



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

価格弾力性の異質性を考慮した フィリップス曲線の推計

代田 豊一郎*

toyoichirou.shirota@boj.or.jp

No.06-J-16
2006年7月

日本銀行
〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30号

* 日本銀行調査統計局経済分析担当

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までご相談ください。転載・複製を行う場合は、出所を明記してください。

価格弾力性の異質性を考慮したフィリップス曲線の推計[†]

代田豊一郎[‡]

2006年7月

概要

本稿は、経済主体間の需要価格弾力性に異質性を導入してニューケインジアン型のフィリップス曲線（NKPC）を導出し、わが国のデータを用いて実証分析を行った。分析結果によれば、（１）異質性を考慮したモデルは説明力が高く、標準的なNKPCは棄却される、（２）景気循環を通じた需要コンポーネントの変化に応じて、経済全体の価格の需要弾力性が変化し、望ましいマークアップ率がカウンターシクリカルに変動することが分かった。

キーワード： ニューケインジアン型フィリップス曲線、異質性、需要の価格弾力性、マークアップ率

JEL Classification: E31,E32

[†]本稿の作成にあたっては、阿部修人助教授（一橋大学）、中嶋智之助教授（京都大学）、鎌田康一郎氏（日本銀行企画局）、調査統計局セミナー参加者、および日本銀行スタッフから多くの有益な示唆を得た。記して感謝したい。なお、論文の内容、意見、およびありうべき誤りは、筆者個人に属し、日本銀行あるいは調査統計局の公式見解を示すものではない。

[‡]日本銀行調査統計局経済分析担当（toyoichirou.shirota@boj.or.jp）

1 はじめに

近年、物価や金融政策の分析では、ニューケインジアン・フィリップス曲線 (New Keynesian Phillips Curve, NKPC) が広く普及してきている。しかし、NKPC は分析的な簡便さを追及するために、多くの仮定に依存していることも事実である。物価の安定を目指す中央銀行にとって、理論的な整合性を保ちつつ、より現実的な分析ツールを追求していくことは、重要な課題である。

NKPC を導く上での仮定の一つに、需要の価格弾力性を一律とすることがあげられる。しかし、現実の経済を考えると、こうした仮定は必ずしも正しいものとはいえない。むしろ、経済主体間で異質性があるとするのが現実的であろう。特に、経済主体間の行動が異なるときには、こうした異質性は無視し得ないものとなる。例えば、家計と企業など部門毎に需要の価格弾力性が異なるとすると、総需要の構成が変化することで、マクロで見た場合の需要の価格弾力性は変化しえる。こうしたマクロの効果は、標準的な NKPC では捨象されている。

総需要の構成が変化することで、インフレ率に影響を与える可能性について、以下で具体的に検討しよう。ここで、企業の生産する財が、家計消費と設備投資に使われるとする。もし、家計と資本生産者で、企業の生産する財に対する需要の価格弾力性が異なる場合には、産出量に占める投資と消費のウエイトが変化することにより、経済全体で見た場合の価格弾力性も変化する。そして、価格弾力性の変化は、マークアップを変化させることを通じて、インフレ率に影響を与える¹。

実際、わが国の投資・産出量比率は、大きく変動しており(図2)、マクロ全体で見たマークアップ変動の効果は小さくないと考えられる。この点に関連して、わが国の産業別フィリップスカーブを推計した淵・渡辺(2002)は、産業別の粘着性に比べ、集計データを用いた場合の粘着性のほうがより高く推計されることをあげて、マクロ全体で見た効果の存在を示唆している。

上で説明したような需要構成の変化によるマークアップの変動は、需要の価格弾力性を経済全体で一律とする場合には、捉えることができない。90年代以降のわが国経済の特徴として、設備投資変動が高まり実体経済変動の分散が拡大する一方で、インフレ率が安定し、実体経済とインフレ率との関係が弱まったことが指摘されている。わが国経済の動向を考えていく上で、こうした実体経済とインフレ率の関連を考慮に入れていく必要性は高いと考えられる。

本稿で注目する景気循環を通じたマークアップ率の変化は、これまでも多くの理論家によって論じられてきた。プロシクリカルな需要の価格弾力性の変

¹マクロ的なマークアップ変動が影響をもつのは、(1) 部門ごとに価格弾力性に違いがあり、(2) 相対的なウエイトが大きく変化する、という2点が重要となる。本稿では、こうした点を満たす投資・消費に注目する。しかし、家計・企業部門内でも価格弾力性が異なることはありえる。その意味では、本稿での消費・投資という区分は、あくまでも一次近似に過ぎない。

動は、古くはKalecki (1938)によって指摘されている。さらに、Rotemberg and Saloner (1986)、Bils (1985)、Gali (1994)らによって、マークアップと景気循環の関係は理論的な発展を遂げてきた。こうした研究は、物価のsluggishnessを、実質値の硬直性という観点から説明しようとしたものと捉えることができる。それに対して、本稿は、ニューケインジアン的な名目値の摩擦と実質値の硬直性を組み合わせて、実際の物価変動の説明を試みる。

以下では、部門間で価格の弾力性が異なるという前提でNKPCを導き、実証的に検討を行った。結果を先取りすれば、インフレ率は、需要構成の景気循環を通じた変動に影響を受けることになる。わが国経済の動向を鑑みると、オーソドックスなフィリップスカーブの傾きの低下やパラメータの不安定化が指摘されている。本稿の結果は、こうした傾向の原因を考えていく上で、経済主体間の異質性に注目していく必要があることを示唆している。

本稿の構成は以下のとおり。まず2節では、需要の価格弾力性が異なるという設定を導入してNKPCを導出する。続いて3節では、実証分析で用いる定式化や推計方法、さらにデータの詳細と予備検定の結果について説明する。4節では、実証分析結果を報告する。次に、5節では実証分析で得られた結果を元に、その解釈を行い、最後に6節で、本稿の分析の留意点と結語を述べる。

2 モデル

家計と企業で価格の弾力性が異なるという設定は、Gali (1994)によって伸縮的価格モデルに導入されている。本稿は、同様の設定を、粘着的価格モデルで展開する。通常の粘着的価格モデルとの差異は、差別化された財が、消費だけではなく資本ストックの生産にも利用可能な点、さらに家計と資本生産者では需要の価格弾力性が異なるという点にある²。

ここで、簡単に経済の構成を説明する。Gali (1994)の設定を若干変更し、経済には、家計と企業、さらに資本生産者の3者が存在するとする。企業セクターは独占的競争企業であり、差別化された財を生産する。この財は、家計セクターと資本生産者セクターに売却される。財に対する需要曲線は右下がりとなるが、家計セクターと資本生産者セクターでは、需要の価格弾力性が異なるとする。資本財生産者は競争的なマーケットに直面しており、完備

²Kiley (1997) は、1期のTaylor型staggered価格設定モデルに価格弾力性の異質性を導入して、金融政策ショックの実体経済変数への影響をシミュレートしている。Kiley (1997)のモチベーションは、Taylorタイプの価格設定の下ではショックの増幅メカニズム(amplification mechanism)が存在しないというChari, Kehoe, and McGrattan (2000)の指摘に応えることにある。それに対して本稿はインフレ率に焦点を当てて、(1)Rotemberg-Calvo的な粘着的価格設定モデルに価格弾力性の異質性を導入して、フィリップス曲線の導出を可能にした点、(2)導出されたフィリップス曲線を用いて実証分析を行い、マクロ的なマークアップ変動の存在とインフレ率への影響を検討した点で異なる。

な資本市場が存在するとする³。

2.1 家計セクター

家計は、差別化された財を集計する小売業者を通じて、集計された C_t を購入消費する。小売業者は、各企業 $z(z \in [0, 1])$ が生産する $C_t(z)$ を、Dixit and Stiglitz 型の CES 関数に従い集計する。さらに小売業者は、 C_t の販売には、完全競争市場に直面するとする。このとき、財に対する需要関数は、以下のように表される。

$$C_t(z) = \left(\frac{P_t(z)}{P_t^c} \right)^{-\epsilon} C_t \quad (1)$$

ここで集計された消費量、および物価指数は、それぞれ $C_t = [\int_0^1 C_t(z)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dz]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}$ 、 $P_t^c = [\int_0^1 P_t(z)^{1-\epsilon} dz]^{\frac{1}{1-\epsilon}}$ であり、 $\epsilon > 1$ とする。以下では特に断らない限り、家計と小売業者を合わせて家計（セクター）と呼ぶことにする。

2.2 資本生産者セクター

Gali (1994) に従い、財は、家計消費だけではなく、資本ストックの生産にも使えるとしよう。資本生産者は、差別化された財を集計する卸売業者を通じて、集計された投資財 I_t を購入する。卸売業者は、各企業 z が生産する $I_t(z)$ を、Dixit and Stiglitz 型の CES 関数に従い集計する⁴。さらに卸売業者は、 I_t の販売には、完全競争市場に直面するとする。このとき、投資財に対する需要関数は、以下のように表される。資本生産者は、完全競争市場で投資財を購入し、資本ストックを建設する。

$$I_t(z) = \left(\frac{P_t(z)}{P_t^I} \right)^{-\eta} I_t \quad (2)$$

ここで集計された投資財、および物価指数は、それぞれ $I_t = [\int_0^1 I_t(z)^{\frac{\eta-1}{\eta}} dz]^{\frac{\eta}{\eta-1}}$ 、 $P_t^I = [\int_0^1 P_t(z)^{1-\eta} dz]^{\frac{1}{1-\eta}}$ であり、 $\eta > 1$ とする。家計の場合と同様に、特に断らない限り、資本生産者と卸売業者を区別せず、資本生産者（セクター）と呼ぶことにする。

³モデルの設定の詳細については、補論 1 を参照。

⁴集計された投資財と消費財のそれぞれのバスケットは、CES 関数という同じ関数形をとるが、前者は生産技術を反映している一方、後者は家計の選好を反映している。そのため代表的個人という設定の下であっても、両者が異なるということがありえる。

2.3 企業

企業セクターには無数の独占的競争企業が存在する。各企業 z は需要曲線 (1), (2) に直面する。さらに、生産技術はコブ・ダグラス型生産関数に集約され、労働 $N_t(z)$ と資本 $K_t(z)$ を投入する。ここで、労働のシェアを $0 < \alpha < 1$ とおく。

価格粘着性を導入するために、Calvo (1983) に従い、各企業は每期 $(1 - \varsigma), 0 < \varsigma < 1$ の確率でしか価格改定の機会が与えられないと仮定する⁵。このとき企業 z は、以下で表されるような、今後価格が変更できなかった場合の収益を最大化するように、現時点での価格を設定する。

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} \left\{ \varsigma^j \Lambda_{t,t+j} \left[\frac{P_t(z)}{P_{t+j}^c} - MC_{t+j} \right] Y_{t+j}(z) \right\}$$

ここで、 $\Lambda_{t,t+j}$ は、確率的ディスカウントファクター ($\equiv \beta^j [u'(C_{t+j})/u'(C_t)]$)、 MC は実質限界費用、 $Y(z)$ は財 z に対する需要 ($C(z) + I(z)$) である。なお、企業は、家計・資本生産者両セクターに同じ価格を提示する。これは、両者の間で裁定機会が存在しないようにするためであり、価格差別は存在しないことになる。独占的競争モデルである Calvo (1983) などと同様、対称均衡となるため、定常状態では $P^c = P^I \equiv P$ が成り立つ⁶。

通常の Calvo 型 NKPC と同様に、一階の条件を整理すると、以下の最適価格関数を得る。

$$P_t(z) = \frac{E_t \sum_{j=0}^{\infty} \varsigma^j \Lambda_{t,t+j} MC_{t+j} [\epsilon C_{t+j}(z) + \eta I_{t+j}(z)]}{E_t \sum_{j=0}^{\infty} \varsigma^j \Lambda_{t,t+j} \frac{1}{P_{t+j}^c} [(\epsilon - 1)C_{t+j}(z) + (\eta - 1)I_{t+j}(z)]} \quad (3)$$

2.4 価格弾力性の異質性を取り入れたフィリップス曲線

(3) 式を対数線形化して導かれたいわゆるフィリップス曲線は、以下のようになる。

$$\hat{\pi}_t = \phi_0 \hat{m}c_t + \phi_1 E_t \hat{\pi}_{t+1} + \phi_2 \left(\widehat{i_t/y_t} \right) \quad (4)$$

⁵価格粘着性を導入する方法は、Calvo のほか、Rotemberg 型のメニューコストモデルなど多くのバリエーションがありえる。しかし、Roberts (1995) は Calvo 型の価格粘着モデルが、Rotemberg 型などのモデルと観測上同値となることを示している。

⁶現実には、消費財価格と投資財価格は一致しない。そのため消費と投資のウエイト変化により一般物価が変化しうる。この効果を取り除くため、推計にあたっては、消費・投資ウエイトを用いて固定ウエイト物価指数を作成した。

ここで、 \hat{x} は定常状態 (\bar{x}) からの乖離 (対数) を表す。また、定常状態の近傍では $\hat{p}_t^c = \hat{p}_t^I \equiv \hat{p}_t$ が成り立ち、 $\hat{\pi}_t = \hat{p}_t - \hat{p}_{t-1}$ である⁷。さらに各パラメータは以下のように表される。

$$\begin{aligned}\phi_0 &= \frac{(1-\varsigma)(1-\beta\varsigma)}{\varsigma X} \\ \phi_1 &= \beta \\ \phi_2 &= \frac{(\epsilon - \eta)\phi_0 \frac{\bar{I}}{\bar{Y}}}{(\epsilon \frac{\bar{c}}{\bar{Y}} + \eta \frac{\bar{I}}{\bar{Y}})(\epsilon \frac{\bar{c}}{\bar{Y}} + \eta \frac{\bar{I}}{\bar{Y}} - 1)} \\ X &= 1 + \epsilon \frac{\bar{c}}{\bar{Y}} \frac{1 - \epsilon + \epsilon \overline{MC}}{\epsilon \frac{\bar{c}}{\bar{Y}} + \eta \frac{\bar{I}}{\bar{Y}} - 1} + \eta \frac{\bar{I}}{\bar{Y}} \frac{1 - \eta + \eta \overline{MC}}{\epsilon \frac{\bar{c}}{\bar{Y}} + \eta \frac{\bar{I}}{\bar{Y}} - 1} \\ \overline{MC} &= \frac{\epsilon \frac{\bar{c}}{\bar{Y}} + \eta \frac{\bar{I}}{\bar{Y}} - 1}{\epsilon \frac{\bar{c}}{\bar{Y}} + \eta \frac{\bar{I}}{\bar{Y}}}\end{aligned}$$

定常状態における投資や消費のウエイトを一定と仮定すれば、デープ・パラメータ ($\eta, \epsilon, \varsigma, \beta$) を推計することができる。

2.5 マクロで見た需要の価格弾力性

導出されたフィリップス曲線を解釈していく前に、マクロでの需要の価格弾力性とマークアップ率を確認しておく。マクロでの需要の価格弾力性は、家計と資本生産者の価格弾力性 (ϵ と η) の加重和になる。

$$\xi_t = \frac{C_t}{Y_t} \epsilon + \frac{I_t}{Y_t} \eta$$

さらに、望ましいマークアップ率は $\frac{\xi}{\xi-1}$ と表すことができることから、需要の価格弾力性とマークアップ率は逆向きの関係となる。

2.6 フィリップス曲線の解釈 - 内生的なマークアップ変動

以上で導かれた (4) 式を具体的に解釈してみると、以下ようになる。まずインフレ率は、右辺第 1 項の限界費用と第 2 項の期待インフレ率に比例する。これは通常の NKPC と同様であり、インフレ率に対するプロシクリカルな要因を反映している。

一方で、価格弾力性の異質性を導入した効果は、主に、右辺第 3 項に表れている。この項は、総需要の構成比である投資・産出比率がインフレ率に影響を与えることを意味する。

⁷導出の詳細は補論 2 に示した。

この点について詳しく見ると、投資・産出比率のパラメータ ϕ_2 は、資本生産者と家計の価格弾力性の差 ($\epsilon - \eta$) により符号が決まることが分かる。もし資本生産者の方が家計よりも相対価格の変化に敏感 ($\epsilon < \eta$) だとすると、 ϕ_2 は負となり、投資・産出比率の上昇はインフレ率を押し下げる方向に作用する。その理由は、同比率が高まれば、マクロで見た需要の価格弾力性 (ξ_t) が高まりマークアップ率が低下するためである。

逆に、家計の方が資本生産者よりも相対価格の変化に敏感 ($\epsilon > \eta$) であれば、 ϕ_2 は正となり、投資・産出比率の上昇はインフレ率を押し上げる方向に働く。

すなわち、(4) 式の定式化では、カウンターシクリカルマークアップを先見的に仮定するのではなく、パラメータの推計値によってマークアップの循環性が決まることになる⁸。

2.7 標準型 NKPC との関係

さらにこの定式化の興味深い点は、標準型の NKPC と異質性を考慮した NKPC との入れ子型の検定式となっている点である。すなわち、 $\eta = \epsilon$ の時には設備投資比率の項が消え ($\phi_2 = 0$)、(4) 式は通常の NKPC と一致する。実証分析では、パラメータの推計に加え、この点の検定も行う。

このように、価格弾力性の異質性を考慮に入れた場合には、通常の NKPC では捉えることのできない、マクロ的なマークアップ率の変化を捕捉することができる。バブル期をはじめ、景気循環に併せて設備投資比率が大きく変動する傾向のあるわが国経済では、こうしたマクロ的要因を取り入れる必要は高いと考えられる。

3 実証分析手法

NKPC の実証分析では、2 つの主要なアプローチが存在する。一つは Gali and Gertler (1999) に代表される一般形で推計を行うアプローチであり、もう一つは Sbordone (2002) が提唱したクローズド・フォームで推計するアプローチである。

両者は、2 つの意味で異なる特徴を持つ。第一は、企業のフォワードルッキングな行動に由来する変数の取り扱いである。Calvo 型 NKPC の基本的な考え方は、将来価格が変更できない場合を考慮に入れて、今後の限界費用の動向を予想しながら、現時点での価格を決定するというものである。このフォワードルッキングな行動について、一般形によるアプローチは、期待インフ

⁸もっとも、投資産出比率がプロシクリカルに変動していることを踏まえると、マークアップ率はカウンターシクリカルに変動することが予想される。また、Gali (1994) は $\eta > \epsilon$ を仮定している。

レ率 ($E_t\pi_{t+1}$) に将来の情報を集約させている。一方、クローズド・フォームによるアプローチでは、限界費用の将来までの予測値を直接的に取り扱う⁹。

両者のフォワードルッキング項の取り扱いの違いは、推計方法にも反映されている。前者のアプローチを採る Gali and Gertler (1999) では、期待インフレ率を実現値で置き換えた上で、実現値に含まれる予測誤差と誤差項の相関を避けるため、GMM を用いて推計している。一方、後者のアプローチを採る Sbordone (2002) は、Campbell and Shiller (1987) のアイデアを応用して、限界費用変化の将来までの予測値を VAR モデルによって推計した上で、非線形最小二乗法による推計を行っている。

第二は、データの定常性に関する想定の違いである。GMM 推計を用いる前者の場合、推計に用いる変数は定常過程に従うと想定されている。その一方で、後者は、推計式の導出を工夫することにより、限界費用系列に単位根を含む場合にも推計可能である。

本稿では、限界費用系列に単位根が存在する可能性を踏まえて¹⁰、クローズド・フォームアプローチによる推計を行う¹¹。以下では、前節で導いた価格弾力性に異質性がある場合の NKPC ((4) 式) を、クローズド・フォームに変形する。その上で、使用するデータについて説明する。

3.1 推計式

生産技術がコブ・ダグラス型で表されるとすると、実質ユニットレーバークスト (ULC) を限界費用の系列として用いることができる^{12,13}。その上で、(4)

⁹もちろんであるが、両者は、理論的には等しい。

¹⁰古賀・西崎 (2005) は、わが国の ULC が非定常過程であることを報告している。

¹¹データの定常性に関して、ULC などの限界費用系列が非定常である場合、階差をとって推計することが考えられる。しかしインフレ率などの定常データの階差を取ることになり、過剰階差が懸念される。Sbordone (2002) のアプローチは、こうした問題を避けることができるという点で優れている。

¹²(4) 式から定常状態の限界費用を求めれば、 $\hat{m}c_t$ は以下のように表される。 $\hat{m}c_t = rulc_t - \overline{MC}$ 。

¹³労働には固定的な部分が含まれることを考慮して、淵・渡辺 (2001) は中間投入を用いた限界費用の推計方法を提案している。また Rudd and Whelan (2005) は、ULC がインフレ率変動の説明変数としては、パフォーマンスが低いことを指摘している。このように、限界費用の系列として ULC を用いることに対する批判は少なくないが、本稿では、他の先行研究との整合性を保つため、研究の蓄積が豊富な ULC を用いることにする。なお、図 1 には実質 ULC を示した。

式を変形すれば、以下のようなクローズド・フォームの推計式が得られる¹⁴。

$$\begin{aligned}
 p_t - nulc_t = & \lambda_1(p_{t-1} - nulc_{t-1}) - \Delta nulc_t + (1 - \lambda_1)E_t \sum_{j=0}^{\infty} \lambda_2^{-j} \Delta nulc_{t+j} \\
 & + \phi_2 \lambda_1 E_t \sum_{j=0}^{\infty} \lambda_2^{-j} (i_{t+j}/y_{t+j}) + (1 - \lambda_1)\kappa
 \end{aligned} \tag{5}$$

となる。ここで、 $nulc$ は名目 ULC の対数値を表し、 $\lambda_1, \lambda_2 = \frac{1}{2} \left\{ \frac{1+\phi_0+\phi_1}{\phi_1} \pm \left[\left(\frac{1+\phi_0+\phi_1}{\phi_1} \right)^2 - \frac{4}{\phi_1} \right]^{1/2} \right\}$ 、 $\kappa = -\ln(1 - \alpha) - \overline{MC}$ を表す。導出の詳細は、補論 3 に掲載した。

(5) 式の定式化では、期待インフレ率を取り扱う必要がない一方で、名目 ULC 変化と設備投資比率の予測値が必要となる。このアプローチを提唱した Sbordone (2002) は、 $[\Delta nulc, p - nulc]$ の 2 変数 VAR モデルを推計し、得られたパラメータを用いて名目 ULC 変化の予測値を計算している¹⁵。本稿でも同様のアプローチに従い、 $[\Delta nulc, i/y, p - nulc]$ の 3 変数 VAR(1) モデルを推計して、名目 ULC の変化と投資・生産比率の予測値を得た上で、制約付き非線形最小二乗法を用いてパラメータを推計する^{16,17}。

3.2 データ

推計に用いるデータは、すべて四半期データを用いており、期間は 1980 年の第一四半期から 2005 年の第一四半期までである。推計に用いたデータの詳細は以下のとおり。

まず物価指数として、推計期間中のウェイトを固定した物価指数を作成した。具体的には、SNA の設備投資デフレータ、家計消費デフレータ、及び期間平均のウェイトを利用して、固定ウェイト物価指数を作成した。こうした変数を作成した理由は、説明変数である設備投資比率と、指数のウェイトの変化との間の相関を避けるためである。さらに、データに対するロバストネスをチェックするため、ウェイトを固定しない通常の GDP デフレータを用いた推計も併せて行っている¹⁸ (図 3)。

¹⁴Sbordone (2002) は、クローズド・フォーム表示が、Campbell and Shiller (1987) の株価の割引現在価値モデルに対応することを指摘している。

¹⁵Kurmann (2005) は、Sbordone (2002) が提唱する 2 ステップアプローチを用いた場合、1 段階目の推計誤差により、2 段階目の推計値にも不確実性が発生することを指摘している。しかしこの点について Sbordone (2005) は、2 ステップアプローチと GMM アプローチの関連を理論的に導き、それに基づいて実証的検討を行った結果、Kurmann (2005) の指摘する問題は大きくないと報告している。

¹⁶推計方法の概要は、補論 4 を参照。平田・加藤 (2004) は、Sbordone (2002) を詳しく解説している。

¹⁷推計にあたっては $\beta = 0.99$ とした。

¹⁸各指数は、季調済み名目値を同実質値で割って求めた。

次に、名目 ULC は、実質 ULC (SNA の雇用者報酬/名目 GDP) に、推計に用いる物価指数を掛けて求めた。

最後に、投資生産比率は企業設備投資/(企業設備投資+家計消費支出除く帰属家賃)として計算した。その上で、投資生産比率に上方のトレンドがあることを考慮して、トレンド除去したものを推計には用いた¹⁹。

3.3 予備検定

予備検定として、推計に用いる変数について単位根検定(拡張ディッキー・フラーテスト(ADF テスト)、フィリップス・ペロンテスト(PP テスト))を実施した。結果は表 1 にまとめている。

この結果を見ると、インフレ率(π)、投資・産出比率(i/y)、名目 ULC の階差(Δulc)は、単位根の存在を有意に棄却できる。その一方で、物価と ULC の差($pulc$)は、ADF テストでは単位根の存在を棄却できるものの、PP テストでは棄却できない²⁰。Sbordone (2002) の手法では、物価と ULC の間の共和分関係が想定されており、両者の差は定常であることが期待される。

そこで帰無仮説を入れ替え、データが定常であるかどうか、KPSS テストを用いて検定した。その結果、 $pulc$ を含むすべての変数で、データが定常であるとの帰無仮説は棄却されない。標準的な経済理論に照らしてみても、 $pulc$ は定常と判断するのが妥当と思われる。この結果に基づき、以下では、すべての変数が定常であるとして分析を進める。

4 分析結果

推計結果は、表 3 にまとめている。括弧内は 95%の信頼区間を表す。また推計されたパラメータを元に、マクロの価格弾力性(ξ)、マークアップ、平均価格改定頻度、1年間あたりの価格改定回数を計算したものを表 4 に掲載した。

4.1 ベースラインケースの結果

4.1.1 説明力

ベースラインケースの結果(表 3 第 1 行)の結果を検討すると、パラメータの 95%信頼区間は小さく、すべてのパラメータは有意であるといえる。また R^2

¹⁹投資比率がバブル期に大きく変動していることを考慮に入れて、トレンド除去には線形トレンドではなく、HP フィルターのパラメータを 16000 としたものを用了。 $P^c = P^I$ と仮定していることと併せて解釈すれば、Greenwood, Hervowitz, and Krusell (1997) が指摘する投資特異的な技術進歩を除去していることに等しい。

²⁰もっとも、PP テストは小標本に対するパフォーマンスが高いとは言えない。本稿のような小標本環境(サンプル数 100)では、検定結果の解釈には留意を要する。

は0.88であり、モデルの説明力は高いと判断できる²¹。実際に、推計値と実績値を比較したものが図4である。これをみると、モデルは、現実の変数の動きを極めてよく捉えている。また図4からは、推計値と実績値が同時に動いていることも見て取れる。すなわち被説明変数のラグ項が、すべてを説明しているわけではない。

もっとも、こうした高いフィットは、モデルに由来するものというよりは、Sbordone (2002) のアプローチを採用したことによるところが大きい。(4)式の一般形をそのまま推計する場合には、期待インフレ率を実現値に置き換えることが多い。一方で、企業のフォワードルッキングな変数をVARモデルの予測値で代替するSbordone (2002) のアプローチでは、将来の変数に対する期待が過去の変数に依存することになる。

Fuhrer and Moore (1995) の指摘でよく知られるとおり、インフレ率には慣性が働く。Sbordone (2002) のアプローチでは、フォワードルッキング項を、情報セットのVARで表現することによって、この慣性を捉えることに成功しており、高い説明力の一因となっていると考えられる。

4.1.2 パラメータ

個別のパラメータを見ていくと、企業の需要に関する価格弾力性(η)は、消費者の価格弾力性(ϵ)よりも大きい($\epsilon = 6.63, \eta = 27.99$)。これは経済全体でみた場合の価格弾力性がプロシクリカルに動き、マークアップ率がカウンターシクリカルに変動することを意味している。

さらに価格弾力性の推計値から、定常状態でのマークアップは1.09(マクロの価格弾力性は12.11)と計算される(表4第1行)。わが国データを用いたマークアップの推計値をまとめた表5を見ると、1.17から1.47となっている。本稿の推計値は、こうした先行研究と比べてやや小さいものの、1を上回っており、概ね整合的な値と考えられる。

次に、価格を改定できない確率の大きさを表すパラメータ(ς)は0.71である。推計値に基づいて平均価格改定間隔を計算とすると、3.44四半期に1度、価格改定が行われることを意味している²²。

この点について比較を行うために、本稿のデータを用いて、標準型のNKPCを推計を行った。推計結果について簡単に評価しておくと、推計された各パラメータの信頼区間は十分小さく、推計値は有意といえる。さらに逆算されるマークアップ率も(表7)既存研究と概ね整合的となっている。

標準型のNKPCの結果では、価格を改定できない確率は0.52-0.58となり、異質性を考慮した場合にはやや高めの推計値が得られたことが分かる。その一方で、わが国データを用いて、Calvo型NKPCを一般形で推計した淵・渡辺(2002)は、 ς を0.736-0.906(価格改定頻度で3.79-10.64四半期)と報

²¹Sbordone (2002) に倣って米国のNKPCを推計した平田・加藤(2004)は、 R^2 を0.9と報告している。

²² $1/(1 - \varsigma) = 1/(1 - 0.709514) \approx 3.44$

告している。また、米国のデータを用いた Gali and Gertler (1999) は、 ζ を 0.829 (価格改定頻度で 5.85 四半期) としている。これらの数値との比較では、本稿のモデルの推計値はやや低めである。

現実的な価格改定頻度がどのようなものかを知る一つの方法は、企業に対するアンケート調査を利用することである。価格設定行動に関するアンケート調査を実施した日本銀行調査統計局 (2000) によれば、過去 1 年間で価格改定を行った回数として、1-2 回と回答した企業が最も多く、製造業の約 50%、非製造業でも 20% 強を占めている (図 5)。また、企業の価格設定行動をサーベイした Taylor (1999) によれば、米国での価格改定頻度は 1 年に 1 度程度とされている。価格改定頻度について、はっきりとした結論を下すことは難しいが、推計値は違和感のないレベルにあるといえよう²³。

最後に、推計された構造パラメータから一般形 NKPC のパラメータを計算すると、ベースラインケースでは、限界費用に掛かるパラメータ (ϕ_0) が 0.345、投資産出比率に掛かるパラメータ (ϕ_2) が -0.014 である。限界費用に掛かるパラメータは符号条件を満たしている。また、カウンターシクリカルなマークアップ率変動を受けて、投資産出量比率のパラメータが負の値となっていることが分かる²⁴。

さらに、標準型 NKPC の推計値から同様の計算を行うと、限界費用に掛かるパラメータ (ϕ_0) は 0.382 となり、異質性を考慮したほうが、NKPC の傾きは小さくなる。また、インフレ率に関するパフォーマンスを比較すると、モデルによる推計誤差 (分散) は、異質性を導入したことによって 7.43% 減少する。すなわち、異質性を考慮したモデルでは、インフレ率に対する説明力でも改善が見られる。

4.1.3 標準型 NKPC との入れ子型検定

本稿の定式化の特徴として、通常の NKPC と異質性を考慮した NKPC の入れ子型検定となっていることがあげられる。この特徴を利用して、通常の NKPC を帰無仮説、本稿のモデルを対立仮説として検定を行った。具体的には、 $\eta = \epsilon$ という制約が棄却されるか否かを F 検定を使ってテストした。

F 検定によれば、ベースラインケースでは F 統計量が 11.48、 p 値が 0.001 となり、NKPC の定式化が本稿のモデルよりも妥当とする帰無仮説は 1% 水準で棄却される。すなわち、説明力という観点からは、本稿のモデルが通常

²³ もっとも、消費者物価指数の基礎となる小売物価統計調査を用いて、価格改訂頻度を計測した才田・高川・西崎・肥後 (2006) によれば、価格改定頻度は年約 4 回である。マクロデータやアンケート調査による結果と、マイクロデータによる結果の乖離は、米国や欧州でも指摘されており、学会でも大きな関心を集めている。

²⁴ 投資産出量比率はデイトレンドしているため、投資特殊的技术進歩の影響によって ϕ_2 が負となっているわけではない。もっとも、トレンド周りでのショックが影響を及ぼしている可能性は依然として残っている。この点を考慮に入れて実証的な検証を行うことは、今後の検討課題としたい。

のNKPCを上回っており、マークアップ変動を内生化したモデルが妥当なものであることがあることが示唆される。

4.2 推計値のロバストネスチェック

ベースラインケースに続いて、物価指数としてGDPデフレータを用いた結果を示したのが、表3の第2行($Alt.\pi$)である。これによれば、モデルの当てはまりは良く、いずれのパラメータも有意となっている。また F 検定でも本稿の定式化が採択される結果となり、推計結果はロバストといえる。その一方で、ベースラインケースに比べ、パラメータがやや大きめに推計されている。この原因としては、当初の想定通り、ウエイトの変化を除去していないことにより過大推計となっている可能性が考えられる。

さらに、第1段階目のVAR推計に関するロバストネスチェックの結果を示したのが表3の第3~8行である。本稿で採用したSbordone(2002)のアプローチは、第1段階目のVARモデルの推計の変数の選択に結果が影響される可能性が指摘されている。その点に対処するために、VARモデルのシステムを変更して推計を行った。

具体的には、ベースラインケースにGDPギャップとインフレ率の両方を加えたケース($Z1$)、GDPギャップのみを加えたケース($Z2$)、インフレ率のみを加えたケース($Z3$)を検討した。第3~5行が固定ウエイト物価指数を使用したケース、第6~8行がGDPデフレータを使用したケースをそれぞれ表す。

これを見ると、VARモデルのシステムを入れ替えたとしても、モデルの有意性は影響を受けない。また、パラメータの水準についてもベースラインケースと概ね近い値が得られている。すなわち、家計の需要価格弾性値は企業のそれよりも十分に高く、価格を改定できない確率も概ね変わらない。さらに、表4にあるとおり、マークアップは1.05-1.13、平均価格改定期間は2.48-3.44四半期となっている。これらも先行研究などと照らしても概ね問題のない範囲に収まっている。こうした点から、推計結果はロバストと結論付けることができる。

わが国の80年代以降のデータを用いて本稿のモデルを推計した結果をまとめれば、以下のとおり。第一に、モデル、パラメータともに有意な結果が得られた。第二に、企業の需要価格弾力性は、家計の弾力性に比べて高い。第三に、モデルには高い説明力が認められる。

5 実証結果の解釈

前節では、企業の価格弾力性が家計の価格弾力性よりも高いという推計結果が得られた。本節では、得られたパラメータを元に推計結果を解釈する。

5.1 異質性によるマークアップ変動のメカニズム

企業の価格弾力性が家計の価格弾力性よりも高い場合、集計した需要の価格弾力性はプロシクリカルに変動する。このメカニズムは、次のように理解できる。経済全体での価格弾力性 (ξ) は、各セクターの価格弾力性を加重平均したものとなる。図2からも明らかなおとおり、設備投資・産出量比率は景気に対してプロシクリカルに動く。そのため、景気拡大期には価格弾力性の高い投資のウエイトが高まり、集計した価格弾力性も上昇する。その一方、景気後退期には価格弾力性の低い消費が下支えするため、集計した価格弾力性は低下する。

望ましい価格マークアップ率 ($\xi/[\xi - 1]$) は、2.5節で見たように価格弾力性とは逆方向に動く。すなわち、価格弾力性がプロシクリカルに変動するのに対応して、望ましいマークアップ率はカウンターシクリカルに変動する。これは、景気循環を通じた需要構成の変化が物価に影響すること、さらにその影響は物価変動を抑えるように働くことを意味する。以下では、過去の設備投資・生産比率のデータをもとに、この点を確認する。

5.2 異質性によるマークアップ変動

図6は、得られたパラメータと実際の設備投資・生産比率を用いて、望ましいマークアップ率を計算したものである。標準的なNKPC(点線)と比べ、望ましいマークアップ率が大きく変動していることが分かる。この図からは、次の2つの特徴を指摘できる。

第一に、80年代と比べ90年代以降はマークアップ率の周期的な変動が強まっている。80年代中ごろからバブル崩壊前後まで、マークアップ率は一貫して低下しており、物価の上昇を抑えている。円高不況などでも設備投資の落ち込みは小さく、物価の低下を下支えした様子は見られない。一方、90年代以降は景気循環に合わせてマークアップ率が上下に変動している様子がうかがえる。すなわち、80年代と比べ90年代以降は、インフレ率を安定させる働きが強まったといえる。

さらに各期の望ましい価格水準は、

$$P_t^* = \frac{\xi_t}{\xi_t - 1} MC_t \equiv markup_t \cdot MC_t$$

のように書くことができるため、価格を伸縮的に変更できる企業にとっての望ましい価格の変化幅は、以下のように表される。

$$\Delta P_t^* = \Delta markup_t + \Delta MC_t \quad (6)$$

図7に示された望ましいマークアップ率の前年比は、(6)式の $\Delta markup_t$ に相当し、景気の循環に併せて年率で最大0.5%前後あることがわかる。また、シャドウは景気後退期を表しており、望ましいマークアップ率の伸び率がカ

ウンターシクリカルに動くことを示している。推計期間を通じて、わが国のインフレ率は安定していたことを考えると、図7で示した望ましいマークアップ率の変動がインフレ率に与える影響は小さくないと考えられる。

第二に、望ましいマークアップ率は、変動を伴いながらも推計期間を通じて趨勢的な低下傾向がある。趨勢的なマークアップ率の低下は、その低下幅に応じて、物価水準自体を低下させるという直接的な効果をもつ。近年、グローバル化やIT化による競争圧力の高まりなどを反映して、マークアップ率が低下した可能性が指摘されている。本稿の結果は、そうした経路に加え、価格弾力性の高い経済主体のウエイトが上昇することで、マークアップ率が低下した可能性を示唆している。

さらに価格弾力性の上昇は、間接的にも物価の動向に影響を及ぼす。すなわち、需要の価格弾力性が上昇すると、相対価格の変化による需要の変動がより大きなものとなる。他企業が価格を据え置いている中で、価格を引き上げると、他企業に需要を奪われるため、企業は価格の変更に対してより慎重に行動するようになる。これはすべての企業にとって当てはまるため、名目値の硬直性が上昇し、景気に対する物価の反応はより粘着的なものとなる。90年代以降のインフレ率の安定化傾向には、こうした経路を通じた効果も働いていたと考えられる。

このような効果の重要性を示す傍証として、企業の価格設定行動に関するアンケート調査の結果をあげることができる。企業の価格設定行動に関するアンケート調査（日本銀行調査統計局（2000））によれば、価格の硬直性をもたらす要因として、競争企業の動向をあげた企業が最も多い（全産業、製造業で1位、非製造業で2位）。これは、企業の価格設定行動に他企業との補完関係が強く影響していることを表しており、価格弾力性の上昇はこうした傾向をより強めるように働くことになる。

5.3 解釈のまとめ

本稿では、NKPCに経済主体間の異質性を導入することにより、どのような実質値の硬直性が生まれるのかについて、理論的・実証的に検討を行った。分析結果によれば、マークアップ率がカウンターシクリカルに動くことにより実質値の硬直性が生まれ、インフレ率に対する上昇圧力が緩和される効果があることが明らかとなった。また、異質性を導入したモデルは、名目値の摩擦のみに焦点をあてた標準的なNKPCに比べ、説明力が高いことも分かった。

本稿の分析結果は、インフレ率の決定要因が単純なものではなく、名目値と実質値の硬直性や経済主体間の異質性について、より詳細な検討が必要であることを示していると考えられる。

6 おわりに

本稿は、経済主体間の需要価格弾力性に異質性を導入してニューケインジアン型のフィリップス曲線を導出し、わが国のデータを用いて実証分析を行った。本稿の定式化では、価格弾力性の異質性を考慮することにより、マークアップ変動を内生的に取り扱うことができるというメリットがある。

80年代以降のデータを用いた推計によれば、本稿のモデルは、名目値の摩擦のみに注目した標準的なNKPCよりもパフォーマンスが高い。また、家計よりも企業の方が価格弾力性が高く、マークアップ率がカウンターシクリカルに動いていること、マークアップ率自体も趨勢的な低下傾向があることが明らかとなった。さらに、推計値から計算される価格改定頻度も、現実の名目値の摩擦と概ね整合的なものである。

本稿の結果は、経済主体間の異質性が実質値の硬直性を左右することを意味しており、現実的なインフレ率動向の説明を行う上で、異質性を分析に取り入れていく重要性を示唆している。

その一方で、本稿のモデルを解釈していく上で、いくつかの留意点があることも否定できない。

第一は、集計量を用いた推計の問題である。本稿のモデルでは家計・企業という異質性を取り扱っているものの、実際には家計や企業間でも異質性が存在する。さらに、財の供給構造も本稿で想定されている以上に多様性があると考えられる。マクロ的なマークアップ変動という本稿の視点からはやむをえない面もあるものの、こうした点を踏まえれば、推計には集計によるバイアスが生じていることも予想される。また、才田・高川・西崎・肥後(2006)によれば、企業の価格設定行動には極めて大きな異質性が存在する。こうした方面の異質性のモデル化も、重要な課題といえよう。

第二は、Calvo-Rotemberg型の粘着価格モデル自体の妥当性である。才田・高川・西崎・肥後(2006)は、個別財の価格を調べた結果、企業の価格改定パターンは極めて異質性が大きいほか、逡減的なハザード確率関数を持つ可能性を指摘している。こうした指摘は、ハザード確率を一定とするCalvo型モデルや逡増的なハザード確率に基づく状態依存型価格設定モデル(Dotsey, King, and Wolman (1999))などの既存モデルの設定に疑問を投げかけている。財価格情報を用いた分析自体がその緒についたばかりであり、分析のさらなる蓄積が必要であるものの、本稿が基礎としているCalvo型モデル自体の妥当性には留意が必要といえよう²⁵。

第三は、先行研究との整合性である。本稿の推計値から計算される望ましいマークアップのレベルについては、ソロー残差に基づく既存研究で報告されている実際のマークアップと概ね整合的な値が得られている。その一方

²⁵逡減的なハザード関数については、集計バイアスによるという研究(Alvarez, Burriel, and Hernando (2005))が発表されるなど、必ずしもCalvo型モデルを否定するものではないという指摘が見られる。

で、マークアップの変動についてはカウンターシクリカルとなっており、プロシクリカルなマークアップを報告している馬場 (1996)、Nishimura, Ohkusa, and Ariga (1999) などとは異なる結果となった²⁶。

本稿のモデル自体は、マークアップの循環性について、あくまでも家計と企業の価格弾力性の大小関係によって決まるものであり、先見的な仮定によって結論が導かれているわけではない。また本稿で推計したのは望ましいマークアップである一方、先行研究は実際のマークアップを推計しており、両者間に差異が生じるということはある。その上で、本稿のような物価サイドの情報をを用いた計測と、既存研究で行われている生産サイドの情報をを用いた計測との間で、このようなギャップが生じる原因を追求していくことは興味深い問題であるが、本稿の範囲を超えるものであり、今後の検討課題としたい²⁷。

本稿では、需要の価格弾力性に異質性を導入して、マークアップ変動を内生化したNKPCを導出した。実証分析によれば、異質性を考慮したNKPCは、標準型のNKPCよりも説明力が高い。中央銀行が、より現実的な分析ツールを追求していく上で、異質性を考慮していく重要性は高いと考えられる。

補論1：モデルの詳細

補論1では、本稿で展開したNKPCの背景となる経済全体の設定を示す。経済全体の構成については、図8に図示した。

1.1 家計セクター

家計セクターでは、企業が生産する差別化された財を、小売業者が集計して消費者に販売する。

1.1.1 小売業者

小売業者は、以下のようなCES関数に従い差別化された財を集計し、消費財(C_t)を販売する。財は保存ができないとし、消費財の販売では、完全競争市

²⁶有賀・大日 (1996) は、流通段階のマークアップ率がカウンターシクリカルとなっていることを報告している。

²⁷代替率自体が変化しているという可能性を排除することはできないため、本稿の推計値が過大推計になっている可能性は否定できない。もっとも、その他のマークアップの変動要因が、投資産出比率とどの程度相関を持ち、どの程度推計値をバイアスさせているかは明らかではない。この点を解決するためには、本稿の設定に加えて、ほかの内生的マークアップの理論を盛り込んだモデルの開発が考えられよう。

場に直面しているとする。

$$C_t = \left[\int_0^1 C_t(z)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dz \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}$$

このとき、小売業者の費用最小化問題と CES 関数から、以下の需要関数と物価指数を得る。

$$C_t(z) = \left[\frac{P_t(z)}{P_t^c} \right]^{-\epsilon} C_t$$

$$P_t^c = \left[\int_0^1 P_t(z)^{1-\epsilon} dz \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}}$$

1.1.2 家計

家計の目的関数は、以下のように表される。

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \{U(C_{t+i}) - V(N_{t+i})\}$$

ここで、 E は条件付期待オペレータ、 $U(\cdot)$ は消費から得られる効用、 $V(\cdot)$ は労働から得られる不効用、 C は消費、 N は労働をそれぞれ表す。また、家計の予算制約は、以下のように表される。

$$C_t = \frac{W_t}{P_t^c} N_t + Z_t K_t + \Pi_t - \frac{(1/R_t^n) B_t - B_{t-1}}{P_t^c} - Q_t [K_{t+1} - (1 - \delta) K_t]$$

ここで、 $\gamma < 1$ 、 $\gamma_n > 0$ とし、 W/P_t^c は実質賃金、 Z_t を資本のレンタル料、 Π_t を企業からの配当、 B は国債残高、 R^n は名目金利、 Q_t は資本のシャドウプライスとする。さらに δ は除却率。

1.2 資本生産者セクター

資本生産者セクターでは、企業が生産する差別化された財を、卸売業者が集計して資本生産者に販売する。資本生産者は、集計された投資財を用いて、資本ストックを蓄積する。

1.2.1 卸売業者

卸売業者も、CES 関数に従い差別化された財を集計し、投資財を販売する。投資財の販売でも、完全競争市場に直面するとする。

$$I_t = \left[\int_0^1 I_t(z)^{\frac{\eta-1}{\eta}} dz \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}}$$

このとき、卸売業者の費用最小化問題と CES 関数から、以下の需要関数と物価指数を得る。

$$I_t(z) = \left[\frac{P_t(z)}{P_t^I} \right]^{-\eta} I_t$$

$$P_t^I = \left[\int_0^1 P_t(z)^{1-\eta} dz \right]^{\frac{1}{1-\eta}}$$

ただし、小売業者と卸売業者間での価格差別は行われずとしている。

1.2.2 資本生産者

資本生産者は、完全競争市場で投資財を購入し、それを input として資本ストックを生産する。投資財は保存することができず、資本に変換した後は再び財に戻すこともできないとする。資本生産者の資本蓄積に関する方程式は、以下のように表される²⁸。

$$K_{t+1} = \vartheta \left(\frac{I_t}{K_t} \right) K_t + (1 - \delta) K_t$$

ここで ϑ は、投資財を資本に変換する技術を表し、 $\vartheta'(\cdot) > 0$, $\vartheta''(\cdot) \leq 0$, $\vartheta(0) = 0$, $\vartheta(\bar{I}/\bar{K}) = \bar{I}/\bar{K}$ が成り立つとする。メカニカルには、 ϑ は、調整費用関数の存在を仮定していることと同様である。

資本生産者は、以下の収益を最大化する。

$$\max \left\{ Q_t \left[\vartheta \left(\frac{I_t}{K_t} \right) K_t \right] - I_t \right\}$$

資本生産者の 1 階の条件は、

$$Q_t \vartheta' \left(\frac{I_t}{K_t} \right) = 1$$

さらに定常均衡の近傍では、 $\vartheta(I_t/K_t)K_t = I_t$ が成り立つと仮定する。

1.3 企業

財を生産する企業では、資本と労働を投入して生産を行う。資本、労働とも、完全競争的なレンタルマーケットと労働市場を通じて、家計から調達する。生産関数は、以下のコブ・ダグラス型を仮定する。

$$Y_t(z) = K_t(z)^\alpha N_t(z)^{1-\alpha}$$

²⁸資本生産者に関する仮定は、基本的には、Bernanke, Gertler, and Gilchrist (1999)、Fukunaga (2002) などと同じである。

企業 z は、コブ・ダグラス型の生産関数の下で、雇用者報酬 (W_t/P_t) とレンタル料 (Z_t) の支払いからなる総費用を最小化する。なお、企業間の要素移動は完全に伸縮的である。

$$\min \left[\frac{W_t}{P_t^c} N_t(z) + Z_t K_t(z) \right]$$

$$\text{subject to } N_t(z)^{1-\alpha} K_t(z)^\alpha - Y_t \geq 0$$

すると、限界費用 (MC) は上記の費用最小化問題のラグランジェ乗数として表され、以下のような一階の条件が導かれる。

$$MC_t = \frac{W_t/P_t^c}{(1-\alpha)[Y_t(z)/N_t(z)]} = \frac{Z_t}{\alpha[Y_t(z)/K_t(z)]}$$

企業間での資本と労働の移動に制約がないため限界費用は均等化され、さらに $Y_t(z)/N_t(z) = Y_t/N_t$ 、 $Y_t(z)/K_t(z) = Y_t/K_t$ が成り立つ。そのとき、限界費用は以下のように ULC に比例する。

$$MC_t = \frac{W_t/P_t^c}{(1-\alpha)(Y_t/N_t)} = \frac{1}{1-\alpha} ULC_t$$

こうした設定の下で、企業が収益を最大化するように価格 $P_t(z)$ を設定するとすると、本文中の $NKPC$ を導くことができる。

補論2: 価格弾力性の異質性を考慮した Calvo 型 $NKPC$ の導出

本文 (3) 式を対数線形化して整理すると、

$$\hat{p}_t(z) = (1-\beta\varsigma) E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\varsigma\beta)^j \left[\hat{m}c_{t+j} + \hat{p}_{t+j}^c + \frac{1-\epsilon+\epsilon\overline{MC}\overline{C}}{\epsilon\overline{C}+\eta\overline{Y}-1} \overline{Y} \hat{c}_{t+j}(z) + \frac{1-\eta+\eta\overline{MC}\overline{I}}{\epsilon\overline{C}+\eta\overline{Y}-1} \overline{Y} \hat{i}_{t+j}(z) \right] \quad (7)$$

ここで対数線形化した物価指数は、

$$\hat{p}_t^c = \varsigma \hat{p}_{t-1}^c + (1-\varsigma) \hat{p}_t(z)$$

$$\hat{p}_t^I = \varsigma \hat{p}_{t-1}^I + (1-\varsigma) \hat{p}_t(z)$$

と表されることから、 $\hat{p}_0^c = \hat{p}_0^I$ と仮定すれば、定常状態の近傍では、 $\hat{p}_t^c = \hat{p}_t^I \equiv \hat{p}_t$ for all t が成り立つ。

さらに、 $C_{t+j}(z)$ 、 $I_{t+j}(z)$ をそれぞれ対数線形化して将来までの和を求めれば、以下を得る。

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\beta\varsigma)^j \hat{c}_{t+j}(z) = \frac{-\epsilon \hat{p}_t(z)}{1 - \beta\varsigma} + E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\beta\varsigma)^j (\epsilon \hat{p}_{t+j} + \hat{c}_{t+j})$$

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\beta\varsigma)^j \hat{i}_{t+j}(z) = \frac{-\eta \hat{p}_t(z)}{1 - \beta\varsigma} + E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\beta\varsigma)^j (\eta \hat{p}_{t+j} + \hat{i}_{t+j})$$

これらを (7) 式の右辺第 2 項、第 3 項の summation 部分に代入、整理して、 $\hat{p}_t(z)$ に関する差分方程式として書けば、以下を得る²⁹。

$$\hat{p}_t(z) - \hat{p}_t = \frac{1 - \beta\varsigma}{X} \left[\hat{m}c_t + \frac{1 - \epsilon + \epsilon \overline{MC} \bar{C}}{\epsilon \bar{Y} + \eta \bar{I} - 1} \bar{Y} \hat{c}_t + \frac{1 - \eta + \eta \overline{MC} \bar{I}}{\epsilon \bar{Y} + \eta \bar{I} - 1} \bar{Y} \hat{i}_t \right] + \beta\varsigma (E_t \hat{p}_{t+1}(z) - \hat{p}_t) \quad (8)$$

対数線形化された物価指数は、ラグ項（価格変更ができない主体）と最適価格（価格変更可能な主体）の加重平均として表される。 $\hat{p}_t(z)$ について表せば、

$$\hat{p}_t(z) = \frac{1}{1 - \varsigma} (\hat{p}_t - \varsigma \hat{p}_{t-1})$$

これを (8) 式に代入して、インフレ率について書き直して整理すれば、(4) 式の Calvo 型 NKPC を得ることができる。

補論 3: 価格弾力性の異質性を考慮した NKPC のクローズド・フォーム表現

(4) 式の限界費用を名目 ULC ($nulc$) を利用して書き換えて、 p を左辺にまとめれば、以下のような式を得ることができる。

$$\begin{aligned} \phi_0(nulc_t + \kappa) + \phi_2(\widehat{i_t/y_t}) &= \Delta \hat{p}_t - \phi_1 E_t \Delta \hat{p}_{t+1} + \phi_0 \hat{p}_t \\ &= -\phi_1 \left(1 - \frac{1 + \phi_0 + \phi_1}{\phi_1} L^1 + \frac{1}{\phi_1} L^2 \right) E_t \hat{p}_{t+1} \\ &= -\phi_1 (1 - \lambda_1 L)(1 - \lambda_2 L) E_t \hat{p}_{t+1} \\ &= \phi_1 (\lambda_2 \chi_t - \chi_{t+1}) \end{aligned}$$

²⁹本文中の説明と対応させるために、 $C_{t+j}(z)$ と $I_{t+j}(z)$ を対数線形化して代入しているが、(7) 式を導出する際に直接対数線形化しても結果は勿論変わらない。

ここで L はラグオペレータ、 λ_1, λ_2 は $1 - [(1 + \phi_0 + \phi_1)/\phi_1]L^1 + (1/\phi_1)L^2$ の根、 $\chi_{t+1} \equiv (1 - \lambda_1 L)E_t \hat{p}_{t+1}$ である。

この χ に関する差分方程式を書き換えれば、

$$\chi_t = \frac{1}{\phi_1 \lambda_2} E_t \sum_{j=0}^{\infty} \lambda_2^{-j} \left[\phi_0 (\text{nul}c_{t+j} + \kappa) + \phi_2 (i_{t+j} / \widehat{y}_{t+j}) \right]$$

となり、 \hat{p}_t についての表現に整理し直せば、本文中の (5) 式を得ることができる。

補論 4: Sbordone (2002) の推計方法

まず、 t 期のインフォメーションセットを Z_t とし、 $Z_t = \Gamma Z_{t-1} + \epsilon_{Z_t}$ というプロセスに従うものとする (ϵ_{Z_t} は平均ゼロの *i.i.d.*)。ここでパラメータ Γ を VAR モデルで推計する。すると、 $E_t Z_{t+i}$ は $E_t Z_{t+i} = \Gamma^i Z_t$ として求めることができる。

t 期以降の和の期待値は、 $E_t \sum_{i=0}^{\infty} Z_{t+i} = (I - \Gamma)^{-1} Z_t$ となる (ここで I は単位行列)。

ここで、(5) 式から、 ϵ^p を以下のように定義する。

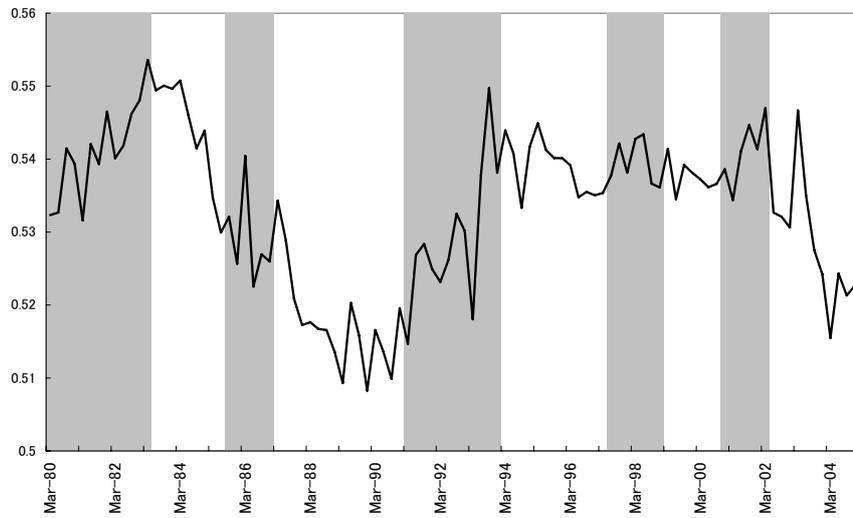
$$\epsilon_t^p \equiv [p_t - \text{nul}c_t]^{\text{model}} - [p_t - \text{nul}c_t]^{\text{data}}$$

さらに、未知のパラメータ・ベクトルを ψ とし、 $[p_t - \text{nul}c_t]^{\text{model}} \equiv f(\psi)$ と書けば、パラメータは以下のような非線形最小二乗法によって推計される³⁰。

$$\hat{\psi} = \text{argmin } \text{var}(\epsilon_t^p)$$

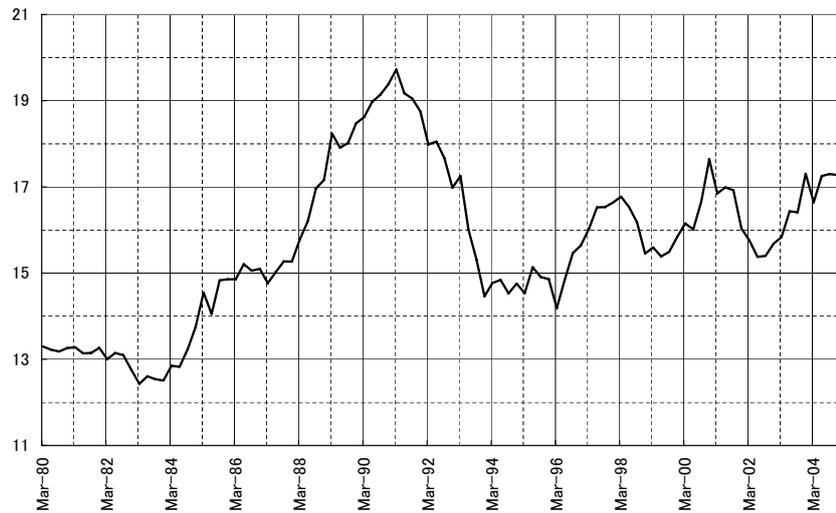
³⁰推計には、Matlab の optimization toolbox を利用した。

図 1: 実質 ULC と景気循環



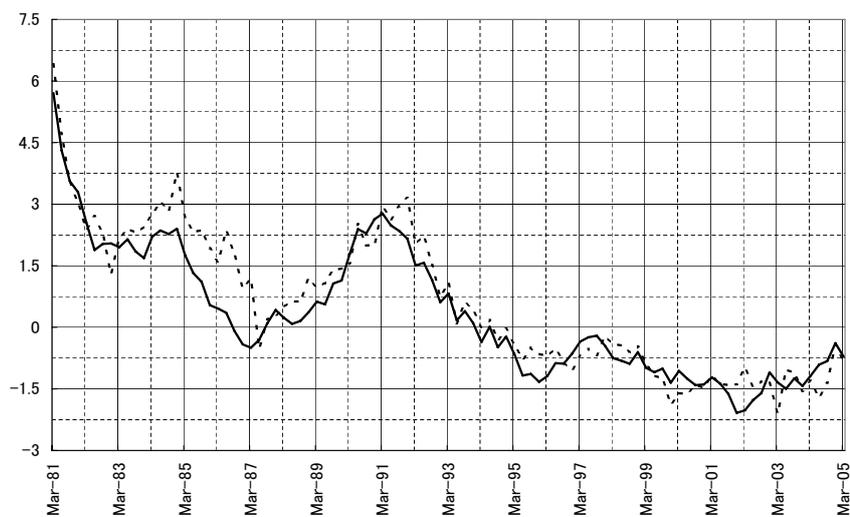
(注) シャドウは、内閣府経済社会総合研究所発表の景気基準日付の景気後退期を表す。

図 2: 設備投資・GDP 比率（パーセント表示）



(出所) 内閣府「国民経済計算」

図 3: インフレ率 (パーセント表示)



(出所) 内閣府「国民経済計算」

(注) 黒線は固定ウエイトインフレ率、点線は GDP デフレーター・インフレ率 (前年同期比)

表 1: 単位根検定 (1): ADF テスト・PP テスト

	ADF		PP	
<i>dulc</i>	-11.4663	***	-11.3701	***
	(0.00)		(0.00)	
<i>i/y</i>	-2.10024	**	-2.58485	***
	(0.03)		(0.01)	
π	-3.74709	***	-5.20703	***
	(0.00)		(0.00)	
<i>pulc</i>	-2.902723	**	-2.4685	
	(0.05)		(0.13)	

(注) 括弧内は p 値。

表 2: 単位根検定 (2); KPSS テスト

	<i>dulc</i>	<i>i/y</i>	π	<i>pulc</i>
KPSS	0.102277	0.093182	0.084745	0.097209

(注) KPSS のクリティカルバリューは、1%:0.216、5%:0.146、10%:0.119。

表 3: 推計結果 (1) : 異質性を考慮した NKPC

	ϵ	η	ς	R^2	$F - stat$
Baseline	6.628282 (5.614,7.643)	27.98906 (24.12,31.86)	0.709519 (0.614,0.805)	0.884365	11.47548 0.00102
<i>Alt.π</i>	9.553999 (7.977,11.13)	33.42204 (27.18,39.66)	0.659107 (0.584,0.735)	0.877363	5.672102 0.019189
Z1 (Baseline)	5.6022 (4.814,6.39)	23.43235 (20.54,26.32)	0.689467 (0.596,0.783)	0.871787	6.00359 0.016069
Z2 (Baseline)	5.892666 (5.349,6.437)	15.74376 (13.80,17.69)	0.597442 (0.563,0.632)	0.862374	12.96209 0.000503
Z3 (Baseline)	6.767318 (5.612,7.92)	32.19635 (27.72,36.66)	0.733032 (0.591,0.875)	0.885955	10.26346 0.001836
Z1 (<i>Alt.π</i>)	5.764054 (4.848,6.68)	24.10516 (20.75,27.46)	0.680043 (0.574,0.786)	0.846598	8.219541 0.005083
Z2 (<i>Alt.π</i>)	6.245166 (5.592,6.898)	16.44613 (14.11,18.78)	0.608448 (0.571,0.645)	0.845026	11.0425 0.001257
Z3 (<i>Alt.π</i>)	10.91452 (8.276,13.55)	47.39208 (36.75,58.03)	0.689428 (0.533,0.846)	0.875302	9.643931 0.002491

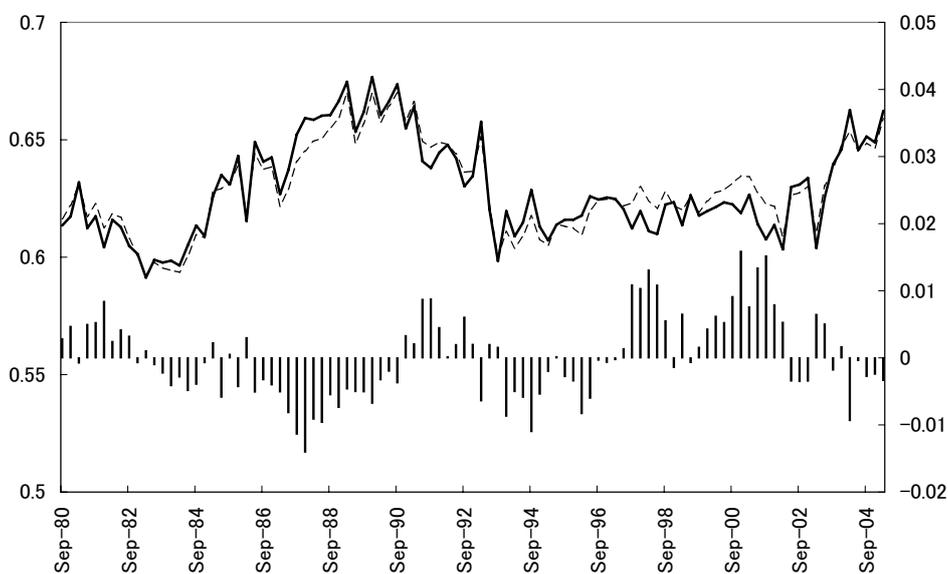
(注) パラメータ下の括弧内は 95%信頼区間、 F 値下の括弧内は p 値をそれぞれ表す。
 F 検定の帰無仮説は、 $H_0 : \epsilon = \eta$ 。

(注) *Alt.π* は、GDP デフレーターを用いたケース、Z1、Z2、Z3 は、ベースラインケースの情報セットに GDP ギャップと π を加えたケース、GDP ギャップを加えたケース、 π を加えたケースをそれぞれ表す。

表 4: 推計結果 (1) のまとめ

	価格弾力性 (ξ)	マークアップ率	平均価格改定期間 (四半期)	価格改定回数 (年)
Baseline	12.11	1.09	3.44	1.16
<i>Alt.π</i>	15.68	1.07	2.93	1.36
Z1 (Baseline)	10.18	1.11	3.22	1.24
Z2 (Baseline)	8.42	1.13	2.48	1.61
Z3 (Baseline)	13.29	1.08	3.75	1.07
Z1 (<i>Alt.π</i>)	10.47	1.11	3.13	1.28
Z2 (<i>Alt.π</i>)	8.86	1.13	2.55	1.57
Z3 (<i>Alt.π</i>)	20.28	1.05	3.22	1.24

図 4: クローズド・フォームによる推計結果: 実績値と推計値



(注) 実線は推計値 ($p_t - \widehat{nulc}_t$)、点線は実績値 ($p_t - nulc_t$)、棒グラフは誤差をそれぞれ表す。 $R^2 = 0.88$

(注) 線グラフは左目盛り、棒グラフは右目盛り (自然対数値)。

表 5: わが国のマークアップ率：代表的な既存研究

	マークアップ	平均方法	推計方法	推計期間
馬場 (1996)	1.41	製造業・非製造業 算術平均	Hall (1988) を利用 産出量データの IV 推計	1972-1992
Nishimura et al (1999)	1.17	製造・非製造 21 産業算術平均	短期固定要素を考慮	1971-1994
張 (2001)	1.47	製造業の推計値	短期費用関数と 逆需要関数の同時推計	1972-1995
乾・権 (2004)	1.23	製造・非製造 22 産業算術平均	Roeger (1995) を利用	1970-1998

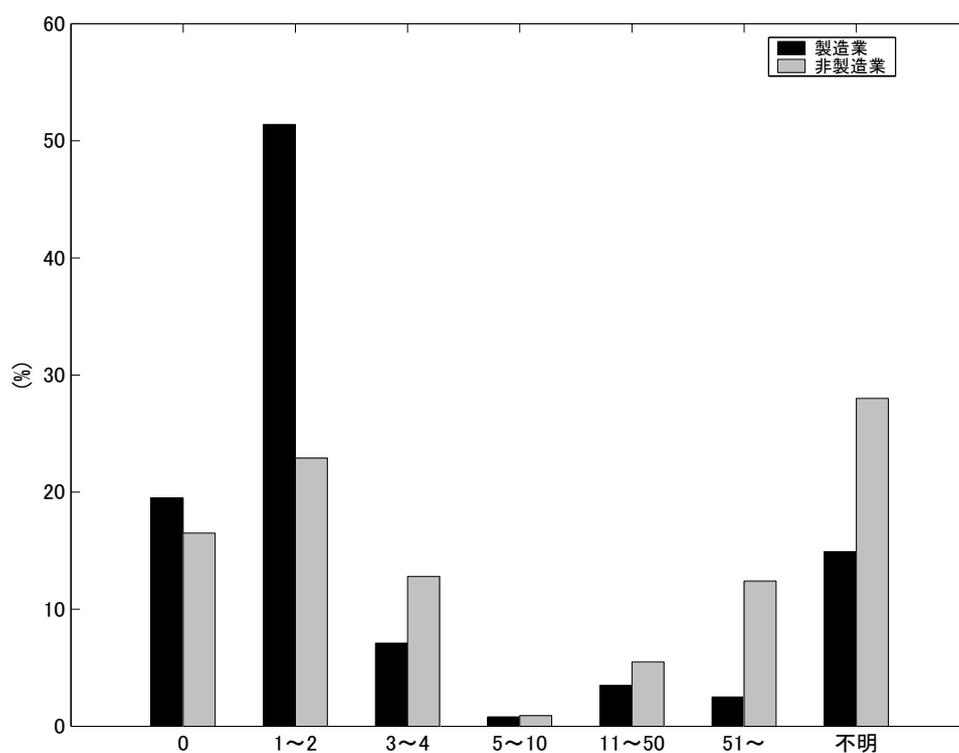
表 6: 推計結果 (2): $\epsilon = \eta$ という制約を置いたケース

	ς	ξ	R^2
Baseline	0.545929 (0.543,0.549)	8.561198 (8.484,8.638)	0.851704
<i>Alt.π</i>	0.563165 (0.56,0.566)	9.109829 (9.00,9.22)	0.834462
Z1 (Baseline)	0.530376 (0.528,0.533)	10.07066 (9.957,10.18)	0.858703
Z2 (Baseline)	0.53865 (0.536,0.540)	13.57812 (13.38,13.78)	0.877094
Z3 (Baseline)	0.556361 (0.554,0.559)	11.71394 (11.57,11.86)	0.874651
Z1 (<i>Alt.π</i>)	0.528331 (0.525,0.531)	10.74109 (10.58,10.90)	0.832035
Z2 (<i>Alt.π</i>)	0.54163 (0.539,0.543)	21.9664 (21.31,22.62)	0.869459
Z3 (<i>Alt.π</i>)	0.573827 (0.572,0.576)	17.08086 (16.70,17.47)	0.871964

表 7: 推計結果 (2) のまとめ

	価格弾力性 (ξ)	マークアップ率	平均価格改定期間 (四半期)	価格改定回数 (年)
Baseline	8.56	1.13	2.20	1.82
<i>Alt.π</i>	9.11	1.12	2.29	1.75
Z1 (Baseline)	10.07	1.11	2.13	1.88
Z2 (Baseline)	13.58	1.08	2.17	1.85
Z3 (Baseline)	11.71	1.09	2.25	1.77
Z1 (<i>Alt.π</i>)	10.74	1.10	2.12	1.89
Z2 (<i>Alt.π</i>)	21.97	1.05	2.18	1.83
Z3 (<i>Alt.π</i>)	17.08	1.06	2.35	1.70

図 5: 過去 1 年間に価格を改定した回数 (調査時点: 2000 年)



(出所) 日本銀行調査統計局 (2000)、「企業の価格設定行動に関するアンケート調査」

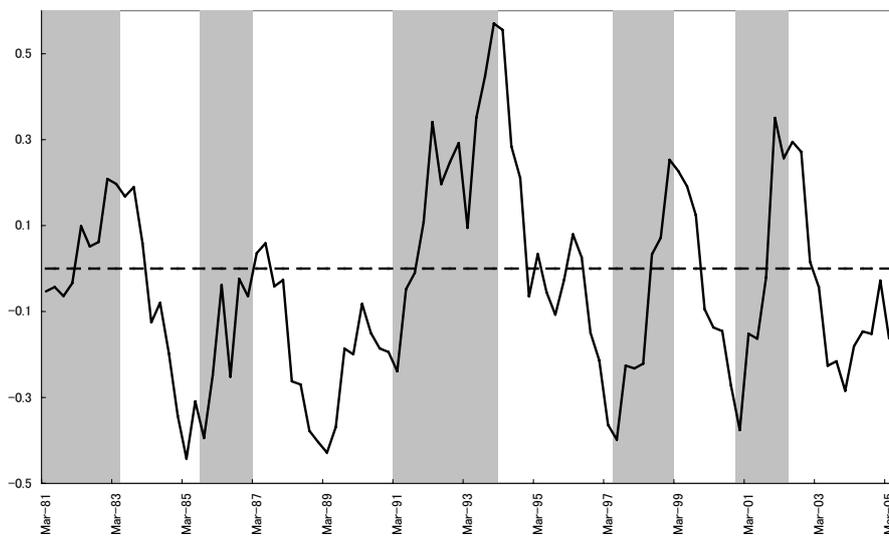
(注) 調査対象は東証一部上場企業 (除く金融・保険、総合商社)。標本数: 1,206 (有効回答数: 630)。

図 6: 望ましいマークアップ率



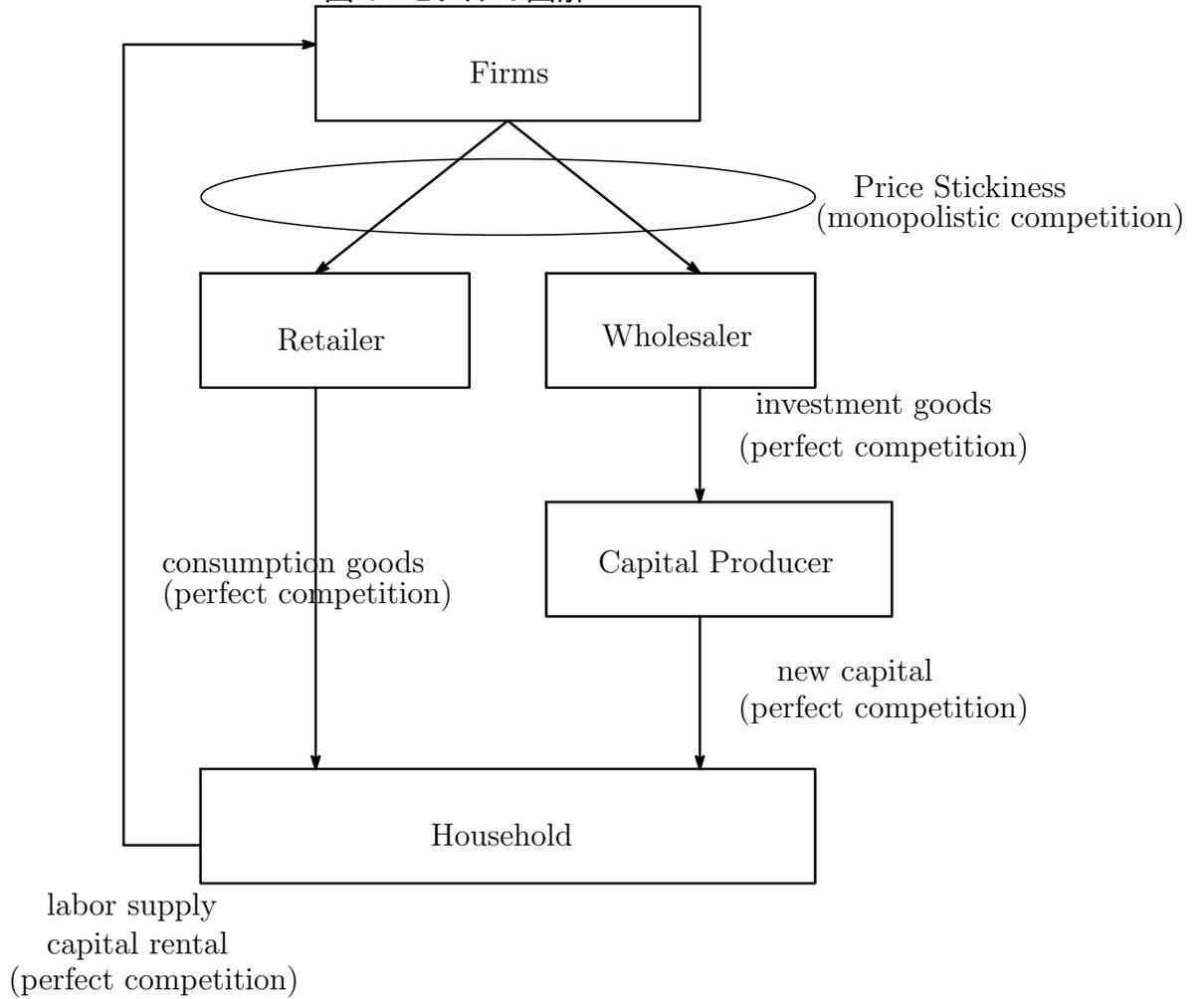
(注) 点線は $\eta = \epsilon$ を表す。

図 7: 望ましいマークアップ率の前年同期比 (パーセント表示)



(注) シャドウは景気後退期を表す。

図 8: モデルの図解



参考文献

- 有賀健・大日康史 (1996): 「製造・流通各段階におけるマーク・アップの循環性に関する研究」 *フィナンシャル・レビュー*, 38, 1–36.
- 乾友彦・権赫旭 (2005): 「展望：日本の TFP 上昇率は 1990 年代においてどれだけ低下したか」 *経済分析*, 176, 95–137.
- 古賀麻衣子・西崎健司 (2005): 「物価・賃金フィリップス曲線の推計 - 粘着価格・賃金モデル - 」 *日本銀行ワーキングペーパーシリーズ* 05-J-8.
- 才田友美・高川泉・西崎健司・肥後雅博 (2006): 「『小売物価統計調査』を用いた価格粘性の計測」 *日本銀行ワーキングペーパーシリーズ* 06-J-02.
- 張星源 (2001): 「稼働率内生型モデルによる TFP 成長率の計測」 *経済研究*, 52, 359–366.
- 日本銀行調査統計局 (2000): 「日本企業の価格設定行動 - 『企業の価格設定行動に関するアンケート調査』結果と若干の分析」 *日本銀行調査月報*.
- 馬場直彦 (1996): 「マークアップ・プライシングと金融政策 不完全競争下における金融政策の有効性を巡る議論 」 *金融研究*, 62–103.
- 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* 04-J-11.
- 淵仁志・渡辺努 (2002): 「フィリップス曲線と価格粘性 - 産業別データによる推計」 *金融研究*, 35–70.
- ALVAREZ, L. J., P. BURRIEL, AND I. HERNANDO (2005): “Do Decreasing Hazard Functions for Price Changes Make Any Sense?,” Working paper Series No.461, European Central Bank.
- BERNANKE, B., M. GERTLER, AND S. GILCHRIST (1999): “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework,” in *Handbook of Macroeconomics*, ed. by J. B. Taylor, and M. Woodford, vol. 1C. Elsevier, New York.
- BILS, M. (1985): “Pricing in a Customer Market,” *Quarterly Journal of Economics*, 104, 699–718.
- CALVO, G. A. (1983): “Staggered Prices in a utility-maximizing framework,” *Journal of Monetary Economics*, 12, 383–398.

- CAMPBELL, Y., AND R. SHILLER (1987): “Cointegration and Test of Present Value Models,” *Journal of Political Economy*, 95, 1062–1088.
- CHARI, V., P. KEHOE, AND E. MCGRATTAN (2000): “Sticky Price Model of the Business Cycle: Can the Contract Multiplier Solve the Persistence Problem?,” *Econometrica*, 68, 1151–1179.
- DOTSEY, M., R. KING, AND A. WOLMAN (1999): “State-Dependent Pricing and the General Equilibrium Dynamics of Money and Output,” *Quarterly Journal of Economics*, 114, 655–690.
- FUHRER, J. C. AND G. MOORE (1995): “Inflation Persistence,” *Quarterly Journal of Economics*, 110, 127–159.
- FUKUNAGA, I. (2002): “Financial Accelerator Effects in Japan’s Business Cycle,” Working paper Series 02-06, Bank of Japan.
- GALI, J. (1994): “Monopolistic Competition, Business Cycles, and the Composition of Aggregate Demand,” *Journal of Economic Theory*, 63(1), 73–96.
- GALI, J., AND M. GERTLER (1999): “Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis,” *Journal of Monetary Economics*, 44(2), 195–222.
- GREENWOOD, J., Z. HERVOWITZ, AND P. KRUSELL (1997): “Long-Run Implication of Investment-Specific Technological Change,” *American Economic Review*, 87, 342–362.
- HALL, R. (1988): “The relation between Price and Marginal Cost in U.S. Industry,” *Journal of Political Economy*, 96, 921–947.
- KALECKI, M. (1938): “The Determinants of the Distribution of National Income,” *Econometrica*, 6, 97–112.
- KILEY, M. (1997): “Staggered Price Setting and Real Rigidities,” Working paper Series 97-46, Federal Reserve Board.
- KURMANN, A. (2005): “Quantifying the uncertainty about a forward-looking New Keynesian pricing model,” *Journal of Monetary Economics*, 52, 1119–1134.
- NISHIMURA, K., Y. OHKUSA, AND K. ARIGA (1999): “Estimating the Mark-up over Marginal Cost: a Panel Analysis of Japanese Firms 1971-1994,” *International Journal of Industrial Organization*, 17, 1077–1111.

- ROBERTS, J. (1995): “New-Keynesian Economics and the Phillips Curve,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, 975–984.
- ROEGER, W. (1995): “Can Imperfect Competition Explain the Difference between Primal and Dual Productivity Measures? Estimates for U.S. Manufacturing,” *Journal of Political Economy*, 103, 316–330.
- ROTEMBERG, J. J. (1982): “Sticky Prices in the United States,” *Journal of Political Economy*, 90, 1187–1211.
- ROTEMBERG, J. J., AND G. SALONER (1986): “A Supergame-Theoretic Model of Business Cycles and Price Wars During Booms,” *American Economic Review*, 76, 390–407.
- RUDD, J. AND K. WHELAN (2005): “Does the Labor Share of Income Drive Inflation,” *Journal of Monetary Economics*, 52, 1167–1181.
- SBORDONE, A. M. (2002): “Prices and unit labor costs: a new test of price stickiness,” *Journal of Monetary Economics*, 49(2), 265–292.
- (2005): “Do Expected Future Marginal Costs Drive Inflation Dynamics?,” *Journal of Monetary Economics*, 52, 1183–1197.
- TAYLOR, J. B. (1999): “Staggered Price and Wage Setting in Macroeconomics,” in *Handbook of Macroeconomics*, ed. by J. B. Taylor, and M. Woodford, vol. 1B. Elsevier, New York.