

相対価格変化、生産性変化、およびフィリップス曲線 —計量分析—

馬 場 正 弘

1. はじめに

物価上昇率と失業率の間の経験的なトレードオフ関係を図式化した短期フィリップス曲線は、先進各国においては1960年代末までは比較的現実によくあてはまっていたが、1970年代以降になると現実の物価上昇率の推移を説明することが難しくなり、様々な批判にさらされるようになった。一方で、右下がりの形状の同曲線の存在を支持する立場からは、こうした関係の変化を曲線自体の消失ではなくそのシフトとして説明するなどの試みが行われた。

これらの議論を含む短期的なインフレーションの説明に関するモデルについては、近年、総供給ショックあるいは価格ショックという要因が注目されるようになってきている。Ball and Mankiw [2][3]に見られるこの見方は、相対価格のショックに対する企業の価格決定行動について、外生的に発生した総供給ショック自身の歪みが実際の価格調整における非対称性を発生させるという点と、インフレトレンド下における対称的ショックに対応した内生的な非対称的行動に起因して価格調整の非対称性が生じるという点の、2点に注目するものである。実証的には、Ball and Mankiw [2]は相対価格変化のばらつき自身のインフレへの効果を、Ball and Mankiw [3]はその歪みのインフレへの効果をそれぞれ調べることによって仮説を検証するものであり、彼らはその結果を、メニューコストモデルの妥当性を示し、また短期フィリップス曲線のシフトを実証的によりうまく説明する方

法を提供するものとしている。

これらのモデルに基本的な部分を依拠しつつ、総供給ショックとしての相対価格変化の分布が持つインフレへの作用に関して、計量的手法を用いて日本の事例における実証分析を行った馬場 [10] では、エネルギーや食糧を含む輸入財の価格水準の変化の他、卸売物価水準変化の標準偏差およびその歪みという供給側のショックに関して、短期フィリップス曲線をシフトさせるという形での作用が認められた。

これらに加えて本稿では、同様の総供給側の条件の変化として、新たに生産性の上昇やその鈍化に注目する。これは、エネルギーや食糧の価格変動と同様、これらが物価フィリップス曲線の形状変化ないしシフトを説明する変数となりうるだけでなく、Ball and Mankiw [2] が指摘するような、外生的なショックが誘発する内生的な非対称性発生の原因ともなりうるという予想による。

さらに、馬場 [10] の時系列分析では、こうした変数間の因果関係の方向について、輸入物価のショックから物価上昇率へという経路の他、相対価格変化のばらつきから非対称性ならびに物価上昇率へ向かう関係が、1年以内のタイムラグを以て認められた。これらは、こうした要因を変数に含めた形でのフィリップス曲線の定式化と、その実証分析の妥当性について、一定の根拠を提供するものであった。その一方で、この関係の存在は同時に、相対価格変化のばらつきの大きさが分布の形状の歪みに及ぼす効果を考慮する必要も示している。このような因果関係の存在の可能性は、変数間の同時的な関係を考慮しない単一方程式モデルでは推定値が偏りを持ったものとなりうることを意味し、したがって、モデルは単純な線形関係ではなく同時方程式体系として考察される必要がある。

こうした観点から本稿では以下の2点について検討を試みる。第1に、日本における短期フィリップス曲線の推移について、日本経済を構成する産業部門の生産性変化を供給ショック要因ではないかと見て変数とし、曲

線の形状とシフトの様子を考察する。第2に、この短期フィリップス曲線のモデル体系における、物価上昇率、そのばらつき、および分布の非対称性の3者間の相互関係について、同時的な関係を考慮した推定を試みる。そして、1970年代以降の時系列データに特に注目することによって、安定成長期における景気と物価の関係およびそこにおける価格へのショックとなりうる現象について考察する。

2. 総供給ショックに関するモデル

(1) 総供給ショックと相対価格分布

マークアップ原理がある程度妥当する経済においては、企業は単位あたり費用に各種マージンを上乗せすることによって自らの生産する財の価格を決定する。そして生産費用に変化が生じたときには、これに基づいて価格の再設定を行う。ところが、インフレにおけるメニューコスト理論によれば、企業は生産費用の変化などショック要因に直面しても常に価格を再設定するとは限らない。これは、この価格調整に一定のコストが伴うためである。すなわち、価格の変更およびその告知に対してはある大きさの資源が使用され、そのため、価格調整に要する限界費用を価格調整で得られる限界収益が上回らない限り、価格の変更は行われ¹⁾ない。その結果、価格調整の原因となるショックに対しては価格非調整の範囲が存在する。相対価格分布と物価上昇率の関係を論じるにあたってBall and Mankiw [2] は、インフレトレンドが存在する場合、このような非調整の上限は下限に比べて絶対値で小さく、正のショックを受ける企業は負のショックを受ける企業よりも素早く価格調整を行う、言い換えれば正のショックは負のショックよりも価格調整を誘発しがちである、という点に注目した。これは、相対価格変化のばらつきが大きい時期にはインフレがトレンド以上に上昇す

ることを意味する。実証分析の観点からは、この現象は、個別財の相対価格変化率の標準偏差で表されるショックの分布のばらつきが大きい場合ほど価格全般の上昇が大きく、したがって価格変化のばらつきの大きさはインフレに対して直接的な効果を持つ²⁾ということの意味している。

一方、Ball and Mankiw [3] は、価格の再設定を引き起こすショックの一つとして、こうした相対価格変化のばらつきの他に、変化の持つ分布の非対称性にも注目した。メニューコスト理論では、メニューコストの存在の結果、価格変化へのショックが何らかの閾値を超える場合にのみ実際に価格が変化するとされるが、これは、価格非調整の上方の閾値よりも高い価格上昇を必要とする企業のみが実際に財の価格を引き上げ、反対に、下方の閾値よりも大きな価格下落を必要とする企業のみが実際に財の価格を引き下げ、両者の間に位置する企業は自らの価格を不変にとどめることを意味する。その結果、Ball and Mankiw [2] のようなインフレトレンド下における非対称的行動を別とすれば、企業が望む価格変化が平均を中心として対称に分布する場合には、価格引き上げと引き下げが打ち消しあって全体の物価水準は変化しない。反対に、分布に偏りがあり、上方の閾値を超えて価格上昇を求める財が下方の閾値を超えて下落を求める財を超過する場合、全体では物価は上昇することになる。彼らはこの一例として、OPECの原油価格引き上げが原油集約的な財の大幅な価格上昇という正の歪みを持つ価格変化の分布を発生させ、インフレの原因となったという点を指摘している。そして彼らは、こうした相対価格変化を用いた総供給ショックが短期フィリップス曲線のシフトをもたらすと見て、価格変化の非対称性の程度が短期フィリップス曲線のシフトの多くの部分を捉えうることを明らかにしようと試み、予想を支持する結果を得ている。³⁾

日本の時系列データを用いてこのモデルを計測した馬場 [10] においては、①他の変数の選択にかかわらず輸入物価上昇は物価上昇に有意な関係を有し、日本では輸入品の価格の変化が国内の物価に与える影響が重要で

ある、②失業率の係数の大きさは概ね安定で、総供給ショックが曲線の形状の変化よりも、そのシフトをもたらす要因であるという仮説を支持する、③1962～97年の計測では非対称性変数よりも標準偏差変数そのものの方が物価上昇との間に安定した有意な正の相関関係を有し、あてはまりも良好である、④1970年代半ばを境に構造変化が生じている可能性を考慮して1975～97年を標本期間とした計測では、非対称性変数を同時に計測に含めた場合に標準偏差変数と物価上昇の有意な関係が不明確となり、一方で非対称性変数の有意性は維持されることから、高度経済成長が終了して趨勢的インフレ率が低下した低成長・物価安定期には、Ball and Mankiw [2] が注目したようなインフレトレンドがもたらす物価全般の上昇よりも、Ball and Mankiw [3] のような、その非対称性が持つ重要性がより高まっていると推測できる、などが明らかとなった。⁴⁾

(2) 技術革新と生産性ショック

このように馬場 [10] においては、相対価格変化のばらつきと非対称性という上記の2つの指標を中心に、総供給ショックと価格調整の関係について検討した。一方本稿では、物価水準の変化をもたらす同様の供給側の要因として、これとは別の要因の考察を試みる。

もしもある財が特に伸縮的な価格を持つならば、その時インフレーションはそのような財の相対価格の変化に依存する。このとき、フィリップス曲線に食糧やエネルギーの相対価格を含めることは一般的な方法であるといえる。⁵⁾ というのは、他の物価が一定という状況の下では、これらの価格が伸縮的で他の財の価格が硬直的であれば、その相対価格の上昇は物価全体を引き上げるからである。これらの相対価格変化を表す指標をフィリップス曲線の分析に際して変数に含めた実証分析は、この意味で価格面の総供給ショックの分析であり、日本の実証分析において輸入物価の相対的な変化を変数とする根拠となる。

一方、生産活動という面に着目して各産業の生産性変化という現象を考えてみると、投入要素を生産する部門の技術の改善がコスト削減効果を生じさせるならば、これは物価上昇に対する負のショック要因となりうる。反対に生産性上昇の鈍化や停止はコスト増大要因となりうるので、輸入物価の上昇と同様に物価上昇をもたらすショックとなる。また、当該産業自身における生産性の変化も同様である。

フィリップス曲線においてこの生産性変化という要因を考慮する場合、生産性上昇の鈍化を1970年代に生じた構造変化によるトレンドの変化とみなし、ダミー変数を代理変数に用いて処理する方法や、賃金フィリップス曲線の被説明変数を賃金インフレ率から予想インフレ率と労働生産性変化率を差し引いたものとするなどの方法をとる実証分析もある⁶⁾。これに対して本稿では、生産性変化を独立した説明変数として明記し、その効果を直接計測することを試みる。それは、単なる1回の構造変化やシフトにとどまらない連続的な技術革新による生産性上昇や、反対に革新ペースの鈍化による生産性停滞をもたらす、短期フィリップス曲線のシフトや形状の変化を説明することが、これによって可能であると考えられるためである。この試みに際しては、生産性変化を捉える方法として、労働コスト要因として短期フィリップス曲線に通常現れる労働生産性変化率の他、全要素生産性変化率という指標も存在する。この指標は技術進歩率として知られ、一国ないし産業の技術進歩の指標としてしばしば用いられるものである⁷⁾。

この技術進歩は、経済成長率などで表される経済のマクロパフォーマンスの変化を説明する重要な変数として広く注目されている現象でもある。とりわけ、1960年代の先進各国における高い経済成長率の実績と、1970年代以降におけるその鈍化という現象のうち、かなりの部分が要素投入量の変化ではなくこの生産性上昇率の変化によって説明される、という研究が多く行われており、経済成長の実証研究における考察対象として一般化し

ている。⁸⁾ この実質経済の成長鈍化ないしマイナス成長が、所与の総需要曲線の下で、総供給ショックとしての生産性水準の低下による総供給曲線の左シフトに対応するものであれば、それは均衡産出量の低下（失業増加）と物価の上昇という組み合わせを実現させ、短期フィリップス曲線の上方シフトをもたらす。こうして、短期フィリップス曲線の説明要因として技術革新に注目するという本稿の方法は、それが1970年代以降の生産性上昇の鈍化という供給面でのショックの考察を通じて行われることにより、1970年代はじめに並行して生じた、経済成長の鈍化と短期フィリップス曲線の変化という日本経済のマクロパフォーマンスにおける2つの現象を、技術革新という共通の視点から説明することができると考えられる。

(3) 説明変数間の因果関係

ところで、Ball and Mankiw [3] のモデルでは、外生的要因としてのエネルギー・食糧価格変化、相対価格変化のばらつき及びその非対称性、そして物価上昇率の相互の間の因果関係の方向が重要である。そこにおいては、相対価格変化のばらつきとその非対称性という2つの指標は、互いに独立して物価上昇に影響をするというよりも、相互に関連しあう関係にある。すなわち、相対価格変化の分布が非対称的である場合、そのばらつき全体が拡大することによって非対称性の効果が強まることが予想される。事実、馬場 [10] の年次データによる計測では、相対価格変化のばらつきを表す標準偏差といくつかの非対称性尺度を別個に変数として計測した場合にそれぞれ推定値が有意だったにもかかわらず、同時に変数とした場合にはいずれか一方のみが有意になるという結果が得られ、両者の間に関係があることがうかがえる。⁹⁾

この関係を検討するために馬場 [10] では、これらの変数について、月次データを用いた因果関係の検討をあわせて行った。これは、相対価格変化の標準偏差、その非対称性、そして物価上昇率の相互の因果関係をベク

トル自己回帰(VAR)モデルを用いて調べたものである。その結果は、国内物価上昇、輸入物価上昇、相対価格の標準偏差、および非対称性との相互の関係が、数カ月から十数カ月という短期のうちに輸入物価が直接国内物価を上昇させる一方で、相対価格の標準偏差と非対称性を増大させ、さらにこの標準偏差増大が非対称性を増幅する、という方向を有するというものであった。一方、国内物価の上昇は、標準偏差と非対称性に1年程度のおくれを以て負の作用を及ぼし、分布の広がりを収束させるという関係を有していた。¹⁰⁾

これら一連の結果は、説明変数間の独立性を仮定する単一方程式での計測の限界を示している。すなわち、Ball and Mankiw [3] のモデルは、エネルギー・食糧価格の変化が相対価格の非対称性経由で物価上昇に影響し、また、相対価格変化のばらつきも非対称性を増幅することで物価上昇に影響を及ぼす、という経路を想定したものであり、したがってこのモデルではばらつきと非対称性という2つの変数は独立にはならない。さらに、ばらつきや非対称性で表されるショックへの調整として物価上昇率の増大が生じる結果、実際の調整の進行に伴ってショックが吸収される過程を通じて、被説明変数である物価上昇率がこの2つの説明変数に影響を及ぼすという反対方向の関係が発生しうる。したがって、根底にある構造方程式のパラメータを正しく推定するためには、同時方程式体系を用いて両者の関数関係を明示的に定式化するという方法をとることが解決策となる。その際、本稿で新たに考察対象とした生産性変化率という要因についても、Ball and Mankiw [3] が想定した外生的ショック要因の一種として、エネルギー・食糧価格と同様に相対価格変化の分布に影響を及ぼすものとして含めることができる。

3. 計測式と変数の選択

(1) 相対価格変化の分布と生産性変化に関する変数

計測に用いる総供給ショックを表す変数のうち、相対価格変化の分布については、Ball and Mankiw [3] に従って、分布の加重標準偏差および彼らが考案した非対称性の尺度の一つを用いる。前者は、各品目の生産者価格指数変化率から産業インフレ率平均を差し引いた相対価格変化率を品目別のウェイトで加重したものの標準偏差である。一方後者は、 r を上述の各品目の相対価格変化率、 $h(r)$ を r の分布の密度関数（ここでは各品目のウェイトの大きさ、全体を1とする）として計算した、次式のような指標である。

$$Q = \int_{-\infty}^{\infty} |r| r h(r) dr$$

すなわち、指標 Q は各相対価格変化率とその絶対値の積の加重平均である。この指標は、対称な分布ならば $Q=0$ であり、分布が価格上昇側に長い裾を持つほど Q も大きくなり、さらに分布全体のばらつきの増大に伴ってこの値も上昇するという性質を持つ。

また、産業の生産性変化率は、産出指標として付加価値を用い、国民経済計算ベースの産出 Y と投入（労働 L と資本 K ）に基づいて計算する。その際、フィリップス曲線における生産性指標としては労働生産性が一般的であるため、労働時間を考慮した労働生産性の対前年変化率を用いるが、その一方で、労働以外に資本も含めた産業の技術進歩全般がもたらす供給側の要因を考慮するため、全要素生産性の変化率

$$\Delta Y/Y - \alpha \Delta L/L - (1 - \alpha) \Delta K/K$$

についても同じ統計をベースに計算し、労働生産性変化率の場合と同様に計測する。

さらに、生産性変化率について、単に生産性の低下（上昇）が曲線を上方（下方）にシフトさせるだけでなく、低生産性産業における高生産性産業同様の賃金上昇がインフレの原因となるという現象の類推から、各産業の生産性変化のペースのばらつきが物価上昇率に与える影響を考慮する。これは、相対価格ショックを各産業の相対価格変化の標準偏差を用いて捉えるという方法と同様に、全産業総合と比較した各産業毎の相対的生産性変化率の分布の標準偏差を生産性ショックの変数の1つとして用いるものである。

(2) 単一方程式による短期フィリップス曲線の計測方法

単一方程式モデルにおいては、上述の各変数の効果について、それらをショック要因として含む形の短期フィリップス曲線の計測によって検討する。計測式は

$$GWPI_t = p_0 + p_1 GWPI_{t-1} + p_2 UR_t + p_3 GPIM_t + p_4 SDW_t + p_5 Q_t + p_6 GT_t \quad (1)$$

である。ここで、 $GWPI$ は卸売物価の変化率、 UR は失業率指標、 $GPIM$ は国内物価上昇率と比較した相対的な輸入物価変化率、 SDW は相対価格変化率のウェイト付きの標準偏差、 Q はBall and Mankiw [3]における相対価格変化率の非対称性尺度 Q 、 GT は各種生産性変化率の指標である¹¹⁾。なお、短期フィリップス曲線の計測においては、労働市場の需給の指標として完全失業率が一般に用いられるが、これに代わる指標として、例えばBall and Mankiw [3]は景気変動の影響を表す要因として非循環的部分を除いた指標を用いている。また失業者が自営や農業等へ吸収される部分がある場合、完全失業率が景気変動と労働市場の動向を正確に反映しない可能性がある。そこで以下の計測では、失業率指標として完全失業率の他に雇用失業率という指標もあわせて用いる。

(3) 同時方程式モデルでの短期フィリップス曲線の計測方法

一方、1980～90年代の日本の月次データについて、物価変化の標準偏差、その非対称性、物価上昇率の間の因果関係をVARモデルで推定すると、前述のように各変数間には相互的な関係が認められた。¹²⁾そして、前述のようにここには生産性変化も関与していると考えられる。馬場 [10] では同時方程式による関係の検討が不十分であったため、本稿ではその補足も含めて、これら供給ショック間の関係に配慮した計測を行う。

前述の月次データによるVAR推定結果によれば、相対価格変化の標準偏差がその非対称性に影響を与え、物価上昇率総平均は標準偏差と非対称性の双方の影響を受けていることがうかがわれる。生産性変化の指標はこの3者全てに影響を及ぼす可能性があるが、逆に少なくとも短期的には物価変数からの直接の影響は小さいと考え、本稿では同時方程式体系として以下のモデルを想定する。

$$\left. \begin{aligned} GWPI_t &= p_0 + p_1 GWPI_{t-1} + p_2 UR_t + p_3 GPIM_t + p_4 SDW_t + p_5 Q_t + p_6 GT_t \dots (a) \\ &\text{(物価上昇率決定式)} \\ SDW_t &= s_0 + s_1 SDW_{t-1} + s_2 GPIM_t + s_3 GWPI_{t-1} + s_4 GT_t \dots (b) \\ &\text{(標準偏差決定式)} \\ Q_t &= q_0 + q_1 Q_{t-1} + q_2 GPIM_t + q_3 SDW_t + q_4 GWPI_{t-1} + q_5 GT_t \dots (c) \\ &\text{(非対称性決定式)} \end{aligned} \right\} (2)$$

このうち物価上昇率決定式は単一方程式の場合と同一で、他の2本とあわせて3段階最小2乗法による推定を試みる。

4. 計測結果

(1) 変数定義とデータの出所

本稿では前述のモデルについて、日本の年次データを用いて計測を行っ

た。計測に用いた変数は以下の通りである。

GWPI : 国内卸売物価指数総平均の対前年変化率 (%)

SDW : 国内卸売物価指数対前年変化率 (%) のウェイト付き標準偏差

Q : 物価上昇の非対称性に関する Ball and Mankiw [3] の定義による *Q*

UR1 : 完全失業率 (%)

UR2 : 雇用失業率 (%)

GPIM : 輸入物価指数総平均対前年変化率 (%) マイナス国内卸売物価指数総平均変化率 (%)

GLP : 付加価値で測った全産業労働生産性変化率 (%)

GTFP : 付加価値で測った全産業全要素生産性変化率 (%)

SDGLP : 「各産業の労働生産性変化率マイナス全産業労働生産性変化率」の標準偏差

SDGTFP : 「各産業の全要素生産性変化率マイナス全産業全要素生産性変化率」の標準偏差

これらのうち、失業率と生産性指標については計測に応じて各変数を適宜入れ替えて計測した。本稿では *SDW* のデータとして、馬場 [10] と同じく、卸売物価指数総平均作成におけるウェイトを品目の相対的なウェイトとした、日銀の21産業類別毎の価格上昇率の平均からの乖離の加重標準偏差を用いた。¹³⁾ また *Q* のデータは、上述の加重標準偏差の品目分類に従い、その際のウェイトを $h(r)$ に用いて計算した。¹⁴⁾ さらに、*GLP* のデータは付加価値ベースの産出を総実労働時間を考慮した就業者数で割ったものの対前年変化率とし、*GTFP* のデータについては資本と労働の変化率を国民経済計算ベースでの前年と当年の労働分配率平均で結合させたものを総投入変化率に用いて計算した。さらに、*SDGLP* と *SDGTFP* については、各生産性変化率を各産業毎に計算し、その標準偏差とした。¹⁵⁾ 計算に際してのデー

タの出所は、各種物価変数については日銀の物価指数年報、雇用統計は総務庁労働力調査および労働白書、生産性については国民経済計算における国内総生産と就業者数、労働省毎月勤労統計による総実労働時間指数、および民間企業資本ストック統計による。¹⁶⁾

(2) 単一方程式モデルの計測結果

生産性変化を考慮した場合の計測結果については、生産性変数の付加でたとえば失業率変数の係数が影響を受けるならば、生産性変化が短期フィリップス曲線の形状自体に影響を及ぼしており、反対に定数項は変わっても他の係数が大きく変わらなければ、新たな変数が既存の関係に影響を与えることなしに曲線のシフトが生じていると考えられる。¹⁷⁾ 一方、生産性変化自体の効果としては、これは負のショックと見ることができるので、マイナスの関係が予想される。すなわち、生産性上昇の鈍化が物価上昇に影響する、あるいは反対に生産性上昇が物価上昇を抑えてパフォーマンスを改善するなど見ることができる。

こうした予想に基づいて、まず1961～97年の期間について、(1)式を基本として変数を取捨選択したものを推定した結果を表1に示す。¹⁸⁾ 計測に際しては、生産性指標について被説明変数との間にラグを入れない場合と入れた場合の双方を検討したが、係数の符号はいずれも負であり、予想される符号条件と一致する。表1には最も有意性が高かった2年のラグを入れたものを示した。

計測によれば、生産性上昇率については、(1.1)式では労働生産性変化率 GLP_{t-2} の係数が10%水準でも有意ではないが、その他の計測では GLP_{t-2} と全要素生産性変化率 $GTFP_{t-2}$ の係数はほぼ5%水準で有意に近く、これらがインフレと負の関係にあることをうかがわせる。なお、タイムラグを入れない場合でも、有意性はやや下がるものの負の関係はほぼ認められた。一方、相対的生産性変化率のばらつき $SDGLP_t$ については、この期間につ

いて有意な関係は認められなかった。

一方、フィリップス曲線の形状に関しては、失業率 $UR1$ と $UR2$ の係数の有意性はいずれも高く、予想される符号条件も満たしていることから、右下がりの曲線の存在が読みとれるが、馬場 [10] の結果と比べると、生産性変化に関する変数の導入によってその形状は若干変化している。すなわち、変数 $GPIM$ の取り方が異なっていて直接比較はできないが、本稿の計測では有意性は依然高いものの、新たな生産性変数の導入で推定値は絶対値でかなり大きくなっており、生産性変化による作用をコントロールした場合には同じ失業率の低下にかなり大きなインフレ率上昇が対応し、フィ

表1 フィリップス曲線と相対価格分布、生産性変化
(1) 1963-97年のデータによる計測

被説明変数： $GWPI_t$ 、推定方法：OLS、標本数=35

	(1.1)	(1.2)	(1.3)	(1.4)	(1.5)	(1.6)
定数項	5.077 (1.506)	1.836 (0.978)	-0.0154 (-0.00676)	8.285* (2.067)	3.814 (1.709)	0.981 (0.393)
$GWPI_{t-1}$	-0.139 (-1.520)	-0.100 (-1.101)	-0.128 (-1.307)	-0.126 (-1.425)	-0.0883 (-0.997)	-0.125 (-1.288)
$UR1_t$	-3.234** (-2.952)	-2.273** (-3.381)	-1.642* (-2.520)
$UR2_t$	-3.382** (-3.267)	-2.325** (-3.662)	-1.607* (-2.649)
$GPIM_t$	0.186** (4.037)	0.188** (4.144)	0.172** (3.550)	0.177** (3.978)	0.182** (4.129)	0.168** (3.496)
SDW_t	1.659** (5.391)	1.556** (5.281)	1.536** (4.704)	1.628** (5.467)	1.523** (5.292)	1.498** (4.633)
Q_t	-0.0762 (-1.694)	-0.0611 (-1.471)	-0.0458 (-1.043)	-0.0718 (-1.670)	-0.0567 (-1.407)	-0.0425 (-0.977)
GLP_{t-2}	-0.400 (-1.746)	-0.461 (-2.025)
$GTFP_{t-2}$...	-0.466 (-2.019)	-0.515* (-2.249)	...
$SDGLP_t$	-0.505 (-0.0269)	2.420 (0.132)
\bar{R}^2	0.846	0.851	0.829	0.854	0.858	0.833
DW	1.847	1.894	1.833	1.949	1.977	1.846
h	0.468	0.361	0.567	0.163	0.0700	0.522
$h-alt$	0.030	0.312	0.553	0.100	0.0530	0.507
標準誤差	2.343	2.305	2.467	2.283	2.250	2.444

備考：係数下の()内は t 値、係数右側の**は1%水準、*は5%水準で推定値が有意であることを示す。 \bar{R}^2 は自由度修正済み決定係数。 DW はダービン・ワトソン統計量。 h はダービンの h 統計量。 $h-alt$ はダービンの代替的 h 統計量。記号の意味は表2以降についても同じ。

リップス関係が急なものであることを示している。²⁰⁾

次に、1970年代初めの構造変化の影響を考慮して、このモデルを1975（一部は76）～97年について計測した結果を表2に示す。このうち計測式(2.1)～(2.4)においては、失業指標として完全失業率を用いた。計測結果を見ると、生産性変化の変数については、(2.1)式で有意水準が10%程度だったのを除けば各式とも少なくとも5%水準では有意な負の値をとり、この期間における生産性変化の影響を示している。一方、 $SDGLP_t$ および $SDGTFP_t$ については、1960年代のデータを含む表1と異なり、いずれの計測でも少なくとも5%水準で有意な正值となっており、技術革新の産業間格差の拡大がインフレの高進と結びつくことを示している。これらの結果は失業指標として雇用失業率を用いた(2.5)～(2.8)式においても同様であった。²¹⁾

なお、この期間の計測結果における失業率の係数については、生産性のばらつきを含めた計測では、馬場 [10] におけるこの変数を含めない場合の計測よりも絶対値でかなり小さくなっており、反対に生産性変化自体を含めた計測では大きくなっている。これは表1の1963～97年のデータでの計測の結果とも共通する現象である。²²⁾

ところで、馬場 [10] ではこの2つの期間について、失業率の係数を比較することで構造変化による曲線の形状変化を読みとることを試みた。本稿においても表1と表2の計測結果から両期間を比較することで、生産性変化がもたらす影響の両期間における変化を検討した。その結果、生産性変化率そのものを変数に加えた場合、 $UR1$ と $UR2$ の係数はいずれも表1と表2とで大きくは異ならず、その効果は2つの時期の間で必ずしも変わってはいない。これは $SDGLP_t$ を変数に加えた場合も同様である。

これらの計測結果を総合すると、60年代から通算して観察した場合には、生産性変化の推移は物価変化と反対方向に動いているように見えるものの、タイムラグの存在もあるためその関係は必ずしも明白ではない。一方、第

1次石油ショック後の期間における変動については、この変数には曲線を変化させる要因として、ある程度の説明力があるようである。とりわけ、産業間の生産性のばらつきについては、石油ショック後の低成長・物価安定期におけるインフレ要因として強い関係を持つ可能性があることを示唆²³⁾している。

表2 フィリップス曲線と相対価格分布、生産性変化
(2) 1970年代のデータによる計測

被説明変数：GWPI_t、推定方法：OLS

期間：(2.1) (2.2) (2.5) (2.6)は1975-97年(標本数=23)、

(2.3) (2.4) (2.7) (2.8)式は1976-97年(標本数=22)

	(2.1)	(2.2)	(2.3)	(2.4)	(2.5)	(2.6)	(2.7)	(2.8)
定数項	10.244** (3.771)	8.049** (4.091)	3.808 (1.698)	3.592 (1.627)	13.012** (3.751)	9.873** (4.232)	4.590 (1.925)	4.408 (1.896)
GWPI _{t-1}	0.0244 (0.374)	0.0405 (0.673)	0.121 (1.472)	0.138 (1.699)	0.0410 (0.627)	0.0542 (0.925)	0.129 (1.650)	0.147 (1.925)
UR1 _t	-3.594** (-4.051)	-3.061** (-4.283)	-1.990* (-2.625)	-1.921* (-2.575)
UR2 _t	-3.547** (-3.922)	-2.931** (-4.346)	-1.846* (-2.788)	-1.800* (-2.791)
GPIM _t	0.101** (3.280)	0.103** (3.642)	0.104** (3.679)	0.106** (3.852)	0.0877* (2.830)	0.0923** (3.335)	0.0972** (3.550)	0.100** (3.766)
SDW _t	0.179 (0.649)	0.0992 (0.398)	-0.127 (-0.442)	-0.132 (-0.473)	0.244 (0.860)	0.133 (0.537)	-0.152 (-0.542)	-0.154 (-0.569)
Q _t	0.0720 (2.076)	0.0842* (2.730)	0.0900* (2.814)	0.0833* (2.704)	0.0709 (2.006)	0.0861* (2.822)	0.0928** (2.981)	0.0847* (2.835)
GLP _{t-2}	-0.412 (-1.837)	-0.540* (-2.190)
GTFP _{t-2}	...	-0.468* (-2.683)	-0.565** (-3.183)
SDGLP _t	25.417* (2.286)	29.614* (2.801)	...
SDGTFP _t	26.086* (2.477)	30.028** (3.029)
\bar{R}^2	0.886	0.905	0.909	0.913	0.882	0.906	0.912	0.917
DW	1.878	1.899	2.196	2.151	1.812	1.710	2.263	2.223
h	-0.226	-0.647	-1.741	-1.560	0.106	0.0290	-1.868	-1.732
h-alt	-0.534	-1.029	-0.753	-0.796	-0.200	-0.386	-0.890	-0.923
標準誤差	1.311	1.198	1.192	1.166	1.333	1.189	1.169	1.136

記号の意味は表1を参照。

(3) 同時方程式モデルの計測結果

さらに本稿では、3つの物価変数間の相互的關係を考慮してこれらの係数を計測し、単一方程式推定の結果と比較するために、(2)式の(a)~(c)の3本の方程式を1つのシステムとして推定した。推定方法は3段階最小2乗法、操作変数は方程式体系内の全先決変数と外生変数である。期間は、できるだけ多くの産業の全要素生産性変化率に関する系列を用いるためと、単一方程式の計測結果からうかがえた1970年代前半の構造変化の影響を除くために、1976年以降とした。さらに生産性変化の指標として、単一方程式の回帰で高い有意性を示していた、労働生産性および全要素生産性変化率の産業間の標準偏差 $SDGLP_t$ と $SDGTFP_t$ を用いた。なお、失業指標については雇用失業率 $UR2$ を用いた。同時方程式とすることでバイアスが取り除かれれば、それぞれの推定値は変数間の相互關係を考慮した値として解釈することができる。推定結果を表3に示す。

まず、(3.1)(3.2)式について、Ball and Mankiw [2] の相対価格ショック要因である相対価格変化の標準偏差 SDW_t の係数を、物価上昇率決定式である(a)式で検討すると、表2の各式同様有意ではなく、一方Ball and Mankiw [3] が注目した非対称性変数 Q_t の係数は、表2の(2.7)(2.8)式と同様に有意な正の値をとり、この時期におけるインフレ要因としての性質を保っていることが分かる。値自体は表2に比べると大きく、反対方向の因果を考慮することでこの変数の重要性がよりはっきりと分かる。

次に、この(a)式における生産性変化の変数については、 $SDGLP_t$ と $SDGTFP_t$ のいずれについても有意な正の値が推定され、単一方程式での回帰の結果を支持する。なお、 $UR2$ の係数については単一方程式の場合とほぼ同じであり、この要因については表2の推計において同時性バイアスがそれほどなかったことを示唆する。

さらに、(3.1)(3.2)式の標準偏差決定式(b)式では、輸入物価変化率 $GPIM_t$ の係数が有意な正の値をとることから、これが外生的ショックとし

て物価変化のばらつきを発生させることがわかる。一方、生産性変化の標準偏差 $SDGLP_t$ および $SDGTFP_t$ の係数が有意な正の値をとることから、生産性変化の産業間の格差の増大がその生産物の価格変化の格差を拡大させることがわかる。一方、それぞれの非対称性決定式(c)式では、 SDW_t の係数が有意な正の値をとっており、(b)式によって説明された物価変化のばらつきの拡大が、さらに非対称的な物価変化の分布を発生させることが分かる。この2つの決定式(b)および(c)の推定結果は、馬場 [10] で行ったVAR分析における推定結果と整合するものである。

表3 フィリップス曲線と相対価格分布、生産性変化
(3) 同時方程式による計測

推定方法：3SLS、期間：1976-97年（標本数=22）

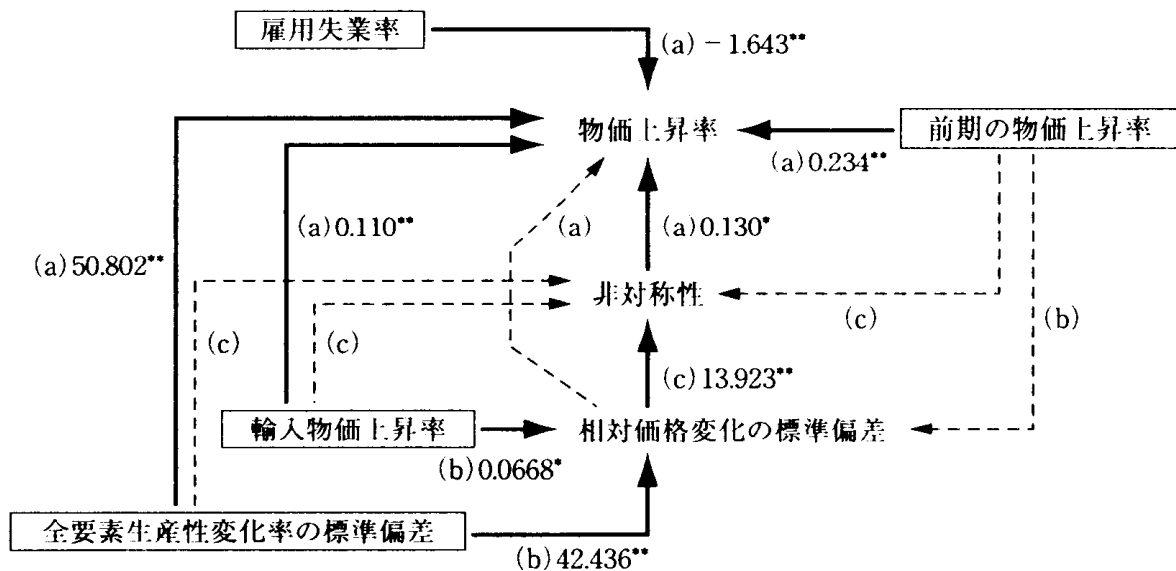
被説明変数	(3.1)			(3.2)		
	(a) $GWPI_t$	(b) SDW	(c) Q	(a) $GWPI_t$	(b) SDW	(c) Q
定数項	4.802* (2.324)	0.599 (0.584)	-14.711** (-3.051)	4.745* (2.361)	0.472 (0.495)	-16.336** (-3.089)
$GWPI_{t-1}$	0.187* (2.230)	0.213 (1.482)	0.796 (0.851)	0.234** (2.641)	0.193 (1.449)	0.447 (0.439)
SDW_{t-1}	...	-0.211 (-0.974)	-0.143 (-0.739)	...
Q_{t-1}	-0.314* (-1.983)	-0.330 (-1.725)
$UR2_t$	-1.637** (-2.885)	-1.643** (-3.002)
$GPIM_t$	0.088* (2.250)	0.0762** (2.660)	0.211 (0.891)	0.110** (2.759)	0.0668* (2.433)	0.0694 (0.245)
SDW_t	-0.772 (-1.260)	...	11.212** (4.230)	-0.960 (-1.595)	...	13.923** (3.774)
Q_t	0.147* (2.509)	0.130* (2.338)
$SDGLP_t$	41.485* (2.397)	44.317** (3.768)	-234.375 (-1.845)
$SDGTFP_t$	50.802** (2.769)	42.436** (4.305)	-325.101 (-1.875)
R^2	0.917	0.595	0.864	0.897	0.638	0.811
DW	2.588	1.618	1.681	2.562	1.594	1.585
標準誤差	1.113	1.600	9.238	1.242	1.513	12.187

R^2 は決定係数。その他記号の意味は表1を参照。

これらを総合すると、変数間の関係は図1のように要約される。すなわち、輸入物価指数変化率および相対的な生産性変化率の標準偏差で表した供給側の外生的ショックの発生が、①物価上昇率決定式を通じて直接卸売物価を上昇させる、②物価上昇の標準偏差を増大させ、これが非対称性決定式を通じて非対称性を増大させ、物価上昇率決定式を通じて卸売物価上昇を加速させる、という経路の存在がうかがえた。

なお、単一方程式での計測と異なるもう一つの点として、1年前の物価上昇率 $GWPI_{t-1}$ と当期の物価上昇率 $GWPI_t$ の間に有意な正の関係が認められたというものがある。前年の物価上昇の影響が（インフレ予想として）今期にも残存するという事は考えられることであり、単一方程式での計測と比べて改善されたと言うことはできるだろう。

図1 同時方程式による変数間の相互関係



(注) 表3の(3.2)式について、(a)~(c)の各推定式において5%水準以上で有意だった変数の係数を記す。

□で囲った変数は外生変数ないし先決内生変数。

矢印の方向は説明変数から被説明変数へ。

破線は予想されたが有意ではなかった関係。

5. 結論

以上のように本稿では、Ball and Mankiw [2][3] の定式化などに基づく総供給側のショック要因を考慮した短期フィリップス曲線の実証分析をベースに、それに加えて技術革新を表す生産性変化に注目し、その供給側における実物的要因としてのショックの効果を明らかにすることを試みた。データは1960年代以降の年次データに限られ、標本数の少なさに難点はあるものの、高度成長期や第1次石油ショックを含む期間とそれ以降の期間に分割することも含めて試みた計測の結果からは、以下のようなことが明らかになった。

第1に、生産性変化率の産業間のばらつきを標準偏差で測った場合、生産性変化の産業間格差は物価変化と同方向の関係を有し、相対価格変化のばらつきと同様にショック要因として働いている可能性がある。

第2に、生産性の変化率自体は物価変化に対する負のショックとみることもできたが、正のショック要因である輸入物価変化ほどにはその効果は明白ではない。

第3に、こうした生産性変化すなわち技術革新と物価の関係は、第1次石油ショック時のような大幅な物価上昇と曲線のシフトの関係よりも、むしろその後の物価が安定した期間の現象を説明するのに適していると思われる。

第4に、生産性変化の効果とならんで本稿のもう一つのテーマである、物価上昇率、相対価格変化のばらつき、およびその非対称性の相互間の同時的決定関係については、生産性と輸入物価における外生的ショックが直接物価を上昇させる経路とともに、相対価格分布のばらつきの拡大を通じて非対称性を拡大させ、これが物価を上昇させるという経路があることが観察された。

注 釈

- 1) Galbraith and Darity [6], 邦訳284ページ。
- 2) Ball and Mankiw [2], p.247、および馬場 [10], pp.23-25.
- 3) Ball and Mankiw [3], pp.184-187, 馬場 [10], pp.22-23.
- 4) 馬場 [10], pp.33-35.
- 5) Ball and Mankiw [3], p.167.
- 6) 例えば、Blanchard and Diamond [4], pp.193-194では1973年以降を1とする前者のダミー変数を用いた一般的なフィリップス曲線の計測が、同書 pp.194-195では後者を被説明変数として、いくつかの特殊な失業指標への回帰を行った計測がそれぞれなされている。
 なお、マークアップ原理からは、インフレ率 \dot{P} は賃金上昇率 \dot{W} から生産性上昇率 π をひいたものに必ず一致することが示され、フィリップス曲線は失業率を U として

$$\dot{P} = \dot{W}(U) - \pi + \lambda E(\dot{P})$$
 となり、したがって生産性上昇率 π の係数は -1 となる (Galbraith and Darity [6], 邦訳211ページ)。これに対して本稿ではこれとは異なる値が得られることを予想する。それは、本稿では生産性変化をショックとして捉え、その物価決定への時間の経過を伴った波及を考察するためである。
- 7) Solow [8] はこれを、産出量の変化のうちで、資本および労働投入の変化によって説明されない残余として定義した。
- 8) 多くの実証研究がこの70年代の鈍化の原因となった変数の探求を行っている。古くはDenison [5] が、残余の成長率鈍化の要因として、技術知識、規制や課税、労働意欲、インフレによる配分のゆがみ、エネルギー価格高騰、産業構造変化などを挙げている。また、Aschauer [1] に始まる一連の実証分析とそれをめぐる論争は、社会資本蓄積の低下がその原因であるという仮説の検証を含んでいる。またその他、Mansfield [7] のように研究開発活動の伸びの鈍化による技術知識ストックの停滞に注目する研究もある。
- 9) 馬場 [10], pp.33-34の表2および表3の計測結果を参照。
- 10) 馬場 [10], pp.38-40。同書の図3はある変数のショックに対する各変数の反応の様子を示したものである。
- 11) 生産性変化率および輸入物価指数変化率に関する変数以外は、Ball and Mankiw [3] における単一方程式による彼らの計測に依拠したものであり、馬場 [10] における計測で用いられた変数と同一の時系列データである。
- 12) 馬場 [10], pp.38-40.
- 13) この標準偏差の指標および後述の非対称性の指標は、馬場 [10] における年次データでの実証分析と同一の系列である。本稿でも21類別の内訳は、

加工食品 (110.9)、繊維製品 (27.8)、製材・木製品 (16.4)、パルプ・紙・同製品 (31.9)、化学製品 (77.9)、プラスチック製品 (36.8)、石油・石炭製品 (28.4)、窯業・土石製品 (35.2)、鉄鋼 (43.3)、非鉄金属 (21.1)、金属製品 (45.8)、一般機器 (104.0)、電気機器 (154.2)、輸送用機器 (82.1)、精密機器 (11.4)、その他工業製品 (87.7)、食料用農畜水産物 (27.4)、非食料農林産物 (2.4)、鉱産物 (8.8)、電力・都市ガス・水道 (43.7)、スクラップ類 (2.8) (カッコ内は品目ウェイト・総計=1000) である。両指標計算に関する詳細については、馬場 [10], p.30および同書注26を参照。

- 14) Ball and Mankiw [3], p.181。ここでの計算の詳細は、馬場 [10], p.30および同書注26を参照。
- 15) 産業区分は国民経済計算年報における、鉱業、食料、繊維、パルプ・紙、化学、石油製品・石炭製品、窯業・土石製品、金属製品、一般機械、電気機械、輸送機械、精密機械、建設業、電気・ガス・水道業、卸売・小売業、金融・保険業、不動産業、運輸・通信業、サービス業である。鉄鋼、非鉄金属およびその他製造業に関しては集計が統計によって異なるため、全産業の系列には含むが個別の生産性計測からは除いた。なお生産性変化の標準偏差変数については、1975年以前の民間企業資本ストック統計が利用できない産業があるため、1976~97年のみのデータとした。計算に際しては加重標準偏差とするのが望ましいが、適切なウェイトに関するデータの制約から加重はしていない。
- 16) 全要素生産性変化率計算における労働分配率は雇用者所得 / (雇用者所得 + 企業利潤) である。なお個別産業の稼働率に関する長期時系列データの連続性の問題のため、ここでは資本ストック投入に関する稼働率は考慮していない。
- 17) Ball and Mankiw [3], p.183の議論では、失業率を変数に加えることで非対称性の係数の推定値がほとんど変わらなかったことを以て、非対称性は短期フィリップス曲線のシフトをもたらずと解釈している。これをショック変数と失業率変数の係数が互いに影響されないという意味に解すると、馬場 [10] では各種物価変数について、失業と物価の関係の変化よりもむしろ曲線のシフトを引き起こすことが認められる。
- 18) なお、本稿の各計測では、消費税導入と税率変更について定数項の一時的ダミー変数を用いて検討したが有意ではなかったため、最終的に計測からは除いた。
- 19) 本稿では輸入物価指数変化率は国内卸売物価指数変化率からの乖離をとっているが、馬場 [10] では輸入物価指数変化率をそのまま用いている。
- 20) ほぼ同一の変数選択による計測である馬場 [10], p.33表2の(2.6)式では、失業率の係数は $-1.178*(t=-2.230)$ である。

- 21) これらの係数の値が他に比べて特に大きいのは、*SDGLP*と*SDGTFP*を計算した生産性変化率の系列が他の変数と違って%表示ではないことによる。
- 22) ほぼ同一の変数選択による計測である馬場 [10], p.34の表3の(3.6)式では、失業率の変数は $-2.573^{**}(t=-3.490)$ である。
- 23) なお、馬場 [10] で見られた、計測期間の違いによる相対価格ショック変数の係数の有意性の相違に関しては、本稿の計測でも同様の傾向が見られる。したがって新たな変数の導入はこの3つの物価変数間の関係を失わせてはいないと考えられる。

参考文献

- [1] Aschauer, David A., "Is Public Expenditure Productive?" *Journal of Monetary Economics*, Vol.23, 1989, pp.177-200.
- [2] Ball, Laurence and N. Gregory Mankiw, "Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations," *Economic Journal*, Vol.104, No.423, March 1994, pp.247-261.
- [3] Ball, L. and N. G. Mankiw, "Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.110, Issue 1, (No.440), February 1995, pp.161-194.
- [4] Blanchard, Olivier J. and Peter Diamond, "The Aggregate Matching Function," in Peter Diamond (ed.), *Growth/Productivity/Unemployment: Essays to Celebrate Bob Solow's Birthday*, The MIT Press, 1990, pp.159-201.
- [5] Denison, Edward F., *Accounting for Slower Economic Growth*, Brookings Institution, 1979.
- [6] Galbraith, James K. and William Darity, Jr., *Macroeconomics*, Houghton Mifflin, 1994 (馬場正弘他訳『現代マクロ経済学』TBSブリタニカ、1998年)。
- [7] Mansfield, Edwin, "Basic Research and Productivity Increase in Manufacturing," *American Economic Review*, Vol.70, 1980, pp.863-873.
- [8] Solow, Robert M., "Technical Change and the Aggregate Production Function," *Review of Economics and Statistics*, Vol.39, 1957, pp.312-320.
- [9] 和合肇、伴金美『TSPによる経済データの分析 (第2版)』東京大学出版会、1995年。
- [10] 馬場正弘「相対価格変化とフィリップス曲線のシフトに関する時系列分析」『敬愛大学研究論集』第56号、敬愛大学経済学会、1999年6月、pp.15-46。