

価格改定頻度及び特売と消費者物価指数の 動向

—大規模 POS データに基づく考察—*

阿部 修人[†] 外木 暁幸[‡]

November 3, 2007

Abstract

近年のマクロ経済理論において、個別商品価格の粘着性の強度はフィリップス曲線の形状および金融政策の有効性を決定する極めて重要なパラメータである。しかしながら、(1) 実際の個別価格の動向は店舗間・商品間で大きく異なること、(2) 頻繁に生じる特売時の大量販売、等の理由により、価格改定頻度の測定は容易な作業ではなく、粘着性の強度の推計に関する先行研究の結果は一致していない。本論文は、販売数量情報を含む日次の大規模な POS データを用い、価格改定頻度の計測を行い、さらに特売や下位代替が消費者物価指数に与える影響を計測した。その結果、日本の価格改定頻度は極めて高く、また近年上昇傾向にあることが明らかになった。また、POS データに基づく物価指数はおおむね公式 CPI と同様の傾向を示すが、1990 年代前半および 2000 年以降で違いが生じており、前者では POS に基づく CPI は公式 CPI よりも下落しており、後者では上昇している。1990 年代前半のずれは、公式 CPI が特売の影響を考慮しなかったために生じた可能性が高い。

JEL classification: D40, E31, C41

キーワード：名目価格の硬直性、POS データ、消費者物価

*2007 年 6 月 28 日に東京で開催されたカンファレンス「Inflation Dynamics in Japan, US, and EU」では討論者の David E. Weinstein 教授（コロンビア大学）をはじめとして、Anil K. Kashap 教授（シカゴ大学）、渡辺努教授（一橋大学経済研究所）、日本銀行調査統計局の方々から有益なコメントを頂いた。また、齊藤誠教授および 2007 年度日本経済学会秋季大会参加者からも有意義なコメントを頂いた。ここに感謝の意を表したい。また、日本経済新聞デジタルメディア社には貴重なデータセットを使用する機会を頂いたことに深く感謝する。なお、この論文は日本学術振興会の科学研究費学術創成プロジェクト「日本経済の物価変動ダイナミクスの解明」の成果の一部である。

[†]一橋大学経済研究所。E-mail: nabe@ier.hit-u.ac.jp. Phone: +81-425-80-8347. Fax: +81-425-80-8333.

[‡]一橋大学経済学研究科博士課程。E-mail: ed061004@srv.cc.hit-u.ac.jp.

1 はじめに

消費者物価指数 (CPI) はマクロ経済政策を決定するうえで極めて重要な指数の一つであり、その変動メカニズムの解明は、マクロ経済学の歴史の中でも特に古くから追及されているテーマである。特に、CPI と総生産をつなぐ理論であるフィリップス曲線がどのような性質を有しているか、および公式の CPI が、マクロ経済理論が想定している物価水準とどのような関係にあるか、に関して多くの論文が書かれてきた。前者に関しては個別価格の価格粘着性に依拠する一連の New Keynesian 達の研究があり、後者に関してはいわゆるボスキンレポート (1996)¹、日本においては白塚 (1998) が代表的な研究である²。

フィリップス曲線をミクロ主体の最適化行動から導出するアプローチには、Taylor (1980) や Calvo (1983) による時間依存型の価格粘着モデル、Caplin and Spulber (1987) や Golosov and Lucas (2007) による状態依存型の価格粘着モデル等があるが、いずれにおいても、価格決定主体が自社製品の価格を自由に (あるいはコスト無しに) 設定できないという仮定が決定的な役割を果たしている。したがって、個別価格の粘着性の強度はフィリップス曲線の形状を規定し、ひいては金融政策の効果を決定する極めて重要なパラメータとなっている。近年では価格粘着性の強度を測定するため、指数化されたマクロの物価データではなく、個別商品の価格を用いて計測を行う研究が増加してきている。

個別価格の改定頻度に関する先行研究では月次データが多く用いられてきた。Bils and Klenow (2004) や Nakamura and Steinsson (2007) は米国の月次データを、Dhyne, Alvarez, et al (2005) は欧州の月次データを用い、Saita and Higo (2007) は日本の月次データを用いている。彼らが推計した価格改定の頻度はそれぞれ異なっているものの、推計された月次の価格改定の頻度は一般的に 0.33 よりも小さい。これは平均的に 3ヶ月間は価格変化が起きていないということの意味する。近年、Kehoe and Midrigan (2007) がシカゴのある食品小売チェーン店の週次データを用いた研究を行い、週次の価格改定の頻度は 0.33 であるということを見出した³。これは平均的な価格の持続期間は 3 週間であるということの意味する。Kehoe and Midrigan による推計値はシカゴの特定の小売チェーン (Dominick's Finer Foods) のものではあるが、週次データに基づいた彼らの推計値と前述の月次データに基づく推計値との大きな差異は、より高い頻度のデータを用いた研究が望ましいということを示している。

この論文では我々は日本中の多くの小売店で録られた日次の POS データ (Point of Sales Data) を用いている。データは 1988 年 3 月から 2005 年 12 月までの約 20 年をカバーしており、日本経済が「バブル」と言われた時代と「失われた 10 年」と言われた不況とデフレーションの時代の両方を含んでいる。Figure 1 はこの間の日本の消費者物価指数 (CPI) の前年同月比の伸び率を示している。図から明らかなように日本経済は 1980 年代終わりから 1990 年代初めにかけてインフレーションを経験し、次いで 2000 年代初めにはデフレーションを経験した。我々のデータはこれらの時期のいずれもカバーしており、大きなマクロ経済的な変化

¹ Advisory Commission to Study the Consumer Price Index, (1996). その他にも Boksin, et al. (1988) がある。

² その他に白塚 (1995) や Shiratuka (1999) がある。

³ 個別価格のデータを用いて価格粘着性を推計する試みは Cecchetti (1986) や Kashayp (1995) 等多く存在する。また、POS データを使用した研究として、Chevalier, et al. (2003) 等があるが、多くのチェーン店を含む大規模な POS データを使用した研究は、筆者の知る限り我々が初めてである。

の期間の価格設定行動を捉える事が可能である。⁴

我々のデータによると、(1) 価格改定の頻度は高く、価格変化は非常に柔軟であり、(2) 同じ商品であっても小売店間で価格の動きに大きな違いがある。Figure 2 は典型的な 3 つの小売店における 2005 年 9 月 1 日から 2005 年 12 月 31 日までの期間の「日清カップヌードル」の価格の動きと販売数量の動きを示している。この即席カップめんは知名度が高く、また総務省が作成している日本の CPI の構成目の一つにも採用されているものでもある。Figure 2 (a) を見るとこの店舗では明確なパターンもなく頻繁に価格を動かしている。一方、Figure 2 (b) を見るとこの店舗では価格を全く動かしていない。Figure 2 (c) の店舗では定期的に価格を動かしている。店舗間における同一商品の価格設定行動の多様性は極めて強い。時には、同一のチェーンの二つの店舗において一つの商品の価格変動が大きく異なることも観察される。店舗間における、あるいは商品間におけるこのような多様性を「総合」することは困難ではあるが、この論文では、我々は高頻度の巨大なデータセットからマクロ経済的な含意を導くことを試みる。

我々が用いたデータセットには、価格の動向に加え、販売数量の情報が含まれている。販売数量の情報は、時折観察される「特売」の重要性を探る上で欠かせないものである。また、公式の CPI がラスパイレス指数であり上方バイアスを含むのに対し、実際の販売数量をウェイトとするチェーン指数を作成することが可能であり、また特売の有無が CPI の動向に与える効果を識別することが可能である⁵。本論文の後半では、日時の POS データから CPI を作成し、公式の CPI との比較を通じ、様々なバイアスの存在の有無を検証する。

本論文の主要結果は下記の通りである。

1. 価格改定の頻度は極めて高く、個別商品価格は非常に柔軟である
2. 同じ商品であっても小売店間で価格の動きに大きな違いがある
3. 特売の影響を取り除いた場合でも、月次データによる先行研究よりも価格は柔軟である
4. 月の特定の日のデータを選択して月次化したデータからは先行研究と近い価格改定頻度が得られる
5. 価格改定頻度は時間を通じて一定ではなく、上昇傾向にある
6. 価格の改定率、特売のマークダウン率は 1990 年代を通じてほぼ一定であり、2000 年代に入って若干の縮小傾向がみられる
7. 1990 年代前半において、POS データに基づく CPI はデフレとなっている一方、公式の CPI はデフレを示していない

⁴POS データを用い CPI を測定した先行研究にセゾン総合研究所 (2001) があるが、そこで用いられた POS データは大手の 1 チェーンのみデータであり、特定のチェーンストアの価格動向の把握にとどまっている。我々の POS データは様々なチェーン、あるいは単独の小売店舗を含んでおり、より大規模なものとなっている。

⁵公式 CPI では特売価格は除外されているが、もしも特売が定期的に行われ、無視できない量が販売されていれば、特売を除外することで公式 CPI は特売を通じて発生した価格下落を抽出できていない可能性がある。この点はすでに白塚 (1998) が指摘しているが、我々は実際に、特売を考慮することにより、考慮しなかったときよりもどの程度 CPI が変化するかを測定を試みる。

8. POSに基づくCPIの1990年代前半のデフレは下位代替バイアスではなく、特売の効果によるものである可能性が高い
9. POSに基づくCPIのインフレ率は、公式CPIのインフレ率よりも高いGDPギャップとの相関を持つ

上記の結果から、月次データに基づく価格改定頻度の推定値は過小推計されている可能性があることがわかる。また、我々の結果は個別の価格の粘着性の存在ゆえにマクロの物価も粘着的であるという多くのモデルに採用されている標準的仮定に疑問を投げかけるものとなっている。むしろ、我々は「個別の価格は柔軟であるにもかかわらず、なぜマクロの物価は粘着的なのか？」という問いに直面していると言える。

この論文は次のように構成されている。次の節ではデータについて簡潔に解説する。第3節では価格改定の頻度と特売の頻度、そして特売の比率について検討する。第4節では日本のCPIのダイナミクスについてのインプリケーションを模索する。最後の節では結論をまとめる。

2 データ

我々は日本経済新聞デジタルメディア社が収集した日次のスキャナーデータ（日経POS）を用いた。データには日本中の様々なチェーン店の店舗レベルでの個別商品の販売数量と販売価格が収められている。

日経POSは1988年3月1日から2005年12月31日までの18年間弱のデータを収録している⁶。データを収集した小売店舗の多くはGeneral Merchandise Store(GMS)もしくはスーパーマーケットで、日本全国の280店舗のデータが利用可能となっている。収集された商品点数は127万1340点と膨大な数であり、総観測点数は30億点近い。Table 1はデータの基本的な特徴を提供している。Table 2はデータ収集した店舗の地理的な分布を示している。収集されているデータは加工食品と家事用品であり、生鮮食料品や高額な耐久消費財やサービスは含まれていない。加工食品及び、家事用品の詳細な分類の内訳と、年毎の売上額はTable 3に示してある。

日経POSでは商品の識別番号としてJANコードを用いている。原則として1つの商品に1つのJANコードが一对一に対応する。すなわち、別の商品には別のJANコードが割り振られる。しかしながら、実際には同じJANコードを似た商品だが異なる商品につける企業も存在する。この問題に対処するために日経POSでは追加的な識別番号として世代番号(GENコード)を割り振っている。我々はこのJANコードとGENコードを結合することで個別商品の識別を行っている。

3 価格改定頻度と特売頻度

3.1 価格改定頻度

Figure 3は日経POSにおける価格改定の頻度の年毎の推計値を示している。価格改定頻度は、次のように計算している。まず、一日の中で行われるタイムセール

⁶残念なことに2003年の11-12月の観測値は欠落している。

などによる価格変動部分が反映していると考えられる小数点以下の値がある価格を四捨五入して整数に改める．次に価格変化（昨日と今日で価格が違う）があった時点で1の値をとるダミー変数を作成し、最後にその平均をとる．この操作を商品ごとに行い、その商品の販売額の全体に占める比重で加重平均して商品分類ごとの推計値を計算している．全体の推計値は商品分類ごとの販売額比重による加重平均値である．なお、価格改定頻度を計算する際には一店舗当たりで300日以上販売されていない商品のデータをサンプルから取り除いている．販売日数の極端に少ない商品は推計値を過大にするバイアスを持つからである．

全体の日次の価格改定頻度は1988年には14%程度であったが、経年で上昇し、2005年には34.6%まで上昇している．つまり直近では平均的におよそ3日に一回は価格の改定が行われている計算になる．特に家事用品における価格改定頻度の上昇が顕著で、1988年には5%程であったものが2005年には30%以上と加工食品の価格改定頻度に近い数値まで上昇している．より詳細な商品分類における価格改定頻度の推移はTable 4に記載されている．

Figure 4は価格改定頻度の店舗間の標準偏差を示している．価格改定頻度の平均値に対し標準偏差がかなり大きいことが見て取れよう．より詳細な商品分類における店舗間の価格改定頻度の標準偏差の推移はTable 5に記載されている．我々はこれらの図表から日本の小売店の価格設定行動について幾つの特徴を観察することができる．

1. 価格変化は非常に頻繁に起こっている．最近のデータではほとんどの商品分類で一週間以内に価格改定が行われている．
2. 価格改定頻度には上昇トレンドが存在する．
3. 価格改定頻度は商品分類ごとに大きな差異が存在する．加工食品の価格改定頻度は家事用品よりも高い傾向があり、加工食品の中でも冷蔵、冷凍食品は常温売場の食品よりも価格改定頻度が高い．
4. 価格改定頻度の店舗間での標準偏差は大きく、店舗毎に多様な価格設定行動がなされていると考えられる．

これらの知見と先行研究の研究結果とは大きな差異がある．例えばBils and Klenow (2004)やNakamura and Steinsson (2007)は価格の平均的な持続期間を4-5ヶ月としている．日本のデータを用いたSaita and Higo (2007)では平均的な持続期間は3ヶ月となっている．日次データより推計した我々の結果からは、月次データに基づく先行研究と比較して、かなり短い期間で価格改定を行っている結論付けられる．

3.2 定価の価格改定頻度

定価の定義は短期的な特売としてどのような価格を取り除くかの定義の裏返しでもある．我々は定価を週次の最頻値価格と定義した．その他にも週次や月次での最大値を採用したり、Kehoe and Midrigan(2007)のような複雑なフィルターを採用することも可能であるが、ここでは日本の公式CPIとの比較可能性を確保することを重視した⁷．Figure 5は定価の価格改定頻度の推移を示している．前小節

⁷日本のCPIは7日以下の持続期間の特売を価格調査から除外している．詳しくは白塚(1998)を参照せよ．

