

日本におけるニュー・ケインジアン・フィリップス曲線の推定*

竹田陽介[†] 小巻泰之[‡] 矢嶋康次^{†‡}

要旨

本研究は、ニュー・ケインジアン・フィリップス曲線の理論を整理し、日本に関する実証研究を行なう。考慮する点は、輸出価格指数と Ball and Mankiw (1995) の相対価格変動の 2 通りの供給ショック、構造変化、及び総需要側の操作変数として金融政策の指標である。その結果、インフレ率の硬直性を生み出すニュー・ケインジアン・フィリップス曲線は、実証的に支持される。とりわけ、インフレ率の硬直性を生むモデルの中で、Fuhrer and Moore(1995)の相対実質賃金モデルよりも、Gali and Gertler(2000)の後向き企業モデルの方が、消費者物価、国内卸売物価指数の区別に拠らず、適合度が高いことがわかった。

1. はじめに

近年、フィリップス曲線のインフレ率に対する高い予測力が評価されている (Fuhrer and Moore(1995)、Brayton, Roberts and Williams(1999)、Stock and Watson(1999)、福田・慶田(2001)などの研究)。インフレ率の予測は中央銀行にとって、将来のインフレの眼を先制して摘む (Blinder(1998)) だけでなく、民間経済主体のインフレ期待を安定化させる (Svensson(1997)) 意味でも、重要である。それにも関わらず、インフレ率の予測に使われるフィリップス曲線の誘導型を導出する構造理論モデルの識別には、関心が向けられていない。本研究は、独占的競争モデルと名目価格の硬直性を要素とするニュー・ケインジアン・フィリップス曲線 (以下、NKPC と略す) に関する理論モデルに焦点をあて、NKPC の実証的・理論的側面への批判 (Mankiw(2000), Gali and Gertler(2000)) を踏まえながら、誘導型のフィリップス曲線の推定から構造理論モデルの識別を行なう。

NKPC の実証的側面への批判は、自然失業率の水準が不確実であるため、誤差を伴う自然失業率を用いるフィリップス曲線の推計では、そのシフト要因を実証上区別することは困難である (Staiger Stock, and Watson, (1997), Gordon (1997),)。また、仮に自然失業率が正確に計測されたとしても、日本では失業率が景気に反応的でないことから、アウトプット・ギャップに関する十分な情報を提供しないことも指摘されている (福田・慶田(2001))。

理論的側面への批判は、米国では実証的に確認されるインフレ率の硬直性が、NKPC の理論からは生まれえない点である。インフレ率の硬直性を含まない NKPC の下では、中央銀行による Credible なディスインフレ政策はコストを伴わないことになる (Ball(1994))。

本研究は、NKPC に対する上述の二つの批判を踏まえ、自然失業率に関する様々な指標を用いると同時に、構造変化をテストして推計の頑健性を確認する。また、合理的期待形成を前提にしない、インフレ率の硬直性を生み出す「広義の」NKPC を推計する。推計においては、不観測変数である自然失業率、アウトプット・ギャップだけでなく、フィリップス曲線の被説明変数であるインフレ率に、考えられるすべての統計データを駆使する点、フィリップス曲線の説明変数である供給ショックの代理変数として、輸入物価の変化だけでなく産業間の相対価格変動 (Ball and Mankiw(1995)) も用いる点、さらに操作変数として総需要側の要因である金融政策の変更に影響を与える変数を用いる点、を考慮している。

日本におけるフィリップス曲線についての研究は、インフレ期待の役割を明示的に考慮した豊田(1987)が代表的である。近年、日本経済のデフレ化を背景にインフレ率の予測の重要性が高まり、Nishizaki and Watanebe(1999)、淵・渡辺 (2001)、福田・慶田(2001)など、フィリップス曲線を利用した研究が多く出されている。

以下では、第 2 節で日本におけるインフレと生産量とのトレード・オフの関係に関して、犠牲率の分解を試みる。第 3 節で NKPC を導出する様々なモデルを説明する。第 4 節では、NKPC を推計し、第 5 節で結論を述べる。

2. インフレと生産量のトレード・オフの関係：犠牲率 (Sacrifice Ratio) の分解

インフレと生産量とのトレード・オフを測る指標として、Ball(1994)の犠牲率 (Sacrifice Ratio) がある。中央銀行のデysinフレ政策のコストである犠牲率は、以下の式によって記述される。

$$\begin{aligned} \text{犠牲率} &= \frac{\text{アウトプット・ギャップ}}{\text{インフレ率のトレンドからの乖離}} \\ &= \frac{\text{アウトプット・ギャップ}}{\text{失業率の自然失業率からの乖離}} \times \frac{\text{失業率の自然失業率からの乖離}}{\text{インフレ率のトレンドからの乖離}} \\ &\cong \text{オークン係数} \times \frac{1}{\text{フィリップス曲線の傾き}} \end{aligned}$$

犠牲率の決定要因はオークン係数が、フィリップス曲線の傾きである。アウトプット・ギャップの計測には、後述するように、多くの問題点があるが、本節では一般的に使われる Hodrick and Prescott(1980)フィルター(以下、HP フィルター)を用いる。また、計測される犠牲率の動きをスムーズにするために、以下の式のように、分母・分子とも基準時点からの累積的变化分を用いる。基準時点として、70、80、90の各年代における物価上昇率の最も高い時点を選ぶ。

$$\frac{\sum_{\text{基準時}}^t (\text{Hodrick} = \text{Prescott フィルター済みのGDP前年比} - \text{GDP前年比})}{\text{基準時のCPI前年比} - \text{各期のCPI前年比}}$$

70年代、80年代に比べて、90年代の犠牲率が高くなっている点が特徴的である(図1)。さらに、以下の式で定義されるオークン係数を計測する。

$$\text{オークン係数} \cong \frac{\text{潜在GDPレベル} - \text{GDPレベル}}{\text{失業率} - \text{自然失業率}}$$

潜在GDP、自然失業率の水準はHPフィルターを用いて計測する。サンプルは、1960年1-3月期から2000年1-3月期までである。図2は、横軸にオークン係数の分母、縦軸に分子をとっている。傾きであるオークン係数の最小二乗推計値は、全期間の場合6.4であり、有意である。年代別に見ると、60年代が12.8、70年代5.3、80年代4.4と低下傾向を示してきたが、90年代には6.5と若干上昇している¹。

また、インフレ率のトレンドからの乖離の失業率の自然失業率からの乖離に対する比によって近似されるフィリップス曲線の傾きは、年代ごとに低下している(図3)。最小二乗

法によれば、全期間を通じた傾きは 8.1、70 年代が 18.5、80 年代になり 5.5、そして 90 年代になり 3.7 へと低下してきている。すべての年代において傾きの係数は有意である。

以上から、90 年代における犠牲率の上昇は、フィリップス曲線の傾きが水平化していることが要因と考えられ、フィリップス曲線の精緻な推計が必要であるⁱⁱ。

3 . ニュー・ケインジアン・フィリップス曲線 (NKFC) を導出する理論モデルの比較

本節では、NKFC を、簡単な離散時間のモデルに依拠して導出する (Walsh(1998)、Roberts(1995)、Mankiw(2000))。NKFC を導出するモデルには大きく分けて、インフレ率の硬直性を生まないモデルと生むモデルがある。前者には Taylor(1979, 1980)の名目賃金の長期契約モデル、Calvo(1983)のランダムな価格調整機会モデル、後者には Fuhrer and Moore(1995)の相対実質賃金モデル、Roberts(1997)の部分合理的期待形成(Near-Rational Expectation)モデル、Gali and Gertler(2000)の後向きな(Backward-Looking)企業モデルがあるⁱⁱⁱ。また、インフレ率の硬直性を生む三つのモデルの中では、期待インフレ率とインフレ率のラグ項にかかる係数の制約に関して相違がある。なお、各モデルは補論 A で詳述される。

3.1 インフレ率の硬直性 (Inflation Rate Inertia)

Taylor(1979, 1980, 1999)の名目賃金の長期契約モデルにおいては、経済主体は今期から二期間にわたる平均実質賃金を問題として契約を結ぶ。また Calvo(1983)のランダムな価格調整機会モデルにおいては、ランダムに選ばれる企業のみが価格調整を行なう機会を与えられ、最適な価格からの乖離に依存する将来における損失関数を最小化するように価格設定を行なう。これらのモデルによれば、物価水準は前期の水準に依存し硬直性(Price Level Inertia)を示すものの、今期の価格設定が前向き(Forward-Looking)であるため、インフレ率の硬直性(Inflation Rate Inertia)を示さない。

一方、Taylor(1979,1980,1999)の長期賃金契約のモデルと異なり、Fuhrer and Moore(1995)の相対実質賃金モデルにおいては、経済主体は今期、前期の主体が契約した実質賃金、来期の主体が契約する実質賃金の両方を気にしながら契約を行なうことが想定されている。この仮定は、Keynes の相対賃金仮説を実質賃金に適用したと解釈することができる。また Roberts(1997)は、Taylor(1979, 1980, 1999)の名目賃金契約モデルに非合理的な経済主体(Near-Rational Expectations)を部分的に導入し、Fuhrer and Moore(1995)のモデルと同一のフィリップス曲線が得られることを示した。さらに、Gali and Gertler(2000)は、Calvo(1983)モデルにしたがう前向きな企業に加えて、後向きな(Backward-Looking)企業が一定割合だけ存在することを仮定する。これらのモデルにおいては、後向きな経済主体による価格設定が、物価水準のみならずインフレ率の硬直性も生み出される。

3.2 ハイブリッド型フィリップス曲線 (Hybrid Phillips Curve) の係数制約

インフレ率の硬直性を生み出すモデルのうち、Fuhrer and Moore(1995)の相対実質賃金

モデルによれば、インフレ率 π_t は以下の式で表わされる。

$$\pi_t = \frac{1}{2}(E_t \pi_{t+1} + \pi_{t-1}) + 2k(y_t + y_{t-1}) + \frac{1}{2}\eta_t$$

但し、 y_t は生産量、 η_t は期待誤差 ($= E_{t-1}\pi_t - \pi_t$) である。Fuhrer and Moore(1995)は、インフレ率の決定要因としての期待インフレ率と一期前のインフレ率それぞれにかかる係数が 0.5 に等しいという特徴をもっている。0.5 という数字は、今期契約を結ぶ経済主体が、前期の主体が契約した実質賃金と来期の主体が契約する実質賃金それぞれに置くウェイトから生じており、前期と来期に等しいウェイトを置くというモデルの顕著な特性を表わす。

次に、Roberts(1997)の部分合理的期待モデルは、Taylor(1979, 1980, 1999)のインフレ率の誘導型において、合理的期待 E_{t-1} に代わり、主体の半分は合理的期待を形成しているが、残りの半分は今期実現したインフレ率が来期もそのまま実現すると予想していると仮定する。このとき、Fuhrer and Moore(1995)のモデルと観察上同値な(Observational Equivalent)フィリップス曲線が導出され Fuhrer and Moore(1995)モデルと、Roberts(1997)の合理的期待形成を行なう主体の割合が 0.5 であるモデルの二つを識別することはできない。一般に、Taylor(1979, 1980, 1999)モデルにおいて α の割合だけ合理的期待形成を行なう主体が存在する場合、

$$\pi_t = \alpha E_t \pi_{t+1} + (1-\alpha)\pi_{t-1} + 2k(y_t + y_{t-1}) + \alpha\eta_t$$

が成立する。

最後に Gali and Gertler(2000)は、後向きな(Backward-Looking)企業が一定割合 $1-\theta$ だけ存在することを仮定して、以下の式を導いた。

$$\pi_t = \frac{1-\theta}{2-\theta-q}\pi_{t-1} + \frac{1-q}{2-\theta-q}E_t\pi_{t+1} + \frac{\theta q^2}{2-\theta-q}(y_t + w_t)$$

ただし、変数 w_t は最適な価格の決定に与える供給に関するすべてのシフト変数を表わす。Gali and Gertler(2000)の後向き企業モデルは、Roberts(1997)の部分合理的期待モデルの一般ケースと観察上同値であり、ハイブリッド・フィリップス曲線(Hybrid Phillips Curve)と呼ばれるように、インフレ率の一期ラグ、期待インフレ率の係数の和が 1 に等しい。 $\theta = q$ の場合に二つの係数は 0.5 に等しくなる。価格調整機会の到来確率 q が大きくなると、インフレ率のラグの係数は大きくなり、期待インフレ率の係数は小さくなる。 $q = 1$ のケースでは、期待インフレ率はフィリップス曲線に影響しない。また、前向きの企業の割合 θ が大きくなる場合には、ラグ項の係数は小さく、期待インフレの係数は大きくなる。 $\theta = 1$ のケースでは、インフレ率の硬直性は消滅する。

4 . 推定

NKPC の推定式を以下に特定化する。

$$\pi_t = \alpha\pi_{t+1}^e + \beta\pi_{t-1} + \gamma(GAP_t) + \delta(Shock_t) + u_t$$

ただし u_t は誤差項

π_t はインフレ率の実績値、 π_{t+1}^e は期待インフレ率、 GAP_t はアウトプット・ギャップまたは自然失業率、 $Shock_t$ は供給ショックの要因となる変数である。第 3 節で説明された理論モデルを内包する。

サンプル期間は、データの利用可能性から、消費者物価は 1974 年 4-6 月期から、国内卸売物価指数は 1977 年 4-6 月期を始期とし、データ終期を 2001 年 4-6 月期とした。推計にあたり使用した変数の記号は表 1 の通りである。インフレ率実績値、期待インフレ率、需給ギャップ、供給ショックの定義については 4.1 節に示した。

推計は、同時性を考慮して操作変数法を用いる。操作変数は、被説明変数の 4 期までのラグ項に加えて、説明変数であるアウトプット・ギャップまたは自然失業率の 4 期までのラグ項を用いる。さらに、AS 曲線であるフィリップス 曲線を識別するために操作変数として適切な AD 曲線のシフト・パラメータである金融政策の要因として、Gali and Gertler(2000)と同様に、長短金利差および商品指数それぞれの 4 期までのラグ項も操作変数とする。

しかし、国内卸売物価については操作変数法を用いても系列相関を除去できないため、コ克蘭・オーカット法を用いて推計をおこなっている。なお、消費者物価についても一部の定式化で系列相関が除去できなかったため、コ克蘭・オーカット法を用いて推計をおこなっている。推計結果(表 2)の RHO がその結果である。

また、説明変数を当期で計測した場合アウトプット・ギャップが有意にならないケースが散見されるように、経済活動が単純にその期だけで完結するとは限らない。これは供給ショックや経済主体の行動にはラグを伴うことが原因として考えられる。そこで、供給ショックのラグの次数決定では、AIC が最小になるラグ次数を採用する。

本論で展開した NKFC では、(一期先の期待インフレ率)と(過去のインフレ率の実績)のパラメータで制約をおき、パラメータ合計を 1 としている。そこで、と の和が 1 であるという係数制約をテストするため、Wald 検定をおこなっている。具体的には、Wald 検定の P-value(1)値をみて、10% (あるいは 5%) 以下であれば、帰無仮説: $\alpha + \beta = 1$ が棄却されることを意味する。次に、「と の係数がそれぞれ 0.5 である」という結合仮説の検定を同じく Wald 検定で確認した。推計結果表中の P-VALUE(2)がその結果である。

また、Brown, Durbin and Evans(1975)の CUSUM によって構造変化をテストし、推計式全体の頑健性を確める。

4.1 変数の選択

4.1.1. インフレ率

インフレ率の指標としては、消費者物価指数（以下、CPI）、国内卸売物価指数（以下、WPI）を用いる。CPIに関しては生鮮食品を除く総合指数だけではなく、消費税の影響を除いた指数も取り上げる。CPIの変動を過度（上下15%）に大きくしている要因を取り除く「刈り込み式CPI」も用いる。刈込式物価指数は、一部の品目で大幅な相対価格変動が生じた場合、その影響を受けにくいとの特徴を有する。消費税の影響については最終需要者である消費者への影響が考えられるものの、企業の取引段階では消費税を含む価格で取引が行われていることもあり、WPIについては総平均と消費税の影響を除いた指数を用いる。

また、上記のインフレ率の指標それぞれに対して期待インフレ率 π_t^e を計測している。CPIについては内閣府「消費動向調査・消費者態度指数」中の「物価の上がり方」、WPIについては日本銀行「企業短期経済観測調査」中の「製品価格判断（製造業）」における選択肢の回答数をもとに、Carlson-Parkin（1975）法^{vi}を用いて計測する。なお、期待インフレの推計については補論Bで詳述される。

4.1.2. アウトプット・ギャップ

米国の先行研究では、フィリップス曲線を計測する場合、アウトプット・ギャップとしては、実際の失業率と自然失業率の較差を示す失業率ギャップが利用されている。本研究では、アウトプット・ギャップの代理変数として、GDPギャップ及び失業率ギャップを利用する。GDPギャップにおける潜在GDPについてはHPフィルターによる趨勢要因と一般的によく利用される生産関数による推計値を用いる^{viii}。失業率ギャップについては、自然失業率をHPフィルターによる趨勢要因とUV（失業・欠員）分析^{ix}による均衡失業率を用いる。以上のように、アウトプット・ギャップは、2種類のGDPギャップと2種類の労働市場におけるアウトプット・ギャップの計4種類を計測している。ギャップの定義上GAP1、2は係数がマイナス、GAP3、4は係数がプラスとなることが予想される。なお、アウトプット・ギャップの推定については補論Cで詳述される。

4.1.3. 供給ショック

原油などの中間財の輸入物価の上昇は、不変の生産財価格の下では交易条件および企業収益の悪化を意味する。そのため、供給ショックの代理変数として、輸入物価指数の変化率が用いられる。しかし、通常用いられる自国通貨建ての輸入物価指数は、為替レートの変動に対する海外企業の「パス・スルー」の程度によって影響を受ける。為替レートの変動に対して海外企業が行なうパス・スルーの程度は、海外企業との競争下にある国内企業の価格設定に影響を与える可能性がある。本研究では、自国通貨建ての輸入物価指数の変

化率を供給ショックの一つの代理変数とするが、輸入物価指数の効果には第二の解釈が成り立つことを考慮して、供給ショックの第二の代理変数として、投入・産出の相対価格に関する Ball and Mankiw (1995) の指標も用いる。推定において、Ball and Mankiw(1995)指標が有意であれば、供給ショックの効果が示されるが、さらに輸入物価指数も有意である場合には、パス・スルーの効果も同時に支持されることになる。

90年代における日本企業を考えると、上の二つの経路を区別することは重要である。第一に、90年代後半に日本をはじめ世界の多くの国々で、情報技術(以下、IT)が急速に進展したことにより、耐久財を中心として技術進歩が生じたが、大部分を占めるその他の産業への波及によってIT化がマクロ経済全体の技術進歩に貢献してきたかどうかについては、意見が分かれる(代表的な論文は、Gordon(2000)とOliner and Sichel(2000))。日本でも電子機器などを中心として関連する財の価格を低下させたと言われるが、本研究は供給ショックとしてのIT化がマクロの国内価格への影響について検定する。第二に、日本企業をはじめとして為替レートのパス・スルー行動は、90年代以降低下している(Taylor(2000)など)が、その要因として、パス・スルーの程度の高い原材料から低い製造製品へ貿易のシェアがシフトしたことなどのミクロ的要因(Campa and Goldberg(2002)、大谷・白塚・代田(2003))と並んで、世界的な競争圧力の高まり・低インフレというマクロ経済環境の変化(Taylor(2000))が挙げられる。本研究は、低インフレというマクロ経済環境が企業の為替レートのパス・スルーを低下させているというTaylor(2000)の指摘した因果関係とは逆に、為替レートのパス・スルーの低下が低インフレを導いている可能性について考察する。

そこで、本研究では第二の供給ショックの代理変数として、Ball and Mankiw (1995) で示された Skewness、Q、AsymX の3つの指標を用いる。これらの指標はクロスセクションのデータの情報を使うことによって相対価格変動を捉えるものである。

ここでは、投入・産出物価指数(日本銀行作成)のたばこを除く35業種について、以下の方法で指標を算出している。

$$Skew = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{v^3}{\sigma^3} h(v) dv$$

$$Q = \int_{-\infty}^{\infty} |v| \cdot v h(v) dv$$

$$AsymX = \int_{-\infty}^{-x} v h(v) dv + \int_x^{\infty} v h(v) dv$$

ここで、 v は相対価格の変化(産業別の産出価格の前年比を四半期毎に計算し、各産業の物価上昇率から全体の平均物価上昇率を引いたもの)、 $h(v)$ は v の密度、 σ は $h(v)$ の標準偏差を示す。Q では v について絶対値をとり、AsymX では、 v の分布における両側のすその

10% ($x=10$)として求めている。AsymX では、ゼロ近傍の小幅な変化を除いてウエイトが作成されるに対し、Q の相対的価格変化に与えられたウエイトは直線的に増加することとなる。

図 4 でみるように輸入物価指数と比較して、Skewness の推移は、90 年代以降特に変動が大きく産業間の相対価格調整が窺える状況にある。こうした動きは、技術進歩や規制緩和といった生産性ショックによる各財での相対価格調整を現していると考えられる。上述のとおり、90 年代以降の日本では、特にパソコンや IT 関連の製品において、技術進歩が原因と考えられる価格の大きな下落は発生している。また、サービス産業でも、価格破壊やユニクロ現象といわれるような規制緩和や流通システムの効率化によって、一部の財では著しい価格の下落が起こっている。

以上のように、本研究では供給ショックの代理変数として、輸入物価指数の変化率と産業間の相対価格変動という 4 種類の変数を用いる。これを輸入物価指数の場合と比較して、輸入物価のショックが、供給ショックなのか、名目為替レートの変動に伴うパス・スルーなのかを判定することとした。

4.2 推定結果

以上の変数を用いるフィリップス曲線の推定から、以下の点について明らかとなった。推計結果については、表 2 にまとめた通り。変数の組み合わせによって、全体として消費者物価指数で 7 通り、国内卸売物価指数で 2 通り、アウトプット・ギャップ変数で 6 通り、供給ショック変数で 4 通り、計 216 通りの結果がある。以下では、そのうち符号条件を満たし有意な係数がえられたケースの数を括弧内に記す。

また、表 2 の各推定結果の下段のカッコ内の数値は t 値を示している。また、P-VALUE(1) が、帰無仮説： $\alpha = 1$ とする Wald 検定、P-VALUE(2)は「 α と β の係数がそれぞれ 0.5 である」という結合仮説についての Wald 検定を示す。構造変化をテストの結果は CUSUM に示す。

4.2.1. インフレ率の硬直性

インフレにかかる係数は、CPI と WPI とで対照的な結果が得られる。ラグ付きインフレ率 (表 2 中の「1 期前実績」) については、供給ショックに抛らず、CPI に関する推計式のほとんどケースで、有意な係数が得られる。一方、期待インフレ率の係数は、供給ショックとして輸入物価を用いた場合は CPI のすべてのケースで、有意となっている (表 2 中の式番号 1-1 ~ 1-42) が、その他の供給ショック変数 (供給ショックの変数として「投入・産出物価指数の前年比による Skewness」, 「投入・産出物価指数の前年比による Q」, 及び「投入・産出物価指数の前年比による AsymX」) を用いた場合には、WPI のほとんどのケースでのみ、有意となっている (たとえば、式番号 3-43 ~ 3-54)。

消費税の影響を含んだ指数(被説明変数の末尾に A が付く)の場合と取り除いた指数(末尾に B)の場合を比較する。消費税を含む CPI の場合、GAP 変数および SHOCK 変数が符号条件を満たし有意となる(表 2 中の式番号 2-2、2-4、2-14、2-16、2-26、2-28、2-38 など)。しかし、消費税を除いた CPI の場合、GAP 変数が有意でない場合が多い(表 2 中の式番号 1-5~1-8 など)。一方、WPI の場合は CPI と結果が異なり、消費税の影響を含んだ指数より取り除いた指数の方が当てはまりは良い(表 2 中の式番号 2-49、2-50、4-51 など)。ただし、WPI の 1 期前実績とは有意となっていない。

これは消費税の影響が企業と家計の間で異なることを意味している。消費税の負担者は最終消費者である家計であり、企業は国に変わって代理で徴収しているにすぎない。つまり、消費税率の上昇などの物価に上乘せされるコストは消費者が負担するものであり、消費税率の変更は、消費者の物価への期待や行動を変化させることを示していると解釈できる。

4.2.2. 技術進歩かパス・スルーか

供給ショックの係数は、輸入物価指数を用いた場合(表 2 中の式番号 1-1~1-54)には有意性にばらつきがみられるものの、Ball and Mankiw(1995)の産業間の相対価格変動を供給ショックとした場合の計測では、とりわけ CPI の推計式において供給ショックが有意であるケースが多い(たとえば、表 2 中の式番号 2-2、2-4、2-14、2-16、2-19、2-20、2-22、2-26、2-28、2-31、2-32、2-33、2-34、2-38 など)。したがって、供給ショックの国内価格への影響は強く見られるのに対して、海外企業による為替レートのパス・スルー行動は、たとえ存在するとしても国内企業の価格設定に顕著な効果を及ぼしていないことがわかる。Campa and Goldberg(2002)や大谷・白塚・代田(2003)らの先行研究の結果、為替レートのパス・スルーが 90 年代以降低下していることを考えると、日本において為替レートのパス・スルーの低下が低インフレを招いた可能性は小さいことが示唆される。

4.2.3. ニュー・ケインジアン・フィリップス曲線(NKFC)の理論モデルの識別

最後に、3 節で導出した NKPC のモデルのいずれが、当てはまるかについてテストした。NKPC の理論モデルを識別するために、期待インフレ率とインフレ率のラグ項に関する係数制約について、Wald 検定を行なう。検定される仮説は、Fuhrer and Moore(1995)モデルから得られる「係数 α 、 β がそれぞれ 0.5 である」という結合仮説、さらに「係数の和 $\alpha + \beta$ が 1 に等しい」という Gali and Gertler(2000)モデルのハイブリッド・フィリップス曲線である。推計結果表の Wald 検定の結果(表 2 中の P-VALUE(1)及び、P-VALUE(2))から、Fuhrer and Moore(1995)モデルの妥当性は、WPI においては見られるものの、一般的には支持されない(表 2 中の P-VALUE(2)はほとんど棄却できる)。

一方、Gali and Gertler(2000)モデルは、CPI のケースでも、WPI のケースでも帰無仮説を棄却できないことがわかる(表 2 中の P-VALUE(1))。つまり、NKPC として、後向き企業の存

在を仮定する Gali and Gertler(2000)のモデルが当てはまることがわかった。

4.3. 構造変化テスト

90年代におけるフィリップス曲線の水平化が構造変化によるものなのか、あるいは非線形なものであるのかを見ておく必要がある。ここでは、逐次残差 (recursive residuals) を利用した、Brown, Durbin and Evans(1975)のCUSUMテストをもとに構造変化の有無をテストし、推定の頑健性を確かめる。

計測した結果(表2のCUSUMの項)では、構造変化の時点については、稀なケースで見られない。第1節で観察された90年代にフィリップス曲線の傾きが水平化している可能性は、フィリップス曲線自体が構造変化を起こしているのではなく、フィリップス曲線の非線型性を表していることになる。また、構造変化の影響を受けない本推計は、頑健な結果であるといえる。

5. 結論

アウトプット・ギャップに関する結果は、供給ショックの種類により、推計結果は大きく異なる。ショック1の輸入物価指数の場合を除き、CPIのケースでは多くの場合で有意な係数が得られている。しかし、WPIのケースでは、供給ショックに拠らず、係数は有意ではない。インフレにかかる係数は、CPIとWPIとで対照的な結果が得られる。ラグ付きインフレ率については、供給ショックに拠らず、CPIに関する推計式のほとんどケースで、有意な係数が得られる。一方、期待インフレ率の係数は、供給ショックとして輸入物価を用いた場合はCPIのすべてのケースで、有意となっているが、その他のショックの場合には、WPIのほとんどのケースでのみ、有意となっている。

消費税の影響を含んだ指数(被説明変数の末尾にAが付く)の場合と取り除いた指数(末尾にB)の場合を比較すると、前者の場合、CPIモデルのGAPおよびショック変数が符号条件を満たし有意となるのに対して、後者の場合、GAP変数有意でない場合が多い。一方、WPIの場合はCPIと結果が異なり、消費税の影響を含んだ指数より取り除いた指数の方が当てはまりは良い。これは消費税の影響が企業と家計の間で異なることを意味している。消費税の負担者は最終消費者である家計であり、企業は国に変わって代理で徴収しているにすぎない。つまり、消費税率の上昇などの物価に上乘せされるコストは消費者が負担するものであり、消費者の物価への期待や行動を変化させることを示していると解釈できる。

供給ショックの係数については、輸入物価指数を用いた場合には有意性にばらつきがみられるものの、産業間の相対価格の変動(Ball=Mankiw(1995))を供給ショックとした場合の計測では、とりわけCPIの推計式において供給ショックの当てはまりが改善している。つまり、供給ショックの国内価格への影響は強く見られるのに対して、海外企業による為替レ

ートのパス・スルー行動は、たとえ存在するとしても国内企業の価格設定に顕著な効果を及ぼしていないことがわかる。

最後に、3節で導出した NKFC のモデルのいずれが、当てはまるかについてテストした。推計結果表の Wald 検定の結果から、Fuhrer=Moore(1995)モデルの妥当性は、WPI においては見られるものの、一般的には支持されない。一方、Gali=Gertler(2000)モデルは、CPI のケースでも、WPI のケースでも帰無仮説を棄却できないことがわかる。NKFC として、後向き企業の存在を仮定する Gali=Gertler(2000)のモデルが当てはまることがわかった。

結論として、NKFC 曲線は、実証的に支持される。とりわけ、インフレ率の硬直性を生むモデルの中で、Fuhrer=Moore(1995)の相対実質賃金モデルよりも、Gali=Gertler(2000)の後向き(Backward-Looking)企業モデルの方が、消費者物価、卸売物価の区別に拠らず、適合度が高いことがわかった。

以下をまとめると、

傾きの係数について、供給ショックで企業の相対価格での対応を考慮した場合、CPI、WPI とも多くの場合に有意である

基調的な動きよりもより原系列の方が、また総合指数や生鮮食品を除いた指数など、人々が観測しやすい(公表数値として発表されているもの)データの方が、あてはまりが良い。この点は CPI が消費税込みのモデルの法が当てはまりがよいことも支持する結果といえる、

物価決定においては、期待インフレ率の影響が他の変数よりも極めて大きい、供給ショックの国内価格への影響は強く見られるのに対して、海外企業による為替レートのパス・スルー行動は、たとえ存在するとしても国内企業の価格設定に顕著な効果を及ぼしていない

NKFC 曲線は、実証的に支持される。とりわけ、インフレ率の硬直性を生むモデルの中で、Fuhrer=Moore(1995)の相対実質賃金モデルよりも、Gali=Gertler(2000)の後向き(Backward-Looking)企業モデルの方が、消費者物価、卸売物価の区別に拠らず、適合度が高い

等が明らかとなった。日本における NKFC の存在は支持できるものといえる。しかし、それぞれの結果について研究をさらに発展させる余地を残している。

ひとつは、産業別のフィリップス曲線の推計^{xi}である。本稿は、日本におけるフィリップス曲線の決定要因が期待形成にあるが、家計と企業とではその効果が異なることを明らかにした。また、供給ショックとしての輸入価格の影響は、90年代になり減退していることもわかった。しかし、マクロ経済全体をひとつの産業連関として捉えると、産業には、海

外からの輸入に依存する「川上産業」から、より消費者に近い「川下産業」まで存在する。各産業毎のフィリップス曲線を推計することによって、本稿で得た上記の結論がいかなる産業で妥当するものか、より詳細になると考えられる。

もうひとつのテーマとして、近年盛んに議論されている政策当局への「信認」(Credibility)の問題がある。ニュージーランドをはじめとして諸外国が導入している「インフレ・ターゲティング」制度は、望ましいインフレ率の達成を「物価の番人」としての中央銀行に義務付ける。その結果、理論的には、中央銀行に対する信認は高まり、人々の期待インフレは安定化される効果を有する。このとき、フィリップス曲線の形状は、Friedman の長期フィリップス曲線に近づき、その傾きはより急になっていると考えられる。日本の場合、インフレ・ターゲティングの導入は見送られているが、1998年に施行された新日銀法の下でより独立性の高まった日銀は、物価の安定に以前より寄与していると推測される。データの蓄積とともに、フィリップス曲線の傾きと日銀の独立性との関係について実証することは、これからの研究テーマの一つになる。

その他のテーマは、1985年における「男女雇用機会均等法」の制定を契機とした女子労働力の影響についてである。従来、女子労働は「縁辺労働力」として機能し、景気が良くなると、労働市場に参入し、悪くなると労働意欲を喪失し、労働力としては退出することによって、日本の低い失業率の背景となってきたと言われる。しかし、「雇用機会均等法」の制定を契機として、女性が縁辺労働力から常用労働力として定着してきたことで、日本における自然失業率自体、構造変化を起こしていることが考えられる。この変化は、フィリップス曲線の推定に影響する。自然失業率からの乖離とGDPギャップとの関係を表わす「オークン法則」の変化とともに、さらに研究する余地がある。

さらに、春闘の機能の変化についても考察することが可能である。日本の春闘のマクロ経済における役割を指摘した Taylor(1977)以来、日本の賃金水準ひいては物価水準が諸外国に比べて硬直性(Stickiness)が小さいのは、労働市場における春闘の果たす役割が大きいことが知られている。年に一回、主な産業に属する労働組合が一斉に交渉に入る春闘という形態は、賃金交渉の時点を同一化(Synchronization)する。通常、賃金改定は、これまでに妥結された他産業、他企業の賃金水準、および今後決められる予定の賃金水準の双方に依拠するが、春闘の場合には、新しい賃金水準が過去に決められた賃金水準によって影響を受けにくくなる。つまり、賃金水準の硬直性が減少する。しかしながら、近年における春闘の形骸化は、賃金水準を伸縮化させるという役割の終わりを意味する。したがって、フィリップス曲線において、インフレの期待形成における将来のインフレ期待の役割がより大きくなりつつあると考えられる。今後の研究に残された課題である。

参考文献

- [1] 小川一夫「所得リスクと予備的貯蓄」、『経済研究』、Vol. 42, No. 2、1991年
- [2] 大谷聡・白塚重典・代田豊一郎「為替レートのパス・スルー低下：わが国輸入物価による検証」日本銀行金融研究所『金融研究』2003年9月。
- [3] 刈屋武昭「計量経済分析の考え方と実際」東洋経済新報社、1988年
- [4] 竹田陽介・小巻泰之・矢嶋康次「日本の90年代におけるニュー・ケインジアン・フィリップス曲線」日本大学経済学部 WORKING PAPER NO. 、2004年。
- [5] 豊田利久「インフレーション：インフレ期待形成とフィリップス曲線」、浜田宏一・黒田昌裕・堀内昭義編「日本経済のマクロ分析」東京大学出版会、第11章、1987年。
- [6] 中山興・大島一朗「インフレ期待の形成について」日本銀行・調査統計局ワーキングペーパーシリーズ・99-7、1997年。
- [7] 福田慎一・慶田昌之「インフレ予測に関する実証分析の展望 - フィリップス曲線の日本における予測力を中心に - 」日本銀行金融研究所 IMES DISCUSSION PAPER NO.01 - 21、2001年。
- [8] 吉川洋「マクロ経済学と日本経済 - オーカン法則の再考」、福田慎一・堀内昭義・岩田一政編「マクロ経済と金融システム」東京大学出版会、pp1-22、2000年。
- [9] Ball, L., "Discussion for The Inflation / Output Variability Trade-Off Revisited by J.B. Taylor," J.C. Fuhrer ed., Goals, Guidelines, and Constraints Facing Monetary Policy Makers, Federal Reserve Bank of Boston Conference Series, 1994, No. 38, pp. 39-42.
- [10] Ball, L., N.G. Mankiw and D. Romer "The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Tradeoff", Brookings Papers on Economic Activity, No.1,1988.
- [11] Ball, L. and N. G. Mankiw, "Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks," Quarterly Journal of Economics, 110, 161-193, 1995.
- [12] Ball, L, and Robert Moffitt, "Productivity Growth and the Phillips Curve," in *The Roaring Nineties: Can Full Employment Be Sustained?*, ed., Alan B. Krueger and Robert Solow, New York: The Russell Sage Foundation and The Century Foundation Press.
- [13] Brayton, Flint, Roberts, John and Williams, John C. "What's Happened to the Phillips Curve?" Finance and Economics Discussion Series 1999-49 1999/9
- [14] Blinder, Alan, *Central Banking in Theory and Practice*, MIT Press, 1998.
- [15] Brown, R., J. Durbin and J. Evans. "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time." Journal of the Royal Statistics Society, Series B, 37, 1975, pp.149-172.
- [16] Calvo, G. A., "Staggered Prices in a Utility- Maximizing Framework," Journal of Monetary Economics, 12,1983
- [17] Campa, J. M., and L. S. Goldberg, "Exchange Rate Pass-through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon?" NBER Working Paper Series, No. 8934, 2002.

- [18] Carlson, J. A. and Parkin, M. "Inflation and Expectations," Economica, Vol. 42, No.166, 1975
- [19] DeLong Bradford, "The Triumph of Monetarism," Journal of Economic Perspectives, Winter, 2000..
- [20] 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.
- [21] Gali, Jordi, and Mark Gertler, "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis," Quarterly Journal of Economics, 2000.
- [22] Gordon, R. J., (1997), "The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy," Journal of Economic Perspectives, Winter, pp.11-32.
- [23] Gordon, R. J., (2000), "Does the 'New Economy' Measure up to the Great Inventions of the Past?" Journal of Economic Perspectives, Fall, pp. 49-74.
- [24] Goodfriend, Marvin, and Robert King, "The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy," in NBER Macroeconomics Annual 1997, Ben Bernanke and Julio Rotemberg eds. MIT Press 1997.
- [25] Hodrick, R. and E. Prescott, "Post-war U.S. business cycles: An Investigation", working paper, Carnegie-Mellon university 1980
- [26] Fuhrer, Jeffrey, C. and George R. Moore "Monetary Policy Trade-offs and the Correlation between Nominal Interest Rates and Real Output," American Economic Review, March, 1995
- [27] King, Robert, and Alexander Wolman, "What Should the Monetary Authority Do When Prices are Sticky?" in Monetary Policy Rules edited by John Taylor, The University of Chicago Press, 1999.
- [28] King, Robert, and Alexander Wolman, "Inflation Targeting in a St. Louis Model of the 21st Century" Economic Review Federal Reserve Bank of St. Louis, 1999.
- [29] Hamada, Koichi and Yoshio Kurosaka, "The Relationship Between Production and Unemployment In Japan -Okun's Law in Comparative Perspective-," European Economic Review 25.
- [30] Mankiw, Gregory, "The Inexorable and Mysterious Tradeoff between Inflation and Unemployment," Economic Journal 111, May 2001, C45-C61..
- [31] Mankiw, N.G. and R. Reis, "Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve", Quarterly Journal of Economics 117, Nov. 2002, 1295-1328.
- [32] Mankiw, N.G. and R. Reis, "Sticky Information: A Model of Monetary Nonneutrality and Structural Slumps", Knowledge, Information, and Expectations in Modern Macroeconomics: Essays in Honor of Edmund S. Phelps, Princeton University Press.
- [33] McCallum, Bennett, and Edward Nelson, "Performance of Operational Policy Rules in an

- Estimated Semiclassical Structural Model,” in Monetary Policy Rules edited by John Taylor, The University of Chicago Press, 1999.
- [34] Nishizaki, Kenji, and Tsutomu Watanebe. “Output-Inflation Tradeoff at Near-Zero Inflation Rates,” Journal of the Japanese and International Economies, 14, 2000, pp. 304--326.
- [35] Oliner, S. D., and D. E. Sichel, (2000), "The Resurgence of Growth in the Late 1990s: Is Information Technology the Story?" Journal of Economic Perspectives, Fall, pp. 3-22.
- [36] Roberts, John, David Stockton, and Charles Struckmeyer, “Evidence on the Flexibility of Prices,” The Review of Economics and Statistics, 1994, pages 142-50.
- [37] Roberts, John M., “New Keynesian Economics and the Phillips Curve,” Journal of Money, Credit, and Banking; 27(4), Part 1 Nov. 1995, pages 975-84.
- [38] Roberts, John M., “Is Inflation Sticky?” Journal of Monetary Economics; 39, 1997, pages 173-96
- [39] Rotemberg, Julio, “Sticky Prices in the United States,” Journal of Political Economy, 90, 1982, pp.1187-1211. .
- [40] Rotemberg, Julio, and Michael Woodford, “Interest Rate Rules in an Estimated Sticky Price Model,” in Monetary Policy Rules edited by John Taylor, The University of Chicago Press, 1999.
- [41] Rotemberg, Julio, and Michael Woodford, “An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy,” in NBER Macroeconomics Annual 1997, Ben Bernanke and Julio Rotemberg eds. MIT Press 1997.
- [42] Rudebusch, Glenn, “Assessing Nominal Income Rules for Monetary Policy with Model and Data Uncertainty, ” 2002. Economic Journal 112 (April) pp. 402-432..
- [43] Sbordone, Arigia, “Prices and Unit Labor Costs: A New Test of Price Stickiness,” Journal of Monetary Economics vol.49 (2), March 2002, pp. 265-292;
- [44] Solow, Robert, and John Taylor, Inflation, Unemployment, and Monetary Policy, MIT Press, 1998.
- [45] Staiger, D., J.H. Stock, and M.W. Watson,, “The NAIRU, Unemployment, and Monetary Policy, ” Journal of Economic Perspectives 11, pp.33-51. 1997.
- [46] Stock, J. H., and Watson, M. W., , “Business Cycle Fluctuations in US Macroeconomic Time Series,” in J. B. Taylor and M. Woodford eds., Handbook of Macroeconomics 1A, North-Holland, pp. 3-64. 1999.
- [47] Svensson, Lars, “Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets,” European Economic Review 41, pp.1111-46.,1997.
- [48] Taylor, John B., “Staggered Wage Setting in a Macro Model,” American Economic Review; 69(2), May 1979, pages 108-13.
- [49] Taylor, J.B., “ Aggregate Dynamics and Staggered Contracts ” , Journal of Political

Economy, 88, 1-24.,1980.

- [50] Taylor, John B., "Differences in Economic Fluctuations in Japan and the United States: The Role of Nominal Rigidities," Journal of the Japanese and International Economies 3, 1989, pages 127-44.
- [51] Taylor, John B., "Staggered Price and Wage Setting in Macroeconomics," in Handbook of Macroeconomics, John Taylor and Michael Woodford eds. Vol. 1B, North Holland 1999.
- [52] Taylor, J. B., (2000), "Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms," European Economic Review, 44, pp.1389-1408.
- [53] Walsh, Carl, Monetary Theory and Policy, MIT Press, 1998.
- [54] Woodford, Michael, "Control of the Public Debt: A Requirement for Price Stability?" in The Debt Burden and its Consequences for Monetary Policy, Guillermo Calvo and Mervyn King eds, St. Martin's Press, 1998.

補論 A . ニュー・ケインジアン・フィリップス曲線 (NKFC) の理論モデル

A.1 Taylor(1979, 1980, 1999)の名目賃金に関する長期契約モデル

Taylor(1979、1980、1999)は、二期間続く賃金契約を仮定したモデルである。マーク・アップ率ゼロのもとで、平均物価水準 P_t は、平均名目賃金 x_t に等しく、今期の名目賃金 x_t と前期のそれ x_{t-1} との平均になる。

$$P_t = \frac{x_t + x_{t-1}}{2}$$

今期契約を結ぶ主体にとっての問題となるのは、二期間にわたる平均実質賃金 v_t である。この平均実質賃金は労働需要の要因によって決まるので、生産量 y_t と負の関係を持つと仮定する。このとき、割引率ゼロのもとで

$$v_t \equiv \frac{1}{2} [x_t - P_t + (x_t - E_t P_{t+1})] = x_t - \frac{1}{2} (P_t + E_t P_{t+1}) = ky_t$$

が成立する。したがって、平均物価水準 P_t は、

$$\begin{aligned} P_t &= \frac{x_t + x_{t-1}}{2} = \frac{1}{2} \left[\frac{1}{2} (P_t + E_t P_{t+1}) + ky_t + \frac{1}{2} (P_{t-1} + E_{t-1} P_t) + ky_{t-1} \right] \\ &= \frac{1}{4} (P_t + E_t P_{t+1} + P_{t-1} + E_{t-1} P_t) + \frac{k}{2} (y_t + y_{t-1}) \\ &= \frac{1}{4} (2P_t + E_t P_{t+1} + P_{t-1} + \eta_t) + \frac{k}{2} (y_t + y_{t-1}) \end{aligned}$$

よって、

$$\begin{aligned} P_t &= \frac{1}{2} E_t P_{t+1} + \frac{1}{2} P_{t-1} + k(y_t + y_{t-1}) + \frac{1}{2} \eta_t \\ \eta_t &= E_{t-1} P_t - P_t \end{aligned}$$

が成立する。 π_t は期待誤差 $E_{t-1}P_t - P_t$ を表わす。つまり、今期の物価水準は、前期の水準の影響を受け、硬直性(Price Level Inertia)を示す^{xii}。

一方、インフレ率の定義($\pi_t \equiv P_t - P_{t-1}$)から、今期のインフレ率 π_t は、

$$\begin{aligned}\pi_t &= \frac{1}{2}E_t P_{t+1} - \frac{1}{2}P_{t-1} + k(y_t + y_{t-1}) + \frac{1}{2}\eta_t \\ &= \frac{1}{2}(E_t P_{t+1} - P_t) + \frac{1}{2}(P_t - P_{t-1}) + k(y_t + y_{t-1}) + \frac{1}{2}\eta_t \\ &= \frac{1}{2}E_t \pi_{t+1} + \frac{1}{2}\pi_t + k(y_t + y_{t-1}) + \frac{1}{2}\eta_t\end{aligned}$$

よって

$$\pi_t = E_t \pi_{t+1} + 2k(y_t + y_{t-1}) + \eta_t$$

が成立する。明らかなように、インフレ率に関しては、硬直性(Inflation Rate Inertia)が存在しないことになる。

A.2 Calvo(1983)のランダムな価格調整機会モデル

Taylor(1979, 1980, 1999)の長期賃金契約モデルは賃金交渉の制度を捉えているものの、そのミクロ経済学的基礎は明確ではない。その批判に対して、Rotemberg(1982)^{xiii}、Calvo(1983)^{xiv}はそれぞれ、企業が価格設定を行なう際に、最適な価格からの乖離による損失関数を最小化するモデルを提示した^{xv}。

Calvo(1983)のランダムな価格調整機会モデルにおいて、企業の価格設定(x_t)に関する損失関数は以下のように、最適な価格 P^* からの乖離のみに基づく。

$$\min \frac{1}{2}E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j (x_{t+j} - P_{t+j}^*)^2$$

すべての企業が一齐に価格調整を行なう機会を与えられるわけではなく、ランダムに選ばれる企業のみが可能である点が、特徴である。

每期、各企業に価格調整の機会が到来する確率を q とすると、今期その機会を与えられた企業の設定する価格 x_t に関わる損失関数は、

$$\frac{1}{2} \sum_{j=0}^{\infty} (1-q)^j \beta^j E_t (x_t - P_{t+j}^*)^2 = \frac{1}{2}(x_t - P_t^*)^2 + \frac{1}{2}(1-q)\beta E_t (x_t - P_{t+1}^*)^2 + \dots$$

このとき、最適化のための一階条件は、

$$x_t \sum_{j=0}^{\infty} (1-q)^j \beta^j - \sum_{j=0}^{\infty} (1-q)^j \beta^j E_t P_{t+j}^* = 0$$

となる。したがって、今期価格調整を行なう企業の設定する価格 x_t は、以下の式に従う。

$$\begin{aligned}
x_t &= \frac{\sum_{j=0}^{\infty} (1-q)^j \beta^j E_t P_{t+j}^*}{\sum_{j=0}^{\infty} (1-q)^j \beta^j} = \frac{\sum_{j=0}^{\infty} (1-q)^j \beta^j E_t P_{t+j}^*}{\frac{1}{1-(1-q)\beta}} = [1-(1-q)\beta] \sum_{j=0}^{\infty} (1-q)^j \beta^j E_t P_{t+j}^* \\
&= [1-(1-q)\beta] P_t^* + [1-(1-q)\beta] \sum_{j=1}^{\infty} (1-q)^j \beta^j E_t P_{t+j}^* \\
&= [1-(1-q)\beta] P_t^* + [1-(1-q)\beta] \sum_{j=0}^{\infty} (1-q)^{j+1} \beta^{j+1} E_t P_{t+j+1}^* \\
&= [1-(1-q)\beta] P_t^* + (1-q)\beta E_t x_{t+1}
\end{aligned}$$

最適な価格 P^* は、各財に対する需要関数を所与として利潤を最大化する条件^{xvi}によって決まり、以下の式によって表わされる。

$$P_t^* = P_t + \gamma_t + w_t$$

変数 w_t は、最適な価格の決定に与えるすべてのシフト変数を表わす。

企業が多数に存在する場合、大数の法則より、経済全体において每期価格調整を行なう企業の割合が q に等しい。一般物価水準 P_t は、

$$P_t = qx_t + (1-q)P_{t-1}$$

となる。よって^{xvii}、

$$\begin{aligned}
x_t &= [1-(1-q)\beta](P_t + \gamma_t + w_t) + (1-q)\beta E_t x_{t+1} \\
P_t &= q[1-(1-q)\beta](P_t + \gamma_t + w_t) + (1-q)\beta(E_t \pi_{t+1} + qP_t) + (1-q)P_{t-1} \\
&= q[1-(1-q)\beta](\gamma_t + w_t) + (1-q)\beta E_t \pi_{t+1} + qP_t + (1-q)P_{t-1}
\end{aligned}$$

結果として、

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \frac{q[1-(1-q)\beta]}{1-q} (\gamma_t + w_t)$$

が導かれる。すなわち、Taylor(1979, 1980, 1999)モデルと同様、Calvo(1983)モデルにおいても、インフレ率に硬直性は生まれない。

A.3 インフレ率の硬直性を生むモデル

本来の NKPC は、インフレ率の硬直性を含まないが、以下では、インフレ率の硬直性を生むモデルまで含めた広義の NKPC について説明する。ここでは、Fuhrer and Moore(1995)の相対実質賃金モデル、Roberts(1997)の部分合理的期待形成モデル、Gali and Gertler(2000)の後向き企業モデルを取り上げる^{xviii}。

Fuhrer and Moore(1995)は、Taylor(1979,1980,1999)の長期賃金契約のモデルを、Keynes の相対賃金仮説に沿うように改良したモデルである。一方、Roberts(1997)はインフレ率の硬直性を、合理的期待仮説に代り部分合理的期待(Near-Rational Expectations)を導入することによ

て導く。さらに、Gali and Gertler(2000)は、前向き(Forward-Looking)、後向き(Backward-Looking)の二種類の企業を想定することによって、硬直的なインフレ率を含むフィリップス曲線を導出する。

A.3.1 Fuhrer and Moore(1995)の相対実質賃金モデル

Fuhrer and Moore(1995)は、Taylor(1979, 1980, 1999)と同様の長期賃金契約を想定する。しかし、今期契約を行なう主体にとって問題となるのは、Taylor(1979, 1980, 1999)の場合、二期間にわたる自らの平均実質賃金である。それに対して Fuhrer and Moore(1995)は、今期契約を結ぶ主体は、前期の主体が契約した際の実質賃金、来期の主体が契約する際の実質賃金、その両方を気にしながら契約を行なうことが想定されている。これは、Keynes の相対賃金仮説を実質賃金に当てはめたと解釈することができる。

今期の契約時点での実質賃金 ψ_t は、

$$\psi_t = x_t - P_t$$

前期に契約した際の実質賃金と今期の契約実質賃金の平均 v_t は、

$$v_t = \frac{1}{2}(\psi_t + \psi_{t-1})$$

となる。Fuhrer and Moore(1995)において、今期契約する主体が名目賃金を交渉する際に問題となるのは、二期間にわたる平均契約実質賃金の期待値と、景気循環の影響であると仮定される。このとき、今期の契約実質賃金は、

$$\psi_t = \frac{1}{2}(v_t + E_t v_{t+1}) + ky_t$$

で表わされる。したがって、

$$\begin{aligned} \psi_t &= \frac{1}{4}(\psi_t + \psi_{t-1} + E_t \psi_{t+1} + \psi_t) + ky_t \\ &= \frac{1}{2}(\psi_{t-1} + E_t \psi_{t+1}) + 2ky_t \end{aligned}$$

が成立する。

実質賃金の定義から、

$$x_t - P_t = \frac{1}{2}(x_{t-1} - p_{t-1} + E_t x_{t+1} - E_t P_{t+1}) + 2ky_t$$

一般物価水準の定義 $P_t = \frac{1}{2}(x_t + x_{t-1})$ より、

$$x_t - x_{t-1} = \frac{1}{2}(P_t - P_{t-1}) + \frac{1}{2}(P_t - E_t P_{t+1}) + \frac{1}{2}(E_t x_{t+1} + x_t - x_t + x_{t-1}) + 2ky_t$$

$$\begin{aligned}\Delta x_t &= \frac{1}{2}\pi_t - \frac{1}{2}E_t\pi_{t+1} + E_t\pi_{t+1} + 2ky_t \\ &= \frac{1}{2}\pi_t + \frac{1}{2}E_t\pi_{t+1} + 2ky_t\end{aligned}$$

また、インフレ率の定義 $\pi_t = P_t - P_{t-1}$ より、

$$\begin{aligned}\Pi_t &= P_t - P_{t-1} \\ &= \frac{1}{2}(x_t + x_{t-1} - x_{t-1} - x_{t-2}) \\ &= \frac{1}{2}(\Delta x_t + \Delta x_{t-1})\end{aligned}$$

よって、

$$\begin{aligned}\pi_t &= \frac{1}{2}\left(\frac{1}{2}\pi_t + \frac{1}{2}E_t\pi_{t+1} + 2ky_t + \frac{1}{2}\pi_{t-1} + \frac{1}{2}E_{t-1}\pi_t + 2ky_{t-1}\right) \\ &= \frac{1}{2}\pi_t + \frac{1}{4}(E_t\pi_{t+1} + \pi_{t-1}) + \frac{1}{4}(E_{t-1}\pi_t - \pi_t) + k(y_t + y_{t-1})\end{aligned}$$

結果として、

$$\pi_t = \frac{1}{2}(E_t\pi_{t+1} + \pi_{t-1}) + 2k(y_t + y_{t-1}) + \frac{1}{2}\eta_t$$

但し、期待誤差 $\eta_t = E_{t-1}\pi_t - \pi_t$ である。このように、Fuhrer and Moore(1995)の相対実質賃金モデルは、Taylor(1979, 1980, 1999)と異なりインフレ率の硬直性が現れるだけでなく、期待インフレ率と一期前のインフレ率それぞれの係数が 0.5 に等しいという特徴をもっている。

A.3.2 Roberts(1997)の部分合理的期待モデル

Taylor(1979, 1980, 1999)の名目賃金の長期契約によると、合理的期待のもとではインフレ率は硬直性をもたないが、Fuhrer and Moore(1995)の実質賃金契約の跛行性に基づくと、インフレ率が硬直的になることが示された。しかし、Roberts(1997)は、Taylor(1979, 1980, 1999)の名目賃金契約のもとでも、期待形成に非合理的な部分があると、Fuhrer and Moore(1995)のモデルと同一のフィリップス曲線が得られることを示した^{xix}。

部分合理的期待(Near-Rational Expectation)を次のように導入する。

$$\begin{aligned}\pi_t &= E_t\pi_{t+1} + 2k(y_t + y_{t-1}) + \eta_t \\ \eta_t &= E_{t-1}P_t - P_t = E_{t-1}\pi_t - \pi_t\end{aligned}$$

Taylor(1979, 1980, 1999)のインフレ率の誘導型において、合理的期待 E_{t+1} に代わり、主体の半分は合理的期待を形成しているが、残りの半分は今期実現したインフレ率が来期もそのまま実現すると予想していると仮定する。このとき、

$$\pi_t = \frac{1}{2}(E_t \pi_{t+1} + \pi_{t-1}) + 2k(y_t + y_{t-1}) + \frac{1}{2}\eta_t$$

が成立する。この式は、Fuhrer and Moore(1995)のモデルと観察上同値(Observational Equivalence)であり、Fuhrer and Moore(1995)と、Roberts(1997)の合理的期待形成を行なう主体の割合が 0.5 であるモデルの二つを識別することはできない。一般に、Taylor(1979, 1980, 1999)モデルにおいて α の割合だけ合理的期待形成を行なう主体が存在する場合、

$$\pi_t = \alpha E_t \pi_{t+1} + (1-\alpha)\pi_{t-1} + 2k(y_t + y_{t-1}) + \alpha\eta_t$$

が成立する。

A.3.3 Gali and Gertler(2000)の後向き企業モデル

Gali and Gertler(2000)は、以下で定義される後向き(Backward-Looking)な企業が一定割合だけ存在することを前提にしている点で、非合理的期待形成を行なう主体を想定するRoberts(1997)と同様である。異なる点は、Roberts(1997)が Taylor(1979, 1980, 1999)モデルを修正しているのに対して、Gali and Gertler(2000)は Calvo(1983)を拡張している。

単純化のために、割引率がゼロであると仮定する。後向き(Backward-Looking)な企業が、価格調整の機会に直面する場合に、次のような価格設定を行なうと考える。

$$x_t^b = x_{t-1} + \pi_{t-1}$$

一方、前向き(Forward-Looking)な企業の価格設定は、Calvo(1983)のモデルと同一である。

$$x_t^f = qP_t^* + (1-q)E_t x_{t+1}^f$$

前向きな企業の割合を、 θ とすると、価格調整の機会の訪れた企業全体の平均価格は、大数の法則より、

$$x_t = \theta x_t^f + (1-\theta)x_t^b$$

$$P_t = qx_t + (1-q)P_{t-1} = q[\theta x_t^f + (1-\theta)x_t^b] + (1-q)P_{t-1}$$

上式より、

$$x_t^f = \frac{x_t}{\theta} + (1-\frac{1}{\theta})(x_{t-1} + \pi_{t-1})$$

また $\pi_t = q(x_t - P_{t-1})$ 、 $E_t \pi_{t+1} = q(E_t x_{t+1} - P_t)$ 、 $\pi_{t-1} = q(x_{t-1} - P_{t-2})$ より、

$$\pi_t = \frac{1-\theta}{2-\theta-q}\pi_{t-1} + \frac{1-q}{2-\theta-q}E_t \pi_{t+1} + \frac{\theta q^2}{2-\theta-q}(\gamma_t + w_t)$$

ただし、変数 w_t は最適な価格の決定に与える供給に関するすべてのシフト変数を表わす。

このように、Gali and Gertler(2000)の後向き企業モデルは、Roberts(1997)の部分合理的期待モデルの一般ケースと観察上同値である。ハイブリッド・フィリップス曲線(Hybrid Phillips

Curve)と呼ばれるように、インフレ率の一期ラグ、期待インフレ率の係数の和が1に等しい。 $\theta = q$ の場合に二つの係数は0.5に等しくなる。価格調整機会の到来確率 q が大きくなると、インフレ率のラグの係数は大きくなり、期待インフレ率の係数は小さくなる。 $q = 1$ のケースでは、期待インフレ率はフィリップス曲線に影響しない。また、前向きの企業の割合 θ が大きくなる場合には、ラグ項の係数は小さく、期待インフレの係数は大きくなる。 $\theta = 1$ のケースでは、インフレ率の硬直性は消滅する。

補論 B . インフレ期待の測定

インフレ期待は不観測データであるが、Carlson-Parkin 法（以下、CP 法）^{xx}を利用することによって算出可能である。CP 法は、インフレ率のような経済変数の変化の予想に関して「上がる」とか「下がる」といった質的なサーベイ調査とそのインフレ率の実績値が与えられている場合、その変数の社会全体としての平均的な予想値を作成する方法である。本論では、インフレ率実績値として消費者物価、国内卸売物価、賃金上昇率の3種類について、それぞれに有用なサーベイ調査を利用し、期待インフレ率を計測する。サーベイ調査は企業や消費者の意識や期待といった主観的な予想や判断を問う統計で、主観的な判断を含むデータはサーベイ・データと呼ばれている。

B.1 CP 法について

インフレ率のような1つの経済変数の予想についてサーベイ・データが与えられているときに、対象となる集団の平均予想インフレ率とその集団内の予想インフレ率に関する分散の推定値（インフレ・リスク）を与える方法が、CP 法である。以下に CP 法の概略を説明する

Carlson=Parkin 法では2つの大きな仮定が置かれている。

各主体とも、 t 期におけるインフレ率の騰落を感知する一定の臨界点 δ_t を有しており、これは各主体間で共通である

期待インフレ率に関して、各主体における主観的確率分布の中央値の全体についての分布は、正規分布 $N(\mu_{p,t}, \sigma_{p,t}^2)$ に従う

これらの仮定の下で各主体間の期待インフレ率 $\mu_{p,t}$ およびインフレ・リスク $\sigma_{p,t}^2$ は正規分布関数の性質から次の、式で与えられる。

$$\phi\left(\frac{p_t + \delta_t - \mu_{p,t}}{\sigma_{p,t}}\right) = 1 - A_t$$

$$\phi\left(\frac{p_t - \delta_t - \mu_{p,t}}{\sigma_{p,t}}\right) = B_t$$

p_t : 現実のインフレ率

$\phi(\cdot)$: 累積標準正規分布関数

A_t : 「物価が上がる」と回答した人の割合 (密度関数の右領域)

B_t : 「物価が下がる」と回答した人の割合 (密度関数の左領域)

、式は $\mu_{p,t}$ と $\sigma_{p,t}^2$ について解くことができるので、 $\alpha_t = \phi^{-1}(1 - A_t)$ および

$\beta_t = \phi^{-1}(B_t)$ とすると、式が与えられる。

$$\mu_{p,t} = p_t - \delta_t \frac{\alpha_t + \beta_t}{\alpha_t - \beta_t}$$

$$\sigma_{p,t} = \frac{2\delta_t}{\alpha_t - \beta_t}$$

臨界点 δ_t については合理的期待仮説 ($E(q_t | \Omega_{t-1}) = \mu_{p,t}$ 、 $\text{var}(q_t | \Omega_t) = \sigma_{p,t}^2$) を仮定し、下の

～式を用いて計算した。ただし q_t は今後1年間のインフレ率の平均値、 Ω_{t-1} は過去のインフレ率からなる情報集合である。

$$\delta_t = \frac{C_t + \sqrt{C_t^2 + 16D_t}}{8}$$

$$C_t = \frac{\sum_{k=m}^t (q_k - p_k)(\alpha_k^2 - \beta_k^2)}{t - m + 1}$$

$$D_t = \frac{\sum_{k=m}^t (q_k - p_k)(\alpha_k - \beta_k)^2}{t - m + 1}$$

m : Ω_{t-1} が何期までの過去のインフレ率の情報を含むかの尺度

この手順により期待インフレ率の計測を行なった。

B.2 消費者物価に対する期待インフレ率

消費者物価に対する期待インフレ率を測定するために、質的なサーベイ調査 (内閣府「消費動向調査」中の「物価の上がり方」) を利用した。内閣府「消費動向調査」所収。その中

の項目である「物価の上がり方」が今後半年間（1991年第1四半期以前は1年間）に今よりも高くなると思うかという質問に対し、「低くなる」、「やや低くなる」、「変わらない」、「やや高くなる」、「高くなる」という5つの回答があり、そのウェイトが掲載されている。

消費動向調査の先行き見通し期間が1991年第1四半期以前と第2四半期以降で変化している（1991年第1四半期以前は「今後1年間の物価の上がり方」を尋ねているのに対し、第2四半期以降は「今後半年間の物価の上がり方」を尋ねている）ている。また、インフレ実績値として、総務省「消費者物価指数」の前年比を用いている。

B.3 国内卸売物価に対する期待インフレ率

国内卸売物価に対する期待インフレ率を測定するために、日本銀行「企業短期経済観測調査」中の「製品価格判断（製造業）」を利用した。インフレ実績値として、日銀短観の製品価格判断DIの対象期間（先行き見通し期間）が向こう1四半期であるため、日本銀行「卸売物価指数」の四半期ベースの前期比年率換算値（総平均）を用いている。

国内卸売物価指数は財が中心でそれほど区分により動きに差がないことから、国内卸売物価指数と、時系列により消費税の影響を除いた系列の合計2系列について、期待インフレ率を計測した。

補論 C . アウトプット・ギャップの推定

アウトプット・ギャップは最も代表的なマクロ変数である。しかしながら、アウトプット・ギャップが不観測変数であることから、計測での前提の置き方や計測に利用する変数などにより、様々な結果がでてくるため、多くの分析者に支持を得ている決定版がない。過去の先行研究で利用されてきた計測方法についてサーベイを行い、本論で利用する計測方法を示す。

C.1 GDP ギャップ

アウトプット・ギャップ変数として、よく利用されるものに GDP ギャップがある。GDP ギャップは次のように定義される。

$$\text{GDP ギャップ(\%)} = \frac{\text{現実のGDP} - \text{潜在GDP}}{\text{潜在GDP}}$$

GDP ギャップは現実の GDP と潜在 GDP の乖離率として定義され、好景気の際は現実の GDP が潜在 GDP を上回り GDP ギャップはプラスとなる。一方、景気低迷期には、現実の GDP が潜在 GDP を下回り GDP ギャップはマイナスとなる。また、GDP ギャップとインフレーションの関係を過去の景気循環でみると景気拡大局面の後期から景気後退局面の初期にかけてインフレ率が高まる一方、景気後退が長引くにつれてインフレ率が低下している。GDP ギャップとインフレーションには正の相関があることが経験的に知られている。

C.1.1 潜在 GDP の定義の問題点

GDP ギャップは、現実の GDP と潜在 GDP の乖離率として定義される。しかしながら、潜在 GDP の定義をどのように考えるかにより、得られる結果は異なってくる。

潜在 GDP を「潜在生産能力に対応した GDP」と定義すれば、資本を完全に稼働させ、労働を完全雇用した場合、つまり生産要素をフル稼働させて得られる生産の上限を意味することとなる。生産要素のフル稼働とは、一般的には稼働率は中長期的に維持達成可能な正常諮詢であり、失業率は均衡失業率の状態を意味する。

しかし、資本や労働の平均的な稼働状況は、上述のような稼働率や均衡失業率とは異なるため、平均的な稼働の下で達成される GDP の水準は「潜在生産能力に対応した GDP」の水準と異なることとなる。これを「平均的な稼働状況に対応した GDP (平均 GDP)」と定義できる。このように、潜在 GDP をどのように定義するかにより、得られる結果は異なってくる。

しかも、生産要素の統計に計測誤差があると、ソロー残差（実質 GDP のうち資本や労働によって説明できない部分）から TFP (total factor productivity、全要素生産性) をうま

く推計できなくなり、潜在 GDP や GDP ギャップの推計に歪みを発生させる可能性がある（鎌田・増田(2000)）。特に、日本の場合は、非製造業の資本稼働率に関する統計がなく、これが GDP ギャップの推計を歪める可能性がある。実際の分析では、非製造業の資本稼働率を 100% に固定した上で計測する例が多い。

また、90 年代後半には IT 革命のような技術革新が進展の中で、既存の資本ストックの陳腐化が急速に進み、この結果、短期的に供給能力の伸び率がさらに低下した可能性が指摘できる。また、企業が構造調整を進める中で、求められる労働の質が変わり、労働需給のミスマッチが拡大したことが、GDP ギャップの均衡水準を低下させる方向に働いた可能性についても指摘されている。この結果、真の GDP ギャップは、一般的にイメージされている潜在成長率から考えられるよりも、小さめであった可能性が高い（早川・前田(2000)）。

C.1.2 GDP ギャップの計測方法における問題点

GDP ギャップの計測方法には、大別すると、各種フィルタリング等の統計的手法に基づいて GDP のトレンドからの乖離を算出する方法と、経済の動きの理解を伴うマクロ生産関数を用いて潜在的な供給能力を測定し、現実の GDP との乖離を算出する方法に分けられる。マクロ生産関数は背後にある経済の動きを理解しやすいことから一般に利用される方法である。生産関数にもいくつかの類型がある。その問題点などを整理してみる。

C.1.2.1 コブ = ダグラス型

$$Y = \gamma e^{\lambda t} (K)^{\alpha} (L)^{(1-\alpha)}$$

ただし、Y：生産量、K：稼働資本、L：稼働労働、 γ ：効率パラメータ、 $e^{\lambda t}$ ：技術進歩パラメータ、 α ：分配パラメータ

マクロ生産関数としては、わが国では労働、資本、全要素生産性からなるコブ = ダグラス型の生産関数が成立していることが知られている。日本経済の現況(平成 12 年版)など、多くの分析で利用されている。しかし、稼働資本、稼働労働にどのデータを利用するのか、技術進歩を生産関数にどのように反映させるのか、が問題となっている。特に技術進歩では、定数を与えて推計するものもみられるなど、技術進歩率をどのように見込むかで得られる結果が異なってくる。

C.1.2.2 CES 型

$$Y = \gamma e^{\lambda t} [\delta K^{-\rho} + (1-\delta)L^{-\rho}]^{-(1/\rho)}$$

ただし、Y：生産量、K：稼働資本、L：稼働労働、 δ ：分配パラメータ、 ρ ：代替の弾力性パラメータ

コブ＝ダグラス型と同様、どのデータを利用するのか、推計方法で間接推計法で行っていることなどが計測処理で難しい問題となってくる。

C.1.2.3 トランスログ型

$$\ln Q = \alpha_0 + \alpha_K \ln K + \alpha_L \ln L + \alpha_E \ln E + \alpha_{TT} + \frac{1}{2} \alpha_{KK} (\ln K)^2 + \frac{1}{2} \alpha_{LL} (\ln L)^2 + \frac{1}{2} \alpha_{EE} (\ln E)^2 + \frac{1}{2} \alpha_{TTT}^2 + \alpha_{KL} \ln K \ln L + \alpha_{KE} \ln K \ln E + \alpha_{LE} \ln L \ln E + \alpha_{KTT} \ln K + \alpha_{LTT} \ln L + \alpha_{ETT} \ln E$$

ただし、Q：産出量、K：稼働資本、L：稼働労働、E：エネルギー、T：タイムトレンド
同定式化は取り扱いが難しく、制約条件を満たすように価格シェアをどのようにするのか、推計方法が間接推計法のため処理で難しい。

CES 型やトランスログ型で必要とされる条件（労働の限界生産力が賃金に、資本の限界生産力が資本ストックに等しい）が満たされているとは限らないので、本論では、コブ＝ダグラス型のマクロ生産関数によって労働、資本を最大限活用した場合の潜在 GDP と実際の GDP との乖離を GDP ギャップとする方法と HP フィルターの成長成分を潜在 GDP とした GDP ギャップを計測する。

図 8 および 9 がそれぞれの方法により算出された GDP ギャップである。これを見ると、2つの算出によりその水準が大きく異なることが分かる。マクロ生産関数を用いた方は、GDP ギャップが計測期間の 75 年以降マイナスであるのに対し、HP フィルターを利用したものは 79 年後半、90 年代前半のバブル期、97 年頃は、現実実質 GDP が潜在 GDP を上回る状況となっている。しかし 2つの系列をトレンドしてとらえた場合、80 年代前半以前は動きが違うが、それ以降は大きな振幅については類似している。

C.2 労働市場のギャップの計測

労働市場の均衡失業率についても潜在 GDP と同様にいくつかの考え方があるが、本論では、U-V 分析によるものと、HP フィルターに基づいて失業率のトレンドからの乖離を算出する方法の 2 種類を算出した。前出図 4 が現実失業率と U-V 法、HP 法による均衡失業率の推移を示したものである。

現実失業率は 70 年代から徐々に上昇している。バブル期に一時低下しているが、その後は急激に上昇し、足元では 5% 近辺に達している。HP 法による均衡失業率は現実失業率の動きとほぼ同じとなっている。しかし U-V 法による均衡失業率は、70 年代前半、バブル期を除いて、ほぼ現実失業率を下回っており、さらに足元では現実失業率との大きな乖離が生じている。しかし、どの方法を用いたところで、失業率自体が景気との連動性が弱いことから、アウトプット・ギャップの変数としては適切ではなからう。なお、黒坂・浜田(1982)では、日本のオーケン法則の計測を行い、日本のオーケン係数が不安定であり、その原因は雇用者で調整されず雇用保蔵の形をとって企業内で調整されることにあると指摘してい

る。

なお、失業率ではなく、景気循環との連動性が高い所定外労働時間、有効求人倍率などの労働需給のデータ、失業保険需給率のデータなどが有効であり、先行研究でも利用されている。

C.3 稼働率によるギャップの計測

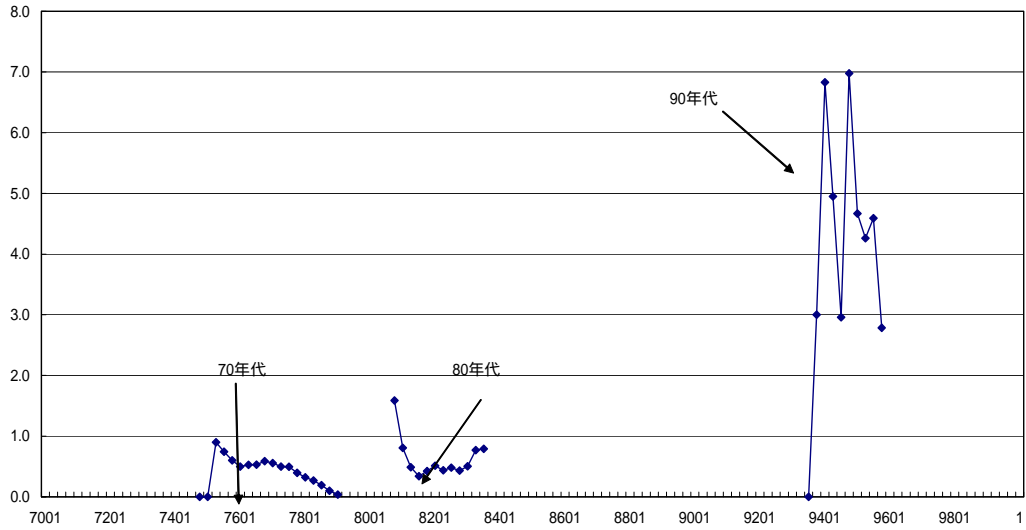
稼働率に関する統計では、製造業について経済産業省・製造工業稼働率指数があるが、非製造業の稼働率データは存在しない。したがって、稼働率の利用に当たっては、非製造業の稼働率を100%に固定されることが多かった。この結果、非製造業の資本稼働率が現実に上下動していた場合、アウトプット・ギャップの計測が正確とならない。しかも、非製造業の資本ストックのストック全体に占めるシェアは大きく、稼働率の変動は経済活動と直結したものであり、その計測の誤りの影響は大きくなる。

そこで、本論では製造業の稼働率の算出方法と同様な方法で計測を試みることにした。なお、非製造業の稼働率推計の先行研究では、電力使用量の契約電力に対する比率（電力原単位と呼ばれる）や非製造業の所定外労働時間を稼働率として代理変数とを用いる方法がある。また、鎌田、増田[2000]では、電力原単位を非製造業の設備判断DIで計測する方法を示されている。一方、製造業の稼働率にも問題がないわけではない。稼働率の基礎統計である生産指数では、コンピューター、半導体等が価額表示で構成されており、最近の情報化関連の生産動向を過小に推計している可能性がある。

製造業の稼働率では生産指数面で情報関連生産を工業統計等から数量ベースに置きかえ、非製造業の生産指数として『第三次産業活動指数』を用い、ともに資本ストック（調整後）を用いて算出した。なお、稼働率自体の推移が下方トレンドをもっていることから、トレンドを除去した。製造業、非製造業の稼働率を、産業連関表の産出額によるウェイトにより、全産業ベースの稼働率指数を推計している（図10）。

図1 (各年代における犠牲率)

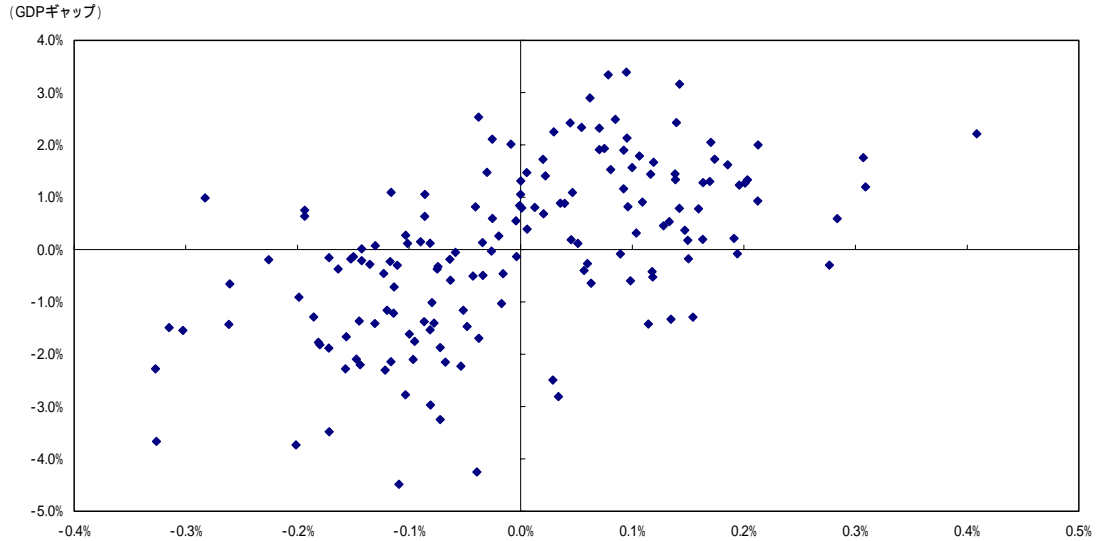
図1 各年代における犠牲率



(注)犠牲率は、各年代におけるインフレ率が最も高い時期時点を基準時として算出したもの
(出所)総務省統計局「労働力調査」消費物価指数、などから推計したもの

図2 (オーケン係数)

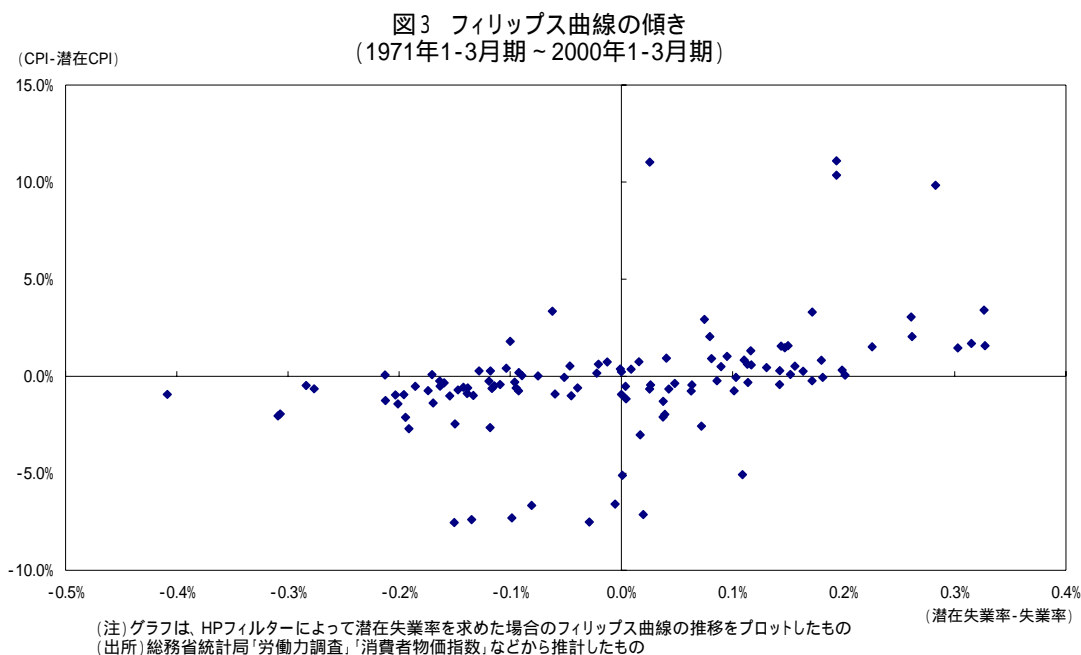
図2 オーケン係数の推移
(1960年1-3月期～2000年1-3月期)



(注)グラフは、HPフィルターによって潜在失業率を求めた場合のオーケン係数をプロットしたもの
(出所)総務省統計局「労働力調査」内閣府「国民経済計算年報」などから推計したもの

オーケン係数	係数	標準誤差	t 値
1960年 - 2000年	6.4	0.75	8.52
1960年代	12.8	2.11	6.05
1970年代	5.3	2.07	2.57
1980年代	4.4	0.57	7.67
1990年代	6.5	1.18	5.52

図3 (フィリップス曲線の傾き)



フィリップス曲線の傾き	係数	標準誤差	t値
1971年 - 2000年	8.1	1.65	4.94
1970年代	18.5	5.32	3.48
1980年代	5.5	0.99	5.48
1990年代	3.7	0.56	6.63

図4 (供給ショック例：輸入物価指数とSkewness)

図5 供給ショック(輸入物価指数とSkewness)

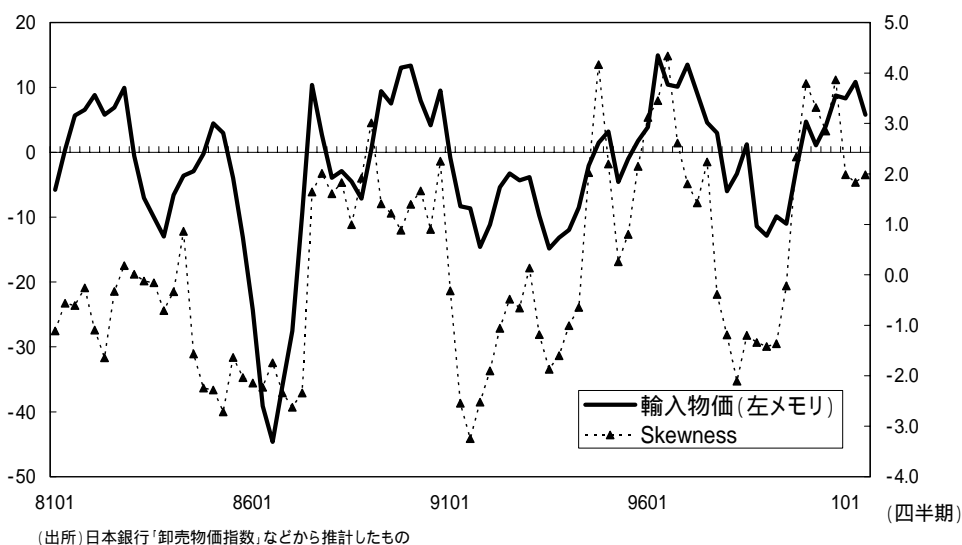


表 1 (推定に用いる諸変数一覧)

	変数名	内容	期待変数
物価関連	CPI1A	総合、消費税含み	ECPI1A
	CPI1B	総合、消費税除き	ECPI1B
	CPI3A	生鮮食品を除く総合、消費税含み	ECPI3A
	CPI3B	生鮮食品を除く総合、消費税除き (X12-Arimaより推計)	ECPI3B
	CPI4A	持家の帰属家賃及び生鮮食品を除く総合、消費税含み	ECPI4A
	CPI4B	持家の帰属家賃及び生鮮食品を除く総合、消費税除き (X12-Arimaより推計)	ECPI4B
	CPI6A	X12式で推計した物価指数、消費税含み	ECPI6A
国内卸売物価指数	WPI1A	総平均、消費税含み	EWPI1A
	WPI1B	総平均、消費税除き (X12-Arimaより推計)	EWPI1B
賃金	WAGE	名目賃金、調査産業計・賃金指数	EWAGE
労働市場のギャップ	GAP1	失業率(実績値) - HPフィルターの成長成分	
労働市場のギャップ	GAP2	失業率(実績値) - (U-V分析による均衡失業率)	
需給ギャップ	GDPギャップ	GAP3	実質GDP(実績値) - HPフィルターの成長成分
			HPフィルターの成長成分
	GDPギャップ	GAP4	実質GDP(実績値) - 潜在実質GDP
			潜在実質GDP
	稼働率のギャップ	GAP5	製造工業稼働率指数(実績値) - HPフィルターの成長成分
			HPフィルターの成長成分
供給ショック	稼働率のギャップ	GAP6	全産業稼働率指数(推計値) - HPフィルターの成長成分
			HPフィルターの成長成分
	輸入物価指数	SHOCK1	総平均
	Skewness	SHOCK2	投入・産出物価指数(35種)の前年比から算出
	Q	SHOCK3	投入・産出物価指数(35種)の前年比から算出
AsymX	SHOCK4	投入・産出物価指数(35種)の前年比から算出	

表2 (推計結果一覧)

1. 供給ショックの変数として「輸入物価指数」を用いた場合

式番号	1期前実績	期待インフレ	GAP1	GAP2	GAP3	GAP4	GAP5	GAP6	SHOCK	SHOCK (-1)	SHOCK (-2)	SHOCK (-3)	SHOCK (-4)	RHO	R2	DW	P-VALUE(1)	P-VALUE(2)	CUSUM
CPI1A	1-1	0.72 (20.03)	0.27 (4.43)	0.57 (1.07)					0.02 (1.23)	0.01 (0.68)				-0.19 (-1.69)	0.96	1.17	0.84	0.00	-
	1-2	0.71 (20.35)	0.31 (4.79)		-0.15 (-1.11)				0.01 (0.95)	0.01 (0.63)				-0.22 (-1.86)	0.96	1.16	0.47	0.00	83/1年
	1-3	0.72 (18.21)	0.28 (4.44)			-0.08 (-0.95)			0.02 (1.36)	0.01 (0.58)				-0.20 (-1.76)	0.96	1.13	0.89	0.00	-
	1-4	0.73 (21.38)	0.34 (4.08)				0.02 (1.16)		0.02 (1.09)	0.00 (0.37)				-0.22 (-1.82)	0.96	1.16	0.30	0.00	82/3年
	1-5	0.75 (18.13)	0.27 (4.04)					0.06 (2.25)	0.00 (0.04)	0.01 (0.61)				-0.14 (-1.35)	0.96	1.44	0.62	0.00	-
	1-6	0.72 (18.25)	0.29 (4.45)						0.02 (0.42)	0.01 (0.64)	0.01 (0.78)				-0.16 (-1.48)	0.96	1.30	0.76	0.00
CPI1B	1-7	0.71 (22.29)	0.29 (5.24)	0.84 (1.76)					0.01 (0.91)	0.01 (1.26)				-0.24 (-2.08)	0.96	1.00	0.99	0.00	-
	1-8	0.71 (22.71)	0.31 (5.38)		-0.13 (-1.12)				0.01 (0.72)	0.01 (0.94)				-0.24 (-2.05)	0.97	1.04	0.40	0.00	82/3年
	1-9	0.71 (20.48)	0.30 (5.27)			-0.10 (-1.35)			0.01 (1.04)	0.01 (1.05)				-0.23 (-2.02)	0.96	1.01	0.89	0.00	82/2年
	1-10	0.72 (23.37)	0.37 (4.73)				0.02 (1.48)		0.01 (0.62)	0.01 (0.85)				-0.25 (-2.04)	0.96	1.00	0.15	0.00	83/3年
	1-11	0.73 (19.77)	0.29 (4.77)					0.03 (1.41)	0.00 (0.06)	0.01 (0.94)				-0.16 (-1.50)	0.97	1.27	0.50	0.00	-
	1-12	0.71 (20.17)	0.30 (5.19)						-0.01 (-0.42)	0.01 (0.59)	0.01 (1.16)			-0.19 (-1.67)	0.97	1.11	0.65	0.00	-
CPI3A	1-13	0.74 (18.88)	0.23 (3.37)	0.34 (0.58)					0.02 (1.24)	0.00 (0.32)				0.00 (0.01)	0.96	1.31	0.48	0.00	-
	1-14	0.73 (18.98)	0.27 (3.79)		-0.09 (-0.59)				0.02 (0.92)	0.01 (0.49)				-0.03 (-0.23)	0.96	1.29	0.95	0.00	-
	1-15	0.72 (17.01)	0.27 (4.02)			-0.07 (-0.73)			0.01 (0.93)	0.01 (0.75)				-0.03 (-0.22)	0.96	1.23	0.77	0.00	-
	1-16	0.74 (19.51)	0.26 (2.68)				0.00 (0.23)		0.02 (1.14)	0.00 (0.26)				-0.02 (-0.17)	0.96	1.29	0.99	0.00	-
	1-17	0.74 (16.84)	0.28 (3.98)					0.05 (1.91)	-0.01 (-0.46)	0.01 (0.98)				0.02 (0.18)	0.97	1.51	0.63	0.00	-
	1-18	0.72 (17.32)	0.28 (4.06)						0.02 (0.49)	0.00 (0.20)	0.01 (1.01)			0.01 (0.05)	0.97	1.42	0.95	0.00	-
CPI3B	1-19	0.73 (22.58)	0.25 (4.36)	0.50 (1.02)					0.01 (0.89)	0.01 (0.94)				-0.07 (-0.58)	0.97	1.15	0.62	0.00	-
	1-20	0.73 (22.80)	0.29 (4.76)		-0.09 (-0.72)				0.01 (0.58)	0.01 (1.01)				-0.08 (-0.72)	0.97	1.13	0.75	0.00	-
	1-21	0.71 (20.56)	0.29 (5.21)			-0.10 (-1.37)			0.01 (0.51)	0.02 (1.49)				-0.10 (-0.85)	0.97	1.05	0.99	0.00	-
	1-22	0.73 (23.20)	0.30 (3.53)				0.01 (0.58)		0.01 (0.67)	0.01 (0.85)				-0.08 (-0.67)	0.97	1.14	0.66	0.00	-
	1-23	0.73 (19.74)	0.29 (4.93)					0.03 (1.34)	-0.01 (-0.56)	0.02 (1.41)				-0.03 (-0.26)	0.97	1.32	0.48	0.00	-
	1-24	0.71 (20.59)	0.30 (5.17)						-0.01 (-0.27)	0.00 (-0.05)	0.02 (1.63)			-0.05 (-0.43)	0.97	1.21	0.73	0.00	-
CPI4A	1-25	0.72 (17.62)	0.24 (3.47)	0.35 (0.55)					0.02 (1.04)	0.01 (0.65)				-0.03 (-0.22)	0.95	1.29	0.36	0.00	-
	1-26	0.70 (17.39)	0.30 (3.97)		-0.14 (-0.89)				0.01 (0.63)	0.01 (0.89)				-0.05 (-0.43)	0.96	1.29	0.94	0.00	-
	1-27	0.70 (15.81)	0.28 (3.99)			-0.06 (-0.61)			0.01 (0.78)	0.02 (0.98)				-0.04 (-0.37)	0.96	1.23	0.54	0.00	-
	1-28	0.72 (18.15)	0.28 (2.58)				0.01 (0.26)		0.02 (0.96)	0.01 (0.57)				-0.04 (-0.37)	0.96	1.28	0.95	0.00	-
	1-29	0.71 (15.86)	0.30 (4.19)					0.05 (1.87)	-0.01 (-0.67)	0.02 (1.37)				0.00 (-0.01)	0.96	1.49	0.78	0.00	-
	1-30	0.70 (16.02)	0.29 (4.17)						0.02 (0.37)	0.00 (0.00)	0.02 (1.40)			-0.02 (-0.14)	0.96	1.38	0.84	0.00	-

	1-31	0.71 (20.84)	0.26 (4.40)	0.56 (1.05)		0.01 (0.66)	0.02 (1.33)			-0.09 (-0.84)	0.97	1.11	0.44	0.00	-	
	1-32	0.70 (20.75)	0.32 (4.95)	-0.14 (-1.09)		0.00 (0.23)	0.02 (1.48)			-0.11 (-0.97)	0.97	1.12	0.73	0.00	-	
	1-33	0.69 (18.89)	0.30 (5.14)	-0.10 (-1.27)		0.00 (0.31)	0.02 (1.79)			-0.11 (-1.02)	0.97	1.04	0.74	0.00	-	
CPI4B	1-34	0.71 (21.61)	0.33 (3.52)		0.01 (0.72)	0.01 (0.38)	0.02 (1.31)			-0.11 (-0.94)	0.97	1.13	0.63	0.00	-	
	1-35	0.70 (18.38)	0.31 (5.13)		0.03 (1.21)	-0.01 (-0.79)	0.02 (1.86)			-0.05 (-0.49)	0.97	1.29	0.64	0.00	-	
	1-36	0.68 (18.85)	0.32 (5.24)			-0.02 (-0.47)	0.00 (-0.26)	0.03 (2.07)		-0.07 (-0.65)	0.97	1.16	0.99	0.00	-	
	1-37	0.77 (31.68)	0.20 (4.10)	0.12 (0.25)			0.02 (3.69)			0.00 (-0.04)	0.97	1.45	0.39	0.00	-	
	1-38	0.77 (32.31)	0.23 (4.61)	-0.09 (-0.74)			0.02 (4.13)			-0.01 (-0.12)	0.97	1.47	0.86	0.00	-	
	1-39	0.77 (29.83)	0.21 (4.49)	-0.02 (-0.29)			0.02 (4.01)			-0.03 (-0.27)	0.97	1.38	0.42	0.00	-	
CPI6A	1-40	0.77 (33.09)	0.23 (3.28)		0.01 (0.41)		0.02 (3.97)			-0.03 (-0.24)	0.97	1.44	0.99	0.00	-	
	1-41	0.80 (27.69)	0.19 (3.82)		0.06 (2.57)	0.01 (1.08)				0.04 (0.37)	0.97	1.68	0.80	0.00	-	
	1-42	0.78 (28.32)	0.20 (4.03)			0.04 (1.03)	0.01 (2.38)			0.02 (0.18)	0.97	1.59	0.58	0.00	-	
	1-43	0.60 (0.55)	0.02 (0.08)	0.46 (0.20)		0.04 (1.27)	0.07 (1.39)	-0.02 (-0.23)	0.02 (0.52)	-0.03 (-0.55)	0.56 (0.49)	0.97	1.71	0.73	0.11	-
	1-44	0.62 (0.52)	-0.09 (-0.29)	-0.13 (-0.28)		0.04 (1.41)	0.07 (1.36)	-0.03 (-0.25)	0.02 (0.49)	-0.03 (-0.56)	0.57 (0.47)	0.97	1.72	0.70	0.16	-
	1-45	0.29 (1.15)	0.28 (0.83)	-0.54 (-2.06)		0.01 (0.20)	0.11 (3.42)	-0.01 (-0.32)	0.05 (1.64)	-0.02 (-0.97)	0.73 (4.67)	0.96	1.29	0.24	0.48	-
WPIIA	1-46	0.63 (0.19)	-0.05 (-0.09)		-0.01 (-0.05)	0.06 (0.88)	0.07 (0.36)	-0.04 (-0.11)	0.02 (0.17)	-0.02 (-0.22)	0.64 (0.20)	0.97	1.87	0.89	0.49	-
	1-47	0.67 (2.75)	-0.15 (-0.44)		0.16 (1.68)	0.05 (1.23)	0.04 (1.34)	-0.03 (-1.10)	0.01 (0.55)	-0.02 (-1.04)	0.70 (3.52)	0.97	2.09	0.22	0.13	-
	1-48	0.62 (0.54)	0.03 (0.14)			0.06 (0.45)	0.05 (1.40)	-0.02 (0.97)	0.02 (-0.24)	-0.03 (0.52)	0.56 (-0.50)	0.97	1.79	0.77	0.14	-
	1-49	0.04 (0.20)	0.17 (0.55)	-0.23 (-0.08)		0.03 (1.03)	0.07 (2.38)	0.03 (1.05)	0.05 (2.50)	0.77 (6.78)	0.95	1.91	0.02	0.02	-	
	1-50	0.01 (0.06)	0.14 (0.40)	-0.08 (-0.10)		0.03 (0.92)	0.08 (2.41)	0.03 (1.22)	0.05 (2.78)	0.74 (6.27)	0.94	1.74	0.03	0.01	-	
	1-51	0.01 (0.05)	0.19 (0.53)	-0.16 (-0.47)		0.02 (0.44)	0.10 (2.66)	0.03 (0.97)	0.05 (2.31)	0.66 (3.97)	0.94	1.45	0.04	0.04	-	
WPIIB	1-52	0.04 (0.24)	0.27 (0.70)		-0.04 (-0.56)	0.02 (0.63)	0.07 (2.44)	0.03 (1.12)	0.05 (2.59)	0.77 (6.55)	0.95	1.94	0.12	0.03	-	
	1-53	0.06 (0.31)	0.10 (0.27)		0.05 (0.42)	0.02 (0.70)	0.08 (2.38)	0.03 (0.99)	0.05 (2.49)	0.74 (5.71)	0.94	1.78	0.03	0.02	-	
	1-54	0.03 (0.19)	0.15 (0.45)			0.06 (0.37)	0.02 (0.72)	0.07 (2.46)	0.03 (1.23)	0.05 (2.52)	0.74 (6.22)	0.94	1.75	0.03	0.01	-

2. 供給ショックの変数として「投入・産出物価指数の前年比によるSkewness」を用いた場合

式番号	1期前実績	期待インフレ	GAP1	GAP2	GAP3	GAP4	GAP5	GAP6	SHOCK	SHOCK (-1)	SHOCK (-2)	SHOCK (-3)	SHOCK (-4)	RHO	R2	DW	P-VALUE (1)	P-VALUE (2)	CUSUM
CPI1A	2-1	0.87 (7.04)	0.06 (0.41)	-0.59 (-1.10)					0.07 (1.44)						0.81	2.24	0.21	0.01	-
	2-2	0.85 (8.12)	0.15 (1.06)		-0.23 (-1.72)				0.09 (2.14)						0.82	2.26	0.98	0.00	-
	2-3	0.80 (6.48)	0.15 (1.01)			0.16 (1.93)			0.05 (1.17)						0.80	2.21	0.31	0.05	-
	2-4	0.83 (7.46)	0.21 (1.31)				0.03 (1.66)		0.09 (2.19)						0.81	2.21	0.62	0.00	-
	2-5	0.70 (5.87)	0.28 (1.94)					0.08 (3.12)	-0.01 (-0.11)						0.84	2.18	0.71	0.23	-
CPI1B	2-6	0.77 (6.66)	0.20 (1.38)						0.10 (2.55)	0.00 (-0.02)					0.82	2.25	0.51	0.06	-
	2-7	0.93 (8.00)	-0.01 (-0.04)	-0.33 (-0.80)					0.04 (0.98)						0.85	2.32	0.10	0.00	-
	2-8	0.93 (8.29)	0.03 (0.22)		-0.14 (-1.22)				0.06 (1.57)						0.86	2.39	0.42	0.00	-
	2-9	0.85 (6.80)	0.08 (0.57)			0.11 (1.57)			0.03 (0.87)						0.86	2.30	0.17	0.02	-
	2-10	0.88 (7.60)	0.12 (0.75)				0.02 (1.38)		0.07 (1.90)						0.86	2.33	0.98	0.00	-
CPI3A	2-11	0.76 (5.57)	0.20 (1.23)					0.05 (2.17)	-0.01 (-0.28)						0.87	2.23	0.43	0.16	-
	2-12	0.83 (6.50)	0.12 (0.75)						0.06 (1.87)	-0.01 (-0.24)					0.86	2.30	0.26	0.03	-
	2-13	0.95 (8.00)	-0.01 (-0.07)	-0.25 (-0.54)					0.06 (1.78)						0.86	1.61	0.19	0.00	-
	2-14	0.95 (10.06)	0.03 (0.27)		-0.19 (-1.79)				0.09 (2.46)						0.87	1.69	0.69	0.00	-
	2-15	0.80 (7.52)	0.16 (1.23)			0.16 (2.58)			0.03 (0.96)						0.85	1.72	0.43	0.02	-
CPI3B	2-16	0.85 (9.14)	0.20 (1.55)				0.03 (2.36)		0.07 (2.21)						0.87	1.63	0.36	0.00	-
	2-17	0.84 (8.49)	0.13 (1.07)					0.05 (2.87)	0.02 (0.52)						0.89	1.71	0.50	0.00	-
	2-18	0.87 (9.02)	0.10 (0.83)						0.08 (2.76)	0.02 (0.45)					0.88	1.74	0.45	0.00	-
	2-19	1.16 (10.45)	-0.25 (-1.88)	0.18 (0.58)					0.05 (2.00)						0.92	1.50	0.01	0.00	-
	2-20	1.11 (12.22)	-0.18 (-1.55)		-0.09 (-1.29)				0.06 (2.43)						0.93	1.57	0.05	0.00	-
CPI4A	2-21	1.04 (9.35)	-0.11 (-0.83)			0.06 (1.28)			0.04 (1.57)						0.94	1.60	0.02	0.00	-
	2-22	1.04 (11.59)	-0.06 (-0.52)				0.01 (1.79)		0.06 (2.76)						0.94	1.61	0.55	0.00	-
	2-23	1.03 (8.90)	-0.10 (-0.71)					0.02 (1.29)	0.03 (0.99)						0.94	1.57	0.05	0.00	-
	2-24	1.06 (10.19)	-0.14 (-1.08)						0.03 (1.55)	0.03 (0.95)					0.94	1.61	0.03	0.00	-
	2-25	0.98 (8.04)	-0.05 (-0.38)	-0.23 (-0.43)					0.08 (1.86)						0.85	1.62	0.12	0.00	-
CPI4B	2-26	0.95 (10.19)	0.03 (0.20)		-0.21 (-1.76)				0.10 (2.54)						0.86	1.69	0.66	0.00	-
	2-27	0.81 (7.40)	0.14 (1.09)			0.19 (2.62)			0.04 (0.90)						0.84	1.75	0.25	0.02	-
	2-28	0.86 (9.21)	0.19 (1.43)				0.03 (2.32)		0.08 (2.24)						0.86	1.64	0.40	0.00	-
	2-29	0.86 (8.45)	0.10 (0.79)					0.06 (2.66)	0.02 (0.54)						0.88	1.71	0.29	0.00	-
	2-30	0.89 (9.16)	0.06 (0.53)						0.08 (2.64)	0.02 (0.49)					0.87	1.75	0.28	0.00	-

	2-31	1.20 (11.49)	-0.29 (-2.42)	0.29 (0.86)		0.07 (2.52)		0.92	1.49	0.01	0.00	-
	2-32	1.13 (12.82)	-0.20 (-1.77)		-0.08 (-1.00)	0.07 (2.84)		0.93	1.52	0.05	0.00	-
	2-33	1.09 (9.66)	-0.17 (-1.30)		0.04 (0.82)	0.06 (2.00)		0.93	1.54	0.01	0.00	-
CPI4B	2-34	1.07 (11.94)	-0.10 (-0.79)		0.01 (1.39)	0.07 (3.14)		0.94	1.54	0.49	0.00	-
	2-35	1.11 (9.35)	-0.19 (-1.37)		0.01 (0.55)	0.06 (1.56)		0.93	1.49	0.02	0.00	-
	2-36	1.12 (10.98)	-0.20 (-1.68)			0.02 (0.98)	0.06 (1.47)	0.93	1.53	0.01	0.00	-
	2-37	0.79 (6.40)	0.19 (1.20)	-0.65 (-1.49)		0.05 (1.35)		0.86	1.72	0.65	0.04	-
	2-38	0.81 (7.81)	0.22 (1.49)		-0.22 (-2.07)	0.08 (2.31)		0.86	1.76	0.61	0.00	-
	2-39	0.74 (6.34)	0.25 (1.70)		0.13 (2.11)	0.04 (1.01)		0.84	1.79	0.89	0.06	-
CPI6A	2-40	0.76 (7.33)	0.31 (2.05)		0.03 (2.18)	0.07 (1.98)		0.86	1.73	0.23	0.00	-
	2-41	0.72 (6.95)	0.29 (2.13)			0.06 (3.39)	0.00 (0.10)	0.88	1.82	0.83	0.02	-
	2-42	0.74 (7.16)	0.26 (1.96)			0.08 (2.93)	0.00 (0.07)	0.86	1.82	0.87	0.01	-
	2-43	0.53 (1.82)	0.49 (1.58)	-1.65 (-0.86)		0.14 (1.56)		0.56 (1.89)	0.87	1.97	0.92	0.99
	2-44	0.62 (2.84)	0.27 (0.70)		-0.50 (-0.96)	0.22 (2.18)		0.52 (1.98)	0.86	1.96	0.71	0.82
	2-45	0.45 (3.27)	2.76 (2.90)		-0.56 (-2.83)	-0.24 (-1.28)		0.97 (17.47)	0.82	1.98	0.02	0.05
WPIIA	2-46	0.51 (1.87)	1.02 (1.50)		-0.05 (-0.82)	0.11 (1.04)		0.59 (1.82)	0.87	1.95	0.25	0.28
	2-47	0.46 (1.73)	0.52 (1.96)			0.16 (1.26)	0.06 (0.37)	0.60 (2.14)	0.87	1.95	0.93	0.99
	2-48	0.51 (1.39)	0.52 (1.28)			0.17 (0.78)	0.12 (0.88)	0.53 (1.36)	0.86	1.96	0.83	0.98
	2-49	0.01 (0.08)	1.15 (3.48)	-4.20 (-2.55)		0.15 (1.19)		0.69 (5.41)	0.79	2.04	0.57	0.00
	2-50	-0.21 (-1.58)	2.28 (2.77)		-5.16 (-2.37)	-0.02 (-0.12)		1.02 (36.75)	0.76	1.88	0.17	0.00
	2-51	-0.18 (-1.31)	3.30 (3.44)		0.07 (0.37)	-0.18 (-0.89)		1.01 (16.30)	0.73	1.85	0.02	0.00
WPIIB	2-52	-0.17 (-1.18)	3.09 (3.01)			0.17 (0.85)	-0.15 (-0.70)	1.00 (24.45)	0.74	1.86	0.04	0.00
	2-53	-0.06 (-0.31)	1.19 (3.10)			0.17 (1.46)	0.02 (0.11)	0.76 (5.57)	0.80	2.00	0.71	0.01
	2-54	-0.05 (-0.30)	1.32 (3.20)			0.27 (1.67)	0.05 (0.31)	0.77 (6.02)	0.81	1.98	0.44	0.00

3. 供給ショックの変数として「投入・産出物価指数の前年比によるQ」を用いた場合

式番号	1期前実績	期待インフレ	GAP1	GAP2	GAP3	GAP4	GAP5	GAP6	SHOCK	SHOCK (-1)	SHOCK (-2)	SHOCK (-3)	SHOCK (-4)	RHO	R2	DW	P-VALUE(1)	P-VALUE(2)	CUSUM
CPI1A	3-1	0.79 (6.00)	0.12 (0.67)	-0.94 (-1.63)					0.02 (0.37)					-0.02 (-0.15)	0.82	2.04	0.36	0.08	-
	3-2	0.73 (4.87)	0.22 (1.14)		-0.34 (-1.43)				0.05 (0.67)					0.03 (0.16)	0.82	2.05	0.61	0.31	-
	3-3	0.75 (5.64)	0.13 (0.73)			0.22 (2.39)			0.04 (0.72)					-0.07 (-0.43)	0.80	2.03	0.25	0.11	-
	3-4	0.67 (3.75)	0.35 (1.44)				0.04 (1.80)		0.05 (0.85)					0.07 (0.33)	0.82	2.06	0.85	0.48	-
	3-5	0.77 (7.23)	0.21 (1.35)					0.07 (3.72)	0.00 (-0.03)					-0.10 (-0.75)	0.84	2.07	0.73	0.03	-
	3-6	0.85 (8.70)	0.09 (0.60)						0.09 (3.81)	0.01 (0.21)					-0.17 (-1.22)	0.82	2.05	0.47	0.00
CPI1B	3-7	0.95 (8.64)	-0.03 (-0.23)	-0.34 (-0.84)					0.00 (-0.01)					-0.15 (-1.11)	0.84	1.93	0.25	0.00	-
	3-8	0.93 (7.42)	-0.02 (-0.14)		-0.16 (-0.87)				0.03 (0.51)					-0.14 (-1.06)	0.85	1.95	0.20	0.00	-
	3-9	0.87 (7.85)	0.03 (0.22)			0.13 (2.09)			0.02 (0.53)					-0.15 (-1.10)	0.85	1.99	0.16	0.00	-
	3-10	0.83 (6.23)	0.12 (0.67)				0.03 (1.53)		0.04 (1.00)					-0.10 (-0.66)	0.86	1.97	0.55	0.03	-
	3-11	0.87 (8.64)	0.10 (0.71)					0.04 (2.60)	-0.01 (-0.44)					-0.18 (-1.39)	0.87	1.99	0.61	0.00	-
	3-12	0.94 (10.12)	0.00 (-0.02)						0.05 (2.78)	0.00 (-0.12)					-0.22 (-1.77)	0.86	1.99	0.33	0.00
CPI3A	3-13	0.37 (2.27)	0.07 (0.22)	-1.89 (-2.01)					0.53 (2.72)	-0.35 (-2.05)				0.87 (7.57)	0.90	1.96	0.16	0.37	-
	3-14	0.48 (1.18)	0.25 (1.00)		-0.67 (-0.67)				0.53 (2.38)	-0.35 (-1.32)				0.76 (1.96)	0.90	2.09	0.63	0.58	-
	3-15	0.61 (2.35)	-0.08 (-0.17)			-0.09 (-0.61)			0.71 (3.29)	-0.66 (-3.49)				0.86 (5.24)	0.86	2.07	0.50	0.16	-
	3-16	0.64 (1.08)	0.04 (0.10)				0.03 (0.32)		0.84 (3.85)	-0.69 (-1.75)				0.75 (1.34)	0.85	2.18	0.74	0.25	-
	3-17	0.76 (5.62)	0.17 (0.95)					0.05 (1.84)	0.48 (1.94)	-0.46 (-2.04)				0.43 (2.06)	0.90	2.03	0.53	0.13	-
	3-18	0.80 (6.28)	0.10 (0.60)						0.08 (2.37)	0.61 (3.33)	-0.58 (-3.43)			0.40 (2.06)	0.88	1.94	0.39	0.05	-
CPI3B	3-19	0.87 (5.12)	0.10 (0.45)	-0.19 (-0.44)					-0.01 (-0.42)					0.41 (2.16)	0.94	2.09	0.66	0.09	-
	3-20	0.94 (5.62)	0.03 (0.16)		-0.03 (-0.17)				-0.02 (-0.37)					0.35 (2.08)	0.94	2.02	0.66	0.03	-
	3-21	0.87 (6.30)	0.09 (0.52)			0.08 (1.38)			-0.01 (-0.19)					0.28 (1.73)	0.94	2.04	0.50	0.03	-
	3-22	0.66 (2.52)	0.34 (1.07)				0.04 (1.46)		0.06 (0.99)					0.50 (1.84)	0.94	2.19	0.99	0.78	-
	3-23	0.91 (8.47)	0.07 (0.49)					0.03 (2.31)	-0.02 (-0.77)					0.23 (1.68)	0.95	2.00	0.71	0.00	-
	3-24	0.95 (9.42)	0.01 (0.07)						0.05 (2.91)	-0.01 (-0.36)				0.18 (1.28)	0.94	1.97	0.46	0.00	-
CPI4A	3-25	0.42 (2.42)	-0.06 (-0.19)	-1.92 (-1.83)					0.61 (2.69)	-0.43 (-2.22)				0.86 (7.42)	0.89	1.97	0.13	0.26	-
	3-26	0.55 (1.11)	0.17 (0.66)		-0.67 (-0.61)				0.61 (2.47)	-0.44 (-1.35)				0.71 (1.46)	0.89	2.07	0.65	0.38	-
	3-27	0.66 (2.59)	-0.27 (-0.51)			-0.13 (-0.76)			0.79 (3.06)	-0.75 (-3.48)				0.86 (6.33)	0.85	2.01	0.39	0.08	-
	3-28	0.68 (1.34)	-0.13 (-0.25)				0.02 (0.19)		0.93 (3.85)	-0.79 (-1.97)				0.77 (1.86)	0.84	2.13	0.63	0.15	-
	3-29	0.78 (5.90)	0.12 (0.63)					0.05 (1.66)	0.57 (2.00)	-0.55 (-2.17)				0.46 (2.17)	0.89	2.01	0.47	0.08	-
	3-30	0.82 (6.71)	0.05 (0.29)						0.09 (2.37)	0.70 (3.31)	-0.67 (-3.50)			0.42 (2.20)	0.87	1.92	0.33	0.02	-

	3-31	0.89 (6.09)	0.06 (0.31)	-0.21 (-0.46)		-0.02 (-0.54)		0.42 (2.41)	0.94	2.07	0.57	0.03	-				
	3-32	0.92 (5.84)	0.04 (0.22)	-0.05 (-0.21)		-0.02 (-0.40)		0.39 (2.34)	0.94	2.06	0.64	0.03	-				
CPI4B	3-33	0.88 (7.26)	0.08 (0.48)		0.09 (1.34)	-0.01 (-0.40)		0.30 (1.92)	0.94	2.04	0.50	0.01	-				
	3-34	0.73 (3.07)	0.26 (0.88)		0.04 (1.35)	0.04 (0.80)		0.48 (1.97)	0.94	2.18	0.92	0.57	-				
	3-35	0.91 (9.09)	0.07 (0.51)		0.03 (2.24)	-0.03 (-0.94)		0.28 (2.00)	0.95	2.00	0.73	0.00	-				
	3-36	0.96 (10.48)	-0.01 (-0.04)			0.05 (2.88)	-0.01 (-0.41)		0.21 (1.53)	0.94	1.97	0.42	0.00	-			
	3-37	0.48 (1.62)	0.29 (1.05)	-1.58 (-1.56)			0.55 (2.27)	-0.43 (-1.46)	-0.09 (-0.50)	0.08 (0.51)	0.64	0.88	2.15	0.39	0.63	-	
	3-38	0.46 (0.77)	0.26 (0.75)	-0.88 (-0.85)		0.62 (2.55)	-0.38 (-0.73)	-0.10 (-0.51)	0.12 (0.80)	0.60	0.88	1.93	0.47	0.49	-		
CPI6A	3-39	0.52 (2.40)	-0.23 (-0.40)		-0.17 (-1.01)	0.63 (2.41)	-0.58 (-2.46)	-0.04 (-0.20)	0.04 (0.25)	0.89	0.84	2.04	0.29	0.40	-		
	3-40	0.75 (1.84)	0.10 (0.22)		0.03 (0.80)	0.71 (3.03)	-0.70 (-1.66)	-0.13 (-0.59)	0.22 (1.37)	0.48	0.86	2.10	0.35	0.60	-		
	3-41	0.75 (3.65)	0.16 (0.54)			0.05 (1.73)	0.53 (1.90)	-0.54 (-1.55)	-0.07 (-0.33)	0.11 (0.81)	0.36	0.88	2.01	0.48	0.46	-	
	3-42	0.79 (4.05)	0.12 (0.39)				0.07 (2.57)	0.51 (2.67)	-0.51 (-1.90)	-0.13 (-0.67)	0.16 (1.16)	0.26	0.88	1.86	0.46	0.31	-
	3-43	0.43 (2.49)	1.13 (2.40)	-2.24 (-1.46)			0.23 (1.32)				0.66 (3.31)	0.88	1.97	0.23	0.40	-	
	3-44	0.35 (2.99)	1.37 (2.30)	-3.75 (-2.17)		0.83 (2.82)				0.95 (15.53)	0.87	1.68	0.24	0.14	-		
WPIIA	3-45	0.55 (2.83)	1.88 (3.87)		-0.43 (-2.11)	0.44 (2.33)				0.77 (3.04)	0.88	1.97	0.01	0.02	-		
	3-46	0.43 (2.22)	1.82 (3.55)		-0.02 (-0.28)	0.34 (2.00)				0.68 (2.52)	0.88	2.01	0.00	0.02	-		
	3-47	0.43 (2.82)	0.84 (1.66)			0.17 (1.97)	0.12 (0.68)			0.64 (3.90)	0.88	1.95	0.61	0.72	-		
	3-48	0.41 (2.61)	1.48 (3.12)				0.19 (1.63)	0.35 (2.13)			0.64 (3.45)	0.88	1.88	0.04	0.11	-	
	3-49	-0.06 (-0.48)	1.50 (2.54)	-4.64 (-2.73)			0.11 (0.46)				0.74 (5.87)	0.80	2.06	0.44	0.00	-	
	3-50	-0.21 (-1.81)	2.32 (3.53)	-5.69 (-2.42)		0.23 (0.62)				1.03 (34.07)	0.76	1.89	0.09	0.00	-		
WPIIB	3-51	-0.13 (-1.08)	2.58 (3.63)		-0.01 (-0.05)	-0.37 (-0.85)				0.99 (18.89)	0.73	1.88	0.03	0.00	-		
	3-52	-0.12 (-1.04)	2.48 (3.57)		0.10 (0.45)	-0.30 (-0.74)				0.99 (23.25)	0.74	1.90	0.04	0.00	-		
	3-53	-0.07 (-0.47)	0.76 (1.14)			0.21 (1.97)	-0.20 (-0.80)			0.75 (6.26)	0.78	1.97	0.64	0.00	-		
	3-54	-0.07 (-0.54)	1.33 (2.31)				0.29 (2.17)	-0.02 (-0.10)			0.78 (6.37)	0.81	1.96	0.63	0.00	-	

4. 供給ショックの変数として「投入・産出物価指数の前年比によるAsymX」を用いた場合

式番号	1期前実績	期待インフレ	GAP1	GAP2	GAP3	GAP4	GAP5	GAP6	SHOCK	SHOCK (-1)	SHOCK (-2)	SHOCK (-3)	SHOCK (-4)	RHO	R2	DW	P-VALUE(1)	P-VALUE(2)	CUSUM
CPI1A	4-1	0.83 (7.74)	0.13 (1.00)	-0.13 (-0.23)					0.25 (2.27)						0.83	2.27	0.46	0.01	-
	4-2	0.77 (8.07)	0.23 (1.71)		-0.10 (-0.82)				0.26 (2.79)						0.84	2.20	0.99	0.00	-
	4-3	0.78 (7.51)	0.19 (1.52)			0.07 (0.78)			0.23 (2.00)						0.83	2.21	0.57	0.03	-
	4-4	0.75 (7.49)	0.28 (1.86)				0.01 (0.83)		0.27 (2.96)						0.84	2.15	0.70	0.00	-
	4-5	0.72 (7.29)	0.27 (2.11)					0.06 (2.30)	0.08 (0.65)						0.85	2.24	0.76	0.06	-
	4-6	0.78 (8.52)	0.20 (1.66)						0.06 (1.50)	0.13 (0.89)					0.83	2.28	0.63	0.01	-
CPI1B	4-7	0.90 (8.87)	0.05 (0.36)	0.02 (0.05)					0.18 (1.91)						0.86	2.45	0.26	0.00	-
	4-8	0.87 (8.47)	0.09 (0.63)		-0.06 (-0.53)				0.18 (2.26)						0.87	2.43	0.45	0.00	-
	4-9	0.85 (7.85)	0.11 (0.84)			0.05 (0.67)			0.15 (1.50)						0.87	2.37	0.29	0.01	-
	4-10	0.82 (7.74)	0.18 (1.19)				0.01 (0.77)		0.19 (2.45)						0.87	2.34	0.97	0.00	-
	4-11	0.81 (7.38)	0.15 (1.10)					0.03 (1.27)	0.08 (0.73)						0.87	2.36	0.41	0.01	-
	4-12	0.87 (8.91)	0.08 (0.68)						0.03 (0.80)	0.11 (0.90)					0.87	2.42	0.29	0.00	-
CPI3A	4-13	0.93 (8.63)	0.03 (0.22)	0.22 (0.38)					0.27 (1.05)	-0.03 (-0.10)					0.87	1.62	0.39	0.00	-
	4-14	0.88 (9.22)	0.10 (0.78)		-0.07 (-0.68)				0.22 (0.87)	0.00 (-0.00)					0.88	1.61	0.66	0.00	-
	4-15	0.85 (8.73)	0.12 (1.03)			0.17 (1.90)			0.53 (2.12)	-0.44 (-1.51)					0.87	1.69	0.48	0.00	89/3年
	4-16	0.84 (8.88)	0.20 (1.51)				0.02 (1.49)		0.45 (2.02)	-0.24 (-1.07)					0.89	1.53	0.47	0.00	-
	4-17	0.86 (9.93)	0.12 (1.10)					0.06 (2.37)	0.29 (1.30)	-0.25 (-0.97)					0.90	1.74	0.55	0.00	-
	4-18	0.90 (10.24)	0.08 (0.72)						0.07 (2.10)	0.35 (1.55)	-0.29 (-1.15)				0.89	1.75	0.52	0.00	-
CPI3B	4-19	1.14 (11.40)	-0.21 (-1.70)	0.62 (1.63)					0.17 (1.02)	0.03 (0.17)					0.93	1.73	0.03	0.00	-
	4-20	1.06 (11.25)	-0.13 (-1.05)		-0.01 (-0.21)				0.13 (0.85)	0.02 (0.10)					0.94	1.61	0.05	0.00	-
	4-21	1.05 (10.79)	-0.12 (-1.00)			0.02 (0.35)			0.24 (1.59)	-0.11 (-0.65)					0.94	1.70	0.02	0.00	-
	4-22	1.02 (10.83)	-0.06 (-0.44)				0.01 (0.90)		0.25 (1.78)	-0.11 (-0.80)					0.95	1.71	0.36	0.00	-
	4-23	1.04 (10.75)	-0.10 (-0.86)					0.01 (0.53)	0.17 (1.10)	-0.05 (-0.31)					0.94	1.67	0.04	0.00	-
	4-24	1.06 (12.38)	-0.13 (-1.20)						0.03 (1.14)	0.23 (1.55)	-0.15 (-0.92)				0.94	1.77	0.03	0.00	-
CPI4A	4-25	0.95 (8.93)	0.01 (0.07)	0.30 (0.46)					0.28 (0.99)	0.00 (0.02)					0.86	1.63	0.31	0.00	-
	4-26	0.88 (9.24)	0.10 (0.80)		-0.08 (-0.72)				0.22 (0.80)	0.03 (0.11)					0.87	1.61	0.58	0.00	-
	4-27	0.86 (9.03)	0.10 (0.88)			0.19 (1.93)			0.61 (2.22)	-0.49 (-1.57)					0.87	1.73	0.34	0.00	-
	4-28	0.85 (8.98)	0.18 (1.38)				0.02 (1.45)		0.52 (2.11)	-0.28 (-1.11)					0.88	1.55	0.55	0.00	-
	4-29	0.87 (10.24)	0.09 (0.89)					0.05 (2.09)	0.31 (1.21)	-0.22 (-0.77)					0.89	1.74	0.36	0.00	-
	4-30	0.91 (10.75)	0.05 (0.48)						0.08 (1.96)	0.41 (1.59)	-0.31 (-1.09)				0.88	1.76	0.37	0.00	-

	4-31	1.13 (13.21)	-0.20 (-1.95)	0.77 (1.93)		0.18 (1.08)	0.06 (0.33)		0.94	1.71	0.04	0.00	-
	4-32	1.06 (12.02)	-0.13 (-1.17)	0.00 (0.05)		0.17 (1.06)	0.01 (0.05)		0.94	1.57	0.04	0.00	-
CPI4B	4-33	1.07 (12.03)	-0.13 (-1.30)	0.00 (-0.01)		0.29 (1.86)	-0.11 (-0.63)		0.95	1.65	0.02	0.00	-
	4-34	1.03 (11.35)	-0.07 (-0.56)	0.01 (0.56)		0.30 (1.98)	-0.13 (-0.85)		0.95	1.68	0.31	0.00	-
	4-35	1.06 (12.56)	-0.13 (-1.26)	0.00 (0.01)		0.21 (1.31)	-0.03 (-0.19)		0.94	1.60	0.02	0.00	-
	4-36	1.07 (14.44)	-0.14 (-1.53)		0.02 (0.77)	0.28 (1.81)	-0.15 (-0.88)		0.95	1.72	0.02	0.00	-
	4-37	0.77 (7.07)	0.22 (1.58)	-0.51 (-0.93)		0.32 (1.37)	-0.17 (-0.66)		0.87	1.72	0.93	0.01	-
	4-38	0.76 (7.26)	0.27 (1.91)	-0.13 (-1.22)		0.29 (1.20)	-0.10 (-0.40)		0.87	1.69	0.54	0.00	-
CPI6A	4-39	0.79 (7.28)	0.21 (1.46)	0.15 (1.63)		0.60 (2.34)	-0.51 (-1.71)		0.85	1.80	0.91	0.01	-
	4-40	0.78 (7.23)	0.28 (1.83)	0.02 (1.47)		0.52 (2.33)	-0.34 (-1.51)		0.87	1.68	0.31	0.00	-
	4-41	0.78 (8.41)	0.23 (1.88)		0.08 (3.22)	0.40 (1.79)	-0.44 (-1.70)		0.89	1.92	0.87	0.00	-
	4-42	0.81 (8.36)	0.20 (1.55)			0.09 (2.32)	0.40 (1.72)	-0.39 (-1.48)	0.87	1.87	0.92	0.00	-
	4-43	0.46 (2.67)	0.29 (1.32)	-0.53 (-0.39)		0.91 (3.28)		0.58 (2.79)	0.91	1.89	0.20	0.44	-
	4-44	0.39 (2.73)	0.01 (0.04)	-0.71 (-1.26)		1.24 (3.18)		0.68 (3.79)	0.91	1.80	0.11	0.27	-
WPIIA	4-45	0.45 (2.91)	0.43 (1.26)	-0.35 (-1.58)		1.23 (3.03)		0.78 (4.70)	0.91	1.84	0.75	0.93	-
	4-46	0.36 (3.03)	0.38 (0.81)		0.01 (0.19)	1.27 (3.41)		0.72 (4.79)	0.91	1.84	0.56	0.43	-
	4-47	0.41 (2.41)	0.38 (1.73)		0.09 (0.93)	0.76 (2.50)		0.60 (2.55)	0.91	1.88	0.31	0.58	-
	4-48	0.38 (2.26)	0.35 (1.35)			0.04 (0.34)	1.20 (3.34)	0.66 (2.93)	0.91	1.78	0.21	0.39	-
	4-49	-0.05 (-0.41)	1.08 (3.14)	-3.39 (-1.94)		0.58 (1.41)		0.72 (5.84)	0.81	2.11	0.93	0.00	-
	4-50	-0.19 (-1.67)	1.76 (2.03)	-4.32 (-1.83)		0.50 (0.75)		1.01 (29.74)	0.77	1.93	0.50	0.00	-
WPIIB	4-51	-0.01 (-0.11)	1.05 (2.66)	0.23 (1.24)		0.83 (1.98)		0.74 (4.94)	0.82	2.05	0.93	0.00	-
	4-52	-0.04 (-0.29)	1.20 (1.47)	0.00 (0.04)		0.74 (1.33)		0.80 (5.57)	0.81	2.12	0.84	0.00	-
	4-53	-0.06 (-0.41)	0.97 (2.23)		0.06 (0.48)	0.89 (1.53)		0.79 (5.43)	0.81	2.11	0.84	0.00	-
	4-54	-0.08 (-0.68)	1.10 (2.39)			0.16 (1.03)	0.82 (1.56)	0.82 (6.17)	0.82	2.04	0.97	0.00	-

*本論は、2001年度日本経済学会秋季大会（一橋大学）における報告論文を大幅に加筆修正したものである。討論者の地主敏樹教授（神戸大学）から貴重なコメントを頂いた。本論の作成にあたっては、吉川洋教授（東京大学）、浜田宏一教授（エール大学）、岩田一政氏（内閣府）、黒坂佳央教授（武蔵大学）、藤木裕氏（日本銀行）、竹内恵行教授（大阪大学）、斎藤誠教授（一橋大学）、中島清貴氏（大阪大学大学院）、慶田昌之氏（東京大学大学院）、樋浩一氏（ニッセイ基礎研究所）、堀雅博氏（内閣府）、川崎一泰氏（東海大学）からも有益なコメントを頂いた。ここに、感謝の意を表したい。ただし、ありうるべき誤謬は言うまでもなく、筆者自身の責任である。

† 上智大学経済学部助教授

‡ 日本大学経済学部教授

†‡ ニッセイ基礎研究所シニアエコノミスト

ⁱ 日本におけるオークン係数の要因分解の結果、Hamada and Kurosaka(1984)は労働時間当たりの生産性がオークン係数の主な決定要因であることを示した。吉川（2000）は、日本における労働生産性が、失業率の低下による資本稼働率の上昇、高成長期に労働力が労働生産性の低い部門から高い部門へシフトすること、の二つの要因によって説明されると指摘した。

ⁱⁱ ただし、以上の結果は自然失業率の推計方法に依存する。失業率と欠員率（UV）に基づく分析によると、70年代以降の全期間のオークン係数は1.1と大幅に低い数字となる。また、年代別にも70年代が3.5、80年代が1.5、そして90年代が0.6となり、90年代におけるオークン係数の上昇は見られない。一方、フィリップス曲線の傾きは全期間を通じてほぼゼロで変化が見られない。HPフィルターによる自然失業率は、現実値をフォローするが、UV分析による自然失業率は、現実を下回る期間が長期間続いている。とりわけ、90年代以降は、一貫して下回っている。このような推計方法による影響も無視できないため、本研究の以下の分析では、HPフィルターの他に様々な計測方法を試している。

ⁱⁱⁱ 他にも、Mankiw and Reis(2000)の硬直的情報モデル、Dotsey, King and Wolman(1999)の状態依存価格設定モデル、それに Ball and Moffitt(2000)のフェア賃金モデルがある。Mankiw and Reis(2000)は、後述するRoberts(1997)の不完全情報モデルの特殊ケースと考えられる。Ball and Moffitt(2000)は、フェアな賃金水準の存在を仮定するReal Rigidityのモデルとして位置付けられる。

^{vi} Carlson-Parkin法では、期待インフレ率は合理的期待部分との解釈をおこなうために合理的期待仮説を仮定する方法により作成している。実際の計測では $m = t - 11$ （過去3年分の情報を含む）のケースで計測した。

^{viii} 日本の場合、非製造業の資本稼働率に関する統計がなく、これがGDPギャップの推計を歪める可能性がある。実際の分析では、非製造業の資本稼働率を100%に固定した上で計測する例が多い。本研究では非製造業の稼働率を資本ストック、第三次産業活動指数より推計し求めた。

^{ix} UV分析とは、失業率U（unemployment）と未充足欠員数V（vacancy）を比較して不完全労働市場の摩擦的失業率を推計する方法のこと。

^{xi} 渡辺・淵(2001)は、産業別データを用いてGali=Gertler(2000)型のモデルを推計しているが、産業連関を考慮していないため、同時方程式バイアスを免れていないと考えられる。

^{xiii} Taylor(1979、1980)の長期的な賃金契約の観点から、は、日本において年一回全産業を通して労使が賃金交渉を行なう「春闘」が、日本における価格の硬直性が米国に比べて小

さいことを実証した(Taylor(1989))。

xiii たとえば、McCallum and Nelson(1999)、Roberts, Stockton and Struckmeyer(1994)が適用例。

xiv たとえば、Goodfriend and King(1997)、King and Wolman(1999)、Rotemberg and Woodford(1997、1999)、Sbordone(2000)、Woodford(1998)が適用例。

xv Rotemberg(1982)の価格調整に関する二次の損失関数は、前期に設定した価格との乖離に依存する部分をアドホックに含んでいる。そのため、誘導型であるフィリップス曲線は、物価水準の硬直性を生む Calvo(1983)のモデルと同一になる(Roberts(1995))。したがって、ここでは扱わない。

xvi 財 i の(log 付きの)価格、生産量を p_i 、 y_i 一般物価水準を p 、需要のシフト・パラメータを a とすると、財 i に対する需要関数 $y_i = a - \gamma(p_i - p) + \phi$ から、

$p_i = p + \gamma^{-1}(a + \phi - y_i)$ が成立する。

xvii $P_t = qx_t + (1-q)P_{t-1}$ より、 $qE_t x_{t+1} = E_t \pi_{t+1} + qP_t$ が得られる。

xviii 他にも、Mankiw and Reis(2000)の硬直的情報モデル、Dotsey, King and Wolman(1999)の状態依存価格設定モデル、それに Ball and Moffitt(2000)のフェア賃金モデルがある。Mankiw and Reis(2000)は、後述する Roberts(1997)の不完全情報モデルの特殊ケースと考えられる。Ball and Moffitt(2000)は、フェアな賃金水準の存在を仮定する Real Rigidity のモデルとして位置付けられる。

xix 不完全情報を仮定する点において、Mankiw and Reis(2000)は Roberts(1997)と同じ範疇に入る。

xx Carlson-Parkin 法では、臨界点の推定にあたり、Carlson-Parkin 法オリジナルであるインフレ率の事後的実現値を用いる方法、合理的期待仮説を仮定する方法、最小 2 乗法を用いる方法などがあるが、本論では、期待インフレ率は合理的期待部分との解釈をおこなうために $m = t - 11$ (過去 3 年分の情報を含む) のケースで計測した。その他の計測例としては、豊田(1987)を嚆矢として、小川(1991)、中山・大島(1997)、福田・慶田(2001)などがある。福田・慶田(2001)は、刈屋(1988)の修正を行なっている。