



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

価格マークアップとフィリップス曲線

有賀健*

ariga@kier.kyoto-u.ac.jp

No.06-J-11
2006年4月

日本銀行
〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30号

* 京都大学経済研究所

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。

価格マークアップとフィリップス曲線¹

京都大学経済研究所 有賀 健

要約

本稿では、日本におけるマークアップ率の変動と景気循環やインフレ率との関係を検証する。法人企業統計を用いて産業別・規模別のマークアップ率の時間変動を推定した結果、日本のマークアップ率は、総じて景気と順循環を示すことが確認できた。また、推定されたマークアップ率は、手元流動性比率の強い影響を受け、その程度は企業規模が小さい程、また非製造業よりも製造業においてより強いことがわかった。日本のマークアップ率は在庫循環や金融要因により強い影響を受けているとの推測が成り立つ。この傾向は労働保蔵や資本利用率の変動など、マークアップ率変動に関する景気の逆循環要因を考慮しても成り立ち、80年代以降一貫して見られる頑健な性質と言える。

推定されたマークアップ率と、目標マークアップ率の乖離を含むフィリップス曲線はフィットが比較的良好で、限界費用を説明変数に用いるNKPCや、GDPギャップを用いるものよりも説明力が高い。推定の結果は目標マークアップと推定マークアップとの乖離が、80年代初期から減少傾向にあることを示しており、これがインフレ率減速と同時に、フィリップス曲線の傾きの低下の一因であった可能性を示している。

¹ 本稿で行った推定作業については、京都大学大学院博士課程の Connie Bayudan 氏の助力を得た。記して感謝したい。また、本論文は、東京大学金融教育研究センター・日本銀行調査統計局共催による「1990年代以降の日本の経済変動」に関する研究会（2005年11月24、25日）における報告論文である。指定討論者の粕谷宗久氏および研究会参加者からの有益なコメントに感謝したい。言うまでもなく、本稿の不完全な点や誤りは著者の責任である。

1 はじめに

景気循環に伴う価格変動については、早くから、費用変動とならんで、価格・費用比率、すなわちマークアップ率の変動の潜在的な重要性を指摘する声があった。古くはジョン・ロビンソンやカレッキが唱えた、(総)需要の価格弾力性の変動とそれに伴う景気循環と価格マークアップの変動の理論があるし、そもそも、実質賃金と景気循環の関係に関する膨大な理論・実証両面での研究結果は、仮に労働の限界生産性と景気変動の間に強い相関がないならば、マークアップ変動と裏腹の関係にあるものとして理解されなければならない。多くの先進国の景気変動においては、実質賃金率はかなり明確な順循環を示しており、限界費用の景気循環に伴う変動が強く順循環を示さない限り、マークアップ率は、景気と逆循環するはずであるという推測もできる。

早くから注目を集めたにもかかわらず、マークアップ率そのものの推定やその景気に伴う変動を検証する実証研究はあまり多くない。その理由の一つは自明のことであるが、マークアップ率やそのもとになる限界費用が直接には観察可能ではなく、生産関数や費用最小化に関する具体的な理論モデルとそれに沿った推定が必要となる点だ。無論、市場が十分競争的であると信じるのであれば、限界費用と価格は等しいので、推定の問題はないが、その場合にはマークアップの景気変動に及ぼす影響という視点自体に意味がなくなる。

これもまた自明であるが、言い換えれば、何らかの市場の不完全性を前提にしない限り、景気循環に伴う価格変動は基本的に価格水準の問題であり、フィリップス曲線に代表されるような、何らかの価格粘着性を考慮したインフレ率の決定要因を探る研究は、実は論理的整合性を欠くことになる。その意味で、フィリップス曲線に関する研究は、マクロ経済学の他の分野に比較してそのミクロ的基礎付けが明確でないまま、近年まで続けられてきたと言える。いわゆるニュー・ケインジアン・フィリップス曲線(NKPC)は不完全競争を明示的に取り入れた初めての試みと評価できる。しかし、研究の焦点が、あくまで景気変動に伴う価格やインフレ率の変動の特徴やその原因を探ることにある場合、前提となる市場の不完全性を明示的に分析に取り入れることが常に望ましいとは限らない。市場の不完全性が価格決定に与える効果が景気循環とは独立であるならば、マークアップに注目する必然性はないと言える。実際 NKPC の殆どの実証研究ではマークアップ率一定を仮定し、限界費用の変動からインフレ率を説明する。

一方、そのような単純化の仮定がどの程度妥当性を持つかに関しては、

疑問も残る。先の議論に戻って、実質賃金率が景気と順相関するとしよう。ここでマークアップが景気変動とは独立、という仮定が一次近似として成り立つためには、ほぼ実質賃金の順相関を打ち消す程度に限界生産性が景気と順相関していなければならない。また、そのような検証に不可欠である限界費用の推定が可能であるならば、マークアップ率も同時に推定できるわけで、そもそも、そのような仮定は必要ない。

マークアップの変動と景気循環の関係は、2つの側面から捉えることができる。一つは、(名目)価格の硬直性による、いわば意図せざるマークアップの変動である。もう一つは、望ましいマークアップ率自体の変動であり、多くのマークアップと景気循環に関わる理論研究は後者に焦点があてられてきた。他方、NKPCの実証研究の焦点は意図せざるマークアップ変動にあり、両者を統一させることが重要な研究課題と言える。

本論文の主たる目的は、マークアップ率と景気変動の関係について90年代を含むデータを用いて明らかにすること、そしてその関係を可能な限り定量的に把握し、それを含むフィリップス曲線を推定することで、マークアップ率の変動が日本のインフレ率変動に有意な説明力を持つかを検証することである。

この目的のために以下では次の2つの作業を行う。第一に、マークアップ率の時間変動を特に景気循環との関係において推定することである。そのために、本稿では法人企業統計を利用した推計を行う。マークアップ率変動を推定する際、マイクロデータを用いることにより、時系列変動だけでなく横断的な変動も利用できる。それによりマークアップ変動の推定精度を高める狙いがある。第二の作業として、フィリップス曲線を推定することで、マークアップ変動が果たす景気循環の振幅への影響について検証したい。推定するモデルはNKPCで焦点となる価格調整の不完全性も組み入れたものであり、マークアップ率の変動の両面を取り入れたものとなっている。

マークアップが景気循環とどのように連動するかについて、主として米国を中心とする研究では、景気と逆循環して、景気後退の谷を深くし、他方回復時にはマークアップの低下が、景気を更に刺激するので産出量の山を高くするのではないかと、という仮説がやや有力である。しかし、米国以外の実証研究が限られていることから、このような仮説が日本についても該当するか否か、明確な回答はできていない。本稿では著者らが行った90年代前期までの実証研究を踏まえ²、簡単なマークアップ推計のためのモデルを構築して、このような疑問にも答えたい。

本稿の構成を以下に示す。まず次節では、マークアップ率変動に関す

² Nishimura, Ohkusa, and Ariga (1999)や Ariga, Ohkusa, and Nishimura (1999)を参照。

る簡単なサーベイを行った後、以降の分析の鍵となるマークアップ率を産業別のパネルデータを利用して推定する。第 3 節では、マークアップ変動を含む簡単なマクロモデルを提示する。第 4 節では、前節のモデルに依拠しながらマークアップとそれを含むフィリップス曲線を推定したのち、推定結果に基づき、90 年代のデフレ現象にマークアップ変動がどのように関わったかについても考えたい。簡単なまとめを第 5 節で行う。

2 価格、限界費用、マークアップ率の変動

2.1 マークアップ率の時間変動

マークアップ率がどのようにして決まるかを実証的に検証する場合、特定産業あるいは産業間のクロスセクションデータを用いる研究は内外に既に多くの研究蓄積があり、その決定要因についてもある程度のコンセンサスがあると言えよう。産業の寡占度、あるいはその背景要因となる規模の経済性や、独占禁止法などに基づく競争政策、更には、国際競争要因や、製品の差別化など、産業組織論の教える市場の不完全競争の程度を決定する要因が、かなりの程度マークアップ率の横断的な変動を良く説明することは、これらの研究が教えるところである。

他方マクロ経済の変動におけるマークアップ率が果たす役割に焦点をあてると、このようなミクロ的な分析や実証研究の成果はそのままでは、マークアップの時間変動を説明するためには重要なヒントを与えてくれない。確かに市場の寡占度あるいは製品差別化といった要因は時間と共に変化するもので、それと共にミクロ市場における価格マークアップ率も変化すると推定はできるが、集計された価格水準の変動にこのようなミクロ要因がどのように関わるか自明ではないし、特に景気変動との関係でこのようなミクロ要因の時間変化がどうマクロ経済、価格水準の変化を説明するかは不明である。

マクロの景気変動の文脈でマークアップ率の時間変動を考える場合、大まかに言えば 2 つのアプローチが考えられる。第一に、静学的なモデルではマークアップ率が需要の価格弾力性により決まることに注目し、価格弾力性自体が変動する要因を探るものがある。第二に、マークアップの時間変動を不完全競争下における企業の動学的最適化行動の結果として捉えるアプローチも可能である。本稿では、それぞれの理論的背景の詳細に立ち入る余裕がないので³、以下では、簡単に主要な理論モデルの骨子のみをまとめてみる。

³ 最も包括的なサーベイとして Rotemberg and Woodford(1999)を挙げることができる。

価格弾力性は一般に需要曲線上において一定ではないから、需要（生産）量が変動すれば価格弾力性も時間を通じて変化する。需要曲線や企業の限界費用曲線のシフトにより生産（需要）量が変動するにつれて、マークアップの変化をもたらすはずだからだ。また、価格弾力性は、市場に（需要の価格弾力性が異なる）異質な消費者が存在し、その比率が時間変動することによっても生じる。その例として、顧客資本のモデルを考えてみよう。このモデルでは、永続的な価格変化は顧客資本の増減をもたらすので、価格弾力性は（顧客資本が一定の）短期では小さく、長期では大きくなる。そこで、企業は、短期の利潤と長期の利潤の最大化の間でバランスをとりながら価格調整を行うことになる。ここでは 2 つの要因が、このバランスに変動をもたらす。第一は、需要曲線のシフトによるもので、（相対価格を所与とした）現在と将来の（期待）需要の比率が変動することになる。現在の需要が将来の需要に比べて相対的に大きい程、最適な価格は短期利潤最大化に重心を置くのでマークアップは高くなり、逆の場合は逆である。

第二に、現在と将来の利潤の間のトレードオフは金融的な要因によっても変動する。ここまでは現在と将来の市場規模あるいは利潤の相対比がマークアップ変動の鍵になっていることに着目してきた。それと同様の役割を果たすものが割引率の変動である。一つの極端な例として、在庫を含む動学モデルで資金制約、あるいは倒産可能性に直面する、もしくは将来その恐れのある企業を考えてみよう。資金制約や倒産可能性は将来利潤の実効割引率を高め、在庫の将来販売からの利潤の現在価値を下げる。そのような企業は在庫の機会費用を割り引いて、今日の販売価格を決定するため、現在の生産限界費用に比べて割安な価格づけを行うことになる。つまり、実効割引率の上昇は、マークアップ率を引き下げる効果を持つことが予想される⁴。

現在と将来の相対的市場規模の変動は、マークアップ変動を寡占的な市場における価格協調行動の動学から導く理論でも鍵となっている。価格協調を限界費用価格への回帰の脅し戦略によって維持しているような寡占企業のグループを考えよう。価格協調から離脱し、短期利潤を最大化する戦略をとることの便益は、限界費用での価格付けにより将来利潤がゼロになるという損失を伴う。従って、協調を維持することが可能な最高の価格は、協調を維持することで期待できる将来利潤と、協調離脱により得られる短期利潤の比率により決まる。現在の市場規模が将来に比して大きい程、短期利潤は大きくなり、価格協調で維持可能な価格水準、つまりマークアップは低くなる。

顧客資本の理論と今説明した価格協調のモデルを対比すると、実は、2 つの理論はマークアップ変動について全く正反対の予測をしていることがわか

⁴ Chevalier and Scharfstein (1995)は、金融要因による実効割引率の変動の影響について、顧客資本のモデルを用い、スーパーマーケットチェーンの価格設定行動を分析した数少ない実証研究である。

る。前者では、現在の市場規模の相対的増加はマークアップ率を引き上げるのに、価格協調のモデルに従えば、マークアップ率は下がるはずである。

マークアップ変動の実証を行う際に更に面倒なのは、市場規模の相対変動と景気循環の関係が自明ではなく、様々な可能性があることだ。例えば、市場規模が、AR(1)のような、再帰的な時系列変動をする場合、市場規模が時間平均より大きい場合、将来の市場規模は時間平均に回帰することが予想され、市場の相対規模が大きい時（好況）には、将来の市場規模は小さくなると予想される。他方、例えば、ピークを持つ減衰振動のような時系列で市場規模の変動が予想されると、景気回復時には将来の市場規模は現在より更に大きくなると期待される⁵。景気変動につれてマークアップ率がどう動くかは、景気変動の時系列的特徴次第であり、この点だけからみても、頑健な結論を期待できないことがわかる。

2.2 マークアップ率とそのターゲットの時間変動

そこで、マークアップの特定の理論に依拠するのではなく、これらの理論において鍵となる変数をどのように利用可能なデータで代理させるかに焦点をあてる。2.1で明らかになったことは、マークアップ率の変動の鍵になる第一の変数は市場規模の時間変動を表すものだという点である。また、同じロジックにより、実効割引率を変動させる、資金制約や流動性の指標も、マークアップ変動の重要な一側面を説明する可能性が高いことがわかった。これらを勘案し、マークアップ（の対数値）は、以下のような式で与えられるものとしよう⁶。

$$\log(\mu_t^*) = \mu_0 + \gamma_1 m_i + \gamma_2 l_i \quad (\text{MT})$$

但し第一の変数（ m_i ）は市場規模変動を示す適切な代理変数、第二の変数（ l_i ）

は企業の資金制約や流動性ポジションを示す代理変数とする。既にみたように、市場規模変数がマークアップ率にどのように影響するか、先見的に予測はできない。需要弾力性が一定でない可能性まで含めれば、市場規模はその変動のみならずそれ自体がマークアップ率を変動させる可能性もある。第二の変数は、実効割引率を高める方向に変化するとき、マークアップ率を下げる効果が予想

⁵ Green and Porter (1984)、Haltiwanger and Harrington (1991)、Rotemberg and Saloner (1986)を参照。

⁶ 個別市場におけるマークアップ水準の決定式を考える場合、(MT)式では無視されている他のミクロ要因、例えば、市場の寡占度、といった変数がマークアップ水準に影響を持つのは言うまでもない。(MT)式では、このようなミクロ要因が比較的時間を通じて安定的であるか、少なくともマクロレベルへの集計化を行ったあとのマークアップ変動とは無相関であることを仮定している。

される。

さて、マークアップ率そのものは直接観察できない。しかし、限界費用関数を特定化することで、マークアップ率は、価格と限界費用の比率に等しいことを利用して、推定可能な式を求めることができる。以下ではその推定方法をやや詳しく述べる。

2.3 価格マークアップ率の推定

価格マークアップとは価格と限界費用の比率（あるいは比率マイナス1）である。限界費用は直接観察可能ではないので、マークアップ率の水準や変動を推定するためには限界費用、あるいは価格に比しての限界費用の変動を何らかの方法で推定することになる。まず出発点として、中間投入がなく、資本（ K_t ）

と労働（ H_t ）のみを生産要素とする収穫一定の生産関数を仮定しよう。

$$Q_t = F(K_t, A_t H_t)$$

但し A_t は労働の生産性で、時間と共に技術進歩などにより変化する。費用最小化を仮定すると

$$MC_t = \frac{r_{Kt}}{F_K(K_t, A_t H_t)} = \frac{w_t}{F_H(K_t, A_t H_t)}$$

であり、限界費用は、限界生産性と要素価格の比として表され、それは資本、労働のいずれを取っても成り立つ⁷。しかし資本のレンタル価格は一般には直接観察可能ではないので、労働の限界生産性と賃金から限界費用を推定するのがより一般的であろう。ここでもその方法を採用し、上式右辺を変形すると

$$MC_t = \frac{w_t}{F_H} = \frac{w_t H_t}{Q_t} \cdot \frac{Q_t}{F_H H_t} = ulc_H \left(\frac{F_H H_t}{Q_t} \right)^{-1} = ulc_H \eta_H^{-1}$$

と書ける。但し暫くの間は、 A_t は一定であると簡単化して分析を進める。右辺

⁷ 中間投入を含む生産関数を考えれば、中間投入（量と価格）の変動から限界費用を推定することも可能である。淵・渡辺（2002）を参照。

第一項はユニット・レーバークスト、第二項は生産量の労働投入に対する弾力性の逆数である。特に生産関数がコブ・ダグラス型である場合、後者は一定であるから、限界費用はユニット・レーバークストに定数をかけたものに等しく、従って、マークアップ率は価格をユニット・レーバークストで除したもので、つまり、労働のシェアの逆数に比例的となる。

$$\mu_t^{CD} = \frac{p_t}{MC_t^{CD}} = \left(\frac{w_t H_t}{p_t Q_t} \right)^{-1} = s_H^{-1} \text{ (定数項は無視)} \quad (1)$$

図1は国民所得統計を利用して雇用者報酬と国民所得の比率から上式を求めたもので、これを見る限り、マークアップはこの4半世紀の間に80年代末から90年にかけての大きな山と、それを挟む二つの谷を持ち、かなりの比率で変動していることが見て取れる。また、直近の2年間を見ると、急速に労働のシェアが低下し、それを反映して、マークアップ率が上昇していることが推測される。しかし、このようにして得たマークアップ率は、非常に限定的な仮定のもとで導かれたものであり、これをマークアップ率変動の推定値として採用することには多くの問題が残る⁸。そもそもコブ・ダグラス型の生産関数が果たして良い近似であるかということ、幾つかの点で疑問である。コブ・ダグラス型では、資本と労働の代替弾力性が1であるが、多くの生産関数や費用関数の推定は、代替の弾力性は有意に1より小さいとしている。また、(1)式のような定式化が、景気循環における生産量と要素投入の関係を示すものとして適切か否かにも疑問がある。景気後退時には労働保蔵が見られるのは良く知られているし、更には直接生産に寄与しない間接労働投入の存在も、(1)式のような定式化では取り込むことができない。

そこでマークアップ率の定義に戻り、限界費用と同じような操作をすると

$$\begin{aligned} \mu &= \frac{pF_H}{w} = \frac{pQ}{wH} \cdot \frac{HF_H}{Q} \quad (2) \\ &= s_H^{-1} \eta_H \end{aligned}$$

となるから、マークアップは労働のシェアの逆数と生産量の労働投入弾力性の積に等しい。生産関数が一次同次であるので、資本投入あたりの生産量は労働・

⁸ 後述するいわゆるニュー・ケインジアン・フィリップス曲線の殆どは、このような単純化の仮定を採用している。例えば、Sbordone (2002a)や Gali, Gertler, and Lopez-Salido (2001)を参照。

資本投入比率の増加凹関数である。

$$y = \frac{Q}{K} = f\left(\frac{H}{K}\right) = f(n)$$

とすると

$$\mu = \frac{1}{s_H} \cdot \frac{nf'(n)}{f(n)}$$

と書けるので、両辺の対数を取り、労働・資本投入比率を生産量・資本比率の関数として書き直すと

$$\log(\mu) = -\log(s_H) + \alpha \log(y)$$

である。但し、係数 α は代替の弾力性 σ と生産量の労働投入に関する弾力性 η_H を使って

$$\alpha = (1 - \sigma^{-1})(\eta_H^{-1} - 1)$$

と書けるので、代替の弾力性が1より大きい小さいかにより正負いずれも可能である。次に労働保蔵や間接労働の影響を考慮するため、総労働投入 H のうち、 H_0 は直接生産に寄与しないとしよう。そうすると生産関数は

$$Q_t = F(K_t, A_t(H_t - H_0))$$

と書き直されるので、

$$\begin{aligned} \mu &= \frac{pF_H}{w} = \frac{pQ}{wH} \cdot \frac{(H - H_0)F_H}{Q} \cdot \frac{H}{H - H_0} \\ &= s_H^{-1} \eta_H \frac{H}{H - H_0} \end{aligned}$$

となり、これを対数近似し、項を入れ替えると

$$\log(s_H) = -\log(\mu) + \alpha \log(y) + \beta \log(H) \quad (3)$$

と書くことができる。但し、未定係数 α は代替の弾力性が1より小さい場合は

負、 β は局所的な規模の経済と労働保蔵の効果の大小関係に依存し、正負いずれも可能である。そこで、マークアップ率の時間変動に関する(MT)式を(3)に代入して

$$\log(s_H) = -\{\mu_0 + \gamma_1 m_i + \gamma_2 l_i\} + \alpha \log(y) + \beta \log(H) + u \quad (4)$$

と書けば、この式は推定可能であり、それに基づき、マークアップ率の推定値を得ることができる。

[TFP 成長率の影響]

(4)式のような推定を行う場合、潜在的に重要な問題は労働生産性を成長させる技術進歩である。(4)式を

$$\log(s_H) = -\{\mu_0 + \gamma_1 m_i + \gamma_2 l_i\} + \alpha \log(y) + \beta \log(A_t H_t) + u$$

と書けば、 A_t はTFPを労働のシェアの逆数でかけた比率に比例的である⁹。残念ながら、80~90年代のTFPの成長率については、推定値に大きなばらつきがあるので、ここでは、以下の仮定を用いて、効率性で測った H を推定する。Hayashi and Prescott (2002)による推定に従えば、1980~1991年は年率3.7%でTFPは成長し、1991~2000年は0.3%で成長した。労働のシェアを3分の2とすると、 H の効率性はそれぞれ、5.6%、0.45%で成長したことになる。効率性単位の H を作成するにあたり、1991年前後での急激なTFPの減速の効果を緩和させるため、上記のTFPを時間の4次関数でフィットさせたものを利用して、それに H を乗じて効率性単位で計測した総労働投入とした。著者が知る限りにおいて、Hayashi and Prescott (2002)の推定は、他の実証研究と比べると、80年代のTFP成長率について上限に近く、90年代については下限に近いので、効率性単位で計測する H について、それを無視した場合に比べて最もその挙動が異なるものと考えることができよう。

2.4 法人企業統計を用いた推定

(4)式を推定するにあたり、法人企業統計の産業・規模別のデータを用いた。

⁹ コブ・ダグラス型の生産関数の場合、TFP成長と労働節約型の技術進歩は区別できない。一般の一次同次の生産関数では、例えば A_t が外生変数でもTFPは外生変数ではなくなる。しかし、近似式として労働シェアを所与とすればTFPを外生変数として取り扱うことができる。

同統計では、43に分類された産業毎に、小（資本金10～49百万円）、中（同50～99）、大（同100～999）、巨大（同1,000～）の4つの企業規模による区分を設けているため、計172のセクターがあるが、農林水産や多くのサービス産業では、推定に必要な労働時間や価格指数の該当データがなく、推計は最大で109セクター、1980年第一四半期以降直近まで利用可能なものを採用し、データポイントは最大で10,112であった。被説明変数である労働シェア（ SH ）には人件費・売上高比率（ $psratio$ ）を、産出量・資本比率（ y ）には売上高・固定資本（土地を除く）比率（ $ykratio$ ）を、総労働投入（ H ）には、従業員数に各産業別の総労働時間指数を掛けたもの（ $manhour$ あるいは $eff.manhour$ ）を用いた。

次に、マークアップ率変動の代理変数については、まず市場規模指数としては売上高を各産業の価格指数¹⁰で実質化した指数の対数値（ $reallogsales$ ）を用いた。また、市場規模変動を代表するために、実質売上高の成長率（ $salesgr$ ）と、日本銀行・全国企業短期経済観測調査における業況判断DIの「先行き」から「最近」を引いた差分（ $diftankan$ ）を用いた。また、手元流動性比率（ $liqalratio$ ）としては、 $[(流動資産 - 棚卸資産(在庫)) \div 売上高]$ の対数値を採用した¹¹。

表1の上段には、定義した労働投入をそのまま利用したもの、下段には、TFP成長率の影響を取り入れた効率性単位で測った労働投入を利用した結果を示す。両者には、労働投入変数の変更による推定係数の違い以外に有意な差は殆どないので、ここでは表1上段の結果を中心にまとめることにしよう。

推定式は全体として極めて頑健で、ランダム効果モデル、固定効果モデル、あるいはランダム効果2段階推定のいずれをとるかに結果は殆ど依存しない。推定式（4）では、負の（対数）マークアップが右側に含まれていることに注意しながら、以下簡単に、推定結果をまとめよう。まず、第一に、産出量・資本比率（の対数値）の係数は有意に負で、当初の予想通り、資本と労働の代替率が1より有意に小さいことを示しており、これは、次節で示すマクロの結果と同じである。総労働時間指数で測った労働投入（の対数値）の係数は有意に正で、限界費用が景気と逆相関をしていることを示す（局所的な収穫逓増と言っても良い）。これは、労働保蔵の重要性を考慮した理論モデルとは矛盾する結果となっている¹²。

マークアップの変動を示す指標の推計値も有意で安定した結果となっている。市場規模変数（ $reallogsales$ ）の係数は常に有意に負で、マークアップ率は市場規模変数と同じ方向に変化することがわかる（（4）式に注意）。また、市

¹⁰ 各産業の該当価格指数は、製造業・鉱業については国内企業物価指数の該当産業を、サービス業については、企業向けサービス価格指数あるいは、消費者物価指数の該当個人向けサービス価格指数を利用した。

¹¹ これ以外にも、 $(流動資産 - 棚卸資産) \div 流動負債$ 、 $(流動資産 - 流動負債) \div 売上高$ なども試したが、結果に大差はなかった。

¹² この結果は頑健ではない。 $reallogsales$ を説明変数から除くと係数は負で有意となり、また後述するように、マクロレベルのデータでは、労働投入量（の対数値）の係数 β は負である（20頁の脚注22参照）。

場規模の増加率(*salesgr*, *diftankan*)の係数は、いずれも負で多くは有意である。これは、マークアップが業況改善の見通しに応じて引き上げられる、すなわち、景気と順循環の性質を持つことを示している。

マークアップ変動を代理する第二の変数として、手元流動性・売上比率を用いた。これは、資金制約が、実効割引率に影響を与え、マークアップを変化させる効果を代表する指標である。予想通り、この変数の係数も極めて頑健で有意に負であり、マークアップ率には正の効果を持っていることがわかる。つまり手元流動性比率の低下で捉えた資金制約の強まりは、マークアップを引き下げる効果を持っていることがわかる。

つまり、これらの 2 種類の変数が産業レベルで見た景気の変動と正の相関を持っている限り、マークアップ率は(産業毎の)景気と順相関を示すのである。

表 1 では、第二の手元流動性比率(*liqalratio*)の効果について、規模別、製造業・非製造業別にその効果を詳しく推計した式も示している。これも予想したとおり、概して企業規模が小さいほど、この変数の効果は絶対値で大きく、非製造業より製造業においてより効果が大きいことが観察できる。但し非製造業については、価格指数のデータの殆どが 90 年代以降に限られているため、計測結果の解釈には注意を要する。一方、企業規模による上記のような効果の違いは、一般に小規模企業の方が資金制約が強く、マークアップを可能な限り引き下げて、在庫を積み増さないようにする誘因が強いこと等を勘案すれば、理論とも整合的である。

次節以降の分析を先取りすると、マークアップ率の変動はこの推定式が想定しているように、価格調整が速やかに進んだ結果を反映するとは限らない。限界費用の変動に比べて価格調整の遅れが無視できない場合、マークアップ変動は、限界費用の変動によっても生じる。その場合、推定式はミス・スペシファイドとなる。この点を克服するため、データの観察頻度を落とし、隔年第一四半期のみ、のケースで推定を行った。結果((9)、(10)、(19)、(20)式)は殆どフルサンプルの場合と異ならず、むしろ回帰係数は高まり、全体として式の説明力は向上している。結論として、このような推定式は、一定程度の信頼性を持って、マークアップの変動を説明するものと言えよう¹³。

TFP 成長の影響を考慮した推定式が表 1 の下段である。ここでは、総労働投入を、マクロと同様の仮定で、効率単位に修正している。本来は産業毎に TFP 成長率の違いを考慮すべきであるが、産業毎の TFP 成長率について確定した推定値があるわけではないので、ここでは無視せざるを得ない。結果によれば、定性的には修正後のマークアップの変動に大きな違いはないと言える。

¹³ 調整のタイミングが産業や規模毎にずれていれば、これらを集計することで、価格調整の遅れの影響はある程度相殺されることも期待できる。

最後に次節以降への橋渡しとして、上記の手順で得た各産業・規模毎のマークアップ率の推定結果を利用し、経済全体のマークアップ率の時間変動の推定値を求めた。具体的には、表1下段の(12)式の内挿値を売上高の対数値でウエイト付けして(産業・規模間)平均を求め、これをマクロ・マークアップの推定値とした。

次に、マークアップ率が価格・限界費用比率に等しいことから、産業別生産物価格指標とマークアップ率の推計値を利用して、各産業・規模毎の限界費用を求めた。これも同じく対数売上高により加重平均を求めた。これがマクロ限界費用の推定値である。なお、TFP成長を考慮した場合と無視した場合で2つのマークアップ率の推計値が得られるが、次節以降の結果には大きな差異がないので、以下ではTFP成長を考慮して効率性単位で測った H を利用したものを採用する。

図2、3はこのようにして求めた、マークアップ率と限界費用の推定値の時間推移を示している。推定されたマークアップ率は80年代には一貫して上昇を続けたことを示しており、図1で示した、コブ・ダグラス生産関数の仮定のもとでマクロデータから推定されるマークアップ率(労働のシェアの逆数)の変動とは大きく異なる。また、90年代に入り、マークアップ率はほぼ安定的に推移したが、1996~97年にかけてピークが見られる。また、1980年代においても、1983、1987年に谷が観察され、マークアップ率が概して景気と正の相関を持っていることがわかる¹⁴。図3の限界費用の推移は、マークアップ率の推移とほぼミラー・イメージ(完全ではない)になっている。

図2に示された推定値が経済全体のマークアップ率変動を表すものとしても、産業間で平均して得られた観察を過度に一般化するのは正しくない。個別産業毎に変動の様子や振幅は異なる。例えば、典型的な市況産業と言える鉄鋼業のマークアップを示したのが図4であるが、90年代の2度の大きな景気後退や、最近年の輸出ブームの影響が明確に現れる結果となっている。他方、国際競争力が最も強いと考えられる電気機械、精密機械、自動車の3産業の平均を図5で見ると、サンプル期間中一貫した上方トレンドが観察されると同時に、景気変動の影響が市況産業程目立たないことがわかる。

3 マークアップとフィリップス曲線

本節では、いわゆるニュー・ケインジアン・フィリップス曲線(NKPC)のモデルを手がかりに、マークアップ変動がどのように物価上昇率に影響を与える

¹⁴ 景気動向指数(一致・遅行・先行)とHPフィルター(1600)をかけた推定マークアップ率の相関はいずれも正で、0.24~0.36である。

か、その道筋を簡単なモデルで示すことにする。続く第 4 節では、そのモデルに従いマークアップ変動を含む NKPC を推定する。

3.1 NKPC モデル

最も標準的な NKPC モデルはインフレ率 π_t について

$$\pi_t = \beta E[\pi_{t+1}] + \gamma mc_t \quad (\text{NKPC})$$

と表わされ（但し mc は限界費用の対数値）、インフレ率を将来の期待インフレ率と限界費用の関数として表す。(NKPC)式を導く詳細は Woodford (2003)(第 3 章)などに譲ることにして、ここでは、そのもととなるモデルの構造を簡単にまとめておく。モデルは、多数の同質的な独占的競争企業からなり、各企業は相対価格に関して弾力性一定 (ε) の需要関数に直面しているため、仮に企業が随時価格調整を行えるとすると、望ましい価格 (の対数値) は

$$\begin{aligned} p_t^* &= mc_t + \mu \\ \mu &= \log\left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}\right) \end{aligned} \quad (5)$$

のように、(対数)限界費用に一定のマークアップ (の対数値) を加えたものとなる。NKPC モデルはここで、Calvo タイプの価格の硬直性を仮定し、各期において、一定の比率の企業のみが価格調整が可能で、他の企業は価格を前期の水準に据え置くものとする。企業は、価格調整を行う際に、将来にわたり、一定の確率でしか価格調整が行えないことを考慮しつつ価格を調整するので、設定される価格は、現在から将来にわたる価格水準と限界費用の期待値を加重したものになる。(NKPC) 式には、ハイブリッド型と呼ばれる (NKPC) の変形されたものもあり、その場合は前期のインフレ率も右側に含むものとなる。このタイプの定式化は、上記のような価格設定を行う企業と、静学的な期待のもとに、前期のインフレ率と限界費用に従い価格調整を行う企業の 2 つのグループが存在すると仮定し、それぞれの価格設定行動の加重和として導かれる。

3.2 マークアップ率変動とインフレ率

NKPC のモデルは、言い換えれば、望ましい (ターゲット) マークアップ率は一定で変動しないが、価格硬直性のために価格と限界費用の比率が変動するモデルと言える。そこで、以下では NKPC のモデルに依拠しつつ、ターゲットの

マークアップも変動する場合のフィリップス曲線を導出することにする。そこで(5)式の代わりに

$$p_t^* = mc_t + \mu_t^* \quad (6)$$

を用いて価格設定行動を導出しよう。まず、各期の対数平均価格は、

$$p_t = \theta p_{t-1} + (1-\theta)p_t^* \quad (7)$$

として、価格調整を行った企業と行わなかった企業の価格の加重和で表される。最初に最も簡単なモデルから始めよう。企業は、近視眼的に、価格調整を行う。その際、単にその期において望ましいマークアップの水準と限界費用から価格を決めると仮定しよう。(6)(7)の両式を利用し、 p_t^* を消去して整理すると以下の式を得る。

$$\pi_t = \frac{(1-\theta)}{\theta} \{\mu_t^* - \mu_t\} \quad (\mu\text{-PA})$$

これは、教科書的な価格の部分調整モデルにマークアップ変動を組み入れたものである。

($\mu\text{-PA}$)のような部分調整模型では、価格調整が常に可能ではないにもかかわらず、企業は現時点での最適価格水準に調整すると仮定している。この欠陥を補うため、NKPCのモデルに沿い、より洗練された価格調整を考えよう。具体的には、価格調整を行う企業は、将来にわたり各期 $(1-\theta)$ の確率でしか価格調整ができないことを考慮して、将来各期の望ましい価格との乖離の自乗の加重期待値¹⁵を最小化するように価格を調整すると考えよう。つまり価格は

$$p_t^* = \arg \min \left[E \sum_{s=0}^{\infty} ((\rho\theta)^s \{mc_{t+s} + \mu_{t+s}^* - p_{t+s}\}^2) \right] \quad (8)$$

¹⁵ 各期に価格が調整できない確率は θ であるので、それと割引率を考慮して(8)式を得る。ただし、ここでは、望ましいマークアップ率がどのように決まるかに関して特定のモデルに依拠していないので、期待将来利潤の最大化からではなく、望ましいマークアップとの乖離幅の最小化として問題を定式化していることに注意。理想的には、明示的な利潤最大化の解として(8)式に対応するような決定式を得ることが望ましいが、望ましいマークアップ変動は実効割引率、需要価格弾力性、あるいは、期待将来利潤の相対規模など、多様で異質な要因により変動しうるので、これら全てを包含するような理論モデルを構築して、最適な価格水準を求める必要がある。(8)式は、実証面での利便性に重点を置いた、そのような理想的なモデルの不完全代替物である。

に従い調整される。但し、 ρ は割引率である。(8)式の一次条件を解くと

$$p_t^* = (1 - \rho\theta) \left[E \sum_{s=0}^{\infty} ((\rho\theta)^s \{ mc_{t+s} + \mu_{t+s}^* \}) \right]$$

を得る。ここで、マークアップの定義に従い、限界費用をマークアップと価格水準の差としてこの式を書き直すと

$$p_t^* = (1 - \rho\theta) \left[E \sum_{s=0}^{\infty} ((\rho\theta)^s \{ \mu_{t+s}^* - \mu_{t+s} + p_{t+s} \}) \right]$$

であるが、これは、更に書き直せて

$$p_t^* = (1 - \rho\theta) \{ \mu_t^* - \mu_t + p_t \} + \rho\theta E[p_{t+1}^*]$$

ここで、(7)式を利用して、 p_t^* を消去して、整理すると以下の式を得る。

$$\pi_t = \rho E[\pi_{t+1}^*] + \frac{(1 - \rho\theta)(1 - \theta)}{\theta} \{ \mu_t^* - \mu_t \} \quad (\mu\text{-NKPC})$$

この式は、インフレ率が期待インフレ率と、価格マークアップのターゲットからの乖離により説明されることを示している。また、ターゲットのマークアップが一定である場合は、(5)式を用いて書き直すと、(NKPC)式に帰することも確認できる。

3.3 ハイブリッドモデル

NKPCに倣い、一部の企業(その比率を δ とする)は静学的な期待のもとで価格調整を行うと考えよう。このような企業は

$$p_t^{\delta*} = mc_t + \mu_t^* + \pi_{t-1}$$

に従い価格調整を行う。(μ-NKPC)と同様の手順を経て、次の式を得る。

$$\begin{aligned} \pi_t &= \Delta^{-1} \left[\{1 - (1 - \theta)\delta\} \rho \theta E[\pi_{t+1}^*] + (1 - \theta)\delta \pi_{t-1} - \rho \theta (1 - \theta)\delta E[\chi_{t+1}] \right] \\ &\quad + \Delta^{-1} \{ (1 - \theta)\delta + (1 - \theta)(1 - \delta)(1 - \rho \theta) \} \chi_t \\ \chi_t &= \mu_t^* - \mu_t \\ \Delta &= \theta \{ 1 + \rho(1 - \theta)\delta \} \end{aligned}$$

--- (μ -HYBRID)

つまり、インフレ率は、過去のインフレ率および将来の期待インフレ率に加えて、現在のマークアップ率のターゲットからの乖離およびその将来の期待値により説明される（上の式で $\delta=0$ とすると（ μ -NKPC）式に帰することが確認できる）¹⁶。

4 マークアップ変動とフィリップス曲線

4.1 マークアップ率変動を含む NKPC の推計

前節で求めた 3 つの推計式を 2 つの方法で推計した。第一に、第 2 節の法人企業統計を利用して得たマークアップ率変動の推定値をそのまま、（ μ -PA）（ μ -NKPC）（ μ -HYBRID）の 3 式の μ として代入した。第二の方法として、マクロ変数を利用して、マークアップ率を第 2 節の(3)式を利用してそのまま、フィリップス曲線の 3 つの式に代入した式を推計した¹⁷。その場合、国民所得統計を利用して産出量・資本比率（ y ）を、労働投入量の指数としては、全産業平均の労働時間指数を用いたうえ、第 2 節で説明した TFP 成長率を加味した効率単位指数に変換した（ H ）。この 2 つの変数は第 2 節のミクロレベルでの推定と同様、限界費用変動を説明する要因である（次頁 B1～B3 式参照）。

上記 2 つの方法のいずれの場合においても、マークアップのターゲットの変動を代表するために、以下の変数を μ_t^* の代理変数として利用した。まず市場規模変動を表す変数としては景気動向指数の先行指数と一致指数の差を採った（ DIF_FMC ）第 2 節で概観したマークアップ変動の理論模型から考えると、マークアップ変動の要因として重要なのは現時点での景気動向そのものよ

¹⁶（ μ -NKPC）（ μ -HYBRID）の式の導出は煩瑣な手順を必要とするが、Gali, Gertler, and Lopez-Salido (2001) の付録や、Sbordone (2002b) の導出過程に(6)式の変更を組み入れればよい。

¹⁷ 繰り返しになるが、マークアップ率そのものは観察不可能なので、(3)式の労働シェアの対数値などの変数を代入して、マークアップ率を代表させている。

りも、先行きと比べての現時点の状況である。この指数が上昇することは、先行き景気がより良くなっていくという観測を示す。次に、手元流動性の状態をマクロ的に代表させる変数として、日本銀行・全国企業短期経済観測調査における資金繰り判断 DI (LIQUIDITY) と、金融機関貸出態度判断 DI (BANKLEND) を利用した (いずれも全産業・全規模合計)。これらの指数値はいずれも値が大きくなるほど、より資金繰りが容易である、あるいは金融機関が貸出に積極的であることを示す。

NKPC タイプの特徴として期待インフレ率が右側変数として含まれる。本稿では、合理的期待を仮定して、その含意である、予測誤差が、期待形成に利用可能な変数と直交しているという条件を利用した GMM 推定を行った (NKPC そのものの GMM 推定も同様)。GMM 推定の操作変数としては、定数と消費税率の変化を示すダミー変数のほか、それ以外の右側変数とインフレ率の 1~3 期ラグ (但し、1 期ラグのインフレ率が右側変数にある場合はインフレ率については 2~4 期ラグ) を用いた。以上をまとめると、推定する式は以下のようなになる (*dif_fmc* 等の小文字標記は対数をとっていることを示す)。

$$\pi_t = \varepsilon_1 \mu_t^* - \varepsilon_2 \mu_t^{EST} \quad (A1)$$

$$\mu_t^* = \varepsilon_{11} dif_fmc_t + \varepsilon_{12} liquidity_t + \varepsilon_{13} banklend_t$$

$$\pi_t = \varepsilon_1 \mu_t^* - \varepsilon_2 \mu_t^{EST} + \varepsilon_3 E\pi_{t+1}^* \quad (A2)$$

$$\pi_t = \varepsilon_1 \mu_t^* - \varepsilon_2 \mu_t^{EST} + \varepsilon_3 E\pi_{t+1}^* + \varepsilon_4 \pi_{t-1} + \varepsilon_5 E\mu_{t+1}^{EST} \quad (A3)$$

$$\pi_t = \varepsilon_1 \mu_t^* - \varepsilon_2 \mu_t^{macro} \quad (B1)$$

$$\mu_t^{macro} = -\log(s_{Ht}) + \varepsilon_{21} \log(y_t) + \varepsilon_{22} \log(H_t)$$

$$\pi_t = \varepsilon_1 \mu_t^* - \varepsilon_2 \mu_t^{macro} + \varepsilon_3 E\pi_{t+1}^* \quad (B2)$$

$$\pi_t = \varepsilon_1 \mu_t^* - \varepsilon_2 \mu_t^{macro} + \varepsilon_3 E\pi_{t+1}^* + \varepsilon_4 \pi_{t-1} + \varepsilon_5 E\mu_{t+1}^{macro} \quad (B3)$$

4.2 推定結果

推定結果を表 2 および 3 に示す。表 2 は第 2 節で得られたマークアップの推定値を代入した場合 (上記 A1~A3 式)、表 3 は直接マークアップの式を代入した誘導型である (同 B1~B3)。それぞれについて、(μ -PA) の部分調整モデル(A1、

B1)、(μ -NKPC)のNKPCモデルにマークアップ率変動を加えたモデル(A2、B2)、そして(μ -HYBRID)のモデル(A3、B3)の3つの回帰式を推定している¹⁸。いずれの表においても、被説明変数はGDPデフレータの対数値差分をCensusX12法により季節調整したものをを用いた¹⁹。

表2の結果から最初に気づくことは、第2節で推定したマークアップ率がいずれの回帰式においても負で概して有意である点だ。但し、(μ -PA)では係数の絶対値が小さく、仮に、マークアップ率の推定係数を(μ -PA)式における $\frac{(1-\theta)}{\theta}$ の推定値として当てはめると、調整速度、あるいは価格調整の四半期あたりの確率は0.01程度となる。これは多くの価格調整速度に関する実証研究とは程遠い結果であるので、定性的な結果は別として、価格調整確率に対する推定値として採用すべきではない。簡単な部分調整モデルによるフィリップス曲線のフィットには限界があると言えよう。いずれにしても、全ての推定式でマークアップ率のターゲットを代理する変数も概して有意であり、過去著者達が行った研究結果と符合するものになっている。市場規模代理変数の係数はいずれも正で概して有意であり、同様に、*LIQUIDITY*の係数も正で概して有意になっている(*BANKLEND*についても概して正の係数を得たが、有意度は低い)。つまり、これらの変数が概して景気変動と正の相関を持つ限りにおいて、望ましいマークアップ率は上昇し、インフレ率に正の効果を持つ。また、GMM推計をOLS推計と比較すると、推計式の定性的な特徴には殆ど差異はなく、推定係数の有意度も変化はないか改善しているが、当然推定式全体のフィットは劣る。また、ミクロレベルでのマークアップの推定値を代入して推定しているため、マークアップ変数自体に誤差が含まれており、マークアップ率の係数値は過小推定されている可能性が高いことにも注意されたい。

(μ -NKPC)および(μ -HYBRID)のいずれの式においても、次期のインフレ率の係数はいずれも正で有意であり、特に(μ -NKPC)のGMM推定においてその係数は1に近い²⁰。理論モデルに従えば、この係数は割引ファクターであり、実証結果はある程度、理論モデルを支持するものと言える。

次に(HYBRID)の推定式に移ると、前期、次期のインフレ率の係数はいずれも正で概して有意であるが、OLSでは前期の、GMMでは次期のイン

¹⁸ ミクロレベルで、本節で行っているような方法を用い、個別市場の価格変化率の推定をすることも可能で、その推計式を集計することで、フィリップス曲線を得る方法も考えられる。しかし、その場合は、個別価格から価格水準への集計と、物価あるいはインフレ率に対する期待形成に関して、明示的な動学市場均衡のモデルを構築する必要があり、今後の研究課題の一つとしたい。

¹⁹ CPI総合指数を用いた推計も行ったが結果に大きな違いはないので、推計結果は掲載していない。また、表2~4で利用したインフレ率について、修正Dickey-Fullerテストを行ったが、t値は2.523で、10%水準でも単位根なしの帰無仮説を棄却できなかった。

²⁰ 仮に、期待インフレ率について明示的に(期待形成に利用した変数と直交する)誤差を考慮に入れると、直接次期のインフレ率を入れた式は、右側変数に誤差を含むモデルとなり、推定係数は誤差の分だけ過小推定となる。

フレ率の係数値の方が大きい。また、モデルが予想するように、当期のマークアップ率の係数は負、次期のマークアップ率の係数は正である。望ましいマークアップ率の代理変数についても、当期と次期の係数の符号は逆になることがモデルから予想されるが、これも多くの場合成立している。

以上第 2 節で得られたマークアップ率の推計値を利用した推計は概して良好であり、全体としてマークアップ率とそのターゲットとの乖離がインフレ率を有意に予測することが示されたと言えよう。

次に、直接マークアップ率の式を代入して、マクロ変数を利用して誘導型 (B1 ~ B3 式) を推計したのが、表 3 である。表 2 に比べると、表 3 の結果は全体として推定された係数値の有意度が低いものが多い。しかし、それでも、全体としては、表 2 の結果と同様、理論モデルと整合的なものになっている。理論式からは、労働シェア (の対数値)²¹と労働投入量 (同) の係数は正、産出量・資本比率 (同) の係数も、資本と労働の代替弾力性が 1 より小さい場合正であると予想されるが、結果は理論式のとおりである²²。但し、労働投入量の効果は法人企業統計を用いたミクロレベルの推定式とは異なり、労働保蔵の効果が有意であることを示していることに注意されたい。また、マークアップ率のターゲットの変動を示す代理変数の係数値は、表 2 の結果同様、望ましいマークアップ率が市場規模や手元流動性変数により正の影響を受けることを示している。

最後に表 4 の結果を簡単に見ておこう。表 4 では、マークアップ率変動のモデルではなく、(NKPC) のモデルをそのまま推定した。但し、(NKPC) と異なり、ユニット・レーバークスト (の対数値) を直接限界費用として代入するのではなく、2 つの方法を用いた。第一は、第 2 節で得た、マークアップ率の推定値と、産業別の価格指数を用いて、マクロの限界費用推定値を求め、これを代入したもの。第二は、参考のため、実質 GDP の HP フィルターで得た循環要素を右側変数として用いたものである。

限界費用を用いた推計式は、一定の説明力を持ち、限界費用の推定係数は正で有意なものも見られる。しかし、次期のインフレ率を含む (NKPC) 式や (HYBRID) 式では、限界費用の係数は概して有意でなくなる。また、GMM 推定の場合、過剰識別条件が 5%あるいは 10%水準で棄却される場合も散見される。一方、GDP の循環要素を含む推定式は、符号さえも理論モデルと異なる推

²¹ (A1)、(B1)の 2 式の比較からわかるように、理論モデルでは、労働シェアの対数値にかかる係数値は、推定マークアップ率の係数値と絶対値で一致する。表 3 と表 2 を比較すると、表 3 における労働シェアの対数値にかかる係数値は、その推定の有意度に問題はあるが、表 2 の推定マークアップの係数値の絶対値よりも概して大きくなっている。このことは、マークアップ率変数に有意な誤差があり、係数値を過小推定している可能性が高いことを示している。

²² 18 頁のモデル B1 ~ B3 を参照。推定式は、マークアップの式をインフレ率のモデルに代入しており、産出量・資本比率と労働投入量の推定係数値は、インフレ決定式のマークアップ率の係数に、マークアップ決定式のそれぞれの係数を乗じたものになる。インフレ率決定式でのマークアップ率の効果は負であるから、産出量・資本比率の推定係数値が正であることは、10 頁の(4)式における係数値が負であることを示し、ミクロレベルの推定結果と同じである。

定結果が多く、明らかに限界費用を含む推定式に比べて説明力にも乏しい。

概して、限界費用のみあるいは GDP を用いる NKPC 型のフィリップス曲線は日本のデータを用いた場合、強くは支持されないと言えよう。特に GDP の循環要因を右側変数とする場合、式のフィットは更に劣化し、GDP ギャップだけを用いたフィリップス曲線の当てはまりが良くないという過去の実証研究を裏づけるものとなっている²³。

4.3 90年代のフィリップス曲線の構造変化

これまでの推定結果に一応の信頼をおくならば、マークアップ率の変動は、従来からの GDP ギャップに加えて、一定の追加的説明力を持つものと言えそうである。少なくとも、限界費用の推定値や、HP フィルターを用いて得た GDP の循環的要素を GDP ギャップとして用いた場合に比べれば、マークアップ変動はより優れた説明力を持っていると言えるであろう。これを、90年代のフィリップス曲線のフラット化という推測²⁴に照らして考えると、一つの可能性として、その背後には、90年代に入り、マークアップ変動によるフィリップス曲線のシフトの振幅が小さくなったという仮説が提示できる。

残念ながら、本稿では厳密に統計的な仮説検定でこのような推定の妥当性を確かめることはできない。本稿で行った推定は厳密な構造推定ではないため、推定されたパラメータは、実際に行われた金融政策やその他のマクロ政策は無論のこと、マークアップ率の変動を推定するのに用いた外生変数の時系列的な性質にも依存しているからだ。

しかし、一定程度の見通しをつけることは可能である。図6は、表2の3式のOLS推定結果を内挿し、マークアップ率のターゲットとの乖離、つまり $\mu_t^* - \mu_t$ の推定値に（推定）定数項を加えたものを示している。この値がゼロに留まり続ければ、インフレ率もやがてゼロに収束する。推定結果に従えば、乖離幅は80年代を通じてインフレ率を押し上げる効果を持っていた。その後乖離幅は、80年代から90年代に移るにつれて、マイナスになりインフレ率の抑制効果を持ったことを示し、また、90年代の変動が小幅なものに留まったことを示している²⁵。また、97年を例外とすれば、この推定式はデフレ圧力が限定されたものに留まり、年率でせいぜい0.5%程度であったことを示している。

ここで重要な点は、前節までの推定結果によれば、マークアップ変動が景気と正の相関を持っていることである。従って、マークアップの変動は、

²³ 例えば福田・粕谷編（2004）を参照。もちろん GDP ギャップをより正確に推定すれば、精度が上がる可能性は無視できない。

²⁴ 桜・佐々木・肥後（2005）や DeVierman(2005)を参照。

²⁵ なお、表2の他の推計式の推定結果を内挿した場合も時系列変動の動きは似通っている。

景気の振幅を小さくする効果を持つ可能性が強い。なぜなら、好況時にはマークアップが大きくなることでそれ以上の需要増加にストップをかけるし、後退時には、逆にマークアップ率が低下することで、部分的にせよ総需要は刺激されるはずだからだ。このような効果が安定的に経済に作用すると、フィリップス曲線の傾きは大きくなる。つまり、マークアップ率が変動しない場合に比べ、同じだけの生産量の振幅をもたらすのに、より大きなインフレ率の振幅が必要となる。そうすると図6でみたような90年代におけるマークアップ率の乖離幅のゼロ付近での安定化は、景気の振幅をインフレ率変動に比べて大きくする、つまり、(マークアップ率変動の効果を見捨てた)フィリップス曲線をフラット化させた可能性があると言えよう。しかし、繰り返しになるが、このような推論はあくまで一つの可能性にしか過ぎない²⁶。

仮に推定結果の示すとおり、フィリップス曲線の傾きが、マークアップ率とターゲットとの乖離幅の変動に連動して変化すると考えた場合でも、Calvoタイプの価格調整のモデルの妥当性が問題になりうる。ターゲットとの乖離幅が縮小する場合と拡大する場合とでは、価格調整をすることの便益が異なるので、価格改定の頻度もそれに依って変化すると考えるのが自然である。特に90年代には物価や費用水準そのものが著しく安定化したから、それを反映して価格調整のベネフィットは小さくなりその頻度も下がった可能性がある。その場合、同じ乖離幅に対してもインフレ率の反応は鈍くなり、フィリップス曲線の傾きは緩やかになる²⁷。

本稿の推定作業の中から得られるある程度頑健な結論があるとするなら、それは、少なくとも日本経済においては、マークアップ変動は景気(産出量)の振幅を大きくした可能性は小さく、むしろ景気変動に対して安定効果を持ったと推定される点であろう。

5 まとめと結論

本稿では、日本におけるマークアップ率の時間変動を推定し、それがインフレ率と産出量の間でのトレードオフに有意な説明力を持つか否かを検証した。その結果は、概して日本におけるマークアップ率は景気と正の相関を持って変動しており、フィリップス曲線に対して一定の追加的説明力を持つことがわかった。推定された結果によれば、価格の粘着性による、いわば意図せざるマークアッ

²⁶ ちなみに、推計式の構造変化の可能性を検証する様々なテスト(Chow forecast, Likelihood, CUSUM)を行ったが、結果はまちまちで、少なくとも構造変化を強く支持する証拠は得られなかった。

²⁷ DeVierman(2005)は価格調整頻度の変化を考慮して非線形のフィリップス曲線を推定し、フラット化は80年代半ばから起こっていたと推定する。

プの変動だけでなく、ターゲットとするマークアップ率自体も時間変動をしており、双方が連動しながら、インフレ率の時間変化をもたらしていることが明らかになった。しかし、推定方式の限界もあって、90年代のデフレ現象あるいはデフレが一定レベル以上に進行しなかった原因について、マークアップ率の変動がどの程度重要であるかに関しては明確な結論は得られなかった。

以下では、今後の研究課題について、簡単に触れて本稿を閉じることにする。本稿では、法人企業統計を利用してパネルデータを作成したが、価格指数系列や、労働時間指数との突合のため、多くの非製造業のサンプルが推計から抜け落ちることとなった。推計結果からもある程度推測できるように、製造業と比べて、サービス業や小売業などでのマークアップの調整はかなり異なっているように思えるが、データの制約もあり、その違いについての詳しい分析が本稿ではできなかった。90年代以降のマクロ的な価格調整メカニズムの変化を探る場合、非製造業の価格調整についての研究は一つの焦点になると思われる。

既に触れたように、90年代以降のデフレ現象を考える場合、マークアップ率の変動がどの程度それに関わったかは重要な論点ではあるが、本稿では十分な分析はできなかった。この課題の克服のためには、2つの点で、分析が精緻化される必要がある。第一に、マイクロデータでの推計とマクロ分析とのリンクを、理論・実証の両面で行うことである。マクロデータのみ依存した推計では、本稿でも見たように、マークアップ変動と費用変動を正確に分別することは困難である。第二に、実証分析を可能な限り構造推定に近づける努力が必要であろう。そのためにも、マクロの時系列データのみでは正確な推定の困難なパラメータについて、マイクロデータを利用した推定が必要となるのではないか。

マークアップ率は生産物の価格と費用の関係であり、それが景気変動に伴い変動すると、それにつれて、価格と費用の乖離に基づく非効率性の程度も時間変動をしていることが予想される。特にマクロ的な景気循環が、マークアップ率の変動の原因である場合、これは景気循環の社会的費用を拡大あるいは縮小させている可能性がある²⁸。さらに、本稿では全く分析の対象としていないが、景気循環の社会的費用とマークアップの関係を探る場合は、価格だけでなく、むしろそれ以上に、賃金と労働（の機会）費用の関係、そしてその賃金マークアップ率の変動こそが、より景気変動の社会的費用を考える場合には重要な可能性がある。究極的には、望ましいマクロ経済政策はこのような賃金・価格両面でのマークアップの時間変動とその構造に対する強固な実証研究の成果に基づくべきではなからうか。

²⁸ Gali, Gertler, and Lopez-Salido (2002)やHall(1997)を参照。

参考文献

- 桜健一・佐々木仁・肥後雅博（2005）「1990年代以降の日本の経済変動：ファクト・ファインディング」、日本銀行、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No. 05-J-10
- 淵仁志・渡辺努（2002）「フィリップス曲線と価格粘着性 - 産業別データによる推計」、日本銀行金融研究所、『金融研究』第21巻第1号、35 - 70頁
- 福田慎一・粕谷宗久編（2004）『日本経済の構造変化と経済予測 - 経済変動のダイナミズムを読む』、東京大学出版会
- Ariga, K., Y. Ohkusa, and K. G. Nishimura (1999), “Determinants of Individual-Firm Markup in Japan: Market Concentration, Market Share, and FTC Regulations,” *Journal of the Japanese and International Economies* 13(4): pp. 424-450
- Chevalier, J. A. and D. S. Scharfstein (1995), “Liquidity Constraints and the Cyclical Behavior of Markups,” *American Economic Review* 85(2): pp. 390-396
- DeVierman, E. (2005), “Why Didn’t Japanese Deflation Accelerate in the Late Nineties?” *mimeo.*, Johns Hopkins University
- Gali, J., M. Gertler, and J. D. Lopez-Salido (2001), “European Inflation Dynamics,” *European Economic Review* 45(7): pp. 1237-1270
- Gali, J., M. Gertler, and J. D. Lopez-Salido (2002), “Markups, Gaps, and the Welfare Costs of Business Fluctuations,” *NBER Working Paper* 8850
- Green, E. J. and R. H. Porter (1984), “Noncooperative Collusion under Imperfect Price Information,” *Econometrica* 52(1): pp. 87-100
- Hall, R.E. (1997), “Macroeconomic Fluctuations and the Allocation of Time,” *Journal of Labor Economics* 15(1): pp. s223-s250
- Haltiwanger, J. and J. E. Harrington (1991), “The Impact of Cyclical Demand Movements on Collusive Behavior,” *RAND Journal of Economics* 22(1): pp. 89-106
- Hayashi, F. and E. C. Prescott (2002), “The 1990s in Japan: A Lost Decade,” *Review of Economic Dynamics* 5(1): pp. 206-235
- Miyagawa, T., Y. Sakuragawa, and M. Takizawa (2005), “Do Purified Technological Shocks Support the RBC Model? -Empirical Evidence from Japanese Industry Data-,” *mimeo.*

- Nishimura, K. G., 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(8): pp. 1077-1111
- Rotemberg, J. and G. Saloner (1986), "A Supergame-Theoretic Model of Price Wars during Booms," *American Economic Review* 76(3): pp. 390-407
- Rotemberg, J. and M. Woodford (1999), "The Cyclical Behavior of Prices and Costs," Chapter 16 in Taylor, J. B. and M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics, Volume 1B*, North-Holland
- Sbordone, A. M. (2002a), "Prices and Unit Labor Costs: A New Test of Price Stickiness," *Journal of Monetary Economics* 49(2): pp. 265-292
- Sbordone, A. M. (2002b), "An Optimizing Model of U.S. Wage and Price Dynamics," *Federal Reserve Bank of San Francisco Conference Proceedings*
- Woodford, M. (2003), *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press

記述統計

*を付した変数の統計量は、原計数の対数値をとってから算出したもの。

**を付した変数は、定義上、原計数が対数値となっているもの。

法人企業統計

	$1/psratio^*$	$ykratio^*$	$manhour^*$	$eff.manhour^*$	$liqratio^{**}$	$reallogsales^{**}$	$difiankan$	$salesgr$
	労働シェア逆数	資本産出比	労働時間	効率単位労働	手元流動性	実質売上	業況判断差分	売上成長率
Mean	-1.826816	9.24E-02	18.74055	17.96737	1.752334	8.392175	-1.625539	0.0097415
Maximum	4.793307	5.620401	22.64013	22.23282	250.8	13.20131	100	5.801107
Minimum	-7.457802	-7.669846	9.316932	8.435306	-14.97163	3.499782	-65	-5.593254
Std. Dev.	0.5947966	1.026603	1.753468	1.929563	3.822409	1.917363	11.7031	0.2349991
Observations	14379	14806	10637	10477	14469	14909	8348	14732

マクロデータ

		μ^{EST**}	DIF_FMC	$LIQUIDITY$	$BANKLEND$	$VTDUMMY$		
	インフレ率	推定マークアップ	景気動向指数差分	資金繰り判断	貸出態度	消費税ダミー		
Mean	0.00096	3.512557	-1.619792	-8.385417	11.1875	0.020833		
Maximum	0.008906	3.634196	65.9	91	36	1		
Minimum	-0.002395	3.211597	-53.8	-78	-25	0		
Std. Dev.	0.002236	0.116735	23.8134	37.6296	16.62231	0.143576		
Observations	100	93	96	96	96	96		

マクロデータ

	$1/s_H^*$	y^*	H^*		MC^{EST**}	yHP		
	労働シェア逆数	資本産出比	効率単位労働	(労働時間)	推定限界費用	GDP循環要素		
Mean	0.760013	-8.783841	4.301578	165.7429	1.203053	7.63E-11		
Maximum	0.798784	-8.408387	4.6556	178.5708	1.601254	35.5223		
Minimum	0.712238	-9.092534	1.682052	152.345	0.979544	-28.429		
Std. Dev.	0.01994	0.206375	0.579938	9.135491	0.178575	15.12298		
Observations	96	97	93	96	94	88		

表1 法人企業統計を用いたマークアップ率の推定式

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
推定法	RE	RE	RE	RE	RE	RE	FX	G2SLS	G2SLS	G2SLS
LHS: log of labor cost share										
<i>ykratio</i>	-0.435***	-0.441***	-0.426***	-0.415***	-0.376***	-0.475***	-0.458***	-0.434***	-0.491***	-0.486***
<i>manhour</i>	0.320***	0.329***	0.309***	0.304***	0.328***	0.293***	0.321***	0.320***	0.595***	0.536***
<i>liqalratio</i>	-0.114***	-0.105***	-0.100***	-0.116***	-0.131***	-0.024	-0.070***	-0.113***	-0.409***	-0.305***
<i>liqsds</i>		-0.092***	-0.060***	-0.044**	-0.096***	-0.001	-0.132***			
<i>liqsdm</i>		0.026	0.022	0.038**	0.061**	-0.127***	-0.007			
<i>liqsdl</i>		-0.018	-0.040**	-0.024	0.024	-0.202***	-0.042*			
<i>reallogsales</i>	-0.508***	-0.511***	-0.507***	-0.490***	-0.413***	-0.581***	-0.521***	-0.520***	-0.727***	-0.685***
<i>diftankan</i>	-0.000*	-0.000*			-0.001**	0	-0.001**	-0.001***	-0.000*	-0.000*
<i>salesgr</i>	-0.051***	-0.043***		-0.096***	-0.054**	-0.083***	-0.023	-0.042***	-0.275***	-0.300***
Constant	-3.094***	-3.219***	-2.904***	-2.948***	-4.144***	-1.916***	-2.966***	-2.930***	-2.910***	-2.934***
Observations	7495	7495	10112	10010	2819	4676	7495	7319	935	931
Number of Sectors	90	90	138	138	39	51	90	86	86	86
R-squared	0.1483	0.1253	0.0759	0.0822	0.1986	0.021	0.118	0.1497	0.263	0.2383
Samples	All	All	All	All	mfg.	non\mfg.	All	All	every 8th quarter only	
*** 1%有意、** 5%有意、* 10%有意。										
推定法 RE:ランダム効果モデル、FX:固定効果モデル、G2SLS:ランダム効果2段階推定										
<i>liqsds</i> 、 <i>liqsdm</i> 、 <i>liqsdl</i> はそれぞれ <i>liqalratio</i> と企業規模ダミー(小規模、中規模、大規模)の積変数。										
mfg.は製造業のみ、non\mfg.は非製造業のみ。										
	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)
推定法	RE	RE	RE	RE	RE	RE	FX	G2SLS	G2SLS	G2SLS
LHS: log of labor cost share										
<i>ykratio</i>	-0.326***	-0.331***	-0.323***	-0.314***	-0.283***	-0.339***	-0.348***	-0.312***	-0.262***	-0.264***
<i>eff.manhour</i>	0.091***	0.091***	0.088***	0.087***	0.115***	0.087***	0.091***	0.122***	0.259***	0.261***
<i>liqalratio</i>	-0.084***	-0.03	-0.039**	-0.055***	-0.065**	0.071***	-0.008	-0.088***	-0.253***	-0.268***
<i>liqsds</i>		-0.138***	-0.096***	-0.080***	-0.141***	-0.037	-0.166***		-0.025	
<i>liqsdm</i>		-0.022	-0.012	0.003	0.016	-0.165***	-0.043**		-0.011	
<i>liqsdl</i>		-0.047**	-0.052***	-0.038*	0.002	-0.267***	-0.061***		-0.012	
<i>reallogsales</i>	-0.383***	-0.378***	-0.391***	-0.376***	-0.295***	-0.496***	-0.402***	-0.432***	0.0600	-0.473***
<i>diftankan</i>	-0.000*	-0.000*			-0.001*	-0.000*	-0.000*	-0.000*	-0.078***	0.000000
<i>salesgr</i>	-0.064***	-0.051***		-0.100***	-0.057**	-0.079***	-0.027*	-0.048***	-0.402***	-0.444***
Constant	0.098	0.056	0.167**	0.076	-1.139***	1.107***	0.309***	-0.188*	-1.211***	0
Observations	7446	7446	9954	9931	2811	4635	7446	7319	935	931
Number of Sectors	90	90	138	138	39	51	90	86	86	86
R-squared	0.1549	0.1267	0.0726	0.0777	0.2554	0.0109	0.1221	0.1514	0.2379	0.2373
Samples	All	All	All	All	mfg.	non\mfg.	All	All	every 8th quarter only	
*** 1%有意、** 5%有意、* 10%有意。										

表2 推定マークアップを含むPhillips 曲線

Inflation Rate: GDP Deflator		1		2		3		4	
		Partial Adjustment Model (μ - PA)				Forward Looking Model (μ - NKPC)			
推定法		OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM
変数グループ	変数名								
Inflation	(+1)					0.621942 ***	0.914688 ***	0.622348 ***	0.97708 ***
	(-1)								
Markup	μ^{EST}	-0.010043 ***	-0.007622 ***	-0.010369 ***	-0.005721 ***	-0.004463 ***	-0.002571 ***	-0.00447 ***	-0.0019 **
	$\mu^{EST}(+1)$								
Target Markup	DIF_FMC	7.36E-07	1.63E-05 ***	5.76E-06 *	2.98E-05 *	6.64E-06	3.51E-05 ***	6.57E-06	2.80E-05 ***
	DIF_FMC(+1)								
	LIQUIDITY	3.00E-06 ***	3.05E-05 ***	1.01E-05 **	2.06E-05 ***	2.42E-06	1.13E-05 ***	2.39E-06	6.29E-06
	LIQUIDITY(+1)								
	BANKLEND			1.09E-05	3.05E-05 *			2.49E-07	2.12E-06
	BANKLEND(+1)								
Value Added Tax	VTDUMMY	0.005608 ***	0.007001 ***	0.005914 ***	0.005203 ***	0.004591 ***	0.009237 ***	0.004596 ***	0.006801 ***
	C	0.019886 ***	0.014335 ***	0.020604 ***	0.010776 ***	0.016009 ***	0.00513 ***	0.016035 ***	0.006796
サンプル期間		1980Q2 2003Q4	1981Q2 2003Q4	1980Q2 2003Q4	1981Q2 2003Q4	1980Q4 2003Q4	1981Q2 2003Q4	1980Q4 2003Q4	1981Q2 2003Q4
サンプル数		95	91	95	91	93	91	93	92
R-squared		0.65365	0.40872	0.657696	0.100348	0.722264	0.349291	0.722267	0.515459
Adjusted R-squared		0.638257	0.32232	0.638465	0.047427	0.706302	0.311014	0.70289	0.481256
S.E. of regression		0.001327	0.001976	0.001327	0.001848	0.001074	0.001572	0.001081	0.00139
Jensen's overidentification test (p-value)			0.59		0.63		0.63		0.63

GMM推定の操作変数は、定数と消費税率の変化を示すダミー変数のほか、それ以外の右側変数とインフレ率の1～3期ラグ。*** 1%有意、** 5%有意、* 10%有意。

表2 (続き)

Inflation Rate: GDP Deflator		5			6		
		Hybrid Model (μ - HYBRID)					
推定法		OLS		GMM		OLS	GMM
変数グループ	変数名						
Inflation	(+1)	0.330577 ***		0.606361 ***		0.335218 ***	0.705845 ***
	(-1)	0.435954 **		0.322956 *		0.447198 ***	0.253383
Markup	μ^{EST}	-0.009768 *		-0.018696		-0.00934 **	-0.012708
	$\mu^{EST}(+1)$	0.006992		0.019149		0.006831 **	0.012494
Target Markup	DIF_FMC	1.30E-06		2.02E-05 ***		8.27E-07	1.51E-05
	DIF_FMC(+1)	-5.09E-06		-6.50E-06		-4.56E-06	-1.27E-05 **
	LIQUIDITY	3.80E-06		2.13E-05 ***		3.17E-06	1.87E-05
	LIQUIDITY(+1)	-5.46E-06		-2.14E-05 **		-3.67E-06	-2.57E-05
	BANKLEND					-2.64E-05 **	1.64E-06
	BANKLEND(+1)					2.51E-05 **	-9.33E-06
Value Added Tax	VTDUMMY	0.00542 ***		0.004602 ***		0.005433 ***	0.005295 ***
	C	0.009856 **		0.002523		0.008927 **	0.000676
サンプル期間		1980Q4 2003Q3		1980Q3 2003Q3		1980Q4 2003Q3	1981Q4 2003Q3
サンプル数		92		90		92	88
R-squared		0.813641		0.583647		0.815995	0.595074
Adjusted R-squared		0.793187		0.535607		0.790694	0.536466
S.E. of regression		0.000893		0.001246		0.000899	0.001244
Jensen's overidentification test (p-value)				0.84			0.68

表3 マークアップの直接推定式を含むPhillips 曲線

Inflation Rate: GDP Deflator		1				2				3				4			
		Partial Adjustment Model (μ - PA)								Forward Looking Model (μ - NKPC)							
推定法		OLS		GMM		OLS		GMM		OLS		GMM		OLS		GMM	
変数グループ	変数名																
Inflation	(+1)									0.202898	**	0.510599	**	0.109319		0.463587	**
	(-1)																
Markup	s_H	0.011345		0.028093	**	0.013537	**	0.013148		0.011405		0.039206	***	0.013401	**	0.017622	
	y	0.010836	***	0.011947	***	0.010025	***	0.014876	***	0.008849	***	0.010354	***	0.013079	***	0.008714	
	H	0.001828	***	0.00242	**	0.002232	***	0.002277	**	0.001546	**	0.003426	***	0.002049	***	0.001848	
Target Markup	DIF_FMC	9.06E-06	**	1.46E-05	*	3.54E-06		4.17E-06		9.38E-06	**	2.41E-05		2.40E-06		1.71E-05	
	DIF_FMC(+1)																
	LIQUIDITY	9.68E-06	***	6.81E-06		3.97E-06		1.50E-06		8.51E-06	**	1.73E-05	***	3.78E-06		1.15E-05	*
	LIQUIDITY(+1)																
	BANKLEND					-4.98E-05	**	-5.42E-05	**					-4.60E-05		1.85E-05	
Value Added Tax	VTDUMMY	0.004649	***	0.005072	***	0.005687	***	0.006611	***	0.004505	***	0.003799	***	0.00553	***	0.004715	***
	C	0.079697	***	0.074004	***	0.108278	***	0.112422	***	0.063188		0.046726	**	0.097192	***	0.055993	*
サンプル期間		1980Q2 2003Q4		1980Q4 2003Q4		1980Q2 2003Q4		1980Q4 2003Q4		1980Q2 2003Q4		1980Q4 2003Q4		1980Q2 2003Q4		1980Q4 2003Q4	
サンプル数		87		87		87		87		87		87		87		93	
R-squared		0.77903		0.728814		0.832571		0.817438		0.794282		0.68141		0.836683		0.762709	
Adjusted R-squared		0.753534		0.697523		0.810827		0.793729		0.767565		0.640035		0.813045		0.728364	
S.E. of regression		0.000915		0.697523		0.000801		0.000837		0.000888		0.001106		0.000797		0.00096	
Jensen's overidentification test (p-value)				0.49				0.72				0.92				0.60	
GMM推定の操作変数は、定数と消費税率の変化を示すダミー変数のほか、それ以外の右側変数とインフレ率の1～3期ラグ。***1%有意、** 5%有意、* 10%有意。																	

表3 (続き)

Inflation Rate: GDP Deflator		5				6			
		Hybrid Model (μ - HYBRID)							
推定法		OLS		GMM		OLS		GMM	
変数グループ	変数名								
Inflation	(+I)	0.151692	***	0.673882	**	0.092954		0.389422	*
	(-I)	0.264787	***	0.243652		0.174126	**	0.337662	**
Markup	s_H	0.002144		0.012436		0.015068		0.041894	**
	y	0.002012		0.004266		0.008072		0.009926	
	H	0.014642	**	0.001298		0.011173		0.024773	
	$s_H(+I)$	0.003001	**	-0.03481		0.01955		0.072095	
	y(+I)	0.000179		-0.007351		0.004688		0.002822	
	H(+I)	-0.015667		-0.001644		-0.009855		-0.022918	
Target Markup	DIF_FMC	2.08E-06		1.86E-05	**	4.32E-06		6.05E-06	
	DIF_FMC(+I)	2.49E-06		-2.58E-05		-6.90E-06		-1.98E-05	
	LIQUIDITY	6.22E-06		1.64E-05	**	9.10E-06		4.42E-05	
	LIQUIDITY(+I)	-1.63E-05	*	-2.83E-05		-4.16E-06		-1.94E-05	
	BANKLEND				***	4.36E-06		8.31E-05	
	BANKLEND(+I)					-5.95E-05		-0.000128	
Value Added Tax	VTDUMMY	0.005371	***	0.005152	***	0.005831	***	0.004239	**
	C	0.093458	***	-0.009345		0.081651	***	0.018618	
サンプル期間		1980Q2 2003Q3		1980Q4 2003Q3		1980Q2 2003Q3		1980Q4 2003Q3	
サンプル数		87		87		87		87	
R-squared		0.829443		0.47294		0.857129		0.709234	
Adjusted R-squared		0.790458		0.352469		0.81931		0.632267	
S.E. of regression		0.000835		0.001468		0.000775		0.001106	
Jensen's overidentification test (p-value)				0.76				0.41	

表4 推定限界費用・GDPの循環要素を含むPhillips 曲線

Inflation Rate: GDP Deflator		1		2		3		4		5		6	
		Partial Adjustment Model (μ - PA)				Forward Looking Model (μ - NKPC)				Hybrid Model (μ - HYBRID)			
推定法		OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM	OLS	GMM
変数グループ	変数名												
Inflation	(+1)					0.435607***	1.007753***	0.674726***	1.133664***	0.277601***	-0.32137	0.362873***	0.612927***
	(-1)									0.386316**	0.876273*	0.474685**	0.449872**
Marginal Cost	MC ^{EST}	0.008829***	0.007199***			0.005352***	0.000807			0.007008	-0.06066		
	MC ^{EST} (+1)									-0.00142	0.0667*		
Cyclical GDP	yHP			2.53E-05**	6.44E-05***			-1.31E-06	-2.05E-05*			-1.07E-05	-2.06E-06
	yHP(+1)											8.16E-06	-1.85E-05
Value Added Tax	VTDUMMY	0.005284***	0.005147***	0.005052***	0.004309***	0.00483***	0.005291***	0.004566***	0.005291***	0.005556***	0.006762***	0.005057***	0.005759***
	C	-0.00976***	-0.00795***	0.000589***	0.001106***	-0.00595***	-0.000901	0.000148	-0.0009	-0.01469***	-6.74E-03*	-1.86E-05	-9.65E-05
サンプル期間		1980Q3 2003Q4	1981Q1 2003Q4	1982Q2 2003Q4	1982Q4 2003Q4	1980Q3 2003Q4	1981Q3 2003Q4	1982Q2 2003Q4	1983Q2 2004Q1	1980Q4 2003Q4	1981Q3 2003Q4	1982Q2 2003Q4	1983Q2 2003Q4
サンプル数		94	92	87	85	94	90	87	84	93	90	87	83
R-squared		0.701915	0.379653	0.221233	0.030843	0.787138	0.531162	0.632931	0.376063	0.825134	0.06672	0.755282	0.656857
Adjusted R-squared		0.695363	0.366313	0.202691	0.007205	0.780043	0.514808	0.619664	0.352369	0.815084	0.020914	0.740176	0.634575
S.E. of regression		0.001138	0.001567	0.000226	0.00183	0.000967	0.001294	0.001134	0.001472	0.000852	0.001921	0.000937	0.001105
Jensen's overidentification													
test (p-value)			0.029**		0.078*		0.14		0.15		0.12		0.97

GMM推定の操作変数は、定数と消費税率の変化を示すダミー変数のほか、それ以外の右側変数とインフレ率の1~3期ラグ。*** 1%有意、** 5%有意、* 10%有意。

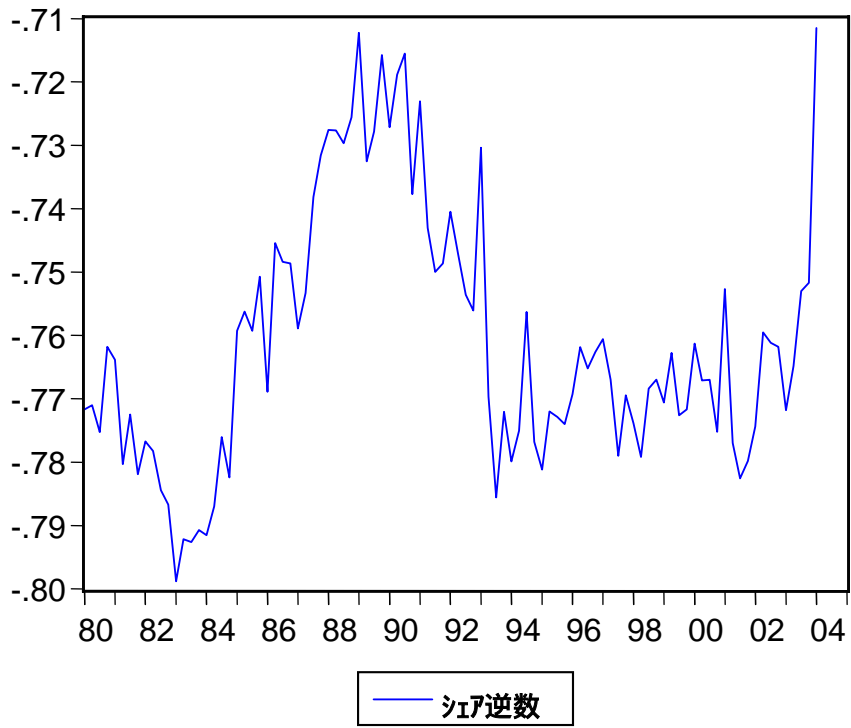


図 1 労働シェアの逆数対数値の推移

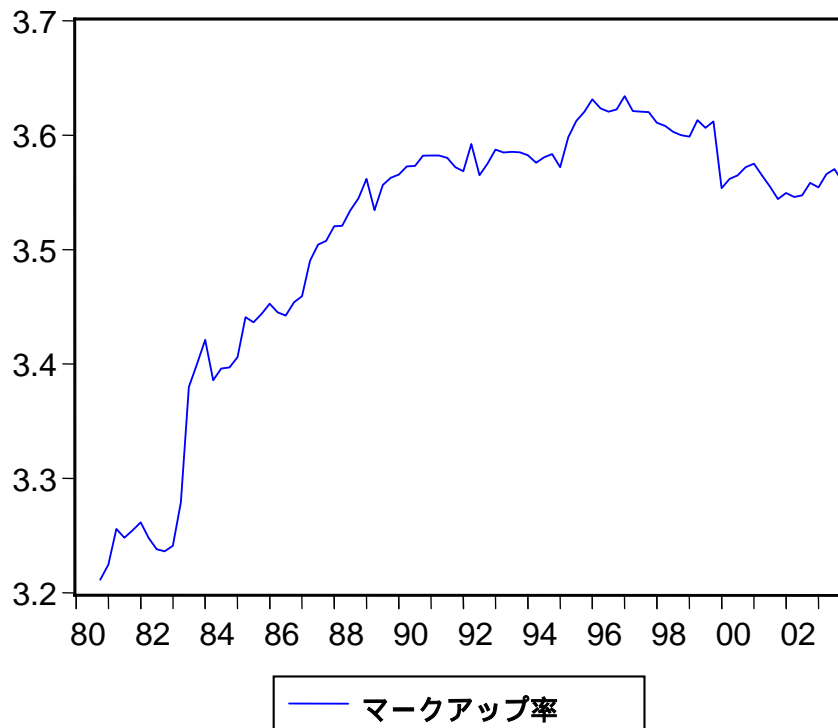


図 2 マークアップ率の推移

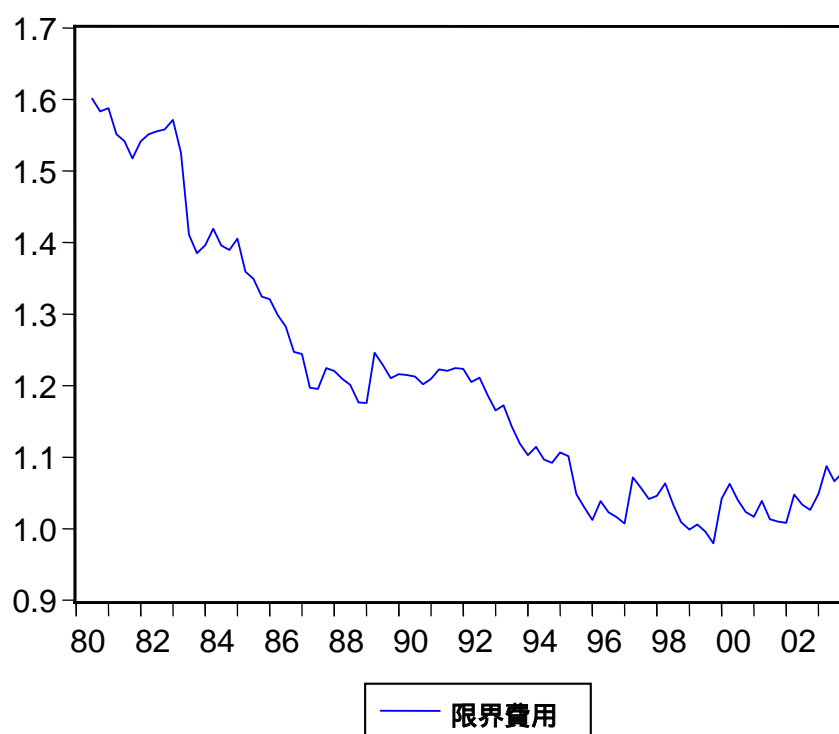


図 3 限界費用の推移

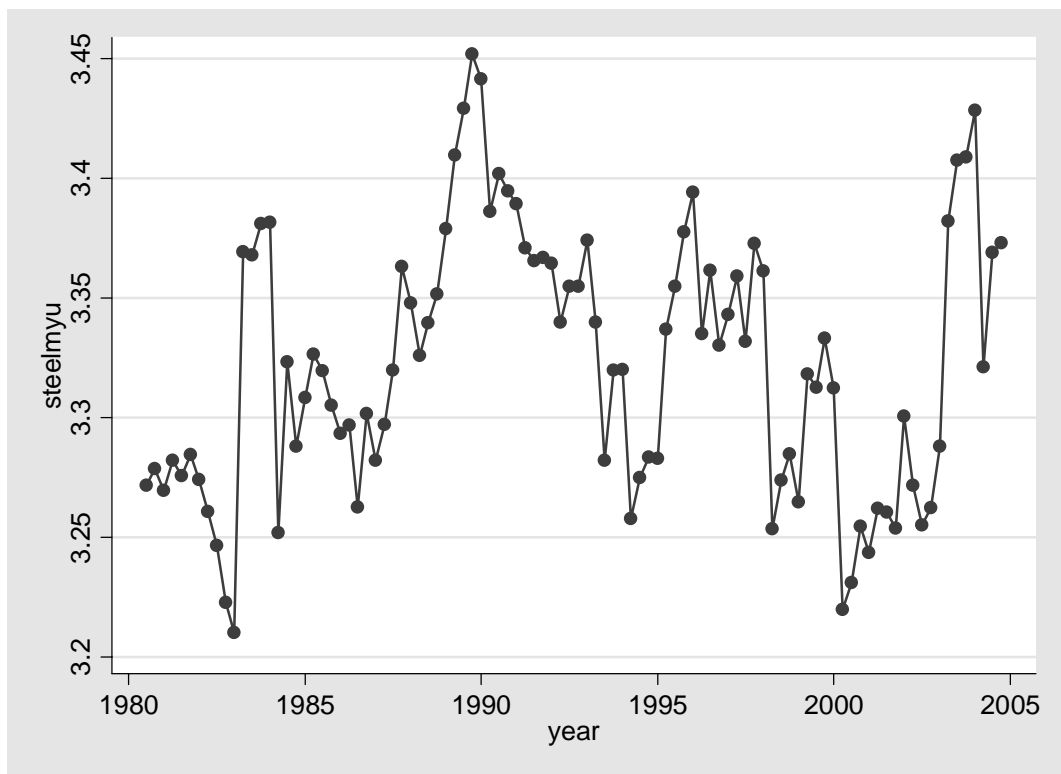


図 4 鉄鋼産業マークアップ率の推移

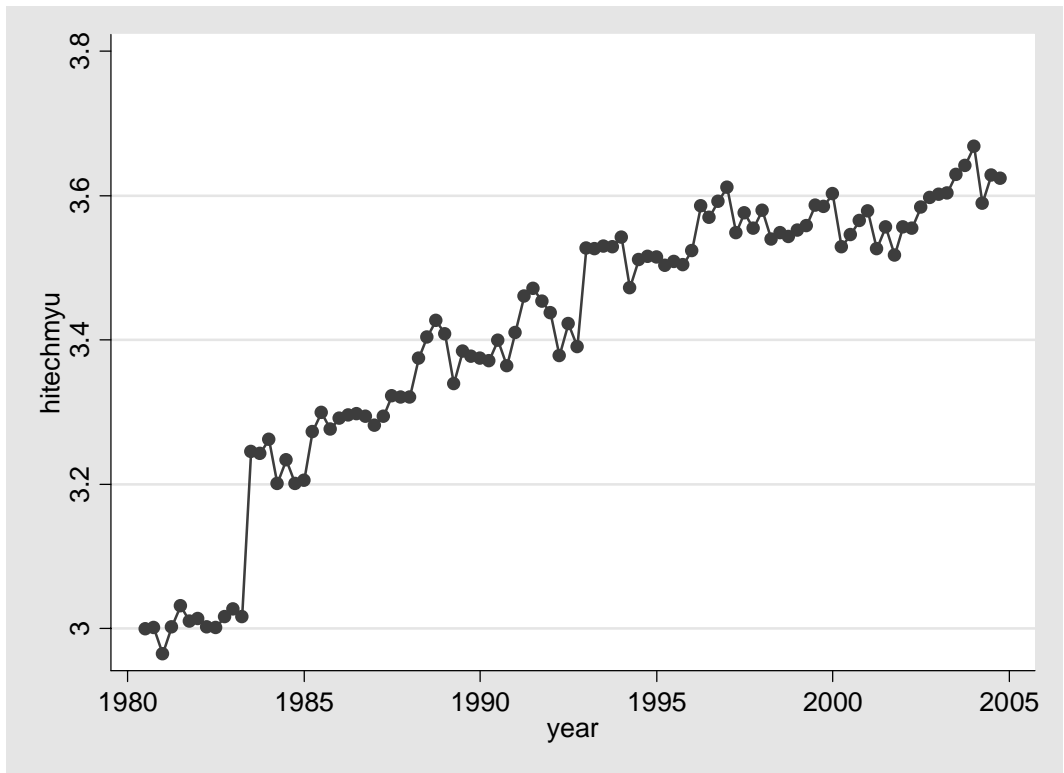


図 5 輸出型産業マークアップ率の推移

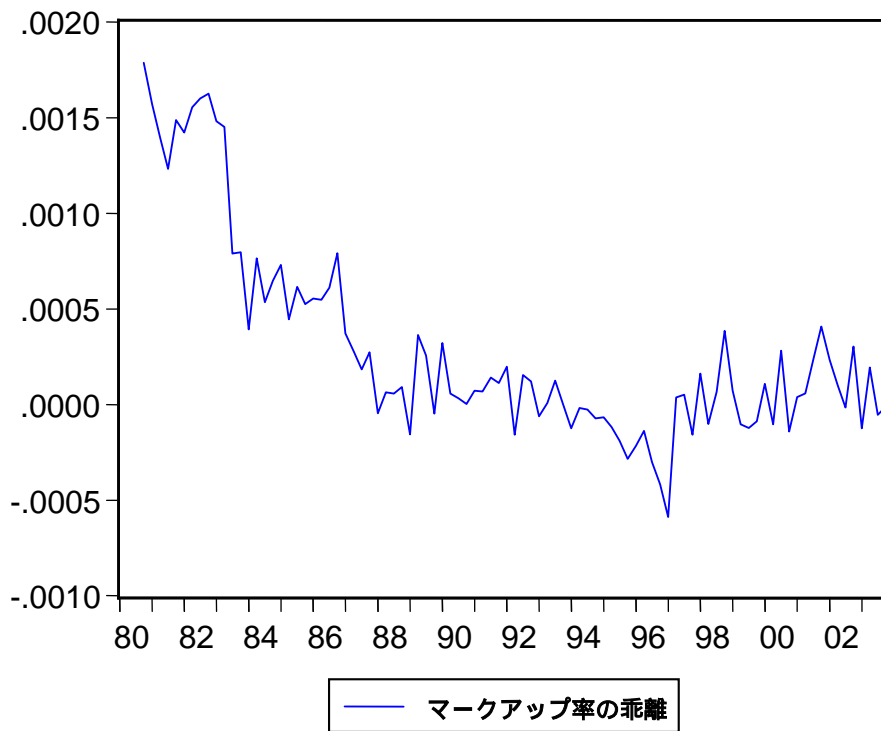


図 6 マークアップ率乖離の変動