

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

ふち ひとし わたなべ つとむ
 淵 仁志 / 渡辺 努

要 旨

本稿では、産業別にニュー・ケインジアン型フィリップス曲線を推計し、価格の粘着性を計測する。本稿の推計方法の特徴は、生産量の変動に連動する度合いの高い生産要素として、中間投入を用いて限界費用を計測している点にある。産業別の推計結果によれば、価格の粘着性は各産業で有意に検出され、しかも粘着性の度合いは産業間でばらつきが大きく、その差は統計的に有意である。製造業の中では素材系の業種で価格粘着性が低く、加工系の業種で価格粘着性が高い。平均的な価格改訂間隔は、素材系の業種で1~4四半期、加工系の業種で2~7四半期である。一方、製造業とサービス業を比較すると、サービス業では平均改訂間隔が7四半期超と長く、製造業と比べ粘着性が高い。こうした傾向は、バックワード・ルッキングに価格を設定する企業の存在を考慮するなど、推計式の定式化を変更しても不変である。また、価格の下落局面と上昇局面で粘着性を比較すると、下落局面で粘着性が高く、その差は統計的にも有意である。産業間で価格粘着性の度合いに有意な差があるとの計測結果は、中央銀行の政策目標とすべき物価指標が生計費指数として定義される物価指数と異なる可能性を示唆している。

キーワード：価格粘着性、ニュー・ケインジアン型フィリップス曲線、金融政策、限界費用、中間投入

本稿は日本銀行「物価に関する研究会（第3回）」（2001年9月21日開催）において発表された論文に修正を加えたものである。本稿の作成に際しては、アンドリュー・レビン、マイケル・ウッドフォード、林文夫の各氏から有益な示唆を得た。また、匿名のレフェリーから有益なコメントを頂戴した。記して感謝したい。なお、本稿で示されている内容および意見は筆者個人に属し、所属機関の公式見解を示すものではない。

淵 仁志 日本銀行企画室政策調査課（E-mail: hitoshi.fuchi@boj.or.jp）

渡辺 努 一橋大学経済研究所（E-mail: tsutomu.w@srv.cc.hit-u.ac.jp）

1. はじめに

相対価格を変動させるショックに対して、金融政策がどう対処すべきかという問題は理論的にも、また政策の実践上の課題としても重要なテーマである。例えば、財を貿易財と非貿易財に大別し、生産性ショックなどの要因により貿易財の非貿易財に対する相対価格が下落する状況を考えてみよう。この相対価格調整を実現するには、貿易財の絶対価格を下落させるか、あるいは非貿易財の絶対価格を上昇させるか、2つの方法がある。非貿易財の価格をそのままにして貿易財の価格を下落させれば、両者の平均である全体の物価水準は下落する。一方、貿易財の価格をそのままにして非貿易財の価格上昇で相対価格調整を行えば、物価水準は上昇する。2つの方法は、このように一般物価水準に及ぼす影響が全く異なる。2つの方法のうち、どちらがどのような意味で望ましいのだろうか。

Woodford [2001]、Aoki [2001]、Benigno [2001] は、この問題を理論モデルにより分析し、どちらの選択肢が望ましいかは両財の価格粘性性に依存することを示している。彼らの結論を上例に当てはめると、仮に貿易財の価格が伸縮性に富み、非貿易財の価格が粘着的であるとすれば、相対価格調整を貿易財価格の下落で実現するのが経済厚生観点からは最善である。直観的にいうと、価格が伸縮的な貿易財の価格を動かしても何らコストは生じないが、価格が粘着的な非貿易財の価格を動かそうとするとさまざまなコストが発生してしまう。それならば、必要な相対価格調整を全て貿易財に担わせてしまおうというのが基本的なアイデアである。

この結果はいくつかの重要な含意をもつ。まず、金融政策の目標を物価安定におくという場合の「物価」は、消費者物価指数など生計費を測るための指標とは異なるという点である。金融政策の目標としての一般物価を定義する際に重要なのはあくまで価格粘性性であるから、仮に消費バスケットの中で貿易財が大きな割合を占めていたとしても、貿易財の価格粘性性が低い限り、貿易財に付されるウエイトは小さくするのが適当である。ウエイトが異なるのだから、金融政策の目標とすべき物価は生計費指数とは乖離する。生計費指数が上昇または下落しているにもかかわらず、金融政策の観点からは物価は安定しているということがあり得る。またその逆もあり得る¹。

これを日本の状況に当てはめると、日本では貿易財セクターで生産性上昇率が高く、非貿易財セクターで生産性上昇率が低いという状況が戦後一貫して続いており、貿易財の非貿易財に対する相対価格がトレンド的に低下する傾向がある。貿易財が非貿易財に対して相対的に下落するというのは、先進各国で共通して観察される現象であるが、このトレンドが他国に比べて強いというのが、日本経済の特徴である。この相対価格調整は、1970年代半ばまでのドル・ペッグの時期に

1 この点について詳細は、渡辺 [2001a] を参照。

は非貿易財の価格上昇により実現され、フロート制移行後は、主として貿易財価格の下落により実現されてきた²。非貿易財価格があまり変動しない一方で、貿易財価格が下落すれば消費者物価指数は下落する。日本で現在進行しているデフレーションの根底では、このメカニズムが働いている。問題はこの状況をどう評価するかである。Woodford [2001] 等の議論を当てはめれば、問題は貿易財と非貿易財の価格粘着性の差に帰着する。貿易財の価格が相対的にみて伸縮性に富んでいるのであれば、この状況は放置して構わないということになる³。

Woodford [2001] 等の分析結果を現実に応用するには、財ごとに価格の粘着性を調べる必要がある。本稿の目的は、日本のデータを用いて主要な財について、価格の粘着性を計測することである。財別に価格粘着性を計測することにより、貿易財と非貿易財の間の相対価格調整が、もっぱら貿易財の価格下落により実現している日本の状況を、経済厚生観点から評価することが可能となる。また、価格粘着性の計測は、目標物価上昇率をどこに設定すべきかといった問題を検討する際にも、有益な情報を提供してくれるであろう。さらに、価格に下方硬直性がある場合には、計測される価格粘着性は、価格が上昇するときと下落するときと異なるはずである。本稿では、価格粘着性が価格の変化方向に依存するかどうかを調べることにより、下方硬直性の有無を検証する。

価格粘着性を計測するうえでは、価格設定の理論モデルを念頭に置くことが重要である。本稿では、Calvo [1983] の価格設定モデルをもとに推計を行う⁴。Calvo [1983] のモデルを用いるメリットの第1は、価格の粘着性を厳密に定義できるという点である。Calvo [1983] のモデルでは、価格粘着性は、同一財を生産する企業のうちで価格を改訂する企業の割合で定義される。この割合は、価格改訂の間隔とも関連しているので、計測値の解釈が容易である。Calvo [1983] のモデルを用いる第2のメリットは、Woodford [2001] 等の理論モデルとの関係がみやすいという点である。Woodford [2001] 等のモデルのみならず、金融政策を議論の対象とする理論モデル、特にフォワード・ルッキングな予想を前提とするモデルでは、ほぼ例外なく、Calvo [1983] 型の価格設定モデルから導出されたニュー・ケインジアン型のフィリップス曲線が用いられている⁵。ニュー・ケインジアン型フィリップス曲線については、Gali and Gertler [1999] やRoberts [1995, 1997, 1998, 2001] 等

2 この点について詳細は、渡辺 [2001b] を参照。

3 Woodford [2001] 等の議論は物価安定の一側面にのみ焦点を当てており、名目金利に下限がある点などを十分配慮していない。また、日本のデフレには需要の弱さに起因している部分もある。日本のデフレにどう対処すべきかを考える際には、これらの点も勘案する必要がある。

4 本稿とは異なるアプローチにより日本における価格の粘着性を計測している例としては、Ariga and Ohkusa [1998] などがある。海外の研究例としては、Carlton [1986, 1989] などがある。価格粘着性に関する理論・実証研究のサーベイとしてはTaylor [1999] がある。

5 これらのモデルは新・新古典派総合 (new neoclassical synthesis) とよばれている (Goodfriend and King [1997])。これらのモデルは、動学的最適化と価格粘着性の両面を考慮している点に特徴がある。Clarida, Gali, and Gertler [1999] はこの分野の研究をサーベイしている。Jung, Teranishi, and Watanabe [2001] は、このタイプのモデルを用いてゼロ金利制約が存在するもとの最適な金融政策について論じている。

が米国のデータを用いて、また、Gali, Gertler, and Lopez-Salido [2001] が欧州のデータを用いて計測を行っている。これらの推計は消費者物価やGDPデフレーターなど、経済全体で集計された価格指標を用いており、本稿の問題意識とは異なるものの、推計結果の比較は可能であり、この点も利点である。

本稿の構成は次のとおりである。2節では実証分析の方法について述べる。3節と4節では推計結果を報告する。3節では集計データを用いた推計結果を、また4節では産業別の推計結果を報告する。本稿のファインディングは、価格の粘着性は各産業で有意に検出される、粘着性の度合いは産業間でばらつきが大きく、その差は統計的に有意である、価格の下落局面と上昇局面で粘着性を比較すると、下落局面で粘着性が高く、その差は統計的に有意である、の3点に要約できる。産業間で価格粘着性の度合いに有意な差があるとの計測結果は、中央銀行が政策目標とすべき物価指標は、生計費指数として定義される物価指数とは異なる可能性を示唆している。5節は本稿の結論である。

2 . 推計方法

(1) ニュー・ケインジアン型フィリップス曲線

本節では推計式の理論的な根拠となるニュー・ケインジアン型フィリップス曲線を導出する⁶。Calvo [1983] の設定は、独占的競争、価格調整の機会が限定されている、という2点に特徴がある。完全競争であれば各企業の価格は限界費用に一致しているので、価格が粘着的な状況、つまり価格が限界費用から乖離する現象を扱えない。したがって、独占的競争は価格粘着性を論じる際には不可欠の要素である。

Calvo [1983] のモデルの最も重要な仮定は である。すなわち、各企業はいつでも好きなときに価格改訂できるのではなく、ある特定の期にのみ価格改訂ができる。具体的には、ある産業に属する1つの企業が、ある期において価格改訂できるかどうかは確率的に決まると仮定する。ある企業が価格改訂できない確率は $\theta \in [0, 1]$ 、価格改訂できる確率は $1 - \theta$ とする。ある期にある企業が価格改訂できるかどうかは、その企業の価格改訂の履歴には一切依存しない。つまり、前期に価格改訂した企業も、過去10年間価格改訂しなかった企業も、今期価格改訂できるかどうかという点では全く同じであり、その確率は $1 - \theta$ である。いまから j 期後に初めて価格改訂できる確率、つまり $j - 1$ 期間は価格改訂できず、 j 期に価格改訂が許される確率は $(1 - \theta)\theta^{j-1}$ である。したがって、次の価格改訂までの待ち期間の平均値

6 導出の詳細については、King [2000]、Wolman [1999]、Dotsey, King, and Wolman [1999]、Rotemberg and Woodford [1998] などを参照。

は、 $1(1-\theta)+2(1-\theta)\theta+\dots+(j+1)(1-\theta)\theta^j+\dots=(1-\theta)^{-1}$ である。

企業数は非常に多いので、 θ は価格改訂できない企業の割合、 $1-\theta$ は価格改訂できる企業の割合とみることもできる。ある期において一部の企業だけしか価格改訂できないという仮定は、価格粘着性を別なかたちで表現したものと解釈できる。価格粘着性が非常に高ければ θ は1に近くなり、逆に価格が伸縮的であれば θ は0に近くなる。

k 産業に属する企業の t 期における価格を p_{kt} で表す。また、 t 期に価格改訂を許可された企業が設定する価格を p_{kt}^* で表す。これらの価格是对数値である。 p_{kt} は、 $t-1$ 期の価格が改訂されずに残っている部分と、 t 期に新たに設定された価格 p_{kt}^* からなる。前者の比率は θ_k 、後者の比率は $1-\theta_k$ であるから、

$$p_{kt} = \theta_k p_{k,t-1} + (1-\theta_k) p_{kt}^* \quad (1)$$

が成立する。次に、 t 期に価格改訂を許可された企業は、将来に亘る収益の割引価値の最大化問題を解く。その結果として得られる p_{kt}^* は、

$$p_{kt}^* = (1-\beta\theta_k) \sum_{j=0}^{\infty} (\beta\theta_k)^j E_t [mc_{kt+j}^n] \quad (2)$$

を満たす。ここで mc_{kt+j}^n は $t+j$ 期における名目限界費用（の定常状態からの乖離率）である。また β は割引因子である。(2)式によれば、価格改訂を許可された企業は、 p_{kt}^* と将来の名目限界費用の割引値が等しくなるように価格を設定する。企業は、次期以降価格が改訂できないかもしれないから、その場合に備えて t 期に価格を設定する際に将来の限界費用も勘案するのである。いまから j 期後の限界費用をどの程度勘案するかは $(\beta\theta_k)^j$ で表現されている。いまから j 期後まで価格改訂が全くできない確率は θ_k^j であるから、その確率分だけ j 期後の限界費用を勘案するのである。(2)式から確認できるように、 $\theta_k=0$ のとき、つまり価格の粘着性が全くないときには、(2)式は $p_{kt}^* = mc_{kt}^n$ となる。つまり、企業が各期価格改訂できる場合には企業はその期の限界費用（プラス定数値）でプライシングする。

(2)式は次の差分方程式に書き換えることができる。

$$p_{kt}^* = \beta\theta_k E_t p_{k,t+1}^* + (1-\beta\theta_k) [mc_{kt}^n] \quad (3)$$

(1)式と(3)式は、 p_k と p_k^* に関する差分方程式である。この2つの式を用いて p_k^* を消去すると、

$$p_{kt} - \beta\theta_k E_t p_{k,t+1} = \theta_k (p_{k,t-1} - \beta\theta_k p_{kt}) + (1-\theta_k)(1-\beta\theta_k) mc_{kt}^n \quad (4)$$

を得る。これを变形し、 $\pi_{kt} \equiv p_{kt} - p_{k,t-1}$ と定義すると最終的に

$$\pi_{kt} = \beta E_t \pi_{k,t+1} + \lambda_k [mc_{kt}^n - p_{kt}] \quad (5)$$

を得る。ただし、

$$\lambda_k \equiv \theta_k^{-1}(1-\theta_k)(1-\beta\theta_k) \quad (6)$$

である。(5)式は、インフレ率と限界費用の関係を示しており、ニュー・ケインジアン型のフィリップス曲線とよばれている。ニュー・ケインジアン型のフィリップス曲線の傾き λ_k は θ_k に依存し、価格粘着性が強ければ強いほど傾きが小さくなる。

Rotemberg [1982, 1987] は、価格の変更に調整コストがかかり、しかもそのコスト関数が2次形式の場合について検討し、最終的には(5)式のかたちになることを示している。この意味で、Calvo [1983] の定式化と調整コスト・モデルは観察上同値である。

(5)式は k 産業のインフレ率に関する式であるが、同様の議論により経済全体のインフレ率に関する式を得ることができる。(5)式の添字 k を落とすと、

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \lambda [mc_t^n - p_t] \quad (7)$$

となる。(7)式右辺2項の $mc_t^n - p_t$ は実質限界費用(の定常状態からの乖離率)であり、マークアップ(の定常状態からの乖離率)の逆数である。好況時には生産が拡大するので、限界費用逡減のもとでは実質限界費用は上昇し、マークアップは低下すると考えられる。この関係を単純化して、実質限界費用(の定常状態からの乖離率)と生産ギャップ(生産量の定常状態からの乖離率)とは比例関係にあると仮定すると、(7)式は、さらに

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + k x_t \quad (8)$$

と変形できる。 x_t は生産ギャップを表す。(8)式は、伝統的なフィリップス曲線と比べると、右辺の予想インフレ率の項がフォワード・ルッキングになっているという違いはあるものの、基本的なかたちは似ている。

(8)式の右辺のパラメータ k は θ の関数であるから、(8)式を推計することにより価格粘着性の指標 θ を得ることも可能である。しかし、(8)式による価格粘着性の推計は次の2つの点で問題がある。第1に、実質限界費用と生産ギャップが比例関係にあるという仮定が正しくない可能性がある。実質限界費用、あるいはその逆数であるマークアップが景気循環に対して、プロシクリカルなのかカウンターシクリカルなのかという点については、これまでのところはっきりした実証的な証拠が得られていない。第2に、(8)式では供給ショックが明示的に入っていない。もちろん、アドホックに供給ショックの項を右辺に追加することは可能であるが、その場合の

意味づけは明らかでない。これに対して(7)式では、供給ショックは限界費用を変動させる要因として既に入っており、アドホックな対応が不要である。こうした点を踏まえ、本稿では(7)式、あるいはその産業別版である(5)式を用いて推計を行う。

(2) 限界費用の計測

(5)式あるいは(7)式を推計する際には2つの問題がある。第1は期待インフレ率の扱いである。第2は限界費用の計測である。第1の問題について、Gali and Gertler [1999] や Gali, Gertler, and Lopez-Salido [2001] など先行研究の多くは、企業の価格予想が合理的であると仮定している。本稿でもこの方法を踏襲する⁷。

第2の限界費用の計測については、本稿は先行研究と異なる方法を採用する。Gali and Gertler [1999] などの先行研究では、マクロのフィリップス曲線((7)式)を推計するに際して、限界費用の代理変数としてマクロの労働分配率を用いている。ここでは、労働投入について平均費用と限界費用が一致することが仮定されている。しかし、多くの実証研究で明らかにされているように、労働投入には生産の変動に左右されない固定的な部分があるので、平均費用と限界費用の動きは乖離する⁸。Roberts [2001] はこの点を問題視し、労働生産性(Y/L)のトレンドに実質賃金をかけた修整労働分配率を作成し、これを用いてGali and Gertler [1999] と同じ推計を行い、推計結果が大きく変わることを確認している。さらに、日本においては、長期的雇用慣行等により労働投入の固定性が強いいため、労働分配率を限界費用の代理変数とするのはより不適切であると考えられる。

限界費用を測定する際の重要なポイントは、企業が生産に用いる全ての要素投入で測定する必要はなく、そのうちの1つの要素投入のみで測定できるということである(Rotemberg and Woodford [1999])。投入量が可変である要素投入の間では、要素価格を限界生産力で除したものが均等化し、その比率は、当該企業の名目限界費用に一致する⁹。要は、生産要素のうちで計測が容易なものを選べばよいという

7 Roberts [1997, 1998] は、インフレ予想は合理的でない可能性が高いと主張し、インフレ予想のサーベイ・データを用いて推計を行っている。日本の場合も、日銀短観の製商品価格判断の予想系列をはじめとするサーベイ・データが利用可能であり、Roberts [1997, 1998] の方法で推計することも可能である。特に、日銀短観は、企業を対象としたサーベイであり、消費者やエコノミストの予想値と比べると、理論モデルとの整合性の面でも優れている。しかし、日銀短観などのサーベイ・データについては、バイアスの有無など、予想値としての適切性が十分にチェックされていないという問題がある。

8 この点について詳しくはRotemberg and Woodford [1999] を参照。

9 生産関数を $Y=F(X_1, X_2, \dots, X_n)$ とし、特定の生産水準 $Y=\bar{Y}$ を生産するのに必要な費用を最小化問題を解くと、1階の条件は、 $\phi = P_i (\partial F / \partial X_i)^{-1}$, for $i=1, \dots, n$ となる。ここで、 P_i は i 番目の生産要素の名目要素価格、 $(\partial F / \partial X_i)$ は i 番目の生産要素の限界生産力、また ϕ は制約条件にかかるラグランジェ乗数で、 \bar{Y} を限界的に1単位増加させるのに必要な名目費用の増分、つまり名目限界費用を表す。ここからわかるように、企業が費用を最小化している限り、全ての生産要素の名目要素価格と限界生産力の比率は、企業の限界費用と等しくなる。

ことである。本稿では、固定的な部分の少ない生産要素である中間投入を用いて、限界費用を計測するというアプローチを採る。中間投入に固定的な部分が少ないという点はBasu [1995] により指摘されており、規模の経済の推計などの面ではこの特徴が有効に活用されている。中間投入のこの利点を最大限に活用するというのが、本稿の方法論上の特徴である。

(3) 推計式

k 産業の生産関数を

$$Y_k = F^k(V_k, M_k) \quad (9)$$

とする。 Y_k は粗生産である。 V_k は労働や資本などの一次投入であり、 M_k は中間投入を表す。Rotemberg and Woodford [1999] に従って、生産関数の形状を次のように特定する。まず、 γ_k を次のように定義する。

$$\gamma_k \equiv \frac{d \ln(\partial Y_k / \partial M_k)}{d \ln(Y_k / M_k)} \quad (10)$$

γ_k は正の値をとるパラメータと仮定する。関数 F^k がCES関数である場合には、 γ_k は M_k と V_k の間の代替の弾力性の逆数に等しい。また、(10)式は、

$$\ln(\partial Y_k / \partial M_k) = \gamma_k \ln(Y_k / M_k) \quad (11)$$

と書き換えることができる(ただし定数項を無視している)。 γ_k は限界費用と平均費用をリンクさせるパラメータと解釈できる。

(11)式を用いると名目限界費用(の対数値)は

$$mc_k^n = \gamma_k m_k + p_k^m \quad (12)$$

と表すことができる。ここで、 $m_k \equiv \ln(M_k / Y_k)$ 、また p_k^m は中間投入の価格(の対数値)である。(12)式を(5)式に代入すると、

$$\pi_{kt} = \beta E_t \pi_{kt+1} + \lambda_k [\gamma_k m_{kt} + p_{kt}^m - p_{kt}] \quad (13)$$

となる。これが本稿の推計式の基本形である。(13)式のマクロ版は

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \lambda [\gamma m_t + p_t^m - p_t] \quad (14)$$

である。

$\gamma_k = 1$ の特殊なケース、つまり M_k と V_k の間の代替の弾力性が1のケースでは、(13)式と(14)式はそれぞれ

$$\pi_{kt} = \beta E_t \pi_{kt+1} + \lambda_k s_{kt}^m \quad (15)$$

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \lambda s_t^m \quad (16)$$

となる。 s_{kt}^m は粗生産に占める中間投入の比率であり、 $s_{kt}^m \equiv m_{kt} + p_{kt}^m - p_{kt}$ で定義される。 s_t^m も同様に定義される。

(13)~(16)式の推計ではインフレ期待を実現値に置き換える方法を採用。(15)式を例に説明すると、 $E_t \pi_{kt+1}$ と π_{kt+1} の間には定義により次の関係がある。

$$\pi_{kt+1} = E_t \pi_{kt+1} + v_{t+1} \quad (17)$$

ここで v_{t+1} は予測誤差である。これを(15)式に代入すると、

$$\pi_{kt} = \beta(\pi_{kt+1} - v_{t+1}) + \lambda s_{kt}^m + \eta_t \quad (18)$$

となる。ここで η_t は(15)式の誤差項である。2つの誤差項をまとめると、

$$\pi_{kt} = \beta \pi_{kt+1} + \lambda_k s_{kt}^m + \epsilon_{t+1} \quad (19)$$

となる。ただし、

$$\epsilon_{t+1} \equiv -\beta v_{t+1} + \eta_t \quad (20)$$

である。(19)式の推計に際しては、 π_{kt+1} 、 s_{kt}^m と ϵ_{t+1} が相関しているので操作変数が必要である。操作変数には、 ϵ_{t+1} と無相関であること、内生変数との相関が強いこと、の2つの条件が要求される。本稿では π_k および s_k^m のラグ値を操作変数として用いる。(13)式、(14)式、(16)式に対応する推計式も(19)式と同様に定義できる。

本稿の推計方法上の特徴は、中間投入により限界費用を計測することであるが、このことは被説明変数のインフレ率の定義にも影響を及ぼす。(9)式の Y_k は粗生産であるから、これに対応する価格は産出価格である。したがって、(13)~(16)式の左辺のインフレ率は産出価格の上昇率である。これに対して、Gali and Gertler [1999]など先行研究の多くは、産出価格ではなく付加価値デフレーターでインフレ率を定義している。閉鎖経済を前提として、1国を1つの企業とみれば、そこでの投入は労働と資本だけであり、中間投入は相殺されてしまう。こうした設定のもとでは、意味のある価格は付加価値デフレーターだけである。先行研究が付加価値デ

フレータを用いているのは、こうした理由によるものと理解できる。しかしながら、企業が設定しているのは付加価値デフレータではなく、あくまでも産出価格である。Calvo [1983] のモデルに忠実に考えれば、粘着性があるのは産出価格であり、付加価値デフレータではない。価格指標として産出価格を用いるという本稿の方法は Calvo [1983] のモデルと整合性が高い^{10,11}。

3 . 集計データによる推計

本節では、集計データを用いてマクロレベルの価格粘着性を計測する。1国全体でみた場合の中間投入は輸入と解釈できる。この場合には、(14) 式の m_t は実質輸入の実質総需要に対する比率 (の対数値) であり、 p_t^m は輸入デフレータ (の対数値) である。以下ではこの考えに基づき、マクロ・レベルの価格粘着性を計測する。

(1) 予備的分析

まず(7) 式をフォワードに展開すると、

$$\pi_t = \lambda \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j E_t [mc_{t+j}^n - p_{t+j}] \quad (21)$$

となる。つまり、 t 期のインフレ率は将来に亘る実質限界費用によって決まる。別な言い方をすると、 t 期のインフレ率は t 期以降の実質限界費用と相関している。これが、ニュー・ケインジアン型フィリップス曲線のもつ最も重要な特徴である。フォーマルな推計を行う前の予備的分析として、インフレ率と実質限界費用の異時点間の相関を調べてみよう。

(14) 式で $\gamma=1$ が成立する (すなわち (16) 式が成立する) と仮定し、 s_t^m を名目輸入/名目総需要で測ることにする。図1は、このように定義された限界費用とインフレ率の時差相関 ($t+h$ 期のインフレ率と t 期の限界費用) を示したものである。 h が正のレンジはインフレ率が遅行、 h が負のレンジはインフレ率が先行していることを表す。最初に示したのは1960年1Qから1999年1Qの期間について計測した結果である。これをみると、 h が負のレンジで両者が正の相関をもつ一方、 h が正のレ

10 価格の粘着性を推計する際には、価格指標として何を用いるべきかという観点からは、品質調整をどう扱うかも重要な問題である。価格をみるからには同質の商品の価格を比べなければ意味がないので、品質調整は必要である。しかし、パソコンのように品質変化が著しいものについては、品質調整済みの価格に粘着性があると考えたよりも、取引価格自体に粘着性があると考えたのが自然であろう。この点については、先行研究も本稿も十分な配慮ができていない。

11 Gali and Gertler [1999] は、実質限界費用のデータに計測誤差がある場合や、定常状態における実質限界費用が時間とともに変動する場合には、 θ の推計値に上方バイアスが生じると指摘している。価格粘着性を過大に評価する可能性がある点には注意が必要である。

図1 集計量の実質限界費用(t)とインフレ率($t+h$)の時差相関係数

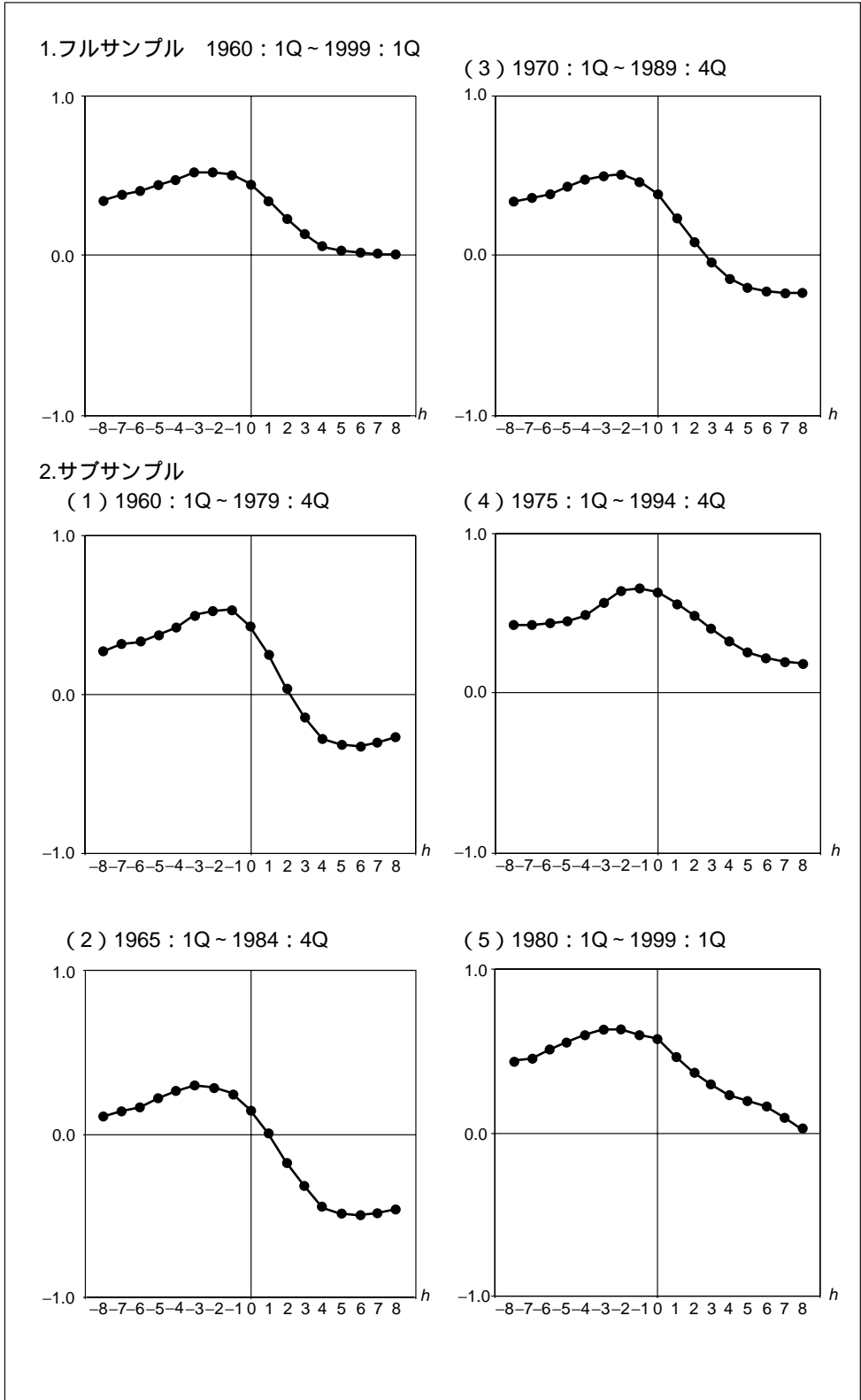
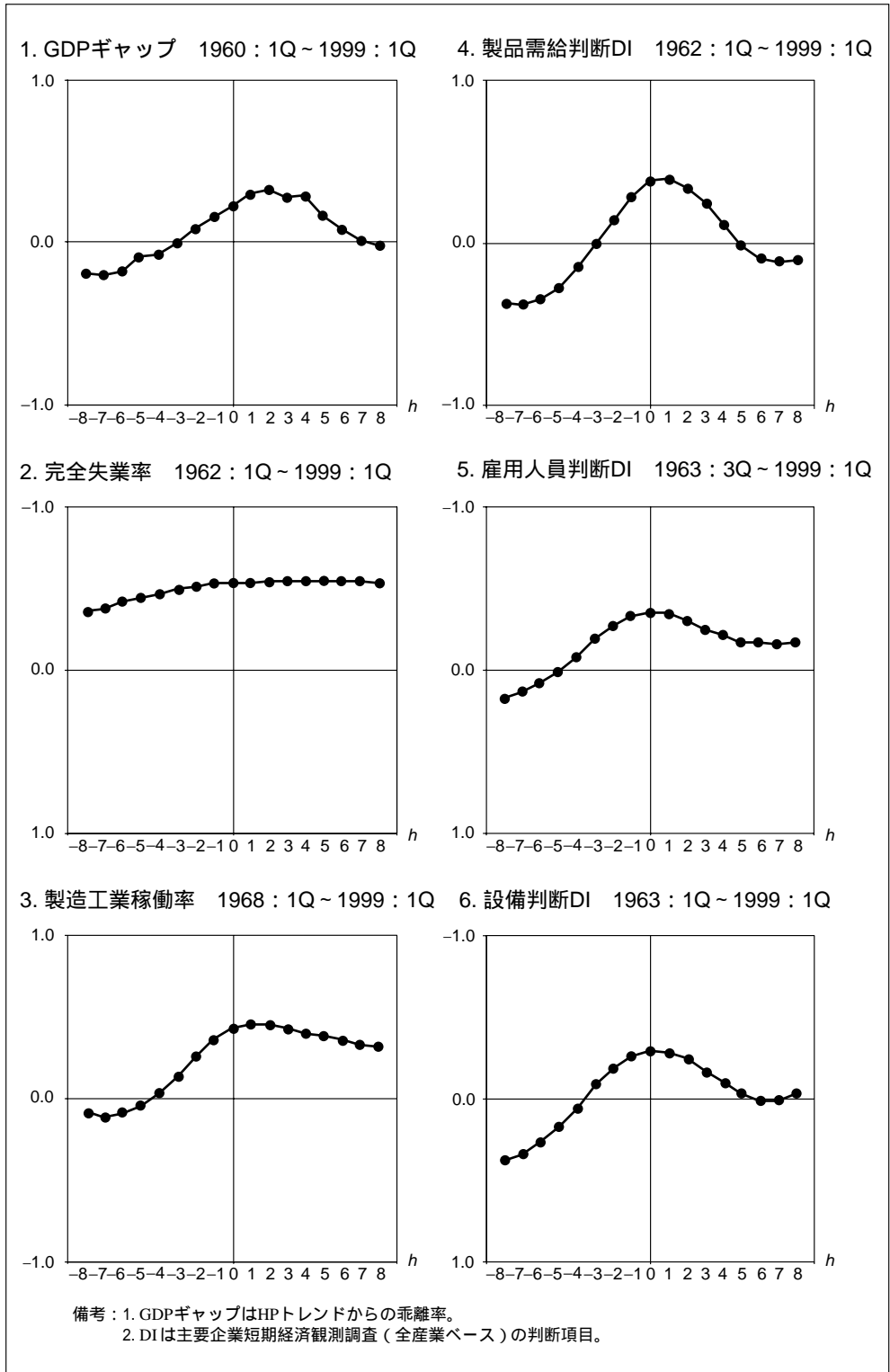


図2 生産ギャップ指標(t)とインフレ率($t+h$)の時差相関係数



ンジでははっきりした相関がみられないことが確認できる。インフレ率は2~3四半期先の限界費用の変動と最も強く相関している。これは、(21)式が示唆するインフレ率と限界費用の関係と整合的である。図1では、サンプル期間を分割して同様の時差相関を計測している。相関のピークが $h=-2$ または -3 の近辺にくるという傾向は、1970年代の石油危機を含む時期に最も顕著にみられるが、それ以外の期間についてもインフレ率が限界費用の変動に先行する傾向が確認できる。

同様のことは生産ギャップについてもいえるであろうか。図2では生産ギャップを測る各種の指標とインフレ率との時差相関を示している。生産ギャップを測る指標としては、GDPギャップ(実質GDPのHPトレンドからの乖離)、失業率、製造業稼働率、短観(「主要企業短期経済観測調査」)の製品需給判断DI、雇用人員判断DI、設備判断DIの6種類の指標を用いている。図2をみると、6つの指標全てについて、相関のピークがゼロまたは正のレンジにきており、生産ギャップ指標がインフレ率と同時、あるいは先行する傾向がみられる。(8)式によれば、インフレ率が先行するはずであるから、この結果は理論モデルと整合的でない。

時差相関が(7)式と整合的で、(8)式とは整合的でないという結果は、おそらく、実質限界費用(の定常状態からの乖離率)と、生産ギャップ(の定常状態からの乖離率)とが、比例関係にあるとの仮定が、成立していないためと考えられる。したがって、この仮定を用いることは適切でない。本稿ではこの仮定を用いることなく、(7)式を直接推計することとする¹²。

(2) 推計結果

表1は集計データを用いた場合の推計結果を示している。表の θ 、 β 、 γ 、 λ は、(14)式の対応するパラメータの値である。 λ は θ と β から計算したものである。推計値の下の括弧内の計数は、ニューイ=ウエストの方法で修整した標準誤差を表す。また、 D は $D \equiv (1-\theta)^{-1}$ で定義されるパラメータであり、価格の平均改訂間隔の長さ(四半期)を表す。推計はGMMで行い、表の最後の欄の J は、過剰識別に関するハンセン・テストの結果を示す J 統計量であり、カッコ内は p 値である。推計データは四半期、推計期間は1960年1Qから2000年4Qである。表1の定式化[1]~[3]では、各変数のレベルを用いている。操作変数は、 $\pi_{t-4}, \dots, \pi_{t-1}; m_{t-4}, \dots, m_{t-1}; p_{t-4}^m - p_{t-4}, \dots, p_{t-1}^m - p_{t-1}$ である¹³。定式化[1]では、 β と γ については $\beta=1$ かつ $\gamma=1$ という制約を課し、 θ のみを推計している。理論モデルは、 θ がゼロと1の間であることを要求

12 わが国におけるフィリップス曲線の推計例の多くは、生産ギャップを用いた定式化を採用している。わが国のフィリップス曲線の推計例についてはYoshikawa [1995]などを参照。なお、Gali and Gertler [1999]とGali, Gertler, and Lopez-Salido [2001]は、生産ギャップとインフレ率の時差相関について、米国や欧州でも、図2と同様の傾向がみられると指摘している。

13 m_t など t 期の変数は(20)式の v_{t+1} と無相関であるが、 η_t とは一般に相関がある。このため、操作変数としては $t-1$ 期以降のラグを用いている。

表1 集計データによる推計

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
θ	0.906 (0.010)	0.754 (0.014)	0.909 (0.012)	0.650 (0.014)	0.963 (0.006)	0.643 (0.019)
β	1.000	1.305 (0.017)	1.000	1.000	-0.222 (0.050)	1.000
γ	1.000	1.000	1.035 (0.191)	1.000	1.000	0.865 (0.290)
λ	0.010	0.005	0.009	0.189	0.047	0.198
D	10.64	4.07	11.01	2.85	27.00	2.80
J	18.83 (0.596)	16.21 (0.704)	18.55 (0.551)	15.95 (0.528)	14.47 (0.564)	16.00 (0.453)

備考：1. θ 、 β 、 γ は、本文(14)式の対応するパラメータの推計値である。パラメータの線形性を確保するため、(14)式の両辺に θ を乗じて推計した。

2. θ 、 β 、 γ の推計値の下の括弧内の計数はニューイ = ウエストの方法で修正した標準誤差を表す。共分散行列の推計では4期のラグを使用している。
3. λ は θ と β から計算した。 D は $D \equiv (1-\theta)^{-1}$ で定義され、価格の平均改訂間隔の長さ(四半期)を表す。
4. J は過剰識別に関する J 統計量であり、括弧内は p 値である。
5. 推計期間は1960年1Qから2000年4Qである。
6. 定式化[1]~[3]は各変数のレベル、定式化[4]~[6]は各変数の1階の階差を用いて推計している。
7. 操作変数は、[1]~[3]では、 $\pi_{t-4}, \dots, \pi_{t-1}; m_{t-4}, \dots, m_{t-1}; p_{t-4}^m - p_{t-4}, \dots, p_{t-1}^m - p_{t-1}$ 、[4]~[6]では、 $\Delta \pi_{t-4}, \dots, \Delta \pi_{t-2}; \Delta m_{t-4}, \dots, \Delta m_{t-2}; \Delta(p_{t-4}^m - p_{t-4}), \dots, \Delta(p_{t-2}^m - p_{t-2})$ である。

しているが、確かに推計値はこの要求を満たしており、理論モデルと整合的である。次に、定式化[2]では、 β についての制約をはずし、 θ と β を推計している。割引因子である β の推計値は1.3となっており、1近傍ではあるものの1を上回り、理論的な制約を満たしていない。定式化[3]では、 γ についての制約をはずし、 θ と γ を推計している。理論モデルによれば、 γ は正であり、確かに推計値はこれを満たしている。推計された γ は1に非常に近く、1である可能性を棄却できない(つまり V と M の間の代替の弾力性は1に近い)¹⁴。最後に、 J 統計量をみると、操作変数と誤差項の直交を含む推計式の定式化は棄却されていない。

14 V と M の間の代替の弾力性は、Rotemberg and Woodford [1996]によれば約0.7、Basu [1995]によれば0.36である。したがって、代替の弾力性の逆数として定義される γ は、Rotemberg and Woodford [1996]によれば1.4、Basu [1995]によれば2.8となる。定式化[3]の結果はRotemberg and Woodford [1996]に近い。

定式化[4] [5] [6]では、それぞれの変数について1階の階差をとり、[1]~[3]と同様の推計を行っている。これは、中間投入で定義した限界費用が、確率的トレンドをもつ可能性に配慮したものである。定式化[4]~[6]では、操作変数を $\Delta\pi_{t-4}, \dots, \Delta\pi_{t-2}; \Delta m_{t-4}, \dots, \Delta m_{t-2}; \Delta(p_{t-4}^m - p_{t-4}), \dots, \Delta(p_{t-2}^m - p_{t-2})$ としている¹⁵。[4]~[6]を[1]~[3]と比較すると、全般に θ の推計値が小さくなっている傾向が確認できる。ただし、定式化[5]と[2]の比較では θ は小さくなっている。同時に[5]では、 β の推計値は小幅ながらマイナスになり、再び理論と整合的でない。なお、 γ については0.865と、再び1に近い値となっている。

キー・パラメータである θ の推計値は、[1]の推計では0.9、平均の価格改訂間隔にして10四半期である¹⁶。一方、階差による定式化[4]では、 θ の推計値は約0.7、平均の価格改訂間隔にして3四半期である。この推計結果を集計データを用いた先行研究と比較すると、Gali and Gertler [1999]は、米国を対象にサンプル期間1960年1Q~1997年4Qで推計した結果、 θ の推計値は約0.8、平均の価格改訂間隔は5~6四半期と報告している。また、Gali, Gertler, and Lopez Salido [2001]は、ヨーロッパ圏を対象にサンプル期間1970年1Q~1998年2Qで推計した結果、 θ の推計値は0.5~0.9の範囲（平均の価格改訂間隔は2~10四半期）と報告している。本稿の推計は、対象国が日本という点で異なるのみならず、推計方法も 限界費用を中間投入で計測している（上述の先行研究では労働投入を用いている）¹⁷、インフレ率のレベルだけではなく階差も試みている、という点で異なる。これらの差異にもかかわらず、 θ の推計値は、概ね米国や欧州の推計結果と同じである¹⁸。

他国を対象にした先行研究との比較のために、表2では、中間投入を用いた本稿の推計方法をG7各国に適用している¹⁹。表2の定式化[1]では $\beta=1$ かつ $\gamma=1$ という制約を課し、 θ のみを推計している（表1の定式化[1]に対応する）。表2の定式化[2]は各変数の階差を用いているという点でのみ異なる（表1の定式化[4]に対応する）。推計期間は、各国共通して1972年1Qから2000年4Qである。推計結果をみると、第1に、 θ の推計値は各国とも0と1の範囲に入っており、本稿の方法が日本以外の国でも適用可能であることを示している。第2に、国別に推計された θ を比較すると、定式化[1]では0.86~0.96の狭い範囲に分布しており、目立った差は認められない。定式化[2]では、イタリア、カナダがやや低めであるが、その他の国は0.7~0.9の範囲で大差ない。なお、日本はいずれの定式化でみても、 θ の推計値がG7

15 階差をとった場合に、推計式の誤差項は、 $-\beta(v_{t+1}-v_t)+(\eta_t-\eta_{t-1})$ となる。 η_{t-1} との相関を回避するために、操作変数は $t-2$ 期以降のラグを用いている。

16 石油危機の時期（1973年4Q~1974年3Qおよび1979年2Q~1980年2Q）をダミー処理により除いて推計しても結果は変わらない。

17 ちなみに、労働投入を用いるGali and Gertler [1999]等の方法を用いて、表1の定式化[1]を推計すると、 θ は0.954となり、中間投入を用いた場合よりも1に近くなる。

18 Blinder *et al.* [1998]は企業を対象とするアンケート調査を実施し、約65%の企業で価格改訂頻度は年に1~2回であること、また、価格改訂間隔のメディアンは9カ月との結果を報告している。

19 推計で使用した各国データについては補論1を参照。

中第4位であり、粘着性の度合いは国際的にみて、ほぼ平均的な水準との結果になっている²⁰。

表2 G7各国の比較

	[1]				[2]			
	θ	λ	D	J	θ	λ	D	J
日本	0.906 (0.010)	0.010	10.645	13.818 (0.877)	0.736 (0.016)	0.095	3.789	14.653 (0.620)
米国	0.962 (0.014)	0.002	26.204	7.274 (0.777)	0.736 (0.023)	0.095	3.784	11.750 (0.228)
ドイツ	0.919 (0.013)	0.007	12.415	10.507 (0.485)	0.766 (0.072)	0.071	4.273	8.448 (0.490)
フランス	0.878 (0.016)	0.017	8.167	12.029 (0.361)	0.729 (0.030)	0.101	3.688	8.216 (0.513)
英国	0.861 (0.023)	0.022	7.220	6.784 (0.816)	0.894 (0.428)	0.012	9.470	5.820 (0.758)
イタリア	0.866 (0.019)	0.021	7.460	9.708 (0.557)	0.515 (0.033)	0.458	2.061	4.413 (0.882)
カナダ	0.964 (0.032)	0.001	27.661	11.138 (0.432)	0.675 (0.066)	0.157	3.075	14.183 (0.116)

- 備考：1. θ は本文(16)式の対応するパラメータの推計値である。パラメータの線形性を確保するため、(16)式の両辺に θ を乗じて推計した。
2. 推計値の下の括弧内の計数はニューイ=ウエストの方法で修正した標準誤差を表す。共分散行列の推計では4期のラグを使用している。
3. λ は θ と β から計算した。ただし β については1に等しいという制約を課している。
4. D は $D \equiv (1-\theta)^{-1}$ で定義され、価格の平均改訂間隔の長さ(四半期)を表す。
5. J は過剰識別に関する J 統計量であり、括弧内は p 値である。
6. 推計期間は1972年1Qから2000年4Qである。
7. 操作変数は、定式化[1]では $\pi_{t-4}, \dots, \pi_{t-1}; s_{t-4}^m, \dots, s_{t-1}^m$ 、定式化[2]では $\Delta\pi_{t-4}, \dots, \Delta\pi_{t-2}; \Delta s_{t-4}^m, \dots, \Delta s_{t-2}^m$ である。
8. 各国データの詳細については補論1を参照。

20 Encaoua and Geroski [1986]は、本稿とは異なる方法で先進各国の価格粘着性を計測し、英国では最も粘着的で、日本は最も伸縮的との結果を報告している。粘着性の国際比較についてはGordon [1983]も参照。

4. 産業別推計

(1) 産業分類、データ

本節では産業別の価格粘着性を推計する。産業としては、製造業15業種、非製造業3業種、合計18業種を扱う。18業種のリストは補論2.に示してある。産業の選択に際しては、物価指数と中間投入関連の計数が、概念的にほぼ一致するものを選ぶという基準を採っている。例えば、企業向けサービスは、中間投入関連の統計は存在するが、物価指数が十分な期間とれないため、対象からはずれている。また、個人向け不動産賃貸は、物価指数はとれるが、中間投入計数がいないため、対象からはずれている。また、電力・通信など価格が規制されている業種は、ここでの分析になじまないのに対象としていない。物価指数は、製造業については『国内卸売物価指数』の対応する業種分類を用いている（詳細は補論2.を参照）。卸売物価指数には、輸出向けと国内向けの分類があるが、ここでは、輸出向けの多くが外貨建てという点を考慮して、国内向けを選択している。中間投入関連の計数は『法人企業統計季報』の対応する業種からとっている（詳細は補論2.を参照）。中間投入費比率の定義は、「売上高」-「営業利益」-「人件費」-「固定資産減価償却費」/「売上高」である²¹。

(2) 予備的分析

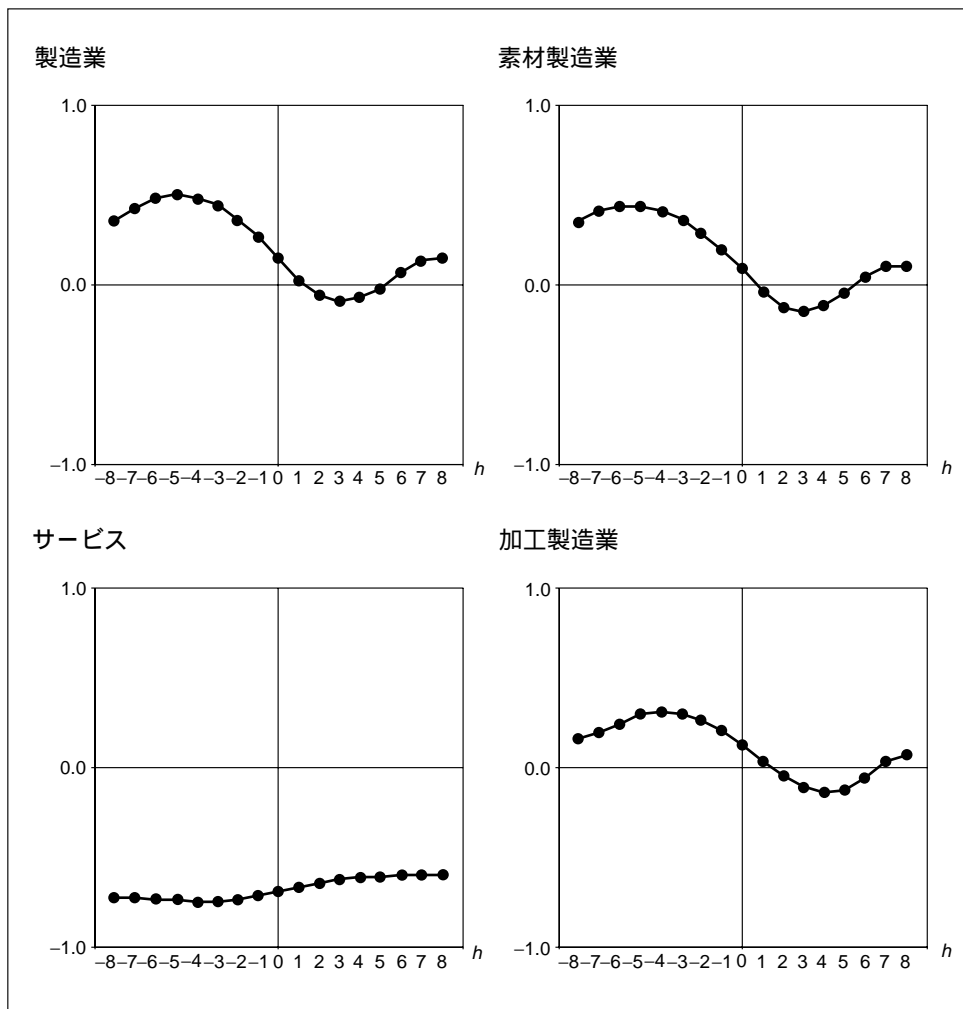
図3では、製造業全体、その素材・加工別、サービス業について、時差相関を計測している。製造業全体、素材業種、加工業種では、マクロ経済全体と同じく、インフレ率が限界費用に先行する傾向が確認できる。これは、(21)式が示唆するインフレ率と限界費用の関係と整合的である。これに対してサービス業では、相関が全般にマイナスで、しかもマイナスの度合いはインフレ率が先行する領域で強くなっている。相関が全般にマイナスであるということは、変数がトレンドをもつ可能性を示しており、階差をとるなどのデータ変換が必要であることを示唆している。

(3) 推計結果

推計式は(15)式を用いている。すなわち、 $\gamma_k=1$ と仮定している。これは、産業別の中間投入価格 p_k^m に対応する適切なデータが存在しないというデータ面の制約が、第1の理由である。ただし、前節でみたように、 γ_k を1とすることは、それほど非現実的な仮定ではない。また、前節の推計結果をみる限り、 γ_k に対する制

21 物価指数、中間投入関連指数ともに、SNAの経済活動別を用いることも考えられる。しかし、経済活動別は年次データであり、数四半期という単位の価格粘着性を計測するには不向きと判断し、本稿では用いなかった。

図3 産業別の実質限界費用(t)とインフレ率($t+h$)の時差相関係数



約がキー・パラメータである θ_k の推計値に与える影響は小さく、 $\gamma_k=1$ と仮定することで結果が大きく変わる可能性は小さいと判断できる。推計期間は各業種共通してとれる最大限の期間(1976年3Qから2000年4Q)にしている。

表3の定式化[1]は、インフレ率、限界費用ともにレベルを用いている。定式化[2]は限界費用に確率トレンドが含まれる可能性に配慮して、両変数ともに1階の階差をとっている。 θ 、 D 、 λ 、 J の定義は前節と同じである。操作変数は、定式化[1]では $\pi_{kt-4}, \dots, \pi_{kt-1}; s_{kt-4}^m, \dots, s_{kt-1}^m$ 、定式化[2]では $\Delta\pi_{kt-4}, \dots, \Delta\pi_{kt-2}; \Delta s_{kt-4}^m, \dots, \Delta s_{kt-2}^m$ である。表3から読み取れるように、いずれの定式化でも、 θ の推計値は、理論モデルの想定どおり、0から1の範囲に入っており、中間投入を用いる本稿の推計方法が、産業別の推計でも有効に機能していることを示している。また、いずれの産業でも推計された θ はゼロから有意に離れており、どの業種でも価格粘性性が

存在することが確認できる。定式化[1]と[2]を比べると、全般に[2]の方が θ の値が小さい。

推計結果を産業別にみると、粘着性の度合いが各産業で異なり、その差は標準偏差を大きく上回っている。これは定式化[1]でも定式化[2]でも確認できる特徴である。より詳しくみると、製造業では、一般機械、輸送機械などの加工系の業種で θ の値が高い一方、紙パ、非鉄金属など素材系の業種で θ の値が相対的に低いという傾向が確認できる。平均的な価格改訂間隔は、加工系の業種で2~7四半期、素材系の業種で1~4四半期である。次に、非製造業をみると、建設業、小売業で θ の値が低く、サービス業で高いという結果になっている。特に、サービス業では平均的な価格改訂間隔が定式化[1]で56四半期、[2]で7四半期となっている。4節(2)の予備的分析でみたように、サービス業の中間投入費比率は確率トレンドをもつ可能性が強いので、レベルで推計した結果(56四半期)は正しくない可能性がある。しかし、階差の推計値である7四半期にしても、18業種中最長であり、粘着性の高さは際立っている。

表3の結果からは次のことが読み取れる。第1に、Woodford [2001]等の理論モデルを用いた分析によれば、各財の価格粘着性が無視できるほどに小さい場合、あるいは、粘着性が大きくてもその程度が財間で異ならない場合には、中央銀行の目指すべき物価指標と生計費指数として定義される物価指数(消費者物価指数など)が一致する。しかし、表3の結果によれば、と の条件はいずれも満たされていない。中央銀行が政策目標とすべき物価指標が、生計費指数として定義される物価指数と異なっている可能性を示唆している。第2に、素材系に比べ加工系の粘着性が高いという表3の結果は、価格の下方硬直性を反映しているとも解釈できる。すなわち、加工系の業種の価格はサンプル期間中、下落する頻度が素材系に比べ高かった。仮に素材・加工を問わず価格が下落するときには粘着性が高まるとすれば、加工系の業種ではサンプル期間中の平均的な粘着性が高めに出ることになる。この解釈については4節(4)口.でさらに詳しく議論する。なお、サービス業については、サンプル期間中価格は上昇しており、下方硬直性が原因で粘着性が高く出ているとの解釈は適用できない。

第3に、産業別の推計結果(表3)と集計データによる推計結果(表1)を比較すると、直接比較が可能な表1の[1]と表3の[1]、表1の[4]と表3の[2]では、いずれも、集計データを用いた場合の方が θ が高めに出ているようにみえる。両者の厳密な比較を行うには、全ての業種について網羅的に θ を推計し、それを加重平均したものと集計データによる推計値を比較するという手順を踏む必要がある。本稿では、データの制約からいくつかの業種で θ が推計できていないため、厳密な比較は不可能である。しかし、それでも推計された結果をみる限り、集計データによる結果の方が θ が高いという傾向がある。個別企業、個別産業の価格粘着性と経済全体の価格粘着性の間には、経済全体の価格粘着性は、個別企業や個別産業の価格粘着性の平均値になるという見方と、個別企業や個別産業の段階では、価格粘着性が微小でも、それが積もり積もって、経済全体では強い粘着性が生じるという見方がある。

表3 産業別推計

	[1]				[2]			
	θ_k	λ_k	D_k	J	θ_k	λ_k	D_k	J
製造業	0.700 (0.031)	0.129	3.333	13.116 (0.728)	0.389 (0.052)	0.957	1.638	7.282 (0.923)
食品飼肥料	0.768 (0.030)	0.070	4.301	15.230 (0.579)	0.570 (0.071)	0.324	2.326	8.084 (0.885)
繊維衣服	0.670 (0.027)	0.162	3.032	12.465 (0.771)	0.379 (0.043)	1.017	1.610	8.646 (0.853)
製材木製品	0.485 (0.037)	0.548	1.940	8.335 (0.959)	0.453 (0.088)	0.660	1.828	7.386 (0.919)
紙パ	0.572 (0.013)	0.321	2.334	14.018 (0.666)	0.129 (0.040)	5.876	1.148	10.475 (0.727)
化学製品	0.728 (0.027)	0.101	3.680	12.280 (0.783)	0.245 (0.049)	2.331	1.324	10.915 (0.693)
石油石炭	0.416 (0.006)	0.822	1.711	13.750 (0.685)	0.140 (0.022)	5.264	1.163	12.410 (0.573)
窯業土石	0.638 (0.020)	0.205	2.766	12.572 (0.764)	0.328 (0.013)	1.380	1.487	8.688 (0.851)
鉄鋼	0.715 (0.003)	0.114	3.509	10.652 (0.874)	0.560 (0.045)	0.346	2.271	9.925 (0.768)
非鉄金属	0.552 (0.007)	0.363	2.233	17.074 (0.449)	0.037 (0.006)	25.349	1.038	15.852 (0.323)
金属製品	0.828 (0.025)	0.036	5.825	11.600 (0.824)	0.633 (0.018)	0.213	2.723	8.919 (0.836)
一般機器	0.843 (0.017)	0.029	6.381	11.864 (0.808)	0.845 (0.056)	0.028	6.446	8.523 (0.860)
電気機器	0.825 (0.015)	0.037	5.699	9.228 (0.933)	0.483 (0.027)	0.554	1.933	9.536 (0.795)
輸送機器	0.872 (0.019)	0.019	7.827	8.292 (0.960)	0.622 (0.056)	0.229	2.649	8.089 (0.885)
精密機器	0.744 (0.011)	0.088	3.901	8.757 (0.948)	0.637 (0.023)	0.206	2.757	8.450 (0.865)
その他製品	0.622 (0.011)	0.230	2.643	13.429 (0.707)	0.406 (0.059)	0.868	1.684	5.376 (0.980)
小売	0.744 (0.074)	0.088	3.909	6.627 (0.469)	0.269 (0.068)	1.980	1.369	3.096 (0.876)
サービス	0.982 (0.048)	0.000	56.031	3.884 (0.793)	0.853 (0.049)	0.025	6.800	4.142 (0.763)
建設	0.615 (0.045)	0.241	2.596	10.382 (0.168)	0.216 (0.078)	2.855	1.275	7.696 (0.360)

備考：1. θ_k は本文(15)式の対応するパラメータの推計値である。パラメータの線形性を確保するため、(15)式の両辺に θ_k を乗じて推計した。

2. 推計値の下の括弧内の計数はニューイ=ウエストの方法で修正した標準誤差を表す。共分散行列の推計では4期のラグを使用している。

3. λ_k は θ_k と β_k から計算した。ただし β_k については1に等しいという制約を課している。

4. D_k は $D_k \equiv (1-\theta_k)^{-1}$ で定義され、価格の平均改訂間隔の長さ(四半期)を表す。

5. J は過剰識別に関する J 統計量であり、括弧内は p 値である。

6. 推計期間は1976年3Qから2000年4Qである。

7. 操作変数は、定式化[1]では $\pi_{kt-4}, \dots, \pi_{kt-1}; s_{kt-4}^m, \dots, s_{kt-1}^m$ 、定式化[2]では $\Delta\pi_{kt-4}, \dots, \Delta\pi_{kt-2}; \Delta s_{kt-4}^m, \dots, \Delta s_{kt-2}^m$ である。

8. 産業別データの詳細については補論2を参照。

後者の見方はBlanchard [1987] などで示されている。表1と表3のカジュアルな比較からは、Blanchard等の見方が正しい可能性を示唆しているとみることもできる。

なお、産業別の推計結果を先行研究と比較すると、まず、Carlton [1986] は米国のデータ（サンプル期間1957年～1966年）を用いて製造業の業種別価格の改訂頻度を調べている。この研究は、取引ベースのデータを用いて価格の改訂頻度を実測したものであり、限界費用の変動に対して価格がどの程度素早く反応するかをみる本稿のアプローチとは異なる。例えば、Carlton [1986] の方法では、限界費用が全く変動せず、そのために価格を据え置いた場合と、限界費用が変動しているにもかかわらず、価格を据え置いている場合とが区別されず、両者ともに粘着性が高いという結果になる。これに対して本稿の方法では、後者の場合のみ、価格粘着性が高いと定義している。そうした違いを念頭においたうえでCarlton [1986] の計測結果と比較すると（Carlton [1986] table 1）、平均価格改訂間隔は、化学の19.2ヵ月が最長で家庭用器具（household appliances）の5.9ヵ月が最短であり、平均改訂間隔のオーダーは本稿とほぼ同じである。しかし、業種別にみると、Carlton [1986] では素材系の業種で粘着性が高く加工系の業種では粘着性が低くなっており、この点は本稿の結果と反対である²²。

一方、Roberts, Stockton, and Struckmeyer [1994] は1958年から1983年の米国のデータを用いて製造業の産業別価格粘着性を計測している。本稿とは異なる計測方法を採用しており、また使用しているデータが年次というのも相違点である。Roberts, Stockton, and Struckmeyer [1994] の推計結果によれば（Roberts, Stockton, and Struckmeyer [1994], table 3）、アパレル、窯業土石、ゴム（rubber）などで価格の伸縮性が顕著な一方、価格粘着性が強く検出されるのは家具、一次金属（primary metals）、金属製品（fabricated metals）などである。電気機械、非電気機械（non-electrical machinery）は粘着性が高い部類に属す。素材系と加工系という区分けでは明確な特徴は見出せないが、少なくとも、Carlton [1986] のように、素材系の業種で粘着性が高いという傾向は存在しない。

また、Kyouso, Muranaga, and Yamaguchi [2001] は、日本の卸売物価統計を用いてCarlton [1986] と同様の計測を行った結果、精密機械、一般機械、金属製品、加工食品などで改訂頻度が少なく、非鉄金属、石油・石炭製品などで改訂頻度が多いと報告している。Kyouso, Muranaga, and Yamaguchi [2001] の結果は、加工系の業種で粘着性が高いという点で本稿の分析結果と整合的である²³。

22 Carlton [1986] の業種は製造業だけであり、サービスなど非製造業については本稿と比較できない。

23 Carlton [1986] と本稿、あるいはKyouso, Muranaga, and Yamaguchi [2001] との違いの原因がどこにあるかは本稿の分析からは明らかでない。しかし本稿とKyouso, Muranaga, and Yamaguchi [2001] の類似性に注目すれば、日本の特性、あるいは日本の卸売物価統計の特性が関係している可能性がある。

(3) 推計式の拡張

イ．折衷型フィリップス曲線

2節の(2)式の背後では、価格改訂を許された企業は将来の限界費用を見通して価格 p_{kt}^* を設定すると仮定されていた。しかし現実には全ての企業がフォワード・ルッキングではなく、一部にはバックワード・ルッキングな企業もいるかもしれない。これは、消費者でいえば、恒常所得仮説のとおりに行動する消費者もいれば、近視眼的に消費を決める消費者がいるのと同じである。以下では、全ての企業がフォワード・ルッキングという仮定を緩めたときに推計結果がどう変わるかをみることにする。

k 産業に属する企業のうち、 $\omega_k \in [0,1]$ の割合がバックワード・ルッキングで、残りの $1-\omega_k$ がフォワード・ルッキングであると仮定する。フォワード・ルッキングな企業は、価格改訂を許可されると、以前と同様に将来の限界費用を見通して最適価格を設定する。フォワード・ルッキングな企業が設定する価格を p_{kt}^f と表記すると、(2)式は、

$$p_{kt}^f = (1-\beta\theta_k) \sum_{j=0}^{\infty} (\beta\theta_k)^j E_t[mc_{kt+j}^n] \quad (22)$$

に変わる。一方、バックワード・ルッキングな企業については、Gali and Gertler [1999]に従って、価格改訂を許可されたときに設定する価格 p_{kt}^b が次式で与えられると仮定する。

$$p_{kt}^b = p_{kt-1}^* + \pi_{kt-1} \quad (23)$$

ただし、 p_{kt-1}^* は前期に価格改訂を行った全ての企業の平均価格であり、

$$p_{kt-1}^* = (1-\omega_k)p_{kt-1}^f + \omega_k p_{kt-1}^b \quad (24)$$

により与えられる。(23)式によれば、バックワード・ルッキングな企業は、前期に改訂された価格の平均値に将来の限界費用に関する予想が織り込まれていることを利用して、 p_{kt-1}^* に前々期から前期にかけての物価上昇率を加えて p_{kt}^b を設定する。バックワード・ルッキングな企業は、将来の限界費用に関する情報を自ら持たないので、フォワード・ルッキングな企業がもつ情報にただ乗りしている。

(22)~(24)式を用いて2節と同様の計算を行うと、ニュー・ケインジアン型フィリップス曲線((5)式)は次のように変わる。

$$\pi_{kt} = \mu_k^f E_t \pi_{kt+1} + \mu_k^b \pi_{kt-1} + \lambda_k [mc_{kt}^n - p_{kt}] \quad (25)$$

ただし、

$$\begin{aligned}\lambda_k &\equiv (1-\omega_k)(1-\theta_k)(1-\beta\theta_k)\phi_k^{-1} \\ \mu_k^f &\equiv \beta\theta_k\phi_k^{-1} \\ \mu_k^b &\equiv \omega_k\phi_k^{-1} \\ \phi_k &\equiv \theta_k + \omega_k[1-\theta_k(1-\beta)]\end{aligned}$$

(25)式と(5)式の最大の違いは、 π_{kt} が将来のインフレ率の予想だけでなく過去のインフレ率 π_{kt-1} にも依存しているという点である。つまり、インフレ率には慣性(inertia)が存在する。折衷型フィリップス曲線が(25)式で与えられるとき(15)式に対応する推計式は、

$$\pi_{kt} = \mu_k^f E_t \pi_{kt+1} + \mu_k^b \pi_{kt-1} + \lambda_k s_{kt}^m \quad (26)$$

となる。

(26)式の推計結果は表4に示してある。推計方法は表3と基本的に同じである。表3と同じく定式化[1]はインフレ率、限界費用ともにレベル、定式化[2]は両変数ともに1階の階差をとっている。定式化[1]の結果をみると、 ω_k は18業種中15業種で[0, 1]の範囲に入っており、理論モデルと整合的である。残りの3業種では ω_k がマイナスになっているが、マイナス幅は小さく、標準誤差の範囲内である。 ω_k は化学、一般機器、食品肥飼料、サービスで0.4を上回っている。特にサービス業では、 ω_k が0.497で、約半数の企業がバックワード・ルッキングであるとの結果になっている。一方、定式化[2]の結果をみると、 ω_k は全般的に小さく、0を大きく下回る業種も少なくない。

表4の結果の第2の重要なポイントは、バックワード・ルッキングな企業の存在を許容する定式化にしても θ の推計値は表3と大きく異ならないことである。これは、定式化[1][2]に共通してみられる特徴である。素材系より加工系の方が粘着性が高い、サービス業の粘着性が際立って高いという点は引き続き確認できる。

ロ．価格粘着性の非対称性

Calvo [1983] のモデルの設定では、価格が改訂できる確率は常に一定である。しかし実際には価格粘着性は経済のさまざまな事情で変動すると考えるのが自然である。特に、価格が上昇するときと下落するときとは粘着性の度合いに違いがある可能性がある。この点を考慮するために、モデルを次のように変更する。価格改訂が許されるかどうかは確率的に決まるという点は変わらないとして、その確率は価格が上昇するときと下落するときとで異なるものとする。具体的には次のように考える。まず(1)式を変形すると、

$$\pi_{kt} = (1-\theta_k)(p_{kt}^* - p_{kt-1}) \quad (27)$$

となる。いま、価格改訂が許されない確率は $p_{kt}^* \geq p_{kt-1}$ のときには θ_k^+ 、 $p_{kt}^* < p_{kt-1}$ の

表4 折衷型フィリップス曲線

	[1]					[2]				
	θ_k	ω_k	λ_k	D_k	J	θ_k	ω_k	λ_k	D_k	J
製造業	0.693 (0.036)	0.496 (0.024)	0.040	3.256	13.142 (0.662)	0.422 (0.065)	-0.143 (0.061)	1.370	1.729	6.906 (0.907)
食品飼肥料	0.758 (0.046)	0.422 (0.085)	0.029	4.126	10.891 (0.816)	0.430 (0.105)	0.355 (0.112)	0.267	1.756	6.253 (0.936)
繊維衣服	0.629 (0.034)	0.221 (0.024)	0.126	2.693	12.758 (0.690)	0.485 (0.059)	-0.283 (0.049)	1.683	1.941	7.157 (0.894)
製材木製品	0.483 (0.037)	-0.013 (0.020)	0.576	1.935	8.289 (0.940)	0.561 (0.092)	-0.163 (0.038)	0.564	2.277	6.290 (0.935)
紙パ	0.547 (0.012)	0.260 (0.043)	0.188	2.207	13.473 (0.638)	0.082 (0.032)	0.104 (0.052)	4.066	1.090	10.233 (0.675)
化学製品	0.716 (0.043)	0.418 (0.091)	0.041	3.522	12.165 (0.733)	0.249 (0.050)	-0.012 (0.054)	2.416	1.331	10.911 (0.618)
石油石炭	0.441 (0.040)	0.108 (0.038)	0.508	1.789	13.042 (0.670)	0.018 (0.031)	0.225 (0.032)	3.065	1.019	9.134 (0.763)
窯業土石	0.642 (0.028)	-0.009 (0.041)	0.204	2.793	12.527 (0.707)	0.213 (0.011)	0.113 (0.029)	1.684	1.271	7.105 (0.897)
鉄鋼	0.704 (0.013)	0.374 (0.057)	0.051	3.384	8.178 (0.943)	0.548 (0.051)	0.061 (0.038)	0.316	2.210	9.737 (0.715)
非鉄金属	0.550 (0.019)	0.168 (0.044)	0.235	2.222	14.972 (0.527)	0.012 (0.005)	0.054 (0.009)	14.102	1.012	11.248 (0.590)
金属製品	0.829 (0.020)	0.228 (0.066)	0.021	5.843	10.024 (0.865)	0.761 (0.006)	-0.578 (0.088)	0.490	4.189	8.296 (0.824)
一般機器	0.805 (0.031)	0.404 (0.076)	0.019	5.124	9.549 (0.889)	0.852 (0.042)	-0.421 (0.198)	0.072	6.761	6.829 (0.911)
電気機器	0.790 (0.017)	0.345 (0.040)	0.025	4.771	9.940 (0.870)	0.583 (0.042)	-0.266 (0.091)	0.694	2.397	9.411 (0.741)
輸送機器	0.869 (0.018)	0.082 (0.038)	0.017	7.632	7.837 (0.954)	0.688 (0.078)	-0.226 (0.107)	0.258	3.209	9.145 (0.762)
精密機器	0.752 (0.019)	0.062 (0.069)	0.071	4.029	8.229 (0.942)	0.673 (0.032)	-0.141 (0.078)	0.230	3.056	6.550 (0.924)
その他製品	0.602 (0.025)	0.246 (0.057)	0.141	2.511	13.692 (0.622)	0.410 (0.060)	-0.009 (0.069)	0.874	1.696	5.339 (0.967)
小売	0.745 (0.072)	-0.036 (0.110)	0.095	3.917	7.018 (0.319)	0.219 (0.123)	0.067 (0.117)	1.991	1.280	3.060 (0.691)
サービス	0.978 (0.062)	0.497 (0.191)	0.000	45.673	2.903 (0.821)	0.862 (0.057)	-0.004 (0.375)	0.022	7.221	3.578 (0.612)
建設	0.643 (0.066)	0.279 (0.126)	0.100	2.799	8.563 (0.200)	0.294 (0.098)	-0.159 (0.108)	4.293	1.415	7.526 (0.184)

備考：1. θ_k 、 ω_k は、本文(26)式の対応するパラメータの推計値である。パラメータの線形性を確保するため、(26)式の両辺に ϕ_k を乗じて推計した。

2. 推計値の下の括弧内の計数はニューイ=ウエストの方法で修正した標準誤差を表す。共分散行列の推計では4期のラグを使用している。

3. λ_k は θ_k 、 β_k 、 ω_k から計算した。ただし β_k については1に等しいという制約を課している。

4. D_k は $D_k \equiv (1-\theta_k)^{-1}$ で定義され、価格の平均改訂間隔の長さ(四半期)を表す。

5. J は過剰識別に関する J 統計量であり、括弧内は p 値である。

6. 推計期間は1976年3Qから2000年4Qである。

7. 操作変数は、定式化[1]では $\pi_{kt-4}, \dots, \pi_{kt-1}; s_{kt-4}^m, \dots, s_{kt-1}^m$ 、定式化[2]では $\Delta\pi_{kt-4}, \dots, \Delta\pi_{kt-2}; \Delta s_{kt-4}^m, \dots, \Delta s_{kt-2}^m$ である。

8. 産業別データの詳細については補論2を参照。

ときには θ_k^- と仮定する。この仮定は、 θ_k^+ と θ_k^- が異なる可能性を考慮に入れるための拡張である。 θ_k^+ と θ_k^- が実際に異なるかどうか、特に、価格の下方硬直性仮説が示唆するように $\theta_k^+ < \theta_k^-$ となっているかどうかをデータにより検証するのがここでの目的である。モデルをこのように拡張すると、(2)式は

$$p_{kt}^* = (1 - \beta \bar{\theta}_k) \sum_{j=0}^{\infty} (\beta \bar{\theta}_k)^j E_t [mc_{kt+j}^n] \quad (28)$$

となる。ただし、 $\bar{\theta}_k \equiv [\theta_k^+ + \theta_k^-] / 2$ である²⁴。同様に、(1)式は、 $p_{kt}^* \geq p_{kt-1}$ のときには

$$p_{kt} = \theta_k^+ p_{kt-1} + (1 - \theta_k^+) p_{kt}^* \quad (29)$$

逆に $p_{kt}^* < p_{kt-1}$ のときには

$$p_{kt} = \theta_k^- p_{kt-1} + (1 - \theta_k^-) p_{kt}^* \quad (30)$$

となる。(28)~(30)式を用いると、(5)式に相当する式として

$$\begin{aligned} \pi_{kt} &= \beta E_t \pi_{kt+1} \\ &+ \frac{(1 - \theta_k^+)(1 - \beta \theta_k^-)}{\theta_k^+} [mc_{kt}^n - p_{kt}] \\ \text{if } p_{kt}^* &\geq p_{kt-1} \end{aligned} \quad (31)$$

$$\begin{aligned} \pi_{kt} &= \beta E_t \pi_{kt+1} \\ &+ \frac{(1 - \theta_k^-)(1 - \beta \theta_k^-)}{\theta_k^-} [mc_{kt}^n - p_{kt}] \\ \text{if } p_{kt}^* &< p_{kt-1} \end{aligned} \quad (32)$$

が得られる。

表5は(31)式、(32)式の推計結果を示している。推計方法は表3の定式化[1]と基本的に同じである²⁵。

δ_{kt}^+ は $\pi_{kt} \geq 0$ のときに1をとるダミー変数、 δ_{kt}^- は $\pi_{kt} < 0$ のときに1をとるダミー変数と定義する。(31)式、(32)式を推計式で書くと、 δ_{kt}^+ と δ_{kt}^- が含まれるが、これ

24 (28)式は t 期において θ_k^+ と θ_k^- のいずれが選ばれたかに依存していない。したがって、 t 期における θ_k^+ と θ_k^- の間の切替えの条件($p_{kt}^* \geq p_{kt-1}$ か、それとも $p_{kt}^* < p_{kt-1}$ か)は t 期において θ_k^+ と θ_k^- のどちらが採用されているかに依存しない。

25 (31)式、(32)式ではパラメータが可変であるため、表3の定式化[2]に相当する階差での定式化が意味をもたない。ここでは、インフレ率、限界費用とともにレベルを用いた推計のみ行う。

表5 価格粘着性の非対称性

	θ_k^+	θ_k^-	D_k^+	D_k^-	J	$\pi_k \geq 0$ のOBS	$\pi_k < 0$ のOBS
製造業	0.540 (0.021)	0.784 (0.023)	2.176	4.638	16.020 (0.914)	41	57
食品飼肥料	0.695 (0.032)	0.851 (0.048)	3.282	6.695	16.198 (0.909)	57	41
繊維衣服	0.671 (0.045)	0.623 (0.059)	3.039	2.652	14.630 (0.950)	49	49
製材木製品	0.398 (0.024)	0.367 (0.040)	1.660	1.579	14.941 (0.943)	45	53
紙パ	0.516 (0.031)	0.609 (0.023)	2.067	2.559	15.500 (0.929)	47	51
化学製品	0.676 (0.042)	0.742 (0.020)	3.088	3.876	13.768 (0.966)	38	60
石油石炭	0.303 (0.018)	0.463 (0.021)	1.435	1.864	14.854 (0.945)	53	45
窯業土石	0.564 (0.063)	0.762 (0.048)	2.292	4.206	13.785 (0.965)	47	51
鉄鋼	0.601 (0.016)	0.838 (0.010)	2.504	6.166	14.342 (0.955)	47	51
非鉄金属	0.512 (0.087)	0.509 (0.057)	2.048	2.039	17.547 (0.861)	45	53
金属製品	0.572 (0.023)	0.977 (0.001)	2.335	42.822	14.011 (0.962)	47	51
一般機器	0.595 (0.005)	1.027 (0.006)	2.469	-	17.294 (0.871)	44	54
電気機器	0.939 (0.049)	0.717 (0.053)	16.414	3.535	13.418 (0.971)	15	83
輸送機器	0.672 (0.051)	0.917 (0.008)	3.050	12.102	12.998 (0.977)	31	67
精密機器	0.600 (0.054)	0.783 (0.036)	2.501	4.608	15.015 (0.941)	35	63
その他製品	0.371 (0.034)	0.894 (0.031)	1.589	9.474	15.526 (0.928)	51	47
小売	0.647 (0.053)	0.725 (0.083)	2.829	3.643	11.268 (0.733)	66	32
サービス	0.999 (0.001)	1.024 (0.036)	1057.628	-	6.881 (0.961)	94	4
建設	0.554 (0.043)	0.638 (0.094)	2.242	2.762	13.990 (0.526)	65	33

- 備考：1. θ_k^+ 、 θ_k^- は本文 (31) 式、(32) 式の対応するパラメータの推計値である。パラメータの線形性を確保するため、(31) 式の両辺に θ_k^+ を、(32) 式の両辺に θ_k^- を、それぞれ乗じて推計した。
2. 推計値の下の括弧内の計数はニューイ = ウエストの方法で修正した標準誤差を表す。共分散行列の推計では4期のラグを使用している。
3. λ_k^+ (λ_k^-) は θ_k^+ (θ_k^-) と β_k から計算した。ただし β_k については1に等しいという制約を課している。
4. D_k^+ は $D_k^+ \equiv (1 - \theta_k^+)^{-1}$ 、 D_k^- は $D_k^- \equiv (1 - \theta_k^-)^{-1}$ で定義され、価格の平均改訂間隔の長さ (四半期) を表す。
5. J は過剰識別に関する J 統計量であり、括弧内は p 値である。
6. 推計期間は1976年3Qから2000年4Qである。
7. 操作変数は、 π_{kt-4}^+ 、 π_{kt-4}^- 、 π_{kt-3}^+ 、 π_{kt-3}^- 、 π_{kt-2}^+ 、 π_{kt-2}^- 、 π_{kt-1}^+ 、 π_{kt-1}^- 、 s_{kt-4}^{m+} 、 s_{kt-4}^{m-} 、 s_{kt-3}^{m+} 、 s_{kt-3}^{m-} 、 s_{kt-2}^{m+} 、 s_{kt-2}^{m-} 、 s_{kt-1}^{m+} 、 s_{kt-1}^{m-} 、 δ_{kt-1}^+ 、 δ_{kt-1}^- である。ただし、 δ_{kt}^+ は $\pi_{kt} \geq 0$ のときに1の値をとるダミー変数、また δ_{kt}^- は $\pi_{kt} < 0$ のときに1の値をとるダミー変数であり、 $\pi_{kt}^+ \equiv \delta_{kt}^+ \pi_{kt}$ 、 $\pi_{kt}^- \equiv \delta_{kt}^- \pi_{kt}$ 、 $s_{kt}^{m+} \equiv \delta_{kt}^+ s_{kt}^m$ 、 $s_{kt}^{m-} \equiv \delta_{kt}^- s_{kt}^m$ と定義する。
8. 産業別データの詳細については補論2を参照。

らのダミー変数は π_{kt} に依存するため、その操作変数として π や s^m のラグ値に δ_{kt-j}^+ や δ_{kt-j}^- を乗じたものを用いている²⁶。

表5からは次のことが読み取れる。第1に、18業種中14業種で θ_k^- が θ_k^+ を上回っており²⁷、両者の差が標準誤差の数倍に及び業種も多い。例えば、金属製品では、価格が上昇する局面での粘着性が平均改訂間隔でみて2.3四半期なのに対して価格下落期間では4.3四半期となっており、その差が顕著である。その他にも、窯業土石、鉄鋼、輸送機器などの業種で差が大きい。これらの業種では、価格が下落するときには θ が高いという意味での下方硬直性が強く確認できる²⁸。

第2に、 θ_k^+ の推計値を業種別に比較すると、引き続きばらつきはあるものの、ばらつきの度合いは表3の[1]でみたほどには大きくない。特に、顕著なのは加工系と素材系の差が表3の[1]と比べ小さくなっている点である。例えば、加工系の代表として輸送機器、素材系の代表として紙パをとると、表3では輸送機器の θ_k が0.872、紙パで0.572であったのに対して、 θ_k^+ の推計値は輸送機器で0.672、紙パで0.516と、その差が顕著に縮まっている。同様の変化は他の業種でもみられる。輸送機器と紙パに典型的にみられるように、素材系業種で大きな変化がない一方、加工系業種で推計値が低下しているのが特徴的である。

第3に、 θ_k^- の推計値を業種別に比較すると、加工系で高く、素材系で低いという表3と同じ傾向が確認できる。例えば、輸送機器と紙パで比較すると、輸送機器が0.917に対して紙パは0.609であり、大きな差がある。加工系の業種では θ_k^- と θ_k^+ の差が大きい傾向があり、その結果、素材系業種との間で θ_k^- に差が生じている。

第4に、サービス業では θ_k^- 、 θ_k^+ ともに高く、表3でみた強い粘着性が引き続き確認できる。

θ_k^+ でみると加工・素材間の差異がさほど目立たない、 θ_k^- でみると加工・素材間の差異が大きい、との結果からすると、表3でみた価格粘着性の加工・素材間の差異は、基本的には、価格下落局面での粘着性の差からきていとみることができ。加工系業種で価格下落時の粘着性がなぜ高いかは、本稿の分析だけでは明らかでないが、1つの可能性としては、加工系業種では価格下落の頻度が多いだけでなく下落幅も大きいため、価格上昇時の下方硬直性の影響が強く出ていると考えられる。この意味で、加工系業種の粘着性の高さは、少なくとも部分的には、価格上昇率を反映したものと解釈できる。

26 具体的には、操作変数は、 $\delta_{kt-4}^+ \pi_{kt-4}, \dots, \delta_{kt-1}^+ \pi_{kt-1}; \delta_{kt-4}^- \pi_{kt-4}, \dots, \delta_{kt-1}^- \pi_{kt-1}; \delta_{kt-4}^+ s_{kt-4}, \dots, \delta_{kt-1}^+ s_{kt-1}; \delta_{kt-4}^- s_{kt-4}, \dots, \delta_{kt-1}^- s_{kt-1}$ である。

27 θ_k^+ の方が大きい業種は繊維衣服、製材木製品、非鉄金属、電気機器の4業種である。このうち電気機器を除く3業種では、 θ_k^+ と θ_k^- の差はわずかであり、標準誤差の範囲内である。これら3業種については θ_k^+ と θ_k^- はほぼ等しいといえる。唯一の例外は電気機器であるが、電気機器の価格はサンプル期間中（全部で98四半期）のうち83四半期で下落しており、上昇しているのは15四半期だけである。このため、 θ_k^+ の推計値が不安定になっている可能性がある。

28 Ariga and Ohkusa [1998] は本稿とは異なるアプローチで価格の下方硬直性を検証した結果、CPI構成品目とWPI構成品目の両方に下方硬直性が存在すること、CPIの方が下方硬直性が強いことを確認している。Ariga and Ohkusa [1998] は、そこでの下方硬直性は価格改訂の頻度が低いということではなく、1回当たりの価格改訂幅が小さいというかたちで現れていると指摘している。

5 . おわりに

本稿では、日本のデータを用いて産業別にニュー・ケインジアン型フィリップス曲線を推計し、価格の粘着性を計測した。価格の粘着性の計測では限界費用を正確に計測することが重要である。本稿の推計方法の特徴は、生産量の変動に連動する度合いの高い生産要素として中間投入を用いている点にある。産業別の推計結果によれば、価格の粘着性は各産業で有意に検出され、しかも粘着性の度合いは産業間でばらつきが大きく、その差は統計的に有意である。製造業の中では素材系の業種で価格粘着性が低く、加工系の業種で価格粘着性が高い。平均的な価格改訂間隔は、素材系の業種で1～4四半期、加工系の業種で2～7四半期である。一方、製造業とサービス業を比較すると、サービス業では平均改訂間隔が7四半期超と長く、製造業と比べ粘着性が高い。こうした傾向は、バックワード・ルッキングに価格を設定する企業の存在を考慮するなど、推計式の定式化を変更しても不変である。また、価格の下落局面と上昇局面で粘着性を比較すると、下落局面で粘着性が高く、その差は統計的にも有意であることが確認できる。産業間で価格粘着性の度合いに有意な差があるとの計測結果は、中央銀行が政策目標とすべき物価指標は、生計費指数として定義される物価指数とは異なる可能性を示唆している。

補論1 . G7データの作成方法

各国データの出所・定義は以下のとおりである。なお、基準替えへの対応として、接続系列が公表されている国（米英伊）については、接続系列を使用した。接続系列が公表されていない国（日独仏加）については、国内卸売物価指数の基準替えへの対応と同様に、新旧基準をオーバーラップさせ、ラグ変数やリード変数は当期と同じ基準のものを用いるという方法を採用した。

(1) 日本

データの出所：内閣府、平成13年1～3月期四半期別GDP第1次速報時点のデータ

データの定義：総需要 = 国内需要 + 財・サービス輸出

輸入 = 財・サービス輸入

旧基準：1990年基準（68SNA）

新基準：1995年基準（93SNA）

(2) 米国

データの出所：Bureau of Economic Analysis、2001年7月31日公表値、1996年基準、チェーン式

データの定義：総需要 = Personal consumption expenditures

+ Gross private domestic investment

+ Government consumption expenditures and gross investment

+ Exports

輸入 = Imports

(3) ドイツ

データの出所：OECD、Quarterly National Accounts、2001年8月1日更新

データの定義：総需要 = Private final consumption expenditure

+ Government final consumption expenditure

+ Gross fixed capital formation

+ Increase in stocks and net acqu. of valuables

+ Exports of goods and services

輸入 = Imports of goods and services

旧基準：西独1991年基準（68SNA）

新基準：1995年基準

(4) フランス

データの出所：OECD、Quarterly National Accounts、2001年8月1日更新

データの定義：総需要 = Private final consumption expenditure

+ Government final consumption expenditure

- + Gross fixed capital formation
- + Increase in stocks and net acqu. of valuables
- + Exports of goods and services

輸入 = Imports of goods and services

旧基準：1980年基準（68SNA）

新基準：1995年基準

(5) 英国

データの出所：OECD、Quarterly National Accounts、2001年8月1日更新

データの定義：総需要 = Private final consumption expenditure

- + Government final consumption expenditure
- + Gross fixed capital formation
- + Increase in stocks and net acqu. of valuables
- + Exports of goods and services

輸入 = Imports of goods and services

1995年基準（93SNA）

(6) イタリア

データの出所：OECD、Quarterly National Accounts、2001年8月1日更新

データの定義：総需要 = Private final consumption expenditure

- + Government final consumption expenditure
- + Gross fixed capital formation
- + Increase in stocks and net acqu. of valuables
- + Exports of goods and services

輸入 = Imports of goods and services

1995年基準（93SNA）

(7) カナダ

データの出所：OECD、Quarterly National Accounts、2001年8月1日更新

データの定義：総需要 = Private final consumption expenditure

- + Government final consumption expenditure
- + Gross fixed capital formation
- + Increase in stocks and net acqu. of valuables
- + Exports of goods and services

輸入 = Imports of goods and services

旧基準：1992年基準（93SNA）新基準：1997年基準（93SNA、チェーン式）

補論 2 . 産業別データの作成方法

(1) 物価指数

物価指数の定義と出所は下表のとおり。添字は統計の出所を表す。 ω は『国内卸売物価指数』、 c は『消費者物価指数』の商品・サービス分類、 k は『建築動態統計調査』を表す。

製造業	工業製品 ω
食品飼肥	加工食品(たばこを除く) ω + 飼・肥料 ω
繊維衣服	繊維製品 ω
木材木製	製材・木製品 ω
紙パ	パルプ・紙・同製品 ω
化学製品	化学製品 ω
石油石炭	石油・石炭製品 ω
窯業土石	窯業・土石製品 ω
鉄鋼	鉄鋼 ω
非鉄金属	非鉄金属 ω
金属製品	金属製品 ω
一般機器	一般機器 ω
電気機器	電気機器 ω
輸送機器	輸送用機器 ω
精密機器	精密機器 ω
他製品	その他工業製品 ω - 飼・肥料 ω + プラスチック製品 ω
小売	農水畜産物 c + 工業製品 c + 出版物 c + 外食 c
サービス	個人サービス料金 c
建設	建築物着工単価 k

イ . 国内卸売物価指数

- ・原系列の月次データを四半期中で平均した。季節調整は行っていない。
- ・消費税要因についてはデータ加工の段階では調整しない。推計時にダミー処理。
- ・基準替えへの対応方法は次のとおり。日銀作成の接続系列は、新基準開始の年の1年間の平均値により新旧基準のデータを接続しているため、新基準開始年の1月

と前年12月との間に断層が生じている。特に、電気機器については、この断層が極めて大きく、推計に大きな影響を与える。本稿では、接続系列を用いず、新旧基準をオーバーラップさせ、各期のラグ変数やリード変数は当期と同一の基準のものを用いることにより、基準替えに対応した。例えば、1980年1Qについては、-1から+5期のラグ変数に対応する1979年1Qから1981年2Qを同じ1975年基準で統一した。なお、1980年1Q以降のデータについては、1975年基準よりも新しい1980年基準のデータが存在するが、1970年4Q以前の過去ラグ変数は1980年基準のデータが存在しないため、1980年1Qについては1980年基準を用いず、1975年基準を使用することになる。

ロ．消費者物価指数（商品・サービス分類）

- ・原系列の月次データを四半期中で平均したうえで、X12-ARIMAで季節調整を行った。
- ・消費税要因についても、季節調整の際に1989年2Q、1997年2Qにレベル・シフト・ダミーを入れ、ARIMAモデルが検出したパラメータにより調整した。そのほか、ARIMAモデルが自動検出した異常値も除いた。
- ・基準替えへの対応方法は次のとおり。総務省作成の接続系列を1995年基準のウェイトで合成した。ただし、総務省作成の接続系列は、新基準開始の年の1年間の平均値により新旧基準のデータを接続しているため、新基準開始年の1月と前年12月との間に断層が生じている。こうした断層への対応については、消費税要因の調整と同様に、季節調整の際に基準替え時点（1980年1Q、1985年1Q、1990年1Q、1995年1Q）にレベル・シフト・ダミーを入れ、ARIMAモデルが検出したパラメータにより断層を調整した。

ハ．建築物着工単価

- ・建築着工統計は着工ベースであるため、出来高ベースをみるためにはデータを加工する必要がある。国土交通省『建設総合統計』付属の「四半期別着工における期内出来高」表に示されている民間工事の進捗率をもとに、各期の着工が次の割合で進捗すると仮定した。同じ四半期35%、1四半期後40%、2四半期後13%、3四半期後5%、4四半期後4%、5四半期後2%、6四半期後1%。また、建築着工統計から得られるデータはあくまで予定単価である。建築着工統計の「補正調査」の「単価補正率」を用いて、予定単価を実施単価に修正した。なお、単価補正率は年次データであるため、年間で単価補正率は同一であると仮定した。
- ・工事額と床面積を上記の方法により出来高ベースに変換したうえで、工事額/床面積で単価を計算した。
- ・消費税要因については調整してない。季節調整はX-12-ARIMAで行った。季節調整の際にARIMAモデルが自動検出した異常値は除去した。

(2) 中間投入費比率

中間投入費比率は『法人企業統計季報』を使用した。中間投入比率の定義は、中間投入費比率 = (売上高 - 営業利益 - 人件費 - 固定資産減価償却費) / 売上高である。売上高 - 営業利益 = 製造費用 - 製品・商品・仕掛品増加額 [原価ベース] + 販売管理費という関係を用いて変形すれば、中間投入費比率 = (製造費用 + 販売管理費 - 固定資産減価償却費 - 人件費 - 製品・商品・仕掛品増加額 [原価ベース]) / 売上高である。

業種別の対応は下表のとおり。

製造業	製造業 - 船舶製造・修理業*
食品飼肥	食料品製造業
繊維衣服	繊維製造業 + 衣服・その他の繊維製品製造業
木材木製	木材・木製品製造業 (家具を除く)
紙パ	パルプ・紙・紙加工品製造業
化学製品	化学工業
石油石炭	石油製品・石炭製品製造業
窯業土石	窯業・土石製品製造業
鉄鋼	鉄鋼業
非鉄金属	非鉄金属製造業
金属製品	金属製品製造業
一般機器	一般機械器具製造業
電気機器	電気機械器具製造業
輸送機器	輸送用機械器具製造業
精密機器	精密機械器具製造業
他製品	その他の製造業 + 出版・印刷・同関連産業
小売	小売業
サービス	個人サービス業 + 旅館、その他の宿泊所 + 映画・娯楽業
建設	建設業

* 船舶が含まれてない国内卸売物価工業製品に対応させるため、法人季報の製造業から船舶製造・修理業を除いている。

参考文献

- 渡辺 努、「デフレーションと金融政策」、『エコノミクス』5月号、東洋経済新報社、2001年a
、「生産性格差とデフレーション」、『Economic Review』5(4)、富士通総研経済研究所、2001年b
- Aoki, Kosuke, "Optimal Monetary Policy Responses to Relative-price Changes," *Journal of Monetary Economics*, 48, 2001, pp. 55-80.
- Ariga, Ken, and Yasushi Ohkusa, "Price Flexibility in Japan, 1970-92: A Study of Price Formation," *International Journal of Industrial Organization*, 16, 1998, pp. 639-664.
- Basu, Susanto, "Intermediate Inputs and Business Cycles: Implications for Productivity and Welfare," *American Economic Review*, 85, 1995, pp. 512-531.
- Blanchard, Olivier J. , "Aggregate and Individual Price Adjustment," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1987, pp. 57-109.
- Blinder, A. S., E. D. Canetti, D. E. Lebow and J. B. Rudd, *Asking about Prices: A New Approach to Understanding Price Stickiness*, Russel Sage Foundation, 1998.
- Benigno, Pierpaolo, "Optimal Monetary Policy in a Currency Area," New York University, 2001.
- Calvo, Guillermo, "Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework," *Journal of Monetary Economics*, 12, 1983, pp. 383-398.
- Carlton, Dennis W., "The Rigidity of Prices," *American Economic Review*, 76 (4), 1986, pp. 637-658.
,"The Theory and the Facts of How Markets Clear: Is Industrial Organization Valuable for Understanding Macroeconomics?" in R. Schmalensee and R. D. Willig eds., *Handbook of Industrial Organization*, Volume I, 1989, pp. 909-946.
- Clarida, Richard, Jordi Gali, and Mark Gertler, "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective," *Journal of Economic Literature*, 37, 1999, pp. 1661-1707.
- Dotsey, Michael, Robert G. King, and Alexander L. Wolman, "State-dependent Pricing and the General Equilibrium Dynamics of Money and Output," *Quarterly Journal of Economics*, 114, 1999, pp. 655-690.
- Encaoua, David and Paul Geroski, "Price Dynamics and Competition in Five OECD Countries," *OECD Economic Studies*, Spring, 1986.
- Gali, Jordi, and Mark Gertler, "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis," *Journal of Monetary Economics*, 44, 1999, pp. 195-222.
," , and J. David Lopez-Salido, "European Inflation Dynamics," *European Economic Review*, 45, 2001, pp.1237-1270.
- Goodfriend, Marvin, and Robert King, "The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy," in Ben S. Bernanke and Julio J. Rotemberg, eds., *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, 1997.

- Gordon, Robert, "A Century of Evidence on Wage and Price Stickiness in the United States, the United Kingdom, and Japan," in J. Tobin, ed., *Macroeconomics, Prices and Quantities: Essays in Memory of Arthur M. Okun*. Washington, D.C.: Brookings Institution, 1983, pp. 85-134.
- King, Robert G. , "The New IS-LM Model: Language, Logic and Limits," *Economic Quarterly*, 86 (3), Federal Reserve Bank of Richmond, 2000, pp. 45-103.
- Kyousou, Kinuko, Jun Muranaga, and Satoshi Yamaguchi , "Measuring Core Inflation in Japan: An Indicator of Inflation in the Sticky-price Sector," Paper presented at the Pacific Basin Central Bank Conference, Bank of Korea, November, 2001, pp. 15-18.
- Roberts, John M. , "New Keynesian Economics and the Phillips Curve," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 27, 1995, pp. 975-84.
- , "Is Inflation Sticky?" *Journal of Monetary Economics*, 39 (2), 1997, pp. 173-196.
- , "Inflation Expectations and the Transmission of Monetary Policy," Board of Governors of the Federal Reserve System, 1998.
- , "How Well Does the New Keynesian Sticky-price Model Fit the Data?" Board of Governors of the Federal Reserve System, 2001.
- , David J. Stockton, and Charles S. Struckmeyer, "Evidence on the Flexibility of Prices," *Review of Economics and Statistics*, 76, 1994, pp. 142-150.
- Rotemberg, Julio J., "Sticky Prices in the United States," *Journal of Political Economy*, 90 (6), 1982, pp. 1187-1211.
- , "The New Keynesian Microfoundations," in Stanley Fischer, ed., *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, 1987.
- and Michael Woodford, "Imperfect Competition and the Effects of Energy Price Increases on Economic Activity," *Journal of Money, Credit and Banking*, 28, 1996, pp.549-577.
- and , "An Optimization-based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy: Expanded Version," NBER Technical Working paper, 233, 1998.
- and , "The cyclical behavior of prices and costs," in *Handbook of Macroeconomics*, Volume 1B, 1999.
- Taylor, John, "Staggered Price and Wage Setting in Macroeconomics," in *Handbook of Macroeconomics*, Volume 1B, 1999.
- Jung, Taehun, Yuki Teranishi, and Tsutomu Watanabe, "Zero Bound on Nominal Interest Rates and Optimal Monetary Policy," Discussion Paper, 525, Kyoto Institute of Economic Research, 2001.
- Wolman, Alexander L., "Sticky Prices, Marginal Cost, and the Behavior of Inflation," *Economic Quarterly*, 85 (4), Federal Reserve Bank of Richmond, 1999, pp. 29-48.
- Woodford, Michael, "Inflation Stabilization and Welfare," NBER Working Paper, No. 8071, 2001.
- Yoshikawa, Hiroshi, *Macroeconomics and the Japanese Economy*, Oxford University Press, 1995.

