検出する方法と、その際のチューニング・パラメーター $\lambda$ を情報量基準から選択する方法を提案した。

$$\min_{\{\beta_t\}} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \beta_t' x_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^T \|\beta_t - \beta_{t-1}\|$$

$$\beta_t = \alpha_j \text{ for } t = T_{j-1}, \dots, T_j - 1 \text{ and } j = 1, \dots, m + 1$$

ここで、 $T_j$ は構造変化の時点( $T_0 = 1, T_m = T + 1$ )、 $m$ は構造変化の回数を表す。これをもとに、Qian and Su (2014) では、変数の内生性がある場合に、上記の方法で構造変化を特定した後、各レジーム $j$ についてパラメーターをGMM推計する方法を提案している。

(図表 4) ニューケインジアン・フィリップス曲線の構造変化

変数	構造変化 時点	価格据置確率				価格改定確率	
		変化前		変化後		変化前	変化後
		(%/四半期)	標準誤差 (%ポイント)	(%/四半期)	標準誤差 (%ポイント)	(%/月)	(%/月)
①	1989/3Q	37.0 ***	[11.6]	80.3 ***	[ 6.6]	21.0	6.6
②	1997/2Q	65.6 ***	[14.4]	68.8 ***	[16.9]	11.5	10.4
③	1990/3Q	68.2 **	[29.4]	87.8 ***	[19.4]	10.6	4.1
④	1995/2Q	63.4 ***	[ 4.9]	83.3 ***	[ 8.7]	12.2	5.6
⑤	無し						

(注) 1. \*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準で有意であることを示す。

2. 月次の価格改定確率は、(1-価格据置確率(四半期))/3として算出。

3. 構造変化の有無と時点は、Qian and Su (2014) の手法により推計。

構造変化前後の価格据置確率は、対応する期間のサンプルを用いて推計。

る。たとえば、シンプルな(1)式のモデルを拡張すれば、フィリップス曲線の傾きは、需要の価格弾性値の大きさや戦略的補完性の度合いなど様々な要因によって決定されることが知られている。したがって、わが国フィリップス曲線の構造変化の背景を断定するにはさらなる検証を要するが、本稿は価格改定頻度との関係に焦点を絞り、この問題にはこれ以上立ち入らないこととする。

### 3. 価格改定の一時性と価格粘着性

フィリップス曲線から示唆される粘着的な価格改定とマイクロデータから観察される高頻度の価格改定は一見矛盾している。これを整合的に理解するひとつの仮説として、「正規価格」の改定と一時的な価格改定の違いが挙げられている。実際の商品の価格は、いわゆる「定価」と呼ばれるような通常時に設定される「正規価格」のほかに、これよりも安い「特売価格」に設定されることがある。Nakamura and Steinsson (2008) は、個別商品の価格改定を特売による改定と「正規価格」の改定に分離した結果、特売による改定が大半を占める一方、「正規価格」の改定頻度は低く、フィリップス曲線で間接的に計測された価格改定頻度に近いことを示した。

この背後には、特売による値下げと特売の解消による値戻しが店舗間で互いに相殺しあうため、マクロの物価指数には特売の影響があまり反映されず、結

果として強く反映されるのは「正規価格」の改定という点が挙げられる。この場合、特売が実施される分、マイクロベースの価格改定頻度は高くなるが、マクロデータを用いて計測した価格改定頻度は「正規価格」の改定頻度に近くなることが考えられる。

この点を理論化したモデルがいくつか考案されている。Eichenbaum, Jaimovich and Rebelo (2011) では、企業はいくつかの価格から構成される「価格プラン (Price Plan)」を持ち、価格プランの範囲内で改定する場合にはメニューコストがかからないが、価格プラン自体を変更する場合にはメニューコストがかかるとのモデルを提示した。このモデルをベースに計算された金融政策ショックに対する価格のインパルス応答は、現実を相応に近似できることを示し、「正規価格」の改定頻度が価格の粘着性をよりよく表す指標と主張している。

Kehoe and Midrigan (2015) は、粘着的な「正規価格」と伸縮的な一時的価格が共存するよう拡張したカルボモデルとメニューコストモデルを提示し、米国のデータにカリブレートしてマクロの価格粘着性を計測した。この結果、拡張したモデルは、マクロの価格粘着性とマイクロの価格改定を整合的に再現できるとし、たとえ個々の価格改定が高頻度であったとしても、マクロの物価指数は粘着的となり得ると主張している。

Guimaraes and Sheedy (2011) は、価格に鈍感な家計 (Loyal Customer) と敏感な家計 (Bargain Hunter) の2つのタイプの家計が存在するもとの、企業は、一定の確率でしか「正規価格」を改定できないが、自由に特売を行うことが可能で、かつ、家計のタイプを識別できない経済を想定した。この場合、企業は、定期的に特売を行うことが最適となることを示した。そのうえで、ニューケインジアン・フィリップス曲線の傾きは「正規価格」の改定確率に依存する一方、特売頻度には依存しないことを示した。

ただし、以上の結論は、特売による値下げの頻度と値戻しの頻度がある程度同じであることが暗に前提となっている。仮に、ある時期に特売の頻度が増加し、値下げの頻度が値戻しの頻度を大きく上回るような場合、マクロのインフレ率を押し下げ、その粘着性も変化する可能性がある。Sudo, Ueda, Watanabe and Watanabe (2014) は、Guimaraes and Sheedy (2011) のモデルを景気変動に

じて家計のタイプが内生的に変わり得るモデルへと拡張し、特売頻度がマクロの価格粘着性に影響を及ぼす可能性を示している。

#### 4. 一時的な価格改定頻度の計測

前節での議論を踏まえて、ここでは、わが国 CPI のマイクロデータを対象に、「正規価格」の改定頻度と一時的な価格改定頻度を分離する。ここでの計測結果をもとに、次節でマクロベースの価格粘着性との整合性を検証する。

##### (1) データ

使用する価格データは、総務省の小売物価統計である。小売物価統計は、CPI の基礎統計として用いられており、CPI のマイクロデータと位置付けることができる。小売物価統計は、760 品目について、167 都市における店舗での実売価格（含む消費税）を収集しており、このうち 81 都市の品目別価格データが毎月公表されている。また、価格調査では、調査時点で期間 7 日以内の特売価格は除外されており、短期間の特売の影響は価格データに含まれない扱いとなっている。

才田・肥後（2007）にならって、①季節商品であるため、継続した価格データを得ることのできない品目、②品目別・都市別価格指数の集計対象となる店舗数が多く、正確な価格改定頻度がわからない品目を分析対象から除外した。標本期間は、1989 年 1 月から 2015 年 9 月である。図表 5 は、使用データの CPI（2010 年基準）に対するカバレッジを示している。これによれば、CPI ウェイトベースで総合が 54.6%、財が 76.7%、サービスが 33.0%、品目数ベースで総合が 77.4%、財が 80.5%、サービスが 67.4%となっている。サービスのカバレッジが低い背景には、小売物価統計を使用せずに作成されている品目がサービスで多く、とりわけ、CPI ウェイトの 2 割弱を占める家賃がこれにあたるものが影響している。

また、本稿では、生鮮食品とエネルギー関連を分析の対象から外した。これらの価格は、農産物や原油など日々変化する市況の影響を強く受け、毎月価格が改定されるものがほとんどである。本稿における「正規価格」は、次項で示すとおり、数か月間にわたる価格の最頻値と定義している。このため、毎月価

(図表 5) データのカバレッジ

	総合				
		財	サービス		
			公共サービス	一般サービス	
ウエイト	54.6%	76.7%	33.0%	25.8%	35.3%
品目数	77.4%	80.5%	67.4%	41.9%	78.6%

(注) カバレッジは、CPI2010年基準をベースに算出。

格が改定される生鮮食品やエネルギー価格は、その変動のほとんどが一時的な改定で「正規価格」の改定がほとんどないと認識されてしまう。こうしたバイアスを避けるために、生鮮食品とエネルギーは分析対象から除外する。

価格改定頻度の計測は、才田・肥後（2007）と同様に、①小売物価統計の価格調査銘柄の変更に伴う価格変化は価格改定として扱わないこと、②消費税率の引き上げに伴う価格変化は価格改定として扱わないこととする。消費税については、税率引き上げの月について、①前月比が、消費税率引き上げ相当分±0.5%以内の場合、価格改定がなかったとみなし、②それ以外の場合については、前月比から消費税率引き上げ相当分を引いた値を価格改定に伴う価格変化率とする処理を行った<sup>7</sup>。集計された価格改定頻度は、①まず、品目ごとの価格改定頻度を価格改定があった都市数を計測対象の都市数で除したものとして計算し、②次に、これらを品目ごとのCPIウエイトによって加重平均したものとして定義する<sup>8</sup>。

## (2) 一時的な価格改定の識別方法

価格データから一時的な価格改定を識別する方法として、機械的なフィルターを適用する方法が考案されており、このなかでも、本稿は「Running Mode フィルター」を用いる（アルゴリズムは補論3を参照）。これは、一定の期間

<sup>7</sup> 消費税率引き上げ相当分として、1989/4月は3%（=1.03/1.00）、1997/4月は1.94%（=1.05/1.03）、2014/4月は2.86%（=1.08/1.05）とした。

<sup>8</sup> 財の価格改定頻度はサービスに比べて高い一方、本稿のデータはCPIに比べて財にウエイトが偏っているため、総合ベースの価格改定頻度には上方バイアスが生じる。こうしたバイアスを補正するため、総合ベースの集計では、財とサービスのウエイト比がCPIと一致するよう、サービスに分類される品目のウエイトをふくらませて計算を行った。

内における価格の最頻値を「正規価格」と定義し、実際の価格がこの「正規価格」と異なる場合は、一時的に変動しているとみなす方法である。Eichenbaum, Jaimovich and Rebelo (2011)、Kehoe and Midrigan (2015)、Chahrour (2011)、Sudo, Ueda and Watanabe (2014) などはこの方法を採用している。

この種のフィルターとして、「Running Mode フィルター」以外に、「V-Shaped フィルター」(Nakamura and Steinsson, 2008) などが考案されている<sup>9</sup>。Stevens (2015) は、複数の価格改定パターンをシミュレーションによって仮想的に生成したうえで、これらのフィルターの優劣を比較した結果、「正規価格」の改定回数や改定時期の識別率などの面で、「Running Mode フィルター」のパフォーマンスが良好であるとしている。

### (3) 計測結果

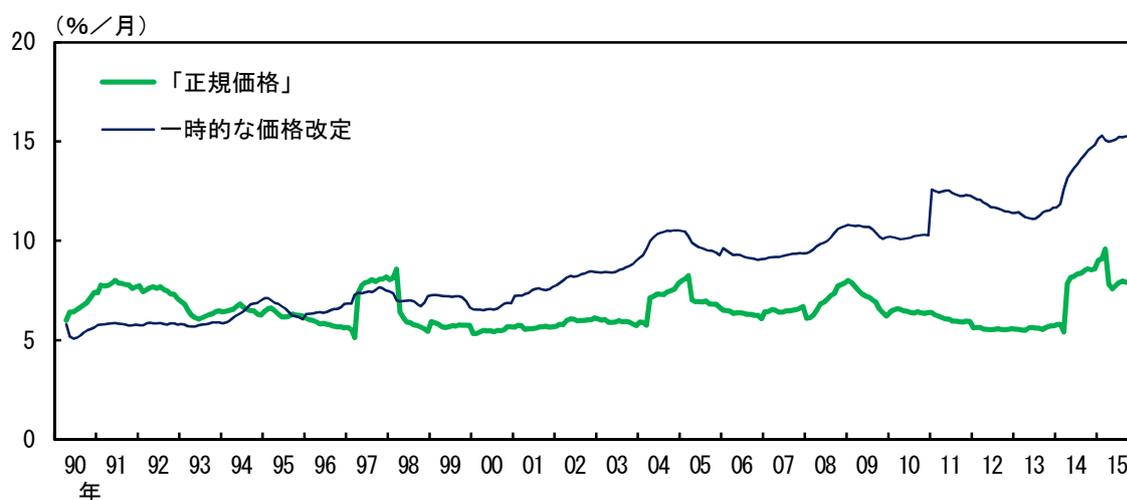
図表 6 は、「Running Mode フィルター」を適用した結果を示している。これによると、「正規価格」の改定頻度は 6.5%/月程度 (1 年 3 か月に 1 回の改定) と計測される。全体の価格改定頻度は 2015 年で約 25%/月 (4 か月に 1 回の改定) であるから、「正規価格」の改定頻度はこれを大きく下回っている。また、「正規価格」の改定頻度は、1990 年以降、概ね横ばいで推移しており、趨勢的に上昇している全体の動きとは異なっている<sup>10</sup>。これは、価格改定頻度の上昇は一時的な価格改定頻度の増加が主因であり、「正規価格」の改定頻度はこの約 25 年間であまり変わっていなかったことを意味している。この傾向は、とりわけ財で観察される。この結果は、POS データにおける財の価格に「Running Mode フィルター」を適用した Sudo, Ueda and Watanabe (2014) とも

---

<sup>9</sup> 「V-Shaped フィルター」は、一時的な価格改定を「いったん下落した価格が元の水準に戻る」と定義する方法で、セールの前後で V 型の価格変動が生じることから、このように名づけられている。ただし、Stevens (2015) によると、「V-Shaped フィルター」は、一時的な変動を「正規価格」の変化と誤認する割合が高く、他のフィルターよりもパフォーマンスが劣ると評価している。

<sup>10</sup> 2 節でも用いた Qian and Su (2016) の方法で、集計された「正規価格」の改定頻度に構造変化が生じたかどうかの検定を行ったところ、構造変化は生じていないとの結果となった (推計式は、「正規価格」の改定頻度を定数項で回帰する式)。

(図表 6) 「正規価格」の価格改定頻度

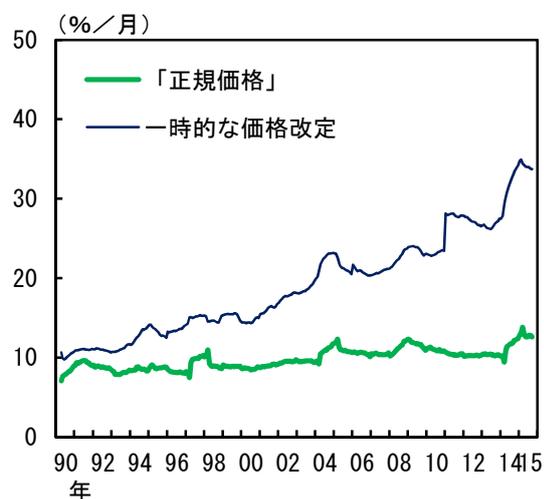


(注) 1. 総合(除く生鮮食品・エネルギー)ベース。  
2. 計数は、後方12か月移動平均。

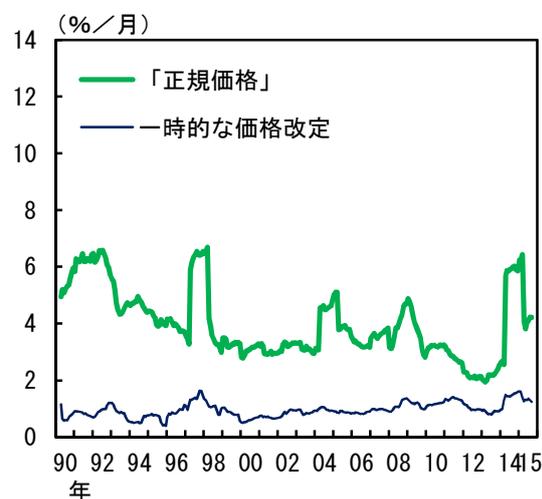
整合的である<sup>11</sup>。もっとも、サービスについては、全体の改定頻度と「正規価格」の改定頻度に大差なく、一時的な改定が少ないという特徴がある(図表 7)。

(図表 7) 財・サービス別の「正規価格」の価格改定頻度

① 財(除く生鮮食品・エネルギー)



② サービス(除くエネルギー)



(注) 計数は、後方12か月移動平均。

財で一時的な価格改定頻度が増加している背景には、特売の増加が挙げられ

<sup>11</sup> Sudo, Ueda and Watanabe (2014) は、実売価格の改定が高頻度(6.2日に1回)で上昇トレンドにある一方、「正規価格」の改定頻度は5.1か月に1回まで低下し、期間を通じたトレンドも観察されないことを示した。

よう。小売物価統計では、期間 7 日以内の特売価格は調査対象から除外し、代わりに通常価格を調査することとなっているが、特売期間が 7 日を超える場合には特売価格が調査の対象となる。才田・肥後（2007）では、こうした長めの特売の実施頻度の増加が、小売物価統計における価格改定頻度の増加に寄与している可能性を指摘している。3 節の理論モデルに即せば、価格に敏感な消費者が増加したことなどが特売頻度を高めたとの解釈が考えられる。他方、わが国の実情に即した解釈としては、たとえば、Matsuoka (2012) は、POS データを用いた分析から、メーカー間や小売店間の競争度が高いほど特売頻度も高いことを指摘しており、大店法をはじめとする規制緩和やディスカウント・ストアの台頭などが価格競争を促進し、これが特売の増加につながったことが考えられる。また、在庫の保管コストと特売頻度の関係に着目した Tonogi (2013) の分析結果からは、バブル崩壊以降、収益改善の一環として在庫削減が進められたことが、特売の増加をもたらした可能性が示唆される。価格調査方法の面からは、小売物価統計では、2004 年以降、価格調査地区の選定ルールが変更され、売上の多い店舗が調査対象先として選択されやすくなった（以降毎年 5～10 の都道府県について順次実施）。したがって、近年、調査対象先として、大規模なディスカウント・ストアなど頻繁に価格変更を実施する店舗が加わったことが、価格改定頻度の上昇に寄与した可能性もある。

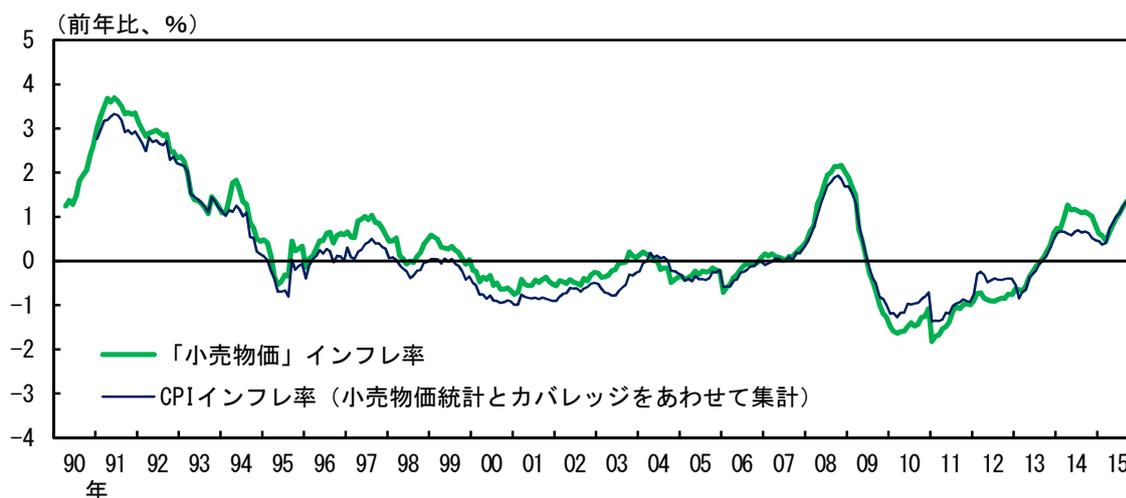
このように、特売は企業の価格調整手段としての重要性を増しつつある。一方、「正規価格」の動きは次節で示すようにマクロ経済環境を強く反映すると考えられるが、先にも触れたとおり、その改定頻度は総じて一定で推移している。もっとも、仔細にみると、最近の「正規価格」の改定頻度は、消費税率引き上げの影響が一巡したあともやや高めで推移している。こうした動きの背景は現時点では判然とはしないが、経済理論的にはトレンドインフレ率の上昇や価格据え置きに伴う損失の拡大などが、改定頻度を増加させると考えられている（Romer, 1990）。こうした「正規価格」の動きが企業の価格設定行動の変化を示すものかどうか注目される。

## 5. マクロの価格粘着性へのインプリケーション

### (1) 価格改定とマクロのインフレ率との関係

図表 8 では、小売物価統計の個別価格を集計した指数の動き（「小売物価」インフレ率と呼ぶ）と、CPI の品目指数を「小売物価」インフレ率の品目カバレッジに合わせて作成した指数の動きを比較している。両者には、①CPI の品目指数を作成する際に使用される都市間ウエイトが反映されていない（「小売物価」インフレ率では都市間でウエイトは同じ）、②「小売物価」インフレ率は、大都市の価格が反映されていない、などから差が生じ得るが、両者の動きは概ね一致している。

(図表 8) 「小売物価」インフレ率と CPI インフレ率

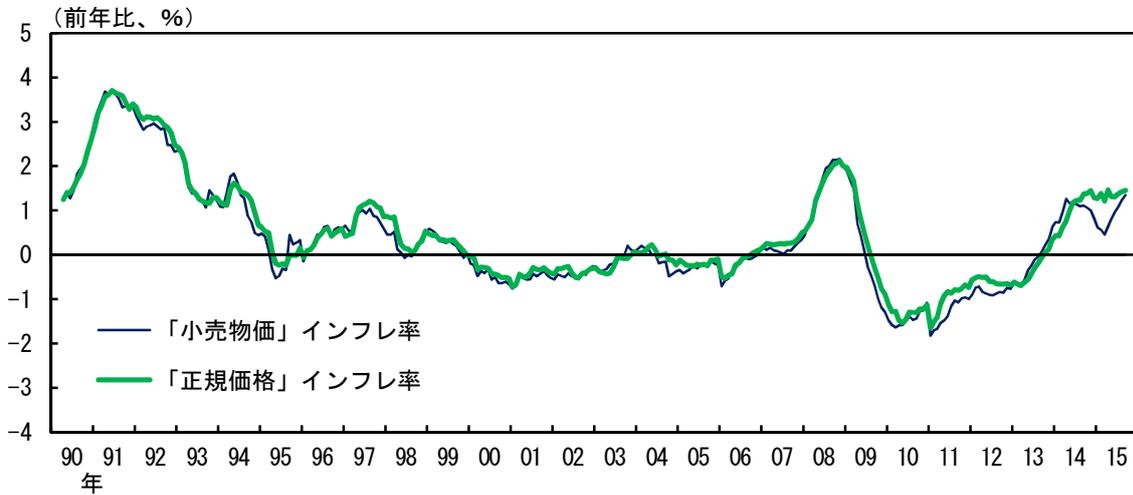


(注) 1. CPI インフレ率は、「小売物価」インフレ率の品目カバレッジに合わせて集計したもの。  
2. 計数は、消費税調整済み。

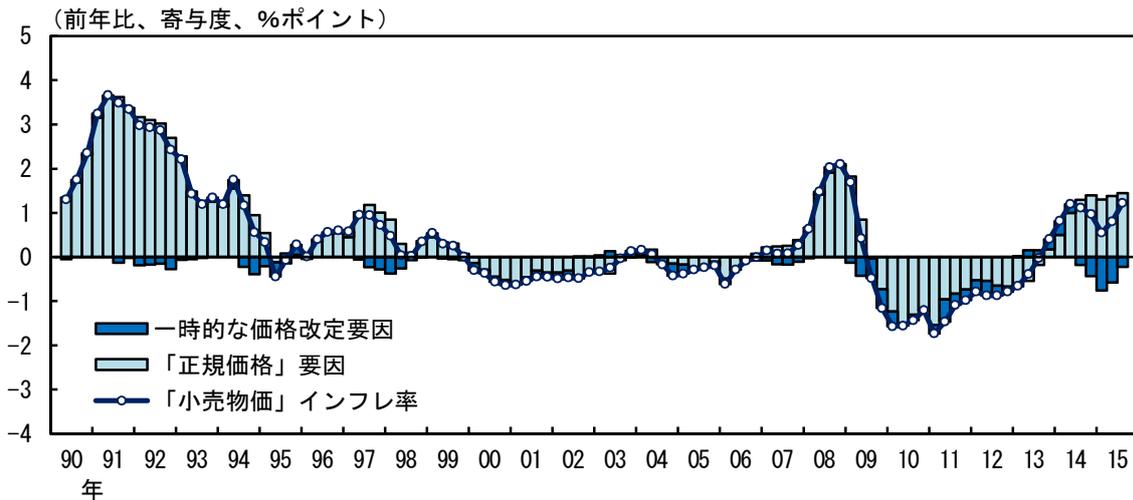
次に、図表 9 で、「小売物価」インフレ率と「正規価格」のインフレ率を比較している。「正規価格」のインフレ率は、「小売物価」インフレ率とほぼ一致して推移している。すなわち、「小売物価」インフレ率で代表されるマクロのインフレ率は、マクロの経済環境を映じた少数の「正規価格」の動きに大きく影響されるのであって、価格改定の大部分を占める一時的な改定はマクロのインフレ率に大きな影響を及ぼしていないことがうかがわれる。また、「正規価格」と一時的な価格について、需給ギャップや失業率といったマクロ経済指標との相関係数を計測すると、「正規価格」のインフレ率は、需給ギャップや失

(図表9) 「正規価格」インフレ率

① 「正規価格」インフレ率と「小売物価」インフレ率



② 「小売物価」インフレ率の寄与度分解



(注) 1. 総合(除く生鮮食品・エネルギー)ベース。  
2. ②の分解方法の詳細は、補論2を参照

業率と有意に相関がある一方、一時的な価格変化率は、これらとの相関がみられない(図表10)。

このように、「正規価格」とは異なり、一時的な価格の動きはマクロのインフレ率への影響や景気との感応度が小さいというのがここでの計測結果である。これは、一時的な価格改定は、個別価格の間で上昇と下落が相殺される傾向にあることが背景となっている。実際、上昇頻度と下落頻度の推移をみると、「正規価格」の改定では、景気の状態に応じて両者が対照的に動く一方、一時的な価格改定では、両者が同じ方向に動く傾向にある(図表11)。

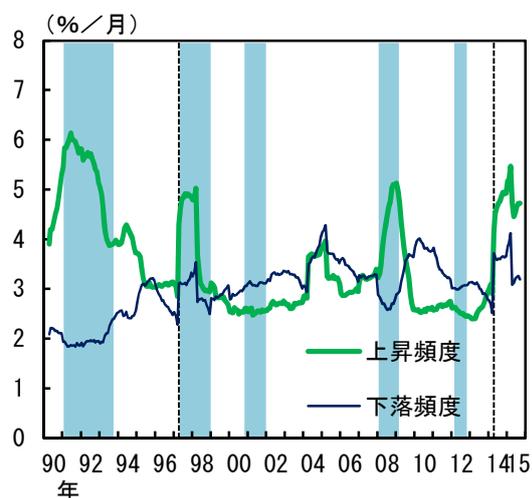
(図表 10) マクロ経済指標との相関係数

		インフレ率		
		小売物価	「正規価格」	一時的な価格改定
需給 ギャップ	全サンプル	0.84 [0.05]	0.85 [0.05]	0.09 [0.10]
	1990/2Q~1999/4Q	0.91 [0.07]	0.91 [0.07]	0.11 [0.16]
	2000/1Q~2015/3Q	0.70 [0.09]	0.70 [0.09]	0.01 [0.13]
失業率	全サンプル	-0.50 [0.09]	-0.51 [0.09]	0.02 [0.10]
	1990/2Q~1999/4Q	-0.35 [0.15]	-0.39 [0.15]	0.04 [0.16]
	2000/1Q~2015/3Q	-0.68 [0.09]	-0.69 [0.09]	0.07 [0.13]

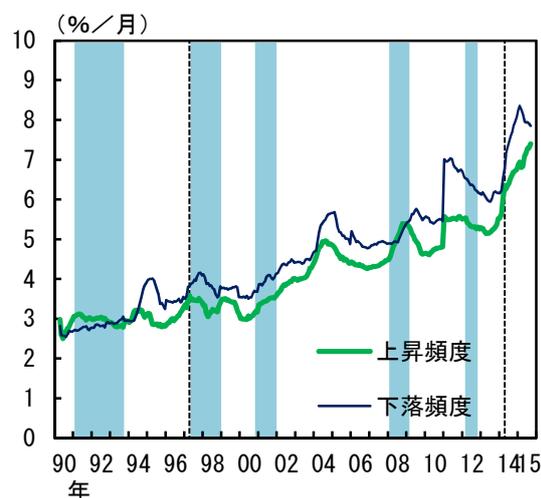
- (注) 1. 総合（除く生鮮食品・エネルギー）ベース。  
 2. 全サンプルの計測期間は、1990/2Q~2015/3Q。[ ]内は、標準誤差。  
 3. 需給ギャップは、日本銀行調査統計局の試算値。失業率は、HPトレンド（ $\lambda=1,600$ ）からの乖離。

(図表 11) 「正規価格」および一時的変動の上昇・下落頻度

## ① 「正規価格」の改定



## ② 一時的な価格改定



- (注) 1. 総合（除く生鮮食品・エネルギー）ベース。  
 2. 計数は、後方12か月移動平均。  
 3. シャドローは景気後退局面、縦線は消費税率引き上げ時。

しかしながら、2000年代後半以降、一時的な価格改定がマクロのインフレ率に相応の影響を及ぼしつつある。たとえば、リーマンショック後の2009年から2012年にかけて、一時的な価格下落がマクロの物価下落を強める方向に作用している（前掲図表9②）。また、2014年には、消費税率の引き上げもあって、一時的な価格下落がマクロのインフレ率を押し下げており、その度合いは1997年の消費税率引き上げ時よりも大きくなっている。これには、一時的な価格改定頻度が趨勢的に上昇するなかで、特売などによる下落頻度がその値戻し

などによる上昇頻度を上回るかたちで両者の乖離が拡大した点が挙げられる<sup>12</sup>。先にも指摘したとおり、この期に生じた消費不振などの負の需要ショックによって、価格競争や在庫調整が経済全体に広がり、特売頻度の増加を通じて、マクロのインフレ率の押し下げに至った可能性がある。

## (2) 一時的な価格改定がマクロの価格粘着性に及ぼす影響

ここでは、まず、米国での主張に沿って、小売物価統計から計測したミクロの価格改定頻度の水準が、フィリップス曲線から推計されるマクロの価格粘着性と整合的であるかについて確認する。

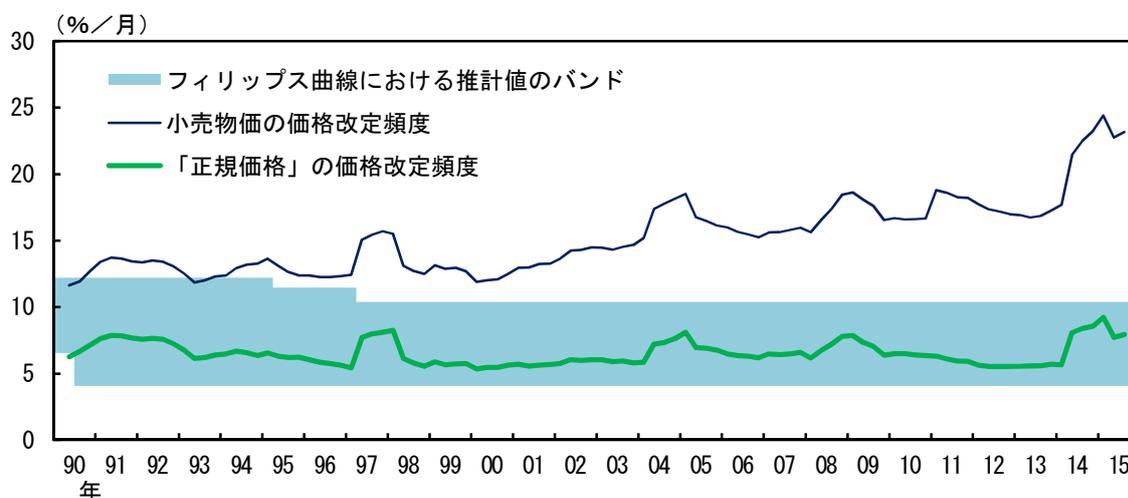
3 節の議論では、フィリップス曲線から推計される価格改定頻度は、ミクロベースの「正規価格」の改定頻度に近いとする最近の主張を紹介した。この観点から、小売物価統計の改定頻度とフィリップス曲線の推計結果を比較したものが図表 12 である。ここでは、フィリップス曲線の価格改定頻度として、2 節における実質限界費用の 5 指標にもとづく価格改定頻度のバンドを示している。これによると、全体の価格改定頻度がこのバンドを超えて上昇しているのに対して、「正規価格」の価格改定頻度は、概ねバンド内に収まっており、3 節での議論と整合的となっている。

ただし、この議論は、フィリップス曲線に影響を及ぼすのは、「正規価格」の改定のみであって、一時的な価格改定はフィリップス曲線にはあまり影響しないことが前提となっている。この点を確認するために、3 節で触れた Kehoe and Midrigan (2015) の拡張したカルボモデルをベースに、一時的価格の改定頻度の変化がフィリップス曲線に及ぼす影響を考察する。このモデルでは、企業  $i$  は価格改定の機会が訪れた場合、 $t$  期の価格  $P_{i,t}$  を「正規価格」  $P_{i,t}^L$  と一時的な

---

<sup>12</sup> なお、一時的な価格改定とマクロ経済環境との関係について、先行研究の見解は一致していない。Anderson, *et al.* (2015)、Nakamura and Steinsson (2008)、Coibion, Gorodnichenko and Hong (2015) などは、米国の特売頻度は失業率などマクロ経済の変動に対して感応的ではないとしているほか、Berardi, Gautier and Bihan (2015) もフランスについて同様の結果を示している。一方、Kryvtsov and Vincent (2014) が英国では特売頻度が失業率と相関していると指摘している。また、Sudo, Ueda and Watanabe (2014) は、日本の小売店の POS データから計測した特売頻度と労働市場関連の指標との間に統計的に有意な相関が存在していると主張している。

(図表 12) 「正規価格」の改定頻度とフィリップス曲線の価格改定確率



- (注) 1. 総合（除く生鮮食品・エネルギー）ベース。  
 2. バンドは、図表 3~4 における価格改定確率の推計値の最大値と最小値の区間を示している。推計値で構造変化があるとされたものは、構造変化前後の推計値を使用している。

価格  $P_{i,t}^T$  のいずれかに設定すると仮定している。一時的な価格は当期の限界費用にマークアップ率を乗じた伸縮的な価格を仮定している。それぞれの価格改定の機会は、以下のとおり一定の確率で巡ってくると仮定している。

$$P_{i,t} = \begin{cases} P_{i,t}^L & \text{with probability } \alpha_L \\ P_{i,t}^T & \text{with probability } \alpha_T \\ P_{i,t-1} & \text{with probability } 1 - \alpha_L - \alpha_T \end{cases} \quad (2)$$

ここで、 $\alpha_L$  は「正規価格」の改定確率、 $\alpha_T$  は一時的な価格改定の確率を示す。モデルでは、価格が一時的に変化した場合、その翌期に「正規価格」に戻るかさらに一時的に変化するかが仮定されている。仮に、一時的な価格改定の確率がゼロ%の場合、通常のカルボモデルと一致する。一方、一時的な価格改定の確率が 100% の場合は、マクロレベルの価格は完全に伸縮的となる。したがって、他の条件を一定とすれば、一時的な価格改定の確率が上がるほどマクロレベルの価格伸縮性は増す。ただし、通常は、伸縮的な一時的価格はその翌期に粘着的な「正規価格」へと戻る確率も高いため、「正規価格」の改定確率の変化ほどには、マクロレベルの価格粘着性への影響は大きくない。モデルの詳細は補論 4 に示している。

このモデルをベースに、小売物価統計から得られた価格改定頻度（1990 年か

ら 2015 年の平均値) を再現するよう  $\alpha_L$  と  $\alpha_T$  をカリブレートしたものをベースラインモデルとするとともに、これに対応する標準的なカルボモデル (一時的な価格改定なし) における価格改定確率もカリブレートした。そのうえで、 $\alpha_L$  をベースラインに固定しつつ  $\alpha_T$  を変化させたときのシミュレーションを行った。

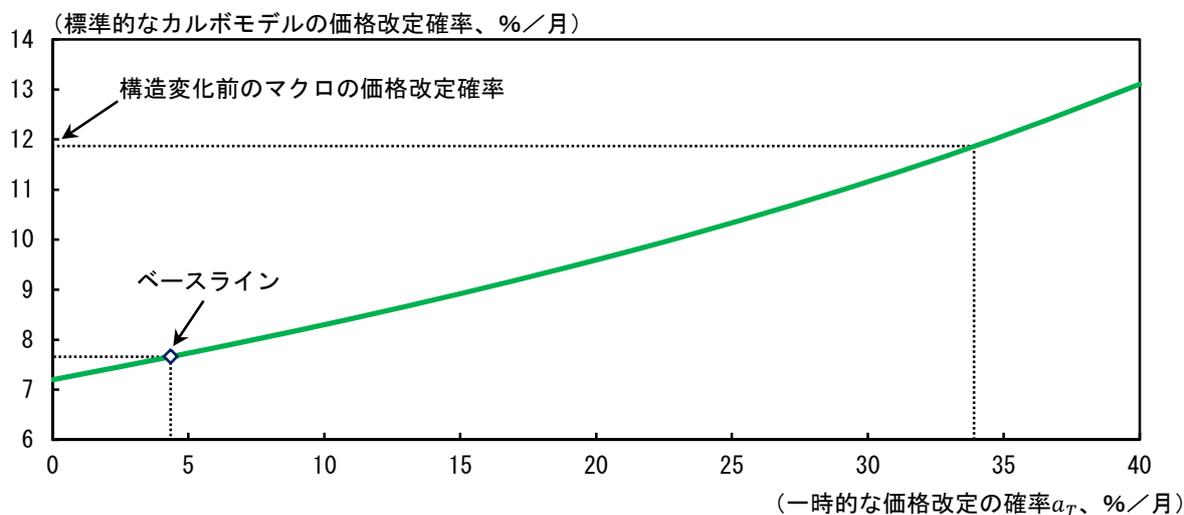
図表 13 は、 $\alpha_T$  の値に応じた標準的なカルボモデルの価格改定確率を示している。線上の点はベースラインに対応するもので、 $\alpha_L$  は 7.2%/月、 $\alpha_T$  は 4.3%/月と算出される<sup>13</sup>。これに対応する標準的なカルボモデルの価格改定確率は 7.7%/月と計算される。マクロデータによるフィリップス曲線の推計 (前掲図表 3) では、この値は 8.2%であったから、ここでのカリブレーション結果と概ね整合的である。ミクロデータによる一時的な価格改定頻度は 1990 年から 2015 年にかけて上昇したが、この上昇幅は、ここでの  $\alpha_T$  が 2.5%/月から 7.8%/月に変化したことと概ね同義である。これに対応する標準的なカルボモデルのもとでの価格改定確率は、7.5%/月 (13 か月に 1 回) から 8.0%/月 (12 か月に 1 回) へ上昇すると計算され、一時的な価格改定がマクロの価格伸縮性を強めたといえるが、この上昇幅は、 $\alpha_T$  の上昇と比べるとかなり限定的である。したがって、趨勢的に増加してきた一時的な価格改定がマクロレベルの粘着性に与えた影響はそこまで大きくなかった可能性がある。

もちろん、この  $\alpha_T$  がさらに高まった場合、マクロレベルの粘着性にも目立った影響が生じ得る。仮に、他の条件を一定として、 $\alpha_T$  が 34%/月まで高まれば、標準的なカルボモデルにおける価格粘着性は 12%/月 (8 か月に 1 回の改定) まで上昇し、マクロの価格が今よりも伸縮的であった 1970 年代から 1980 年代ごろと同等のレベルに達する計算になる。したがって、上で挙げた米国の先行研究が強調するように、特売の実施はマクロの価格粘着性に無関係というわけではなく、特売頻度が大きく上昇すれば、フィリップス曲線の形状に相応に影響が及ぶ可能性がある。

---

<sup>13</sup> 米国データを用いた Kehoe and Midrigan (2015) は、 $\alpha_L$  を 7.5%/月、 $\alpha_T$  を 7.9%/月と算出している。なお、 $\alpha_T$  は一時的な値下げのみの確率である一方、ミクロデータで計測した一時的な価格改定頻度は、値下げと値上げをともに含む点に留意の要。

(図表 13) 一時的な価格改定の確率と標準的なカルボモデルの価格改定確率



- (注) 1. ベースラインは、マイクロデータから得られた価格改定頻度を再現するように、 $a_L$ と $a_T$ をカリブレートしたモデル。それ以外は、ベースラインから $a_T$ を横軸の値に変化させたモデル。
2. 標準的なカルボモデルの価格改定確率は、一時的な価格改定を含むモデルの貨幣供給ショックに対する物価のインパルス応答（マネーサプライで基準化）を再現するようカリブレート。カリブレーションの詳細は、補論4を参照。
3. 構造変化前のマクロの価格改定確率は、図表3~4における構造変化前の価格改定確率の推計値を平均した値。

## 6. おわりに

本稿では、マイクロデータから計測される価格改定頻度が高いわりには、マクロレベルの価格が粘着的となる背景について検証した。さらに、マイクロレベルの価格改定頻度が趨勢的に上昇している事実が、フィリップス曲線にどのように影響したかについても検証した。分析結果は以下のとおりである。

- ① マイクロデータから計測される価格改定頻度を、「Running Mode フィルター」を適用して、一時的な価格改定と「正規価格」の改定に分離したところ、価格改定頻度の上昇は一時的な価格改定によるもので、「正規価格」の価格改定頻度は、1990年以降概ね横ばいで推移している。
- ② 一時的な価格改定は、特売などによる値下げとその後の値戻しが原因であり、店舗間あるいは商品間でそれらの動きは相殺されることから、総じてみれば、マクロレベルのインフレ率の動きに大きく影響してこなかった。一方、「正規価格」の改定はマクロのインフレ率の動きに大きく影響してお

り、「正規価格」の価格改定頻度は、ニューケインジアン・フィリップス曲線から推計したマクロの価格改定確率と概ね整合的な水準である。こうした推計結果は、米国の事例と概ね同様である。

- ③ ただし、米国とは異なり、わが国 **CPI** では、一時的な価格改定頻度が上昇するなかで、近年、その下落頻度が上昇頻度を明確に上回る局面がみられており、マクロのインフレ率への影響も徐々に増している。フィリップス曲線の推計やモデルによるシミュレーション結果を総合すると、一時的な価格改定頻度の上昇がフィリップス曲線に及ぼした影響はこれまでのところ限定的とみられるが、今後、こうした傾向が強まれば、一時的な価格改定がマクロのインフレ率を伸縮的にする可能性がある。また、長らく一定であった「正規価格」の改定頻度は、2014 年の消費税増税の影響が一巡したあとも高めで推移しており、企業の価格改定行動の変化を示すものかどうか注目される。

本稿では、フィリップス曲線の形状や構造変化を価格改定頻度やその一時性の観点から検証した。もっとも、構造変化の有無とタイミング、構造変化の背景については、フィリップス曲線のモデルの前提や適切な変数の選択など、様々な観点からさらなる検証が必要である。また、「正規価格」と一時的な価格の分離について、本稿では現時点でポピュラーな「**Running Mode** フィルター」を使用した。これは一種の簡便化された手法であることから、分離方法のさらなる検証も不可欠である。これらの点を残された課題として挙げる。

## 補論 1 フィリップス曲線の推計

図表 3 で示した価格改定頻度は、以下の標準的なハイブリッド型ニューケインジアン・フィリップス曲線 (Galí and Gertler, 1999) を推計した結果である。このモデルでは、価格設定の際、前期のインフレ率を参照するバックワードルッキングな企業が一定の割合で存在することが許容されている。

$$\begin{aligned}\pi_t &= \gamma_f E_t \pi_{t+1} + \gamma_b \pi_{t-1} + \lambda \xi mc_t \\ \phi &= \theta + \omega(1 - \theta(1 - \beta)) \\ \gamma_f &= \beta\theta/\phi \\ \gamma_b &= \omega/\phi \\ \lambda &= (1 - \omega)(1 - \theta)(1 - \beta\theta)/\phi \\ \xi &= (1 - \alpha)/(1 + \alpha(\varepsilon - 1))\end{aligned}$$

ここで、 $\pi$  はインフレ率、 $\theta$  は価格改定が行われぬ確率（したがって  $1 - \theta$  は価格改定の確率）、 $\omega$  はバックワードルッキングな企業の割合、 $\beta$  は主観的割引率、 $\alpha$  は資本コストシェア、 $\varepsilon$  は代替弾力性、 $mc$  は実質限界費用である。

インフレ率のデータとして、CPI（総合除く生鮮食品・エネルギー）を用いた。実質限界費用のデータとして、先行研究を参考に、需給ギャップや実質 ULC など図表 A1-1 で示すような 5 つの指標を作成した。これは、Rudd and Whelan (2005) などが指摘するとおり、ニューケインジアン・フィリップス曲線の推計では、実質限界費用を表す変数の選択によって推計結果にばらつきがあることを踏まえたものである。

推計方法は GMM (Generalized Method of Moments) で、共分散行列は、Newey and West (1987) の方法に基づきラグ次数 12 を選択した。操作変数として定数項と、インフレ率および実質限界費用の 4 期までのラグを用いた。また、Galí and Gertler (1999) に倣い  $\beta = 1$  としたほか、構造パラメーターである  $\theta$  と  $\omega$  を識別するため、 $\xi = 0.15$  とした。 $\beta = 1$  は、(A1) 式において、 $\gamma_f + \gamma_b = 1$  と仮定していることに相当する (Galí and Gertler, 1999)。また、 $\xi = 0.15$  について、Galí, Gertler and Lopez-Salido (2001) と同様、労働分配率の均衡値とマークアップ率の均衡値から算出した。労働分配率の均衡値として、国民経済計算における長期平均値から 62%、マークアップ率の均衡値として、先行研究を参考に

20%とした<sup>14</sup>。データは四半期で、標本期間は1975年第1四半期～2015年第3四半期、標本数は163である。

(図表 A1-1) 実質限界費用変数

変数の概要	主な先行研究
<b>需給ギャップ</b>	
① $(1 - \text{労働分配率}) \times \text{資本投入ギャップ} + \text{労働分配率} \times \text{労働投入ギャップ}$	Nishizaki, Sekine and Ueno (2014)
② $\log(\text{実質GDP}) - \text{トレンド (HPフィルター)}$	Lindé (2005)、古賀・西崎 (2006)
③ $\log(\text{実質GDP}) - \text{2次トレンド}$	Galí and Gertler (1999)、敦賀・武藤 (2008)
<b>実質ULC</b>	
④ $\log(\text{名目雇業者報酬} / \text{名目GDP}) - \text{平均}$	Galí and Gertler (1999)、Lindé (2005)
⑤ $\log(\text{名目雇業者報酬} / (\text{名目GDP} - (\text{間接税} - \text{補助金}) - \text{家計の営業余剰})) - \text{平均}$	Batini, Jackson and Nickell (2000)、Muto (2009)

(注) 1. HP フィルターでは $\lambda = 1,600$ と設定。

2. ①は、日本銀行調査統計局による試算値。具体的な試算方法は、伊藤ほか(2006)を参照。

推計結果は、図表 A1-2 に示している。バックワードルッキングな企業の割合を示す $\omega$ は統計的に有意とならないケースが多く、その値も小さいとの結果となった。バックワードルッキングな企業の割合が定量的に小さいとの結果は、敦賀・武藤(2008)などの先行研究と同様である<sup>15</sup>。一方、価格改定しない確率 $\theta$ は、0.7～0.9の範囲で統計的に有意な結果となった。また、J統計量はすべてのケースで棄却されず、過剰識別性は回避されているとの結果となった。

<sup>14</sup> マークアップ率の均衡値を10～40%に変更した推計も行ったが、結果に大きな違いはみられなかった。

<sup>15</sup> もっとも、誘導型のフィリップス曲線を推計すると、バックワードルッキングな要素の影響度合いはかなり高いとの結果が多い。

(図表 A1-2) ニューケインジアン・フィリップス曲線の推計結果

変数	$\theta$		$\omega$		$\gamma_f$	$\gamma_b$	$\lambda$	J統計量			
	標準 誤差	p値	標準 誤差	p値				p値			
①	0.740	[0.054]	0.000	0.303	[0.142]	0.034	0.710	0.290	0.045	1.468	0.690
②	0.769	[0.293]	0.010	0.342	[0.402]	0.396	0.692	0.308	0.032	1.819	0.611
③	0.829	[0.088]	0.000	0.394	[0.281]	0.164	0.678	0.322	0.014	1.657	0.647
④	0.711	[0.043]	0.000	0.051	[0.198]	0.798	0.933	0.067	0.104	3.789	0.285
⑤	0.716	[0.041]	0.000	0.141	[0.198]	0.476	0.835	0.165	0.081	4.580	0.205

(注) 1. 図表 A1-1 の変数①～⑤を実質限界費用の代理変数とした GMM による推計値。

2. 共分散行列は、Newey and West (1987) の方法に基づきラグ次数 12 とし、操作変数は、定数項と、インフレ率および実質限界費用の 4 期までのラグを用いた。なお、パラメーター識別のため、 $\beta = 1$ 、 $\xi = 0.15$ とした。

## 補論 2 計測・集計方法

### (1) 価格改定頻度の集計方法

図表 1 などを使用した小売物価統計の価格改定頻度は、次式にもとづいて集計している。

$$\begin{aligned} fr_t &= fr_t^+ + fr_t^- \\ fr_t^+ &= \frac{\sum_i w_i \sum_c \frac{1}{n_{i,c,t}} I_{i,c,t}^+ P_{i,c,t-1}}{\sum_i w_i \sum_c \frac{1}{n_{i,c,t}} P_{i,c,t-1}} \\ fr_t^- &= \frac{\sum_i w_i \sum_c \frac{1}{n_{i,c,t}} I_{i,c,t}^- P_{i,c,t-1}}{\sum_i w_i \sum_c \frac{1}{n_{i,c,t}} P_{i,c,t-1}} \end{aligned}$$

ここで、 $fr_t$ は価格改定頻度、右肩の添え字は、+が上方改定、-が下方改定を表す。また、 $w_i$ は CPI の品目別ウエイト<sup>16</sup>、 $n_{i,c,t}$ は品目別調査対象の都市数、 $P_{i,c,t}$ は品目別・都市別価格指数、 $I_{i,c,t}^+$  ( $I_{i,c,t}^-$ ) は品目別・都市別価格の上昇（下落）時に 1 をとる指標関数である。

### (2) インフレ率の集計方法

図表 8 と図表 9 で示した「小売物価」インフレ率と「正規価格」インフレ率（前年比） $\pi_t$ は、以下の式によって算出している。

$$\pi_t = \frac{\sum_i w_i \sum_c \frac{1}{n_{i,c,t}} P_{i,c,t}}{\sum_i w_i \sum_c \frac{1}{n_{i,c,t-12}} P_{i,c,t-12}} - 1$$

ここで、価格指数 $P_{i,c,t}$ として、「小売物価」インフレ率では、小売物価統計のデータ（円表示）から算出した価格指数、「正規価格」インフレ率は、「Running Mode フィルター」を適用して算出した「正規価格」を用いている。

---

<sup>16</sup> CPI の品目別ウエイトは、時点によって対応する基準年のウエイトを用いた。具体的には、1990～1995 年は 1990 年基準、1996～2000 年は 1995 年基準、2001～2005 年は 2000 年基準、2006～2010 年は 2005 年基準、2011～2015 年は 2010 年基準、のウエイトを用いた。

### (3) 「小売物価」インフレ率の分解

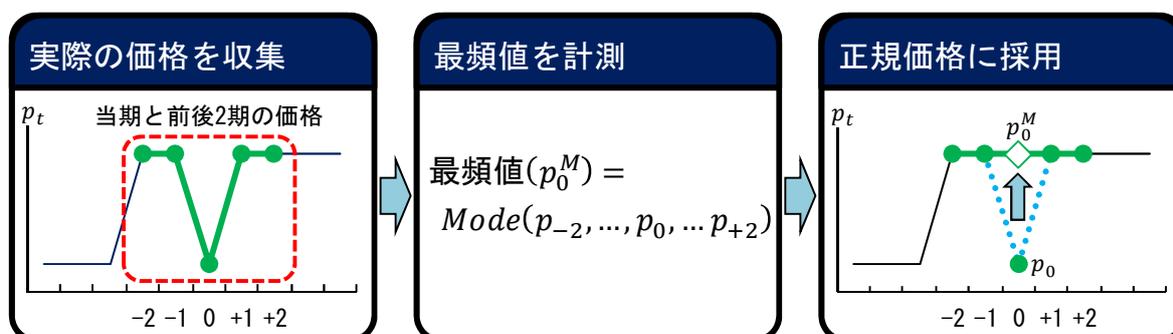
図表 9 の「小売物価」インフレ率の寄与度分解は、以下の式にもとづいている。

$$\begin{aligned}
 \pi_t^P &= \frac{\sum_i w_i \sum_c \frac{1}{n_{i,c,t}} P_{i,c,t}^P}{\sum_i w_i \sum_c \frac{1}{n_{i,c,t-12}} P_{i,c,t-12}^P} - 1 \\
 &= \frac{\sum_i w_i \sum_c \frac{1}{n_{i,c,t-12}} P_{i,c,t-12}^R}{\sum_i w_i \sum_c \frac{1}{n_{i,c,t-12}} P_{i,c,t-12}^P} \times \left( \frac{\sum_i w_i \sum_c \frac{1}{n_{i,c,t}} P_{i,c,t}^R}{\sum_i w_i \sum_c \frac{1}{n_{i,c,t-12}} P_{i,c,t-12}^R} - 1 \right) \\
 &\quad + \left( 1 - \frac{\sum_i w_i \sum_c \frac{1}{n_{i,c,t-12}} P_{i,c,t-12}^R}{\sum_i w_i \sum_c \frac{1}{n_{i,c,t-12}} P_{i,c,t-12}^P} \right) \times \left( \frac{\sum_i w_i \sum_c \frac{1}{n_{i,c,t}} P_{i,c,t}^T}{\sum_i w_i \sum_c \frac{1}{n_{i,c,t-12}} P_{i,c,t-12}^T} - 1 \right) \\
 &= \alpha \times \pi_t^R + (1 - \alpha) \times \pi_t^T
 \end{aligned}$$

ここで、 $P_{i,c,t}$ の右肩の添え字は、 $P$ が小売物価、 $R$ が「正規価格」、 $T$ が一時的な改定を表す。また、 $\alpha = \sum_i w_i \sum_c \frac{1}{n_{i,c,t-12}} P_{i,c,t-12}^R / \sum_i w_i \sum_c \frac{1}{n_{i,c,t-12}} P_{i,c,t-12}^P$  である。

### 補論3 「Running Mode フィルター」のアルゴリズム

Kehoe and Midrigan (2015) による「Running Mode フィルター」では、一定の期間内における最頻値を「正規価格」と定義する。

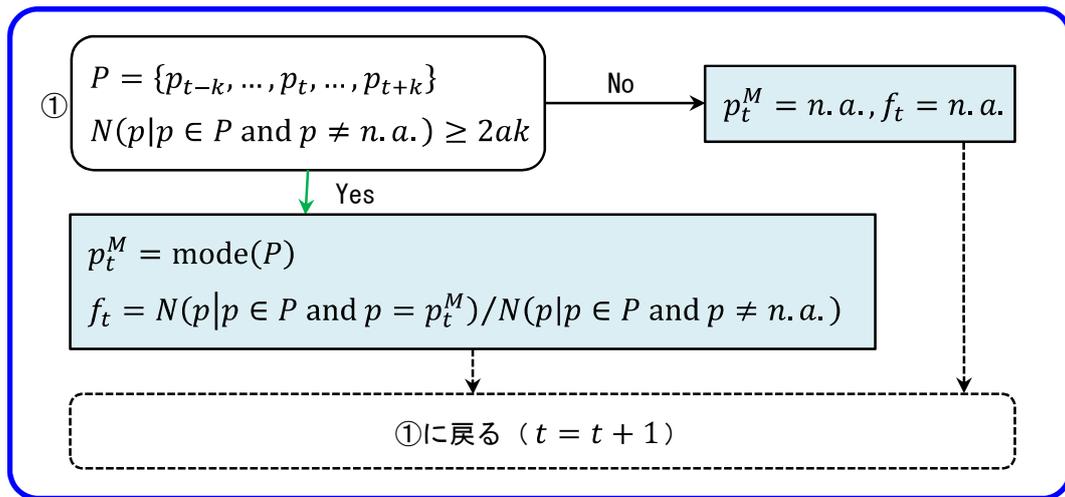


「Running Mode フィルター」のアルゴリズムは、①価格の最頻値の計測、②「正規価格」の計測、③価格改定時点の修正、からなる3つのステップによって構成される。ここで、 $k$ は最頻値を算出する際の期間、 $a$ は最頻値を算出する際のサンプル率の最低値、 $c$ は最頻値を「正規価格」として採用するための閾値を表す。これらは、外生的に設定するパラメーターで、先行研究にもとづき  $k = 2$ 、 $a = 0.5$ 、 $c = 1/3$ とした<sup>17</sup>。

#### (ステップ1)

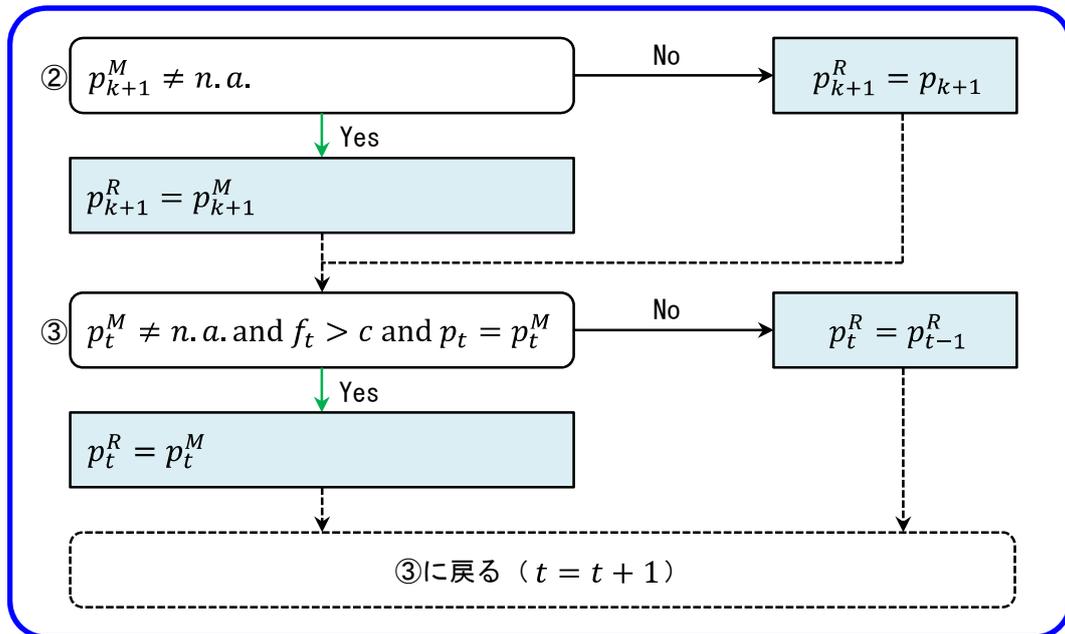
以下の①の計算を  $k + 1 \leq t \leq T - k$  について繰り返し、各時点における価格の最頻値を計測する。 $T$ は標本最終期を示す。ここで、関数  $N(\cdot)$  はかっこ内の条件を満たすデータの個数を示す関数、 $p_t$ は観測された価格、 $p_t^M$ は期間  $t - k \leq t \leq t + k$  における  $p_t$  の最頻値、 $f_t$ は期間  $t - k \leq t \leq t + k$  における  $p_t$  に占める  $p_t^M$  の割合である。

<sup>17</sup> なお、 $k$ を2、3、4、 $c$ を1/2、1/3、1/4としてそれぞれを組み合わせ計測したところ、「正規価格」の改定頻度の水準に多少の幅は生じるが(4~7%)、1990年以降、概ね横ばいで推移するとの時系列的な動きに違いはなかった。



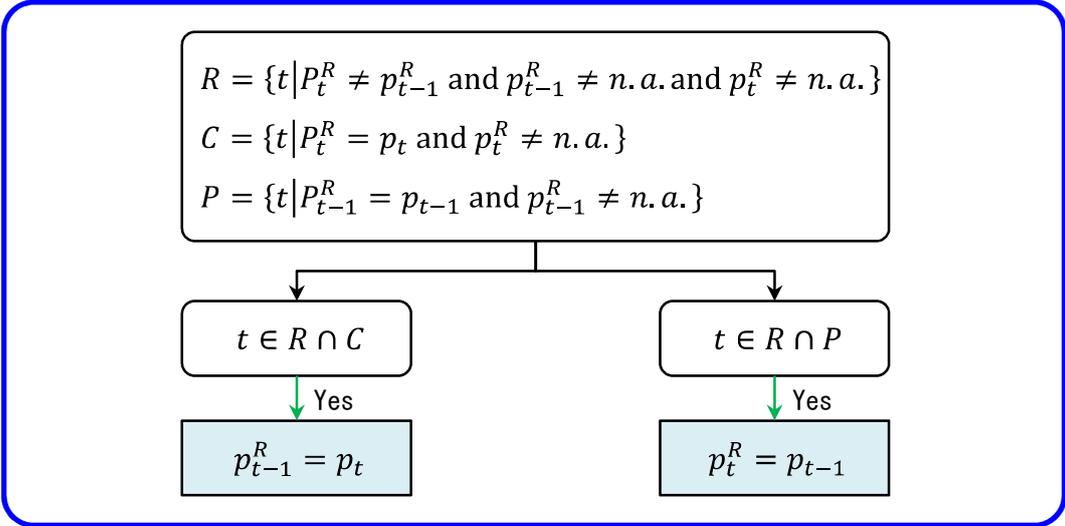
(ステップ2)

まず、②で初期時点 ( $t = k + 1$ ) における「正規価格」を確定する。その後の時点 ( $k + 2 \leq t \leq T - k$ ) について、③を逐次的に繰り返し、「正規価格」を計測する。ここで、 $p_t^R$ は「正規価格」である。



(ステップ3)

以下の計算を $k - 1$ 回繰り返し、実際に観測された価格が改定されている場合のみ、「正規価格」の改定が起こるよう $p_t^R$ を修正する。



## 補論4 モデルの概要

5 節では、Kehoe and Midrigan (2015) の拡張したカルボ型の価格設定を導入してシミュレーションを行った。以下では、モデルの概要について解説する。

### (1) 各経済主体の最大化問題

経済には、代表的家計が存在し、以下の効用関数を持つと仮定する。代表的家計は、この効用関数を最大化するよう当期の消費 $C_t$ 、債券保有 $B_t$ 、貨幣保有 $M_t$ 、労働供給 $N_t$ を決定する。

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \left( \log(C_{t+s}) + \log\left(\frac{M_{t+s}}{P_{t+s}}\right) - \psi N_{t+s} \right) \quad (\text{A1})$$

ここで、 $\beta$ は主観的割引率、 $P_t$ は物価を表す。代表的家計が直面する予算制約は以下のとおりである。

$$P_t C_t + M_t + B_t \leq W_t N_t + M_{t-1} + (1 + i_{t-1}) B_{t-1} + D_t \quad (\text{A2})$$

ここで、 $i_t$ は名目金利、 $W_t$ は名目賃金、 $D_t$ は企業からの配当所得を表す。この最大化問題の1階の条件から次式が得られる。

$$C_t^{-1} = \beta(1 + i_t) E_t \left[ \frac{P_t}{P_{t+1}} C_{t+1}^{-1} \right] \quad (\text{A3})$$

$$M_t = \frac{1 + i_t}{i_t} P_t C_t \quad (\text{A4})$$

$$W_t = \psi P_t C_t \quad (\text{A5})$$

この経済には、中間財生産企業と最終財生産企業が存在すると仮定する。中間財生産企業 $i$  ( $i \in [0, 1]$ ) は、独占的競争のもとで差別化された中間財を生産する一方、最終財生産企業は完全競争のもとで中間財を投入して最終財を生産すると仮定する。最終財生産企業は以下の生産技術によって中間財 $Y_{i,t}$ を投入し、最終財 $Y_t$ を生産する。

$$Y_t = \left( \int_0^1 (Y_{i,t})^{(\theta-1)/\theta} di \right)^{\theta/(\theta-1)} \quad (\text{A6})$$

ここで、 $\theta$ は中間財の代替弾力性を表す。最終財生産企業は、生産関数を制約条件として、以下の利潤を最大化するよう中間財の投入量 $Y_{i,t}$ を決定する。

$$P_t Y_t - \int_0^1 P_{i,t} Y_{i,t} di \quad (\text{A7})$$

この最大化問題の1階の条件とゼロ利潤条件から、以下の式が得られる。

$$Y_{i,t} = \left( \frac{P_{i,t}}{P_t} \right)^{-\theta} Y_t \quad (\text{A8})$$

$$P_t = \left( \int_0^1 P_{i,t}^{1-\theta} di \right)^{1/(1-\theta)} \quad (\text{A9})$$

次に、中間財生産企業 $i$ の生産技術は、家計による労働サービスの投入 $N_{i,t}$ と技術水準 $A$ からなる以下の生産関数で表されると仮定する。

$$Y_{i,t} = AN_{i,t} \quad (\text{A10})$$

中間財生産企業 $i$ は、生産関数を制約条件として、生産費用 $W_t N_{i,t}$ を最小化するよう労働投入量 $N_{i,t}$ を決定する。1階の条件による中間財生産企業 $i$ の限界費用 $MC_{i,t}$ は以下のとおりとなる。

$$MC_{i,t} = \frac{1}{A} W_t \quad (\text{A11})$$

ここで、中間財生産企業 $i$ は Kehoe and Midrigan (2015) の拡張したカルボ型の価格硬直性に直面しているとする。すなわち、中間財生産企業 $i$ は、確率 $1 - \alpha_L - \alpha_T$ で価格 $P_{i,t}$ を前期の「正規価格」 $P_{i,t-1}^L$ に据え置かなければならないが、確率 $\alpha_L$ で「正規価格」 $P_{i,t}^L$ を前期から改定することができる。さらに、確率 $\alpha_T$ で当期のみ一時的な価格 $P_{i,t}^T$ に設定できると仮定する。このとき、一時的な価格に設定する中間財生産企業 $i$ は、制約条件 (A8) 式のもとで、以下の利潤を最大化するよう $P_{i,t}^T$ を決定する。

$$(P_{i,t}^T - MC_{i,t}) Y_{i,t} \quad (\text{A12})$$

1階の条件より、一時的な価格 $P_{i,t}^T$ は以下とおり決定される。

$$P_{i,t}^T = \frac{\theta}{\theta - 1} MC_{i,t} \quad (\text{A13})$$

一方、「正規価格」を改定する中間財生産企業*i*は、制約条件 (A8) 式のもとで、以下の利潤を最大化するよう「正規価格」 $P_{i,t}^L$ を決定する。

$$(P_{i,t}^L - MC_{i,t})Y_{i,t} + \sum_{s=t+1}^{\infty} E_t \left( \prod_{r=0}^{s-(t+1)} \frac{1}{1+i_t} \right) (1-\alpha_L)^{s-(t+1)} (1-\alpha_T - \alpha_L) (P_{i,s}^L - MC_{i,s})Y_{i,s} \quad (\text{A14})$$

よって、1階の条件より、「正規価格」 $P_{i,t}^L$ は以下とおりに決定される。

$$P_{i,t}^L{}^{-1} = \frac{\theta - 1}{\theta} \frac{1 - (1 - \alpha_L)\beta}{1 - \alpha_T\beta} (MC_{i,t}{}^{-1} - \alpha_T\beta E_t MC_{i,t+1}{}^{-1}) + (1 - \alpha_L)\beta E_t P_{i,t+1}^L \quad (\text{A15})$$

以上について、名目変数をマネーサプライ $M_t$ で基準化し、定常状態周りで対数線形近似すると、次式が得られる。ここで、マネーサプライの成長率 $\mu_t$ はAR(1)モデルに従うと仮定している。

$$p_t = \alpha_L p_t^L + \alpha_T p_t^T + (1 - \alpha_L - \alpha_T)(\bar{p}_{t-1}^L - \mu_t) \quad (\text{A16})$$

$$p_t^T = mc_t \quad (\text{A17})$$

$$p_t^L = (1 - \alpha_L)\beta E_t p_{i,t+1}^L + \frac{1 - (1 - \alpha_L)\beta}{1 - \alpha_T\beta} (mc_{i,t} - \alpha_T\beta E_t mc_{i,t+1}) + \frac{1 - \alpha_L - \alpha_T}{1 - \alpha_T\beta} \beta E_t \mu_{t+1} \quad (\text{A18})$$

$$\bar{p}_t^L = \alpha_L p_t^L + (1 - \alpha_L)(\bar{p}_{t-1}^L - \mu_t) \quad (\text{A19})$$

$$\mu_t = \rho_\mu \mu_{t-1} + \varepsilon_{\mu,t}, \quad \varepsilon_{\mu,t} \sim N(0, \sigma_\mu) \quad (\text{A20})$$

ここで、 $mc_t$ 、 $p_t$ 、 $p_t^L$ 、 $p_t^T$ は、 $MC_t/M_t$ 、 $P_t/M_t$ 、 $P_t^L/M_t$ 、 $P_t^T/M_t$ の定常状態からの乖離率を表す。また、 $\mu_t = \ln(M_t/M_{t-1})$ である。仮に、 $\alpha_T = 0$ の場合、標準的なカルボモデルと同型になる。

## (2) カリブレーションとインパルス応答

上のモデルを、小売物価統計から計測した全体の価格改定頻度と、「Running Mode フィルター」を適用して計測した「正規価格」の改定頻度を再現するよう $\alpha_L$ と $\alpha_T$ をカリブレートし、5節におけるベースラインモデルとして用いた。図表 A4-1①はカリブレーションの結果を示している。ここで、 $\beta$ は先行研究で一般的な $0.96^{(1/12)}$ とし、 $\rho_\mu$ および $\sigma_\mu$ はKano and Nason (2014)による推計結果

から 0.6278、0.0064 と設定した。図表 A4-1②は、1 標準偏差の貨幣供給ショックに対するベースラインモデルの主要変数のインパルス応答である。

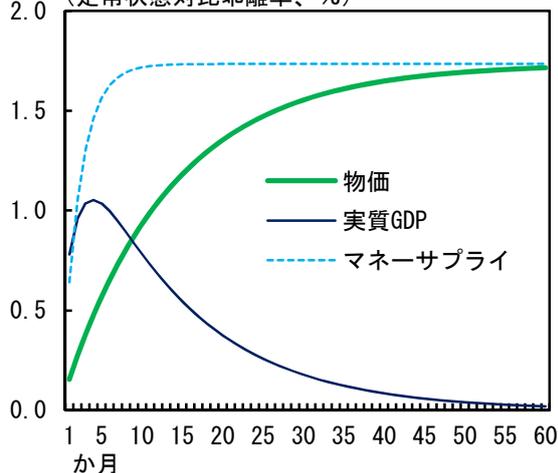
(図表 A4-1) カリブレーションの結果とインパルス応答

① カリブレーション結果

	データ	モデル
ミクロの価格改定頻度		
小売物価 (%/月)	15.32	15.32
「正規価格」 (%/月)	6.51	6.51
パラメーター		
「正規価格」の改定確率 (%) $\alpha_L$		7.20
一時的な価格改定の確率 (%) $\alpha_T$		4.35
主観的割引率 $\beta$		0.9966
マネーサプライ成長率の自己ラグ $\rho_\mu$		0.6278
マネーサプライショックの標準偏差 $\sigma_\mu$		0.0064

② 貨幣供給ショックに対するインパルス

(定常状態対比乖離率、%)



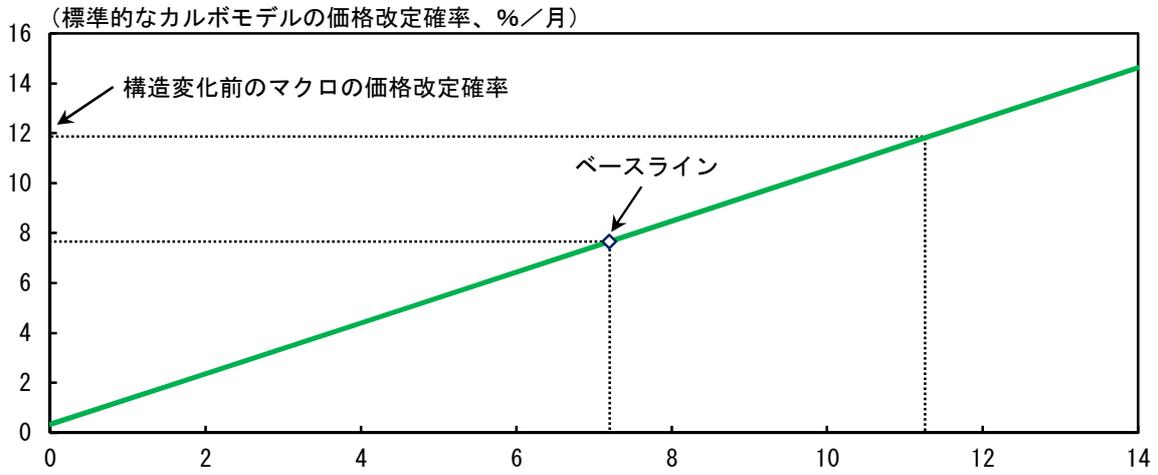
- (注) 1. データの価格改定頻度は、1990～2015年の平均。  
 2. 「正規価格」の価格改定頻度は、上記のパラメーターのもとで拡張カルボモデルから生成した仮想的な価格データに対してRunning Modeフィルターを適用して算出。  
 3. マネーサプライへの1標準偏差(0.64%ポイント)ショックに対するインパルス応答。

また、ベースラインモデルに対応する標準的なカルボモデルの価格改定確率の計測では、Kehoe and Midrigan (2015) にならい、下式で表される貨幣供給ショックに対する物価のインパルス応答を再現するようにカリブレートした。

$$\sum_{t=1}^{24} \frac{1}{24} \frac{\text{マネーサプライのインパルス応答}_t - \text{物価のインパルス応答}_t}{\text{マネーサプライのインパルス応答}_t}$$

図表 13 で示したベースラインモデルから  $\alpha_T$  を変化させた場合も同様の手順で標準的なカルボモデルの価格改定確率を計算した。なお、ベースラインモデルから  $\alpha_L$  を変化させた場合の、それに対応する標準的なカルボモデルの価格改定確率は図表 A4-2 に示している。

(図表 A4-2) 「正規価格」の改定確率と標準的なカルボモデルの価格改定確率



- (注) 1. ベースラインは、マイクロデータから得られた価格改定頻度を再現するように、 $a_L$ と $a_T$ をカリブレートしたモデル。それ以外は、ベースラインから $a_T$ を横軸の値に変化させたモデル。
2. 標準的なカルボモデルの価格改定確率は、一時的な価格改定を含むモデルの貨幣供給ショックに対する物価のインパルス応答（マネーサプライで基準化）を再現するようカリブレート。
3. 構造変化前のマクロの価格改定確率は、図表 3~4 における構造変化前の価格改定確率の推計値を平均した値。

## 参考文献

- Abe, Naohito, and Akiyuki Tonogi, 2010, "Micro and Macro Price Dynamics in Daily Data," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 57, pp. 716-728.
- Anderson, Eric, Benjamin A. Malin, Emi Nakamura, Duncan Simester, and Jón Steinsson, 2015, "Informational Rigidities and the Stickiness of Temporary Sales," Federal Reserve Bank of Minneapolis Research Department Staff Report, No. 513.
- Batini, Nicoletta, Brian Jackson, and Stephen Nickell, 2000, "Inflation Dynamics and the Labour Share in the UK," Bank of England External MPC Unit Discussion Paper, No. 2.
- Berardi, Nicoletta, Erwan Gautier, and Hervé Le Bihan, 2015, "More Facts about Prices: France Before and During the Great Recession," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 47, pp. 1465-1502.
- Bils, Mark, and Perter J. Klenow, 2004, "Some Evidence on the Importance of Sticky Prices," *Journal of Political Economy*, Vol. 112, pp. 947-985.
- Chahrour, Ryan A., 2011, "Sales and Price Spikes in Retail Scanner Data," *Economics Letters*, Vol. 110, pp. 143-146.
- Coibion, Olivier, Yuriy Gorodnichenko, and Gee Hee Hong, 2015, "The Cyclicalities of Sales, Regular and Effective Prices: Business Cycle and Policy Implications," *American Economic Review*, Vol. 105, pp. 993-1029.
- De Veirman, Emmanuel, 2009, "What Makes the Output–Inflation Trade-Off Change? The Absence of Accelerating Deflation in Japan," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 41, pp. 1117-1140.
- Eichenbaum, Martin, and Fisher, Jonas D. M., 2007, "Estimating the Frequency of Price Re-optimization in Calvo-style Models," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, pp. 2032-2047.
- Eichenbaum, Martin, Nir Jaimovich, and Sergio Rebelo, 2011, "Reference Prices, Costs, and Nominal Rigidities," *American Economic Review*, Vol. 101, pp. 234-262.

- Galí, Jordi, and Mark Gertler, 1999, "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 44, pp. 195-222.
- Galí, Jordi, Mark Gertler, and J. David Lopez-Salido, 2001, "European inflation dynamics," *European Economic Review*, Vol. 45, pp. 1237-1270.
- Guimaraes, Bernardo, and Kevin D. Sheedy, 2011, "Sales and Monetary Policy," *American Economic Review*, Vol. 101, pp. 844-876.
- 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.
- Ichieue, Hibiki, Takushi Kurozumi, and Takeki Sunakawa, 2013, "Inflation Dynamics and Labor Market Specifications: A Bayesian Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach for Japan's Economy," *Economic Inquiry*, Vol. 51, pp. 273-287.
- Iiboshi, Hirokuni, Tatsuyoshi Matsumae, Ryoichi Namba, and Shin-Ichi Nishiyama, 2015, "Estimating a DSGE Model for Japan in a Data-Rich Environment," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 36, pp. 25-55.
- Kaihatsu, Sohei, and Takushi Kurozumi, 2014, "What Caused Japan's Great Stagnation in the 1990s? Evidence from an Estimated DSGE Model," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 34, pp. 217-235.
- Kano, Takashi, and James M. Nason, 2014, "Business Cycle Implications of Internal Consumption Habit for New Keynesian Models," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 46, pp. 519-544.
- Kehoe, Patrick, and Virgiliu Midrigan, 2015, "Prices are Sticky after All," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 75, pp. 35-53.
- Kryvtsov, Oleksiy, and Nicolas Vincent, 2014, "On the Importance of Sales for Aggregate Price Flexibility," Bank of Canada Working Paper, 2014-45.
- Lindé, Jesper, 2005, "Estimating New-Keynesian Phillips Curves: A Full Information Maximum Likelihood Approach," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52, pp. 1135-1149.

- Matsuoka, Takayasu, 2012, "Retail Price Stickiness, Market Structure and Distribution Channels," Research Center for Price Dynamics Working Paper Series, No. 4.
- Muto, Ichiro, 2009, "Estimating a New Keynesian Phillips Curve with a Corrected Measure of Real Marginal Cost: Evidence in Japan," *Economic Inquiry*, Vol. 47, pp. 667-684.
- Nakamura, Emi, and Jón Steinsson, 2008, "Five Facts about Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 123, pp. 1415-1464.
- Newey, Whitney K., and Kenneth D. West, 1987, "A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, Vol. 55, pp. 703-708.
- Nishizaki, Kenji, Toshitaka Sekine, and Yoichi Ueno, 2014, "Chronic Deflation in Japan," *Asian Economic Policy Review*, Vol. 9, pp. 20-39.
- Qian, Junhui and Liangjun Su, 2014, "Structural Change Estimation in Time Series Regressions with Endogenous Variables," *Economics Letters*, Vol. 125, pp. 415-421.
- Qian, Junhui and Liangjun Su, 2016, "Shrinkage Estimation of Regression Models with Multiple Structural Changes," *Econometric Theory*, forthcoming.
- Romer, David, 1990, "Staggered Price Setting with Endogenous Frequency of Adjustment," *Economics Letters*, Vol. 32, pp. 205-210.
- Rudd, Jeremy, Karl Whelan, 2005, "Does Labor's Share Drive Inflation?" *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 37, pp. 297-312.
- Stevens, Luminata, 2015, "Coarse Pricing Policies," Federal Reserve Bank of Minneapolis Research Department Staff Report, No. 520.
- Sudo, Nao, Kozo Ueda, and Kota Watanabe, 2014, "Micro Price Dynamics during Japan's Lost Decades," *Asian Economic Policy Review*, Vol. 9, pp. 44-64.
- Sudo, Nao, Kozo Ueda, Kota Watanabe, and Tsutomu Watanabe, 2014, "Working Less and Bargain Hunting More: Macro Implications of Sales during Japan's Lost Decades," Federal Reserve Bank of Dallas Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper, No. 194.

- Sugo, Tomohiro and Kozo Ueda, 2008, "Estimating a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 22, pp. 476-502.
- Tonogi, Akiyuki, 2013, "The Relation between Inventory Investment and Price Dynamics in a Distributive Firm," Understanding Persistent Deflation in Japan Working Paper Series, No. 016.
- 伊藤智・猪又祐輔・川本卓司・黒住卓司・高川泉・原尚子・平形尚久・峯岸誠, 2006, 「GDP ギャップと潜在成長率の新推計」, 日銀レビュー・シリーズ, No. 06-J-8.
- 開発壯平・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.
- 木村武・黒住卓司・原尚子, 2008, 「日本のフィリップス曲線に何が起こったか —企業の価格設定行動の変化と名目硬直性の高まり—」, 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, No. 08-J-1.
- 古賀麻衣子・西崎健司, 2006, 「物価・賃金フィリップス曲線の推計: 粘着価格・賃金モデル」, 『金融研究』, 第 25 巻, pp. 73-106.
- 才田友美・肥後雅博, 2007, 「『小売物価統計調査』を用いた価格粘着性の計測: 再論」, 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, No.07-J-11.
- 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, pp. 65-100.