

供給ショックと短期の物価変動

渡辺 努・細野 薫・横手麻理子

供給ショックとは特定の品目(例えば原油関連商品)の価格が他の品目に比べて変化すること、すなわち相対価格の変化である。本稿では、品目別価格上昇率の分布の歪みをみることにより供給ショックを計測し、6ヶ国(日本、米国、英国、韓国、香港、台湾)を対象にその特性を調べた結果、以下のファインディングを得た。第1に、品目別価格上昇率の分布の歪みは消費者物価上昇率と統計的に有意な正の相関をもつ。この結果は、分布の歪みの計測方法、推計期間、推計方法に依存しない。ただし、正の相関は計測のタイムスパンに依存しており、5年単位の長期では相関が消える。第2に、各国の供給ショックは共変性をもつ。共変性は原油価格の変動に起因する部分が大いだが、原油関連品目を除いてもなお共変性が確認される。第3に、韓国を除く5ヶ国では、1990年代半ば以降、負の供給ショックが発生しており、日本、香港、台湾ではこれがデフレの一因になっている。日本で生じている負の供給ショックは各国と共通の要因で生じている可能性がある。

1. はじめに

欧米主要国では消費者物価上昇率が期を追って低下するディスインフレが進行する一方、日本や香港など東アジアの一部では1990年代後半以降、デフレが続いている。これらの原因としては、パソコンなどIT(情報通信)関連製品の値下がりや中国などからの廉価な商品の流入が指摘されることが多い。フィリップス曲線の議論で言えばこれらの要因は供給ショック(サプライショック)にはかならない。これまで供給ショックと言うと石油危機など物価を押し上げる方向でのショックが多かったが、今回は負の供給ショックであるという点が特徴的である。

本稿の目的は供給ショックに関する2つの論点について実証的な検討を加えることである。第1の論点は供給ショックと一般物価変動の関係である。供給ショックとは、石油関連商品の価格上昇のように、特定の品目の価格が変化すること、つまり、それら商品のそれ以外の商品に対する相対価格の変化である。Friedman(1975)らが指摘するように、全ての価格が完全に伸縮的であればこうした相対価格の変化が一般物価に影響を及ぼすことはない。しかしBall and Mankiw(1995)やBenigno(2001)らが示したように、価格に粘着性がある場合には相対価格の変化が一般物価を変動させることがあり得る。相対価格の変化が一般物価に影響を及ぼすかどうかは実証的に検討すべき課題である。

その際に重要になるのは供給ショックをどのように計測するかである。Ball and Mankiw(1995)は、供給ショックの計測方法として品目別価格上昇率の分布の「歪み(Skewness)」をみることを提案している。すなわち、正の供給ショックとは少数の品目がそれ以外の品目に比べ高い上昇率を示すことであるから、横軸に価格上昇率、縦軸に品目数(度数)をと

って品目別価格上昇率の分布を描くと、分布の右裾が伸びているはずである。逆に、負の供給ショックが生じているときには分布の左裾が伸びているはずである。分布の裾がどちらの方向にどの程度伸びているか、すなわち分布の歪み具合をみることにより供給ショックを計測できるというのが彼らの方法論である。本稿では、これに若干の修正を加えた上で、日本、米国、英国、韓国、香港、台湾の6ヶ国について供給ショックを計測し、各国における供給ショックと一般物価の関係を検討する。

本稿が扱う第2の論点は各国供給ショックの共変性である。原油価格の変動は各国に共通するグローバルな供給ショックである。ではそれ以外の供給ショックは各国間で共変性をもつだろうか。共変性をもつ理由としては次の2つが考えられる。第1は国際的な技術伝播である。例えば、IT(情報通信)関連製品の価格低下のように、価格変化の背後にある技術革新が多くの国に迅速に伝播するケースでは、類似の相対価格変化が多くの国で共通に観察されるはずである。第2は貿易を通じた伝播である。特定の国で生産要素の供給量が変化し、国内の相対価格変化が生じると、その相対価格の変化が貿易を通じて他国に波及することがあり得る。中国の工業化に伴って衣類や食料品などが日本に流入し、それが日本国内の相対価格体系を変化させるといふ現象はこの典型例である。本稿では、品目別価格上昇率の分布の右裾と左裾に含まれる品目が各国間で同じかどうかを調べるにより共変性の度合いを調べるという方法を提案し、上記6ヶ国に適用する。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では供給ショックを巡るこれまでの議論を簡単に振り返った後、上記6ヶ国について供給ショックを計測する。第3節では供給ショックと一般物価変動の関係を調べる。第4節では供給ショックの国際的な共変性を

測る尺度を提案し、計測を行う。第5節は本稿の結論である。

2. 供給ショックの計測

2.1 フリードマン仮説を巡る議論

供給ショックとは相対価格の変化であり、これと一般物価の変動は別物であると主張されることがある。その代表例は、石油危機が物価に及ぼす影響に関するフリードマンの説明である(Friedman(1975))。すなわち、石油関連商品の価格が上昇すると、消費者の予算制約が不変の下では、それ以外の商品の購入に割ける金額が減少する。その結果、石油関連以外の商品に対する需要が減少し、これら商品の価格が下落する。石油関連商品の価格上昇は石油関連以外の商品の価格下落により相殺されるため、全商品の平均値である一般物価は不変に止まることになる。これは、実物ショックは相対価格のみに影響し、一般物価は貨幣集計量で決まるという古典派の二分法に沿った考え方である。

Friedmanの説明はその他商品の価格が需給に応じて迅速に変化すると仮定している点に特徴がある。つまり、相対価格の変化が一般物価に影響しないという主張は、価格が完全に伸縮的との仮定に強く依存しており、Friedmanへの反論の多くはこの点を問題視している。例えばGordon(1975)は、石油関連商品の価格は伸縮的であるが、それ以外の商品の価格は粘着的であると主張している。粘着性に関するこの認識が正しいとすれば、石油関連商品の価格上昇は直ちに実現される一方、石油関連以外の商品の価格下落は実現されない。したがって一般物価水準が上昇することになる。

また、Woodford(2001)、Benigno(2001)、Aoki(2001)らは、Calvo(1983)に倣い、①ある期において価格改定ができるのは一部の企業だけであり、その他の企業は前期の価格を踏襲しなければならない、②価格改定の機会がどの企業に与えられるかはランダムに決まる、と仮定することにより価格粘着性を定式化し、相対価格が変化する下での一般物価変動について議論している。例示のために、いま2つの財(財Aと財B)があるととして、財Aの生産性が10%上昇し、財Aの財Bに対する相対価格が10%下落する状況を考えると、この相対価格調整を実現するには、財Aの価格を下落させるか、または財Aの価格はそのままだと財Bの価格を上昇させるか、2つの方法(あるいはその中間)がある。どちらが実現するかは財Aと財Bの価格粘着性の差に依存する。例えば、財Bの価格粘着性が非常に強く、財Aの価格粘着性はそれほどでもない場合には、財Bの価格は不変に止まる一方、財Aの価格が大きく下落することにより必要な相対価格調整が実現される。逆に、財Aの価格粘着性が非常に強く財Bはそれほどでもない場合には財Bの価格が上昇することにより必要な相対価格調整が実現される。

前者のケースでは、財Aの価格は下落、財Bの価格は不変であるから、両者の平均として定義される一般物価は下落する。一方、後者のケースでは、財Aの価格は不変、財Bの価格は上昇しているから、一般物価は上昇する。いずれの場合でも相対価格の変化に伴って一般物価が変動している点が重要である。一般物価が変化しないのは、両財の価格が完全に伸縮的であるか(これはFriedmanのケースに相当する)、あるいは、財Aと財Bの価格粘着性の度合いがほぼ同じで、財A価格が下落する一方で財B価格が上昇する場合(Benignoらのケース)に限られる¹⁾。

GordonやBenignoらの議論では、各財の価格粘着性は財の物理的特性や各産業の市場構造などの要因で予め決まっていると想定している。これに対してBall and Mankiw(1995)は、どの財に価格粘着性が生じるかは供給ショックのタイプ(どの財の相対価格が変化するか)に依存すると主張している。石油危機の例に戻ると、Ball-Mankiwによれば、石油関連商品の生産者は原油価格の上昇に伴って生産コストが大幅に上昇するため、価格改定のコスト(メニューコスト)を支払ってでも価格を引き上げることを選択する。一方、石油関連以外の商品の生産者は確かに需要の減少に直面するが、石油関連以外の商品は広範にわたっているため、個々の商品の需要減は小幅に止まり、メニューコストを支払ってまで価格改定に踏み切る生産者は少ない。その結果、石油関連以外の商品の価格は石油関連商品の価格上昇を打ち消すほどには下落せず、一般物価が上昇することになる。この例では石油関連以外の商品の価格に粘着性が生じているが、別なタイプの供給ショックが起きれば別な財に粘着性が生じるというのがBall-Mankiwの議論の特徴である。

2.2 検証方法

Friedman(1975)に端を発するこれらの議論は、供給ショックが物価に影響を及ぼすか否かを実証的に分析する方法論についていくつかの示唆を与えてくれる。第1に、GordonやBenignoらが主張するように、財の特性として価格粘着性が決まっていれば、最も直接的な検証方法は財別の価格粘着性を計測することである。例えば、洲・渡辺(2002)は、Calvo型の価格粘着性モデルを産業別に推計した結果、完全に価格伸縮的な産業は存在しないこと、また、粘着性の度合いは産業間でばらつきが大きく、その差は統計的に有意であると指摘している。つまり、相対価格変化が物価変動と独立になるための2つの条件(①全ての産業で価格が完全に伸縮的(Friedmanのケース)、②各産業の価格粘着性が等しい(Benignoらのケース))のいずれも実際には満たされていない。この分析結果は供給ショックが物価に影響を及ぼす可能性が高いことを示唆し

ている。

この方法は各財の価格粘着性が時間を通じて一定と仮定している点に特徴がある。しかし Ball-Mankiw によれば、各財の価格粘着性はどの財に供給ショックが起きるかに依存して内生的に決まる。極端な場合、各財の価格粘着性は每期変化する可能性がある。その場合でも有効な検証方法として Ball-Mankiw は財別価格上昇率の分布を見ることを提案している。すなわち、メニューコストの存在する経済では、ガソリンなど石油関連のいくつかの品目は高い上昇率を示す一方、その他の商品の価格はあまり動いていないはずである。したがって、横軸に価格上昇率、縦軸に品目数(度数)をとって品目別価格上昇率の分布を描くと、分布の右裾が長く、かつ厚くなっているのが観察されるはずである。また、IT 関連の技術革新があれば、パソコンなどの価格のみが低下し、その他の財の価格はほとんど上昇しないので、分布は左に歪むはずである。前者の例では、右方向への分布の歪みと分布の平均の上昇(一般物価の上昇)が同時に起き、後者の例では、左方向への分布の歪みと平均の下落が起きる、つまり、歪みと平均の間に正の相関が生まれるというのが Ball-Mankiw の理論モデルから導かれる予測である。これに対して Friedman の説明が正しければ、分布に歪みが生じているときでも平均は変化せず、歪みと平均は無相関になるはずである。

Ball-Mankiw の方法は財別価格上昇率の分布の形状(特に分布の平均と歪み)だけに注目し、個々の商品に関する情報(例えば各商品が分布のどこに位置しているか)を無視している点に特徴がある。個別の財の情報を必要としないという点で実証分析の方法として優れているといえる。しかし同時に、分布の歪みと平均の間の正の相関は Ball-Mankiw 以外のストーリーでも生じ得るため、分析結果の解釈が曖昧になるという難点がある。

第1に、Ball-Mankiw 自身が指摘しているように、歪みと平均の間の正の相関は需要ショックでも生じる可能性がある。例としてマネーサプライの増加が分布の歪みに及ぼす影響について考えてみよう。マネーサプライの増加は消費者や企業の支出を増大させるが、その際に全ての財に対する需要が一律に増加するのではなく、マネーの増加に対して需要が敏感に反応する品目とそうでない品目があるとすれば、品目別価格上昇率の分布は右に歪む。その一方で分布の平均はマネーの増加に伴って上昇するため、歪みと平均の間に正の相関が生じることになる。

第2に、Balke and Wynne(2000)は、全ての財の価格が完全に伸縮的と想定する均衡モデルでも歪みと平均の間に正の相関が生じ得ると指摘している。特定の商品群の生産性が上昇するケースを例にとると、生産性上昇に伴ってそれらの商品の価格が下落するほか、投入産出の連鎖を通じて関連商品の価格にも波及する。しかし生産性の上昇が特定の商品群

に偏っている限り全ての商品の価格が一様に低下することはなく、価格上昇率の分布は左に歪む。一方、マネーサプライ一定の下で集計産出量が増加する結果、物価は下落し、平均と歪みの間に正の相関が生じる。

以下では、Ball-Mankiw の提案に基づき歪みと平均の相関を調べるが、その際に、相関がどのようなメカニズムで生じているかについても検討を加える。具体的には、仮に相関が需要ショックにより生じているとすれば、正の需要ショックが起きている時期には分布の右への歪みが、逆に負の需要ショックのときには左への歪みが観察されるはずである。また、各国の景気循環のずれ違いを反映して分布の歪みは各国間で異なる循環を示すはずである。これらの点をチェックすることにより相関が需要ショックにより生じているか否かを検証できる。さらに、需要ショックによって歪みと平均の間に相関が生じる可能性を考慮して、そうした見せかけの相関や内生性によるバイアスを取り除いた推計も行う。

一方、相関が Balke-Wynne の均衡モデルで示されているようなものであるとすれば、かなりの長い期間に亘って相関が観察されるはずである。むしろ、どちらかと言えば、時間が長くなればなるほど相関が強まると考えるのが自然である(Bryan and Cecchetti(1999))。これに対して、Ball-Mankiw のメニューコストモデルが正しければ、相関が現れるのは価格の調整が完了するまでの「短期」であり、長期では相関が消えるはずである²⁾。歪みと平均の相関がどの程度のタイムスパンで観察されるかをみることにより、この2つの仮説を識別することが可能である。

2.3 過去の供給ショック事例

2.3.1 第1次石油危機

検証の準備作業として、まず、過去の供給ショック事例で品目別価格上昇率の分布がどう変化したかを確認するところから始めよう。図1.1は1973年の第1次石油危機時(1973年10月)の前後において日本の品目別価格上昇率の分布がどう推移したかを示している。品目は消費者物価指数を構成する全品目を用いている。横軸には前年比価格上昇率(例えば0.20は+20%の価格上昇を示す)、縦軸には密度をとっている³⁾。密度関数の積分値が1になるように描かれている。

第1次石油危機が起きる直前の1972年12月時点における分布をみると、ゼロをやや超えたところに分布のピークがあり、そこを中心にはほぼ左右対称の形状をしていることが確認できる。ところが、石油危機の直後、1973年12月の時点になると分布は大きく変化している。まず、分布の右裾が長く、かつ厚くなっている。これは石油関連商品の価格上昇を反映したものである。一方、分布の左裾については顕著な変化は認められない。価格が完全に伸縮的であれば、

石油関連以外の商品の価格下落が左裾の厚みとして現われ、右裾の厚みが増すのを相殺するはずである。しかし実際には、左裾の厚みに目立った変化は生じず、結果として平均(消費者物価)は上昇している。

分布の歪みはその1年後の1974年12月時点でもほぼ同程度残っている。しかしさらにその1年後の1975年12月の時点では分布はショック前の対称な形状に戻っている。この時点では石油関連商品の価格上昇率はほぼ元の水準に戻っており(ただし価格水準自体は元の水準に戻っていない)、供給ショックは一巡していたとみることができる。正の供給ショックに伴い分布は右に歪むが、それが永続するわけではなく、ショックの消滅とともに分布の歪みも消えることが確認できる。

2.3.2 プラザ合意後の円高局面

次に図1.2では供給ショックの第2の事例としてプラザ合意(1985年9月)後の円高局面での分布の変化を見ている。この時期には、急速な円高進行に伴い貿易財の価格が低下したため貿易財の非貿易財に対する相対価格が低下する一方、ドル建て原油価格が下落しており(逆オイルショック)、マイナスの供給ショックの事例とみることができる。

まずプラザ合意直前の1984年12月時点の分布と、円高と原油安の影響が浸透した1986年12月時点とを比較すると、1986年時点の方が分布の右裾が薄くなっており、その分、分布の中心部(価格上昇率ゼロの近辺)が厚くなっていることが確認できる。一方、左裾は1986年時点の方がやや厚くなっているものの、2時点間の差はそれほど大きくない。この傾向は1987年12月時点でも変わらない。円高と原油安はそれまで高めの上昇率を示していた品目の価格上

図1.1 第1次石油危機

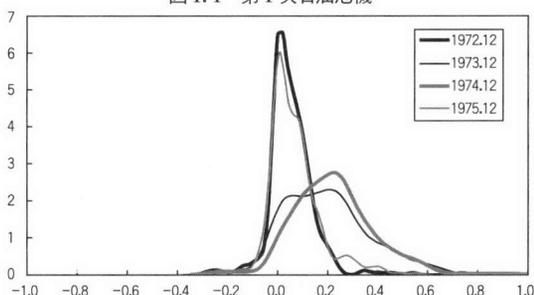
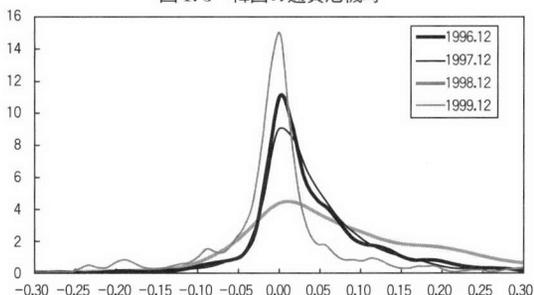


図1.3 韓国の通貨危機時



昇率をゼロ近辺まで低下させ、それによって消費者物価上昇率の低下をもたらしたとみることができる。

2.3.3 韓国の通貨危機

図1.3では円高と正反対の事例として韓国の通貨危機時(1997年12月末)のウォン安が韓国CPI品目の分布に及ぼす影響を見ている。ウォン安が消費者物価に現れた1998年12月時点の分布は、右裾が長くなると同時に厚みを増しており、貿易財の価格が大幅に上昇したことを示している。一方、分布の左裾をみると、これも厚みを増しており、フリードマン仮説と整合的な変化が現れている。急速かつ大幅なウォン安が進む中で生活に密接に関連する輸入品の価格が大幅に上昇したため、消費者がそれ以外の商品(国内サービスなどの非貿易財)の購入を控え、それが非貿易財価格の下落となって現れていると解釈できる。ただし、左裾の厚みの増大は右裾の変化を相殺するには不十分であり、98年12月時点の平均(消費者物価)は大幅な上昇を示している。

2.3.4 最近のデフレ局面

図1.4では1990年代後半以降の日本のデフレ局面について見ている。日本のデフレが負の供給ショックによって生じているかどうかは明らかでなく、図1.1-1.3で確認したような分布の歪みがこの時期に観察される保証はない。しかし負の供給ショックがデフレの支配的な要因であるとすれば、左方向への歪みが観察されるはずである。

1996年12月時点の分布をみると⁴⁾、価格上昇率ゼロ近辺を中心とした左右対称な形をしている。これとの対比でみると、2000年12月の分布は顕著な変化を示している。まず、分布の左裾が長くなり、かつ厚みを増している。特に0%から-10%の範

図1.2 プラザ合意後の円高期

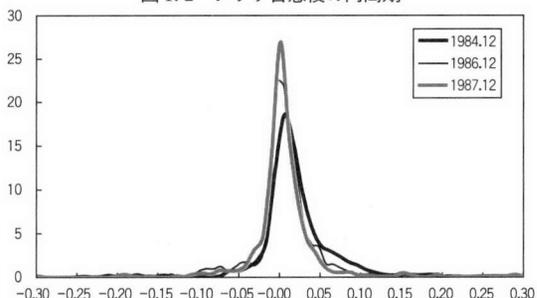
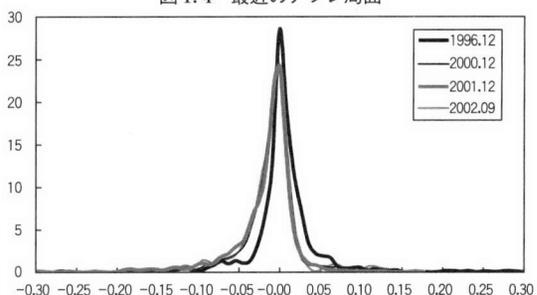


図1.4 最近のデフレ局面



囲で下落する品目が増えていることが確認できる。次に、分布の右裾は薄くなっている。特に0%から+5%の範囲で上昇する品目が顕著に減少している。フリードマンの説明が正しければ、左裾が厚くなる分だけ右裾も厚くなるはずであるが、観察される事実はこれと正反対である。

これらの事実を合わせると、最近のデフレ局面では、分布が左方向に顕著に歪んでおり、負の供給ショックが生じているといえる。左方向への歪みと平均値の低下(デフレ)のタイミングは一致しており、負の供給ショックが消費者物価の下落に寄与している可能性を示唆している。

2.4 分布の歪み指標

2.4.1 定義

本稿では以下のように定義される指標を用いて分布の歪みを計測する。第*i*品目の価格上昇率から消費者物価指数全体の上昇率を差し引いたものを ν_i と表記する。これは第*i*品目の「相対」価格上昇率である。第*i*品目のウェイトを ω_i と表記すると、歪み指標 $s(X)$ は

$$s(X) \equiv \sum_{i \in I_L \cup I_R} \omega_i \nu_i \quad (1)$$

で定義される。ただし X は0から0.5までの範囲で設定されるパラメーターである。また I_L と I_R は

$$I_L \equiv \{j | \nu_j \in (-\infty, L]\}; I_R \equiv \{j | \nu_j \in [R, \infty)\} \quad (2)$$

で定義される集合であり、 L は $\nu_i \in (-\infty, L]$ を満たす全ての品目の合計ウェイトが X になるように、また R は $\nu_i \in [R, \infty)$ を満たす全ての品目の合計ウェイトが X になるように、それぞれ選択されている。

ここでの発想は、分布の右裾と左裾を取り出し、そこに含まれている品目が消費者物価全体の上昇率にどの程度寄与しているかをみることによって、分布の歪みの方向と程度を計測しようというものである。分布が完全に対称であれば、右裾の寄与度と左裾の寄与度は相殺されるので歪み指標 $s(X)$ はゼロになる。つまり供給ショックが起きていなければ $s(X)$ はゼロである。右裾が長く厚ければ、右裾のプラスの寄与度が左裾のマイナスの寄与度を上回るので、 $s(X)$ は正の値をとる。つまり正の供給ショックが発生すると $s(X)$ は正の値をとる。右方向への歪みが大きければ大きいほど $s(X)$ は大きな正の値をとる。これと逆に、左裾が長く厚いときには、左裾のマイナスの寄与度が右裾のプラスの寄与度を上回るので、 $s(X)$ は負の値をとる。左方向への歪みが大きければ大きいほど $s(X)$ のマイナス幅は拡大する。

ある時点における歪み指標 $s(X)$ は次の手順で算出される。説明を簡単にするために、①消費者物価指数は100品目で構成される、②各品目のウェイトは同一(したがってウェイトはそれぞれ1/100)、③ X は予め0.15に設定されている、と想定する。ま

ず各品目の相対価格上昇率を大きいものから順番に並べる。次に、最上位15品目(100品目 \times 0.15)の相対価格上昇率を合算し、0.15(15品目/100品目)を掛けて寄与度を計算する。最下位15品目についても同様の手順で寄与度を計算する。最後に、最上位15品目の寄与度と最下位15品目の寄与度を合計して $s(0.15)$ が算出される。

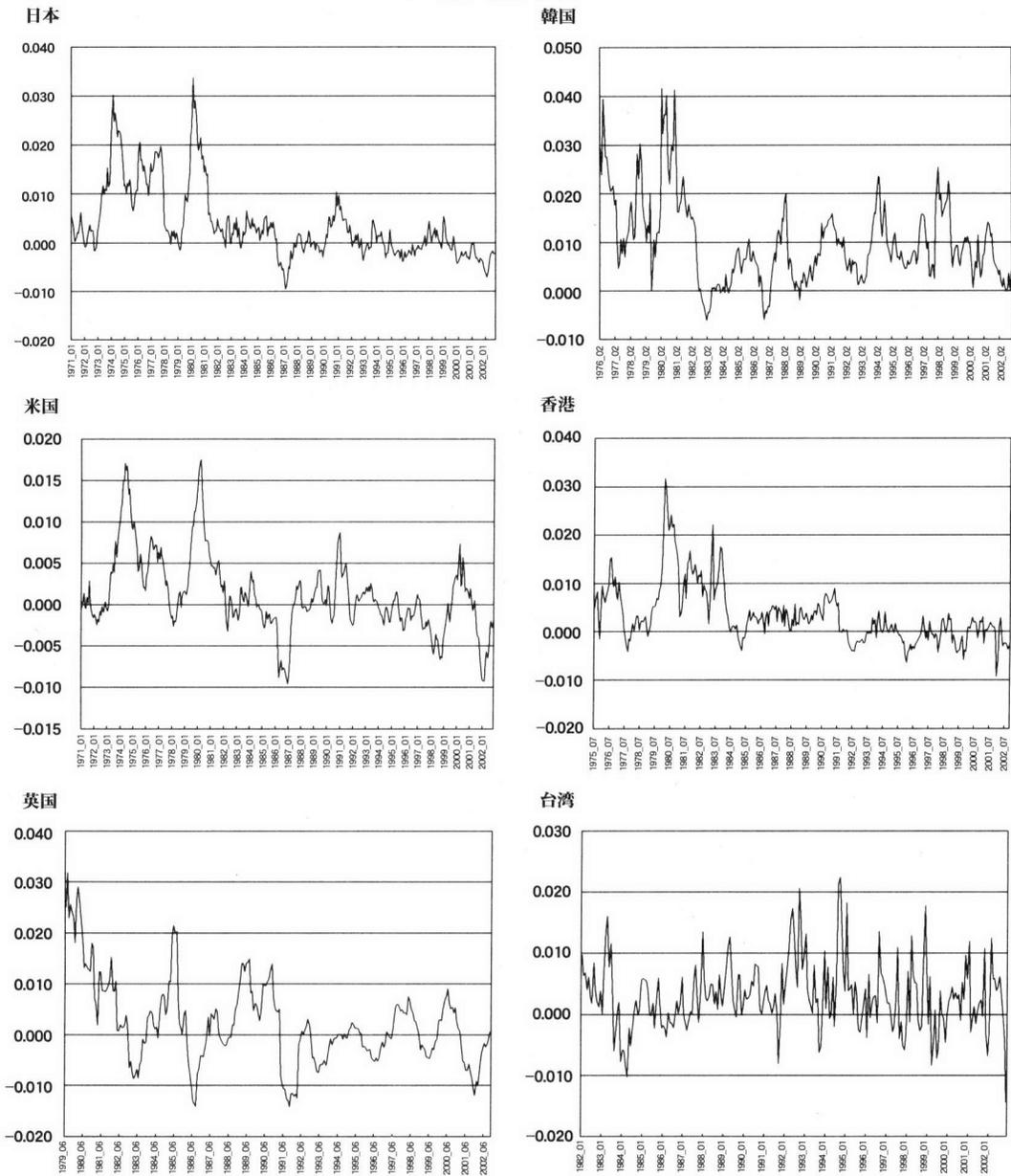
最上位グループの寄与度と最下位グループの寄与度を合計するという方法はBall and Mankiw(1995)が最初に提案したものである。ただし、Ball-Mankiwでは最上位(最下位)グループの線引きを分布の形状と無関係に行っているという点で $s(X)$ と異なる。すなわち、Ball-Mankiwでは、閾値を予め決めておき(例えば $\pm 10\%$)、価格上昇率がこれを上回る(下回る)品目を最上位(最下位)グループと定義している。そのため、算出される指標は品目別価格上昇率の分布の標準偏差に依存することになり、しかも標準偏差は物価上昇率とともに変化するので(物価上昇率が高いときには標準偏差も大きい)、分布の歪みと平均の間に相関が生じてしまうという難点がある。(1)-(2)式で定義される歪み指標は原理的には標準偏差に依存せず、この点で望ましい性質をもつ。

2.4.2 6ヶ国における歪み指標の推移

図2は、日本、米国、英国、韓国、香港、台湾の6ヶ国について歪み指標 $s(0.15)$ の算出結果を示している。まず日本の s をみると、1974年の第1次石油危機、1980年の第2次石油危機の際に大きなプラスの値をとっている。第1次石油危機時には分布が右方向に大きく歪んだことを図1.1で確認したが、その歪みを s が的確に拾っていることが確認できる。1990-91年にも同じくプラスの値をとっているが、これは湾岸戦争に伴う原油価格の上昇期に対応する。一方、マイナスの値を示しているところをみると、86-87年のマイナスが目立つ。図1.2でみたように、この時期には急速な円高が進行する一方で原油価格が低下し、分布は大きく左に歪んでいた。ここでの結果はそれを反映したものである。また、1990年代では、94年以降マイナスの値をとる傾向がみられ、特に2000年以降マイナス幅が拡大している。これは図1.4で確認した、分布の左への歪みを拾ったものである。

次に米国の s をみると、日本と非常によく似たグラフになっていることが確認できる。原油価格の上昇や下落は日米共通の供給ショックであり、原油価格の変動局面で s の動きが似るのは当然といえる。しかしそれ以外の局面でも両者の動きは似ている。特に注目すべきは、1994年以降、両国ともマイナスの値をとっているという点である。Blinder and Yellen(2001)やMankiw(2002)は、90年代後半の時期に米国経済があれだけ過熱したにもかかわらず物価が安定基調を崩さなかった理由として、IT関連の技術革新など負の供給ショックが発生し、それ

図2. 分布の歪み



がフィリップス曲線を下方にシフトさせたためであると指摘している⁵⁾。図2の計測結果はこうした指摘を裏付けるものである。また、日米にみられるのとはほぼ同じ傾向は英国でも確認できる。

東アジア諸国に目を転じると、原油価格の変動については先進3ヶ国と同じ傾向が確認できる。90年代の負の供給ショックについては、香港で1992年以降、マイナスの値をとる傾向がみられ、マイナス幅も日本と同程度になっている。また台湾でも1993年頃からマイナスの値をとる傾向がみられる。

これに対して韓国では、90年代に一貫してゼロまたはプラスの値をとっており、他の5ヶ国とは異なる傾向を示している。

図2からは、分布の歪みがどのようなメカニズムで生じているかについて示唆を得ることができる。分布の歪みが需要ショックによって生じているとすれば、景気循環や金融政策のサイクルに合わせて歪みも循環しているはずである。しかし図2をみる限り、歪みのサイクルはそれらとは別な要因で決まっているように見える。例えば、80年代後半の日本は

表 1. 歪みと平均の関係

	CPI ウェイト				均等ウェイト			
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
日本								
π_{t-1}	0.926 (0.010)	0.940 (0.010)	1.000	1.000	0.934 (0.010)	0.934 (0.010)	1.000	1.000
s_t	0.507 (0.060)	0.398 (0.063)	0.134 (0.037)	0.078 (0.036)	0.575 (0.067)	0.513 (0.065)	0.319 (0.057)	0.258 (0.056)
x_t		0.040 (0.009)		0.055 (0.009)		0.080 (0.015)		0.081 (0.015)
\bar{R}^2	0.988	0.989	0.987	0.988	0.975	0.976	0.972	0.974
米国								
π_{t-1}	0.950 (0.007)	0.966 (0.006)	1.000	1.000	0.863 (0.013)	0.861 (0.013)	1.000	1.000
s_t	0.375 (0.038)	0.262 (0.038)	0.161 (0.028)	0.112 (0.025)	0.828 (0.065)	0.844 (0.069)	0.377 (0.054)	0.356 (0.057)
x_t		0.045 (0.005)		0.054 (0.005)		-0.010 (0.015)		0.021 (0.017)
\bar{R}^2	0.992	0.994	0.991	0.993	0.964	0.964	0.954	0.954
英国								
π_{t-1}	0.931 (0.010)	0.941 (0.011)	1.000	1.000	0.951 (0.009)	0.958 (0.010)	1.000	1.000
s_t	0.460 (0.061)	0.385 (0.066)	0.178 (0.046)	0.119 (0.047)	0.577 (0.076)	0.491 (0.089)	0.354 (0.067)	0.253 (0.071)
x_t		0.064 (0.024)		0.104 (0.023)		0.052 (0.027)		0.095 (0.026)
\bar{R}^2	0.985	0.985	0.982	0.983	0.984	0.984	0.982	0.983
韓国								
π_{t-1}	0.970 (0.011)	0.971 (0.011)	1.000	1.000	0.951 (0.011)	0.952 (0.011)	1.000	1.000
s_t	0.215 (0.089)	0.232 (0.089)	0.039 (0.064)	0.065 (0.065)	0.322 (0.071)	0.320 (0.072)	0.113 (0.054)	0.113 (0.054)
x_t		0.031 (0.013)		0.032 (0.013)		0.001 (0.015)		0.013 (0.016)
\bar{R}^2	0.982	0.982	0.981	0.981	0.978	0.978	0.977	0.977
香港								
π_{t-1}	0.958 (0.011)		1.000		0.924 (0.011)		1.000	
s_t	0.442 (0.083)		0.255 (0.069)		0.627 (0.074)		0.273 (0.056)	
\bar{R}^2	0.974		0.973		0.980		0.977	
台湾								
π_{t-1}	0.690 (0.027)	0.689 (0.027)	1.000	1.000	0.595 (0.029)	0.595 (0.029)	1.000	1.000
s_t	1.290 (0.088)	1.289 (0.088)	0.870 (0.098)	0.869 (0.098)	1.140 (0.075)	1.143 (0.075)	0.462 (0.075)	0.464 (0.075)
x_t		-0.005 (0.006)		-0.004 (0.007)		-0.004 (0.005)		-0.004 (0.007)
\bar{R}^2	0.850	0.850	0.773	0.772	0.882	0.881	0.792	0.791

注) 被説明変数は消費者物価上昇率、品目別価格上昇率から π_t , s_t を作成する際に、定式化[1]-[4]では各国 CPI ウェイトを、また定式化[5]-[8]では均等ウェイトを用いた、括弧内は標準誤差を表す。

需要が顕著に増加した局面であり、正の歪みが観察されるはずであるが、実際には s はゼロまたは若干のマイナスとなっており、矛盾している。また、各国の s の時系列変動を比較すると、非常に似た動きを示している。各国の景気循環や金融政策サイクルがすれ違っていることを勘案すると、これは需要ショックでは説明できない現象である。

3. 歪みと平均の関係

3.1 ベースライン推計

第 t 期における消費者物価上昇率を π_t で表す。また、第 t 期における歪み指標 $s(0.15)$ の値を s_t と表記する⁶⁾。データは特に断りのない限り月次前年比である。使用データの詳細については渡辺他(2003)を参照されたい。

表1の日本の欄の定式化[1]は、被説明変数 π_t を、定数項、 π_{t-1} , s_t で回帰したときの推計結果を示している⁷⁾。被説明変数 π_t は品目別価格上昇率の加重和であり、加重ウェイトは消費者物価統計のウェイトを用いている。同様に s_t もウェイトを勘案して算出されたものを用いている。

定式化[1]の推計結果を見ると、 s_t の係数は正であり、ゼロと有意に異なることがわかる。つまり、分布が右方向に歪むと(正の供給ショックが生じると)分布の平均が上昇する。逆に分布が左方向に歪むと(負の供給ショックが生じると)分布の平均が低下する。この意味で、相対価格変化と一般物価変動の間には統計的に有意な正の相関が存在する。

定式化[2]では産出ギャップ x_t を説明変数に追加し、フィリップス曲線を推計している⁸⁾。ただし、供給ショックを表す変数として輸入物価や原油価格ではなく、 s_t を用いている点が通常のフィリッ

プス曲線と異なる⁹⁾。推計結果をみると、 s_t にかかる係数は引き続き正で有意にゼロと異なっている。また、産出ギャップ x_t の係数も正であり、有意にゼロと異なる。

表2. マネー要因

日本	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
π_{t-1}	0.897 (0.011)	0.911 (0.011)	1.000	1.000	0.929 (0.011)	0.928 (0.010)	1.000	1.000
s_t	0.577 (0.059)	0.476 (0.063)	0.123 (0.039)	0.065 (0.038)	0.554 (0.068)	0.488 (0.067)	0.341 (0.064)	0.274 (0.063)
x_t		0.034 (0.008)		0.055 (0.009)		0.081 (0.015)		0.081 (0.015)
μ_t	0.027 (0.005)	0.025 (0.005)	0.004 (0.005)	0.004 (0.005)	0.013 (0.009)	0.015 (0.009)	-0.007 (0.009)	-0.005 (0.009)
\bar{R}^2	0.989	0.990	0.987	0.988	0.975	0.977	0.972	0.974
米国	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
π_{t-1}	0.947 (0.007)	0.964 (0.007)	1.000	1.000	0.859 (0.013)	0.858 (0.014)	1.000	1.000
s_t	0.384 (0.039)	0.273 (0.039)	0.162 (0.028)	0.112 (0.025)	0.832 (0.065)	0.843 (0.069)	0.381 (0.055)	0.359 (0.058)
x_t		0.045 (0.005)		0.054 (0.005)		-0.007 (0.015)		0.020 (0.017)
μ_t	0.004 (0.004)	0.004 (0.004)	-0.007 (0.004)	-0.002 (0.004)	0.014 (0.010)	0.013 (0.010)	-0.006 (0.011)	-0.004 (0.011)
\bar{R}^2	0.992	0.994	0.991	0.993	0.964	0.964	0.954	0.954
英国	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
π_{t-1}	0.931 (0.015)	0.934 (0.015)	1.000	1.000	0.946 (0.012)	0.945 (0.012)	1.000	1.000
s_t	0.212 (0.044)	0.187 (0.048)	0.125 (0.042)	0.094 (0.045)	0.243 (0.047)	0.262 (0.051)	0.168 (0.045)	0.171 (0.049)
x_t		0.028 (0.021)		0.041 (0.021)		-0.016 (0.018)		-0.003 (0.018)
μ_t	0.018 (0.006)	0.017 (0.006)	0.004 (0.006)	0.003 (0.006)	0.014 (0.005)	0.015 (0.005)	0.004 (0.005)	0.005 (0.005)
\bar{R}^2	0.972	0.972	0.970	0.970	0.978	0.978	0.976	0.976
韓国	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
π_{t-1}	0.971 (0.011)	0.974 (0.011)	1.000	1.000	0.955 (0.011)	0.957 (0.012)	1.000	1.000
s_t	0.216 (0.089)	0.237 (0.089)	0.064 (0.068)	0.103 (0.068)	0.328 (0.071)	0.324 (0.072)	0.156 (0.057)	0.158 (0.057)
x_t		0.034 (0.013)		0.037 (0.014)		0.005 (0.016)		0.019 (0.016)
μ_t	-0.003 (0.008)	-0.007 (0.008)	-0.009 (0.008)	-0.013 (0.008)	-0.012 (0.009)	-0.013 (0.009)	-0.022 (0.009)	-0.023 (0.009)
\bar{R}^2	0.981	0.982	0.981	0.982	0.978	0.978	0.977	0.977
香港	[1]	[3]	[5]	[7]				
π_{t-1}	0.954 (0.013)	1.000	0.920 (0.012)	1.000				
s_t	0.567 (0.121)	0.347 (0.106)	0.759 (0.090)	0.395 (0.075)				
μ_t	0.007 (0.005)	-0.002 (0.005)	0.003 (0.005)	-0.009 (0.005)				
\bar{R}^2	0.976	0.975	0.981	0.979				

定式化[1]と[2]の π_{t-1} の係数は1に近く、NAIRU 仮説が成立している可能性を示唆している。そこで定式化[3]と[4]では被説明変数を $\pi_t - \pi_{t-1}$ に変更し、[1]及び[2]と同じ推計を行っている。 s_t

の係数は小さくなるものの、引き続き正でゼロと有意に異なっている。

消費者物価指数ウェイトが極端に大きい品目が分布の右裾または左裾に含まれる場合には、 s_t が分布の歪みを的確に反映しない可能性がある。こうした可能性に配慮して定式化[5]-[8]では、全ての品目に均等なウェイトを適用して π_t と s_t を作成し、それを用いて推計を行っている。定式化[1]と[5]を比較すると、 s_t にかかる係数はほぼ同じ大きさである。定式化[6]-[8]についても[2]-[4]とほぼ同じ結果が得られている。

次に、米国の推計結果をみると、定式化[1]-[4]の推計結果は全て理論予測どおりである。 s_t の係数が注目すると、定式化[1]では0.375であり、日本の値(0.507)を下回っている。Ball and Mankiw (1995)に即して考えれば、 s_t の係数は価格粘着性の度合いを反映しているはずであり、同程度の供給ショックであれば、価格粘着性が低ければ低いほど小さくなり、価格が完全に伸縮的なときにゼロになる。したがって、米国の方が s_t の係数が小さいということは米国経済の方が価格伸縮性に富むことを表すと解釈できる¹⁰⁾。

定式化[5]-[8]の結果は、産出ギャップにかかる係数がゼロに近い値をとっており、有意にゼロと異ならないという点で理論予測に反しているものの、 s_t の係数は引き続き正で有意にゼロと異なっている。

日本、米国以外の推計結果をみると、英国、台湾では[1]-[8]の定式化全てにおいて s_t の係数が正で統計的に有

表2. マネー要因(続き)

台湾	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
π_{t-1}	0.685 (0.027)	0.684 (0.027)	1.000	1.000	0.592 (0.030)	0.592 (0.030)	1.000	1.000
s_t	1.288 (0.088)	1.287 (0.088)	0.871 (0.099)	0.870 (0.099)	1.138 (0.075)	1.140 (0.075)	0.461 (0.075)	0.464 (0.075)
x_t		-0.005 (0.006)		-0.004 (0.007)		-0.004 (0.005)		-0.004 (0.007)
μ_t	0.009 (0.006)	0.009 (0.006)	0.000 (0.008)	0.000 (0.008)	0.008 (0.006)	0.008 (0.006)	0.001 (0.007)	0.001 (0.008)
\bar{R}^2	0.851	0.851	0.772	0.771	0.882	0.882	0.791	0.791

注) 被説明変数は消費者物価上昇率、品目別価格上昇率から π_t , s_t を作成する際に、定式化[1]-[4]では各国 CPI ウェイトを、また定式化[5]-[8]では均等ウェイトを用いた。括弧内は標準誤差を表す。

意にゼロと異なっている。また、月次の生産指数が公表されていない香港については、産出ギャップを含まない4つの定式化全てにおいて s_t の係数が正で有意にゼロと異なっている。 s_t の係数が有意でないのは韓国の定式化[3]と[4]だけである。

3.2 頑健性のチェック

3.2.1 マネー要因

石油危機に関する最近の実証研究では、70年代と80年代における米国の高インフレの原因は原油関連品目の上昇ではなく、マネーサプライの増加にあるとの見方が提示されている(De Long(1997)やHooker(1999)など)。これらの研究では、石油関連商品の価格上昇を連銀がアコモデートするかたちでマネーを増やしたためにインフレが生じたと説明されている。この説明が正しいとすると、表1で確認した歪みと平均の相関はマネーの変動を通じた見せかけの相関ということになる。表2ではこの可能性をチェックするために、説明変数にマネーサプライの増加率 μ_t を加え、 s_t の係数が変化するかどうかを調べている。日本の定式化[1]の推計結果をみると、 s_t の係数は0.577となっており、引き続き正で有意にゼロと異なっている。また、表1の結果と比べても、係数は0.507から0.577へと上昇しており、見せかけの相関である可能性を棄却している。同様の傾向は米国を含む他国でも確認できる。

3.2.2 代替的な歪み指標

(1)-(2)式では分布の左裾($\nu \in (-\infty, L]$)と右裾($\nu \in [R, \infty)$)の寄与度だけから歪みを計算しており、分布の中央部($\nu \in (L, R)$)の相対価格変動は無視している。つまり、歪み指標 s は分布の裾に関する情報だけを利用しており、裾部分以外の情報は捨象している。

これと対照的に分布全体を活用する歪み指標としては歪度(Skewness)がある。分布の標準偏差を σ として、歪度は

$$Skewness \equiv \sum_i \omega_i |\nu_i^3 / \sigma^3| \quad (3)$$

で定義される。また、Ball and Mankiw(1995)は分

布の中央部の情報を活用する歪み指標として

$$Q \equiv \sum_i |\nu_i| \omega_i \nu_i \quad (4)$$

を提案している。(4)式と(1)-(2)式を比較すると、(1)-(2)式では L と R を境に分布の「裾」が非連続的に始まると考えられているのに対して、(4)式では分布の中心から離れるに従って徐々に「裾」の色合いが強まるという定式化になっている。

表3ではこれらの変数を供給ショックの指標として用いた

場合の推計結果を示している。定式化[1]では Q を、また定式化[2]では *Skewness* を説明変数としている。定式化[1]と[2]の推計結果をみると、韓国を除く5ヶ国においてゼロと有意に異なる正の相関が確認できる。韓国については、*Skewness* の係数は有意にゼロと異なるが、 Q の係数は他国と比べて非常に小さい。

3.2.3 コアインフレ

分布の歪みと平均の間の正の相関は原油価格変動の影響を強く受けている可能性がある。この要因を除いても正の相関が残るかどうかをみるために、表4では食料とエネルギーを除く品目(コアインフレ品目)だけを対象として表1と同じ推計を行っている。

日本の定式化[1]の結果をみると、全品目では0.507であった s_t の係数がコアインフレ対象品目では0.313に低下しており、原油価格の変動が正の相関に大きく寄与していたことを示唆している。しかしコアインフレ対象品目でみても正の相関は引き続き強く、 s_t の係数がゼロとの帰無仮説は棄却される。同様の傾向は定式化[2]-[8]にも共通している。

全品目の結果に比べ s_t の係数が小さくなる傾向は日本以外についても共通している。係数の変化がとりわけ顕著なのは米国と韓国である。米国の定式化[1]-[4](CPI ウェイトを使用)をみると、表1では有意な正の相関が確認されていたが、表4では相関が消えている。ただし、定式化[5]-[8](均等ウェイトを使用)では、係数が1/3程度に小さくなっているものの引き続き有意であり、正の相関が残っている。韓国でも同様に、定式化[1]-[4]では s_t の係数がほぼゼロまで低下している一方、定式化[5]-[8]では引き続き正の相関が確認できる。

3.2.4 サブサンプル推計

表5では推計期間を分割し係数の安定性を調べている。ここでは長期の時系列データが公表されている日本と米国の年次データを用いている。まず日本の全サンプル(1957-2002年)の推計結果をみると、 s_t の係数は定式化[1]では3.587となっている¹¹⁾。

表3. 歪みの代替的指標

	CPI ウェイト				均等ウェイト			
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
日本								
π_{t-1}	0.976 (0.006)	0.992 (0.006)	1.000	1.000	0.970 (0.009)	0.977 (0.009)	1.000	1.000
Q_t	0.231 (0.038)		0.167 (0.034)		0.149 (0.025)		0.124 (0.025)	
$Skewness_t$		0.213 (0.071)		0.199 (0.070)		0.724 (0.165)		0.643 (0.163)
\bar{R}^2	0.987	0.987	0.987	0.986	0.972	0.971	0.971	0.971
米国								
π_{t-1}	0.962 (0.006)	0.991 (0.005)	1.000	1.000	0.911 (0.013)	0.957 (0.012)	1.000	1.000
Q_t	0.780 (0.081)		0.441 (0.066)		0.827 (0.086)		0.491 (0.077)	
$Skewness_t$		0.178 (0.045)		0.156 (0.043)		1.010 (0.172)		0.828 (0.167)
\bar{R}^2	0.992	0.991	0.991	0.991	0.958	0.953	0.953	0.951
英国								
π_{t-1}	0.942 (0.009)	0.977 (0.009)	1.000	1.000	0.959 (0.008)	0.983 (0.008)	1.000	1.000
Q_t	1.091 (0.142)		0.546 (0.118)		1.370 (0.171)		0.997 (0.159)	
$Skewness_t$		0.777 (0.244)		0.523 (0.228)		0.797 (0.250)		0.675 (0.244)
\bar{R}^2	0.985	0.982	0.983	0.982	0.984	0.981	0.983	0.981
韓国								
π_{t-1}	0.989 (0.008)	0.984 (0.008)	1.000	1.000	0.974 (0.009)	0.983 (0.008)	1.000	1.000
Q_t	0.007 (0.043)		0.009 (0.043)		0.058 (0.024)		0.028 (0.021)	
$Skewness_t$		0.576 (0.174)		0.520 (0.172)		0.440 (0.244)		0.392 (0.244)
\bar{R}^2	0.982	0.982	0.981	0.982	0.977	0.977	0.977	0.977
香港								
π_{t-1}	0.958 (0.011)	0.964 (0.010)	1.000	1.000	0.944 (0.011)	0.961 (0.010)	1.000	1.000
Q_t	0.754 (0.137)		0.451 (0.116)		0.683 (0.103)		0.335 (0.081)	
$Skewness_t$		1.323 (0.241)		0.899 (0.213)		1.634 (0.267)		1.087 (0.236)
\bar{R}^2	0.974	0.974	0.973	0.973	0.978	0.978	0.976	0.977
台湾								
π_{t-1}	0.769 (0.028)	0.776 (0.030)	1.000	1.000	0.773 (0.034)	0.776 (0.029)	1.000	1.000
Q_t	1.856 (0.155)		1.517 (0.168)		0.513 (0.078)		0.230 (0.072)	
$Skewness_t$		2.159 (0.226)		1.681 (0.239)		2.252 (0.235)		1.500 (0.237)
\bar{R}^2	0.823	0.795	0.755	0.750	0.804	0.833	0.769	0.793

注) 被説明変数は消費者物価上昇率、 Q_t 、 $Skewness_t$ の定義は本文参照。品目別価格上昇率から π_t 、 Q_t 、 $Skewness_t$ を作成する際に、定式化[1]-[4]では各国CPIウェイトを、また定式化[5]-[8]では均等ウェイトを用いた。括弧内は標準誤差を表す。

サンプルを第1次石油危機前(1957-1973年)とそれ以後(1974-2002年)に分けると、 s_t の係数は前半で3.208、後半で4.110と幾分上昇しているものの、変化幅は標準誤差の範囲内にとどまっており、係数は安定している。次に、1980年以降のディスインフレーション期だけで推計すると(推計期間1980-2002年)、 s_t の係数は3.333と幾分低下しているものの引き続き変化幅は標準誤差の範囲内にとどまっている。

米国についても同様のサブサンプル推計を行うと、 s_t の係数は前半期間(1957-1973年)で5.656、後半期間(1974-2002年)で3.271となっており、日本と反対に後半期間の係数が低くなっている。しかも低下幅は標準誤差を若干上回っており、係数の変化が生じた可能性を示唆している。表5の結果からすると、原油価格が大きな変動を示した後半の期間では係数が上昇しても不思議でないにもかかわらず実際には低下しているというのは興味深い事実である¹²⁾。ひとつの解釈としては、前半期間では価格が粘着的で、それが s_t の係数を高めたものと考えられる。

3.2.5 クロスカントリー一推計

歪みと平均の間に相関がないとするFriedman(1975)の主張をそのまま検証しようとすれば、当期の平均と当期の歪みの間の相関をみればよい。これまでみてきたのはこの当期同士の相関である。しかし、価格設定のダイナミックな側面を考慮すれば、当期の歪みは当期

表4. コアインフレ

日本	CPI ウェイト				均等ウェイト			
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
π_{t-1}	0.953 (0.010)	0.961 (0.010)	1.000	1.000	0.980 (0.008)	0.976 (0.007)	1.000	1.000
s_t	0.313 (0.060)	0.258 (0.060)	0.068 (0.032)	0.052 (0.032)	0.188 (0.064)	0.160 (0.056)	0.071 (0.047)	0.023 (0.041)
x_t		0.028 (0.007)		0.033 (0.007)		0.092 (0.008)		0.090 (0.008)
\bar{R}^2	0.990	0.990	0.989	0.990	0.988	0.991	0.988	0.991
米国	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
π_{t-1}	0.997 (0.007)	1.005 (0.007)	1.000	1.000	0.971 (0.009)	0.975 (0.008)	1.000	1.000
s_t	-0.002 (0.049)	0.010 (0.046)	-0.018 (0.034)	0.031 (0.033)	0.235 (0.066)	0.287 (0.062)	0.072 (0.042)	0.149 (0.040)
x_t		0.038 (0.005)		0.038 (0.005)		0.051 (0.007)		0.052 (0.007)
\bar{R}^2	0.990	0.991	0.990	0.991	0.988	0.989	0.987	0.989
英国	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
π_{t-1}	0.943 (0.011)	0.950 (0.011)	1.000	1.000	0.951 (0.011)	0.960 (0.011)	1.000	1.000
s_t	0.375 (0.059)	0.325 (0.062)	0.189 (0.049)	0.150 (0.049)	0.567 (0.099)	0.475 (0.103)	0.329 (0.086)	0.262 (0.085)
x_t		0.068 (0.027)		0.098 (0.027)		0.077 (0.028)		0.104 (0.027)
\bar{R}^2	0.979	0.979	0.977	0.978	0.976	0.976	0.974	0.975
韓国	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
π_{t-1}	0.995 (0.010)	0.995 (0.010)	1.000	1.000	0.975 (0.010)	0.977 (0.010)	1.000	1.000
s_t	-0.089 (0.094)	-0.048 (0.095)	-0.117 (0.074)	-0.080 (0.075)	0.217 (0.097)	0.249 (0.095)	0.038 (0.065)	0.083 (0.065)
x_t		0.035 (0.013)		0.035 (0.013)		0.048 (0.012)		0.049 (0.012)
\bar{R}^2	0.981	0.982	0.981	0.982	0.986	0.987	0.986	0.987
香港	[1]	[3]	[5]	[7]				
π_{t-1}	0.988 (0.010)	1.000	0.943 (0.010)	1.000				
s_t	0.118 (0.066)	0.090 (0.062)	0.473 (0.060)	0.230 (0.046)				
\bar{R}^2	0.972	0.972	0.984	0.983				
台湾	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
π_{t-1}	0.891 (0.023)	0.891 (0.023)	1.000	1.000	0.556 (0.030)	0.558 (0.030)	1.000	1.000
s_t	1.182 (0.107)	1.171 (0.108)	1.178 (0.112)	1.168 (0.112)	1.090 (0.070)	1.088 (0.070)	0.375 (0.070)	0.377 (0.070)
x_t		-0.005 (0.005)		-0.005 (0.005)		-0.008 (0.006)		-0.012 (0.008)
\bar{R}^2	0.864	0.864	0.852	0.852	0.883	0.883	0.777	0.778

注) 被説明変数は消費者物価上昇率、品目別価格上昇率から π_t , s_t を作成する際に、定式化[1]-[4]では各国 CPI ウェイトを、また定式化[5]-[8]では均等ウェイトを用いた、括弧内は標準誤差を表す。

のみならず将来の期の平均に影響を及ぼす可能性がある。例えば、Ball and Mankiw (1995)のメニューコストモデルに即して考えれば、原油価格が上昇した当初の段階で価格を変更するのは石油関連商品の生産者だけかもしれないが、時間の経過とともに石油関連以外の商品について価格を引き下げる動きが徐々に現れる可能性がある。つまり、石油関連以外の商品の価格は「短期」では粘着的であるが「長期」では伸縮的かもしれない。仮にそうであるとすれば、当期の歪みと当期の平均の間に正の相関があったとしても、当期の歪みと将来の平均の間に負の相関が存在するため、両者が打ち消し合って、ダイナミックには相関がなくなる。

表6ではこの可能性をチェックするためにクロスカントリー推計を行っている。具体的には、サンプル期間を5年刻みで6分割した上で、各サブサンプル内での π , s , x , μ の平均値を各国ごとに算出し、 $\pi_{it} = \phi_1 s_{it} + \phi_2 x_{it} + \phi_3 \mu_{it} + \varepsilon_{it}$ (5) を推計している¹³⁾。ここで i は国を、また t は5年刻みの期間を表している。まずマネー伸び率 μ_{it} を含まない定式化[1]と[2]の推計結果をみると、 s_{it} の係数は正で統計的に有意となっている。ただし、定式化[2]の産出ギャップ x_{it} の係数はゼロであることを棄却できず、表1で確認した短期のフィリップス曲線がクロスカントリーデータでは消えていることが確認できる。短期的な価格粘性を仮定するメニューコストモデルが妥当する場合でも、中央銀行が供給ショックに適応してマネーサプライを調整する場合には、長期にわたり歪みと平均と相関が残る可能性がある。そこで次に、マネー伸び率を説明

表5. 年次データによる推計

日本		1957-02年		1957-73年		1974-02年		1980-02年	
推計期間	[1]	[2]	[1]	[2]	[1]	[2]	[1]	[2]	
π_{t-1}	0.480 (0.094)	0.554 (0.092)	0.579 (0.227)	0.433 (0.193)	0.432 (0.124)	0.597 (0.140)	0.431 (0.041)	0.432 (0.043)	
s_t	3.587 (0.610)	3.186 (0.591)	3.208 (1.041)	2.779 (0.846)	4.110 (0.917)	3.438 (0.912)	3.333 (0.180)	3.320 (0.196)	
x_t		0.166 (0.064)		0.148 (0.053)		0.308 (0.147)		0.006 (0.028)	
\bar{R}^2	0.710	0.747	0.442	0.625	0.717	0.755	0.971	0.969	

米国		1957-02年		1957-73年		1974-02年		1980-02年	
推計期間	[1]	[2]	[1]	[2]	[1]	[2]	[1]	[2]	
π_{t-1}	0.658 (0.057)	0.729 (0.050)	0.695 (0.171)	0.741 (0.157)	0.609 (0.071)	0.715 (0.066)	0.721 (0.061)	0.810 (0.050)	
s_t	3.299 (0.416)	2.918 (0.360)	5.656 (1.613)	5.084 (1.485)	3.271 (0.440)	2.813 (0.386)	2.289 (0.453)	1.754 (0.364)	
x_t		0.132 (0.030)		0.095 (0.047)		0.148 (0.041)		0.141 (0.034)	
\bar{R}^2	0.883	0.918	0.614	0.684	0.899	0.931	0.931	0.961	

注) 被説明変数は消費者物価上昇率、品目別価格上昇率から π_t , s_t を作成する際には各国 CPI ウェイトを用いている。括弧内は標準誤差を表す。

変数に追加した定式化[3]と[4]の推計結果をみると、 s_{it} の係数が小さくなっており、両方の定式化において係数がゼロであることを棄却できなくなっている。定式化[7]-[8]でも同じく正の相関が有意でなくなっている。

マネーをコントロールしたときに短期では歪みと平均の間に正の相関が観察されるが長期では相関が消えるという分析結果は Ball-Mankiw のメニューコストモデルと整合的である。また、長期的にはフリードマン仮説が成り立っているとも解釈できる。一方、Balke and Wynne(2000)の均衡モデルでは、マネーをコントロールした場合に、短期と長期で相関が変化する必然性はない。むしろどちらかと言え

表6. クロスカントリー推計

	CPI ウェイト				均等ウェイト			
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
s_{it}	4.846 (1.232)	4.766 (1.307)	1.984 (1.902)	3.559 (2.735)	3.334 (0.885)	3.295 (0.887)	1.723 (1.170)	2.572 (1.418)
x_{it}		0.420 (1.678)		0.836 (1.903)		0.250 (1.785)		0.611 (1.896)
μ_{it}			0.191 (0.101)	0.074 (0.146)			0.184 (0.095)	0.079 (0.120)
\bar{R}^2	0.626	0.668	0.657	0.652	0.621	0.672	0.657	0.661

注) 推計式は本文(5)式。サンプル期間を6分割した上で(1971年1月-75年12月, 1976年1月-80年12月, 1981年1月-85年12月, 1986年1月-90年12月, 1991年1月-95年12月, 1996年1月-00年12月)、各サブサンプル内での π , s , x , μ の平均値を各国ごとに算出したものを観察値として用いた。推計式には時間ダミーを加えている。品目別価格上昇率から π_t , s_t を作成する際に、定式化[1]-[4]では各国 CPI ウェイトを、また定式化[5]-[8]では均等ウェイトを用いている。括弧内は標準誤差を表す。

ば、時間とともに相関が強くなるとみるのが自然である(Bryan and Cecchetti(1999))。これらの点を勘案すると、短期で観察される正の相関は Ball-Mankiw のメカニズムにより生じている可能性が高いといえる。

4. 供給ショックの国際的な共変性

4.1 共変性の計測方法

2国(「自国」と「外国」)の価格上昇率分布の歪みが共通品目により生じているかを測るために $s^{com}(X)$ を次のように定義する。

$$s^{com}(X) \equiv \sum_{i \in (I_L \cap I_R^*) \cup (I_R \cap I_L^*)} \omega_i \nu_i \quad (6)$$

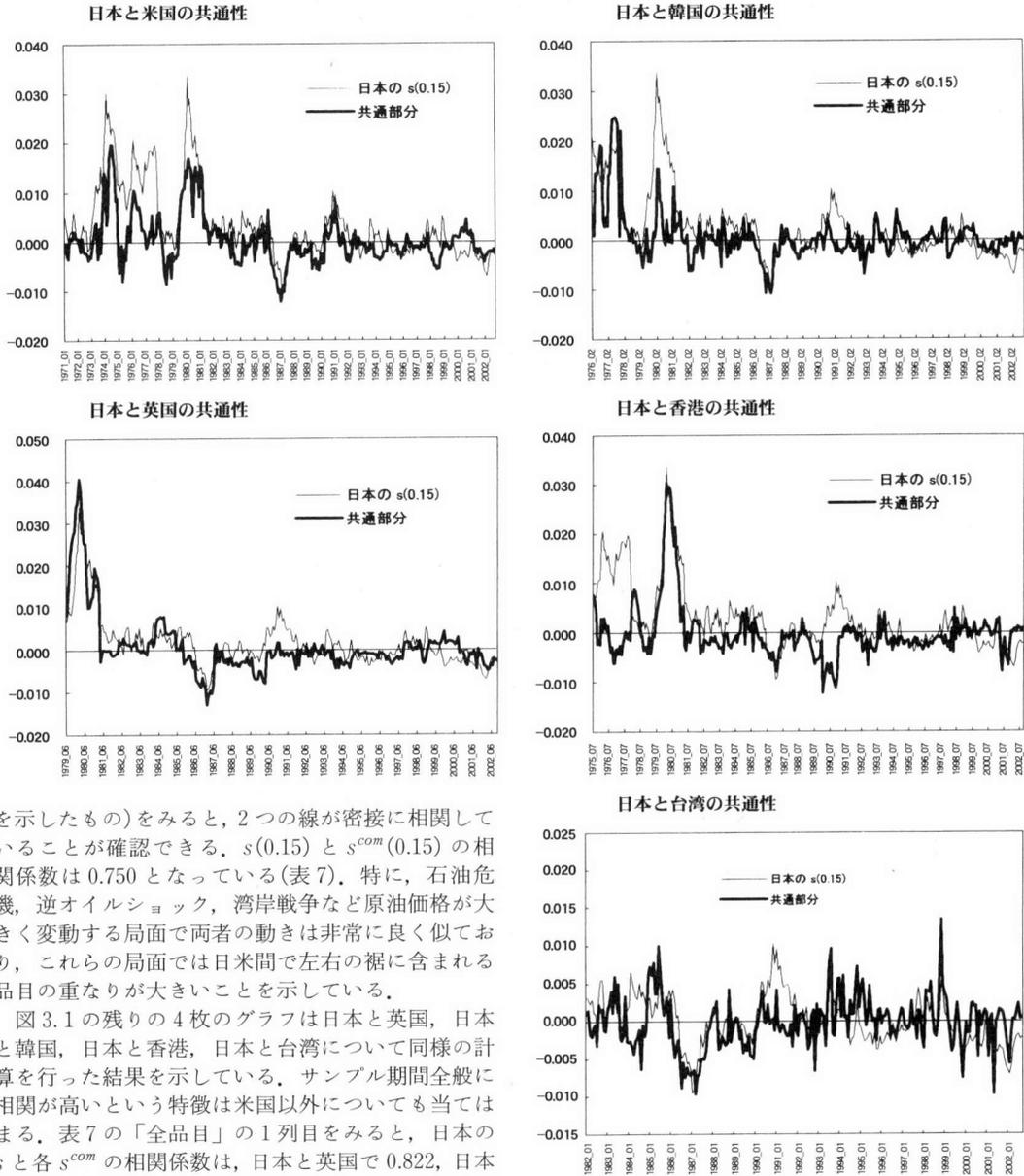
ただし、 I_L と I_R は「自国」の価格上昇率分布について(2)式で定義される集合である。一方、 I_L^* と I_R^* は「外国」の価格上昇率分布について定義される集合であり、 $I_L^* \equiv \{j | \nu_j \in (-\infty, L^*]\}$; $I_R^* \equiv \{j | \nu_j \in [R^*, \infty)\}$ (7) で与えられる。ここで*の付してある変数及びパラメータは全て「外国」のものであり、「自国」と同様に定義される。

「自国」と「外国」の分布の右裾と左裾に含まれる品目を調べ上げ、共通に含まれる品目の寄与度を計算するというのが(6)式の考え方である。「自国」と「外国」の分布の裾に含まれる品目が完全に一致する場合には $s^{com}(X) = s(X)$ が成立する。反対に、「自国」と「外国」の分布の裾に含まれる品目が全く重ならない場合には $s^{com}(X) = 0$ となる。なお、 $s^{com}(X)$ の計測に際しては2国間で品目分類を一致させる必要があるため、分類が最も細かい日本と他国との2国間でのみ計測する。

4.2 計測結果

計測結果は図3.1, 図3.2, 表7に示されている。これらの図表からは次の特徴を読み取ることができる。第1に、図3.1の左上隅のグラフ(日本の $s(0.15)$ (細線)と日米間の共通要因 $s^{com}(0.15)$ (太線)

図 3.1 供給ショックの共通性



を示したものをみると、2つの線が密接に相関していることが確認できる。 $s(0.15)$ と $s^{com}(0.15)$ の相関係数は0.750となっている(表7)。特に、石油危機、逆オイルショック、湾岸戦争など原油価格が大きく変動する局面で両者の動きは非常に良く似ており、これらの局面では日米間で左右の裾に含まれる品目の重なりが大きいことを示している。

図3.1の残りの4枚のグラフは日本と英国、日本と韓国、日本と香港、日本と台湾について同様の計算を行った結果を示している。サンプル期間全般に相関が高いという特徴は米国以外についても当てはまる。表7の「全品目」の1列目をみると、日本の s と各 s^{com} の相関係数は、日本と英国で0.822、日本と韓国で0.625、日本と香港で0.587、日本と台湾で0.442となっており、高い相関を示している。

第2に、これらの高い相関は原油価格変動に起因する部分が大いと考えられるので、図3.2では原油価格変動の影響以外の部分でどの程度相関があるかをみるために、コアインフレ対象品目について図3.1と同じ計算を行っている。図3.2と図3.1を比べると、太線と細線の相関が弱まっていることが読み取れる。これは図3.1の密接な相関のかなりの部分が原油価格変動によるものであることを反映している。しかし、表7の「コアインフレ対象品目」の

1列目に示した計数をみると、日本の s と各 s^{com} の相関係数は引き続き高く、原油価格以外の変動についてもかなりの共変性が認められる。

第3に、1990年以降の時期に限定して共変性をみると、全品目の相関係数は米国との間で0.365、台湾との間で0.319となっているほかは、ゼロに近い(英国、韓国)、あるいは負の相関(香港)となっており、相関は全般に弱い。しかし、コアインフレ対象品目でみると、香港を除き相関が高くなっている(相関係数0.3-0.5)。例えば、日米間のコアインフレ対象

図3.2 供給ショックの共通性(食料・エネルギーを除く)



品目の共変性を時系列の推移でみると(図3.2の左上隅), 1997年後半から1998年前半にかけての乖離を除けば¹⁴⁾, 両者は密接に関連している。同様の傾向は日本と英国の間でも見られる。

第4に, ここまでは日本は日本の s が各 s^{com} とどのように関係しているかをみてきたが, 日本以外の各国の s が日本との間で算出された s^{com} とどのように関係しているかをみることもできる。例えば, 表7の「全品目」の2列目の計数は, 米国の s と日米間の s^{com} との相関係数を表している。表7からは, ①全期間で見ると, 日本以外の各国の s とそれに対応する s^{com} との相関係数は全般に高く, 共変性が認められる(この傾向は全品目だけでなくコアインフレ対象品目でも同様にみられる), ②1990年以降の期間で見ると, 米国, 英国は引き続き高い相関を示しているものの, 全品目では韓国, 香港で相関が消え, コアインフレ対象品目では香港, 台湾で相関が消えていることが確認できる。第3点目と合わせると, 日米, 日英については, 1990年以降も両サイドで共変性が確認できる一方, 東アジア諸国と日本の間では, 日本の s は各 s^{com} と相関しているものの東アジア諸国の s は対応する s^{com} との相関が確認しにくくなっており, 共変性が弱まっているように見える。東アジア諸国では1990年以降, 各国に固有の供給

ショック(韓国の通貨危機や香港の中国返還など)が支配的な影響を及ぼしたためと解釈できる。

s^{com} は各国間で共通な供給ショックであり, グローバルな供給ショックと解釈できる。これに対して s はグローバルなものだけでなく, 特定の国に固有の国内供給ショックも含む。また, s には需要ショックによって生じた分布の歪みが含まれる可能性がある(2.2節を参照)。需要ショックなどの国内要因で s が変動する場合には s と誤差項との間で相関が生じている可能性がある。そこで表8では内生性の

表7. s と s^{com} の相関係数

全品目	日本の s	米国の s	英国の s	韓国の s	香港の s	台湾の s
日本と米国の間の s^{com}	0.750	0.816				
	0.365	0.875				
日本と英国の間の s^{com}	0.822		0.651			
	0.070		0.449			
日本と韓国の間の s^{com}	0.625			0.445		
	0.161			0.097		
日本と香港の間の s^{com}	0.587				0.442	
	-0.174				0.001	
日本と台湾の間の s^{com}	0.442					0.421
	0.319					0.368
コアインフレ対象品目	日本の s	米国の s	英国の s	韓国の s	香港の s	台湾の s
日本と米国の間の s^{com}	0.515	0.475				
	0.466	0.779				
日本と英国の間の s^{com}	0.438		0.197			
	0.448		0.331			
日本と韓国の間の s^{com}	0.759			0.344		
	0.294			0.501		
日本と香港の間の s^{com}	0.344				0.381	
	-0.253				-0.056	
日本と台湾の間の s^{com}	0.366					0.065
	0.321					-0.013

注) 各セルの上段の計数は全サンプル期間の相関係数を、下段の計数は1990年以降の相関係数を表す。

問題に対処するため s を内生扱いとし、 s^{com} を操作変数として表1と同じ推計を行っている。日本の推計では、日本と米国、日本と英国、日本と韓国、日本と香港の間の共通要因を操作変数として用いており¹⁵⁾、日本以外の国の推計では、その国と日本の間の共通要因を操作変数として用いている。

日本の推計結果をみると、 s_t の係数は定式化[1]では0.571となっており、有意にゼロと異なる。また表1の対応する結果と比較すると、0.507から0.571へと係数は僅かながら大きくなっており、同様の傾向は他の定式化でも確認できる。これらの結果から、内生性が原因で s_t の係数が過大に推計されている可能性は棄却できる。日本以外の国についてみると、米国、英国、台湾では、各定式化で表8の係数が表1の対応する係数と同じか、若干上回っており、日本と同じく s_t の係数の過大推計の可能性を棄却できる。一方、香港では s_t の係数は正であるものの表1との比較では係数が小さくなっているほか、韓国では s_t の係数が負になっている¹⁶⁾。

5. おわりに

本稿では、品目別価格上昇率の分布が左右どちらにどれだけ歪んでいるかをみることにより供給ショックを計測し、その特性について調べた。6ヶ国(日本、米国、英国、韓国、香港、台湾)を対象とした検

討の結果、以下のファインディングが得られた。

第1に、品目別価格上昇率の分布の歪みは消費者物価上昇率と統計的に有意な正の相関をもつ。この結果は6ヶ国に共通するものであり、推計期間、推計方法、歪みの測り方などを変更しても結果は大きく変わらないことが確認された。ただし、正の相関は計測のタイムスパンに依存しており、5年単位でみると相関は消え、物価に影響を与えるのはマネーサプライのみとなった。短期では歪みと平均の間に正の相関が観察されるが長期では相関が消えるという分析結果は、メニューコストの存在などにより価格粘性が短期的に高まるという仮説と整合的である。また、相対価格変化は一般物価に影響を与えないというフリードマン仮説が長期では成り立っているとも解釈できる。

第2に、品目別価格上昇率の分布の右裾と左裾に含まれ

る品目が各国間で同じかどうかをみることにより共変性の度合いを調べた結果、各国の供給ショックは共変性をもつことが確認された。共変性は原油価格の変動に起因する部分が大いだが、原油関連品目を除いてもなお残る。この背景としては、国際的な技術伝播(IT関連製品の価格低下など)や、相対価格変化の貿易を通じた伝播(中国の工業化に伴う廉価な製品の流入など)が考えられる。

第3に、韓国を除く5ヶ国では、1990年代半ば以降、負の供給ショックが発生している。負の供給ショックは、米国では景気拡大と物価安定の両立に貢献してきたが、日本、香港、台湾ではデフレの一因となっている。日本で生じている負の供給ショックは各国と共通の要因で生じている可能性がある。

(一橋大学経済研究所・学習院大学経済学部・一橋大学大学院経済学研究科大学院生)

注

* 本稿の作成に際しては、伊藤隆敏、加納悟、香西泰、藤木裕の各氏、及び、一橋大学、RIETI、学習院大学、日本銀行でのセミナー参加者から貴重なコメントを頂戴した。また、大関雄資、クォン・スンヒョクの両氏には使用データの一部を提供していただいた。記して感謝したい。

1) 例えば、財Aと財Bの価格粘性が同じで、財

表8. 操作変数法による推計

日本	CPI ウェイト				均等ウェイト			
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
π_{t-1}	0.855 (0.027)	0.855 (0.027)	1.000	1.000	0.740 (0.040)	0.741 (0.038)	1.000	1.000
s_t	0.571 (0.107)	0.574 (0.106)	0.178 (0.076)	0.167 (0.078)	0.970 (0.124)	0.957 (0.117)	0.239 (0.103)	0.230 (0.105)
x_t		0.004 (0.008)		0.011 (0.009)		0.007 (0.015)		0.007 (0.013)
J	0.015	0.014	0.005	0.007	0.007	0.007	0.006	0.006
p -value	(0.242)	(0.264)	(0.732)	(0.602)	(0.594)	(0.610)	(0.625)	(0.636)
米国	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
π_{t-1}	0.955 (0.016)	0.974 (0.011)	1.000	1.000	0.860 (0.030)	0.856 (0.035)	1.000	1.000
s_t	0.334 (0.106)	0.207 (0.085)	0.179 (0.062)	0.109 (0.049)	0.848 (0.187)	0.883 (0.225)	0.281 (0.084)	0.236 (0.096)
x_t		0.048 (0.008)		0.054 (0.008)		-0.013 (0.026)		0.031 (0.028)
英国	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
π_{t-1}	0.887 (0.059)	0.886 (0.106)	1.000	1.000	0.938 (0.019)	0.938 (0.021)	1.000	1.000
s_t	0.828 (0.487)	0.837 (0.876)	0.126 (0.164)	0.031 (0.143)	0.794 (0.272)	0.783 (0.317)	0.348 (0.191)	0.255 (0.175)
x_t		-0.003 (0.122)		0.117 (0.032)		0.005 (0.039)		0.095 (0.039)
韓国	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
π_{t-1}	1.016 (0.039)	1.019 (0.037)	1.000	1.000	1.061 (0.039)	1.066 (0.040)	1.000	1.000
s_t	-0.333 (0.383)	-0.347 (0.367)	-0.304 (0.349)	-0.312 (0.340)	-0.737 (0.307)	-0.769 (0.316)	-0.876 (0.618)	-0.898 (0.624)
x_t		0.024 (0.016)		0.021 (0.018)		0.033 (0.027)		0.017 (0.034)
香港	[1]	[3]	[5]	[7]				
π_{t-1}	0.977 (0.020)		1.000		0.955 (0.021)		1.000	
s_t	0.196 (0.225)		0.163 (0.210)		0.344 (0.238)		0.161 (0.183)	
台湾	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
π_{t-1}	0.710 (0.050)	0.711 (0.049)	1.000	1.000	0.279 (0.379)	0.288 (0.368)	1.000	1.000
s_t	1.085 (0.270)	1.063 (0.270)	0.409 (0.249)	0.393 (0.251)	2.352 (1.225)	2.321 (1.183)	0.676 (0.335)	0.668 (0.331)
x_t		-0.006 (0.008)		-0.006 (0.007)		-0.008 (0.013)		-0.007 (0.007)

注) 被説明変数は消費者物価上昇率。日本の推計では、日本と米国、日本と英国、日本と韓国、日本と香港の間の共通要因を操作変数として用いた。日本以外の国の推計では、その国と日本の間の共通要因を操作変数として用いた。 s_t 以外の説明変数は外生扱いとした。品目別物価上昇率から π_t , s_t , s_t^{nom} を作成する際に、定式化[1]-[4]では各国CPIウェイトを、また定式化[5]-[8]では均等ウェイトを用いた。括弧内は標準誤差を表す。

Aと財Bが消費バスケットに占める割合が1/2ずつの場合には、財Aの価格が5%下落、財Bの価格が5%上昇することにより必要な相対価格調整が実現され、一般物価は不変に止まる。

2) Ball-Mankiwの理論モデルでは供給ショックの平均値はゼロと仮定されている(Ball and Mankiw(1995), 169頁)。つまり、供給ショックはidiosyncraticであり、全ての価格調整が完了する長期では物価はショック前の水準に戻ると仮定されている。この仮定の下では長期の相関はゼロである。ただし、供給ショックがidiosyncraticという仮定がモデル構築のための便宜的なものか、それとも、彼らが全ての供給ショックはidiosyncraticと信じているのかは明らかでない。

3) ここでの分布はカーネル密度の推計値(Kernel density estimate)である。この推計値をもとに描いた分布はヒストグラムよりも滑らかな形状を示すことが知られている。推計の詳細については例えばSilverman(1986)を参照。

4) 消費者物価の下落が始まったのは1998年であるが、1997年の分布は消費税率の引き上げや医療費の引き上げといった政策の影響を強く受けているので、ここでは1996年12月時点デフレ直前の時点とみなしている。

5) 負の供給ショックの背景としてBlinder and Yellen(2001)は、生産性上昇以外に、「雇用不安のトラウマ」(1990-91年の「雇用なき景気回復」時代に植えつけられたリストラへの恐怖心から労働者が賃金交渉に弱腰であった)、1995-98年のドル急騰などに伴う輸入物価の下落を挙げている。

6) 以下ではXの値を

0.15 に設定した結果のみを示すが、 X を 0.05, 0.10, 0.20 に設定しても定性的にはほぼ同様の結果が得られる。

7) これらの説明変数以外に消費税ダミーを入れている。消費税ダミーは、① 89年4月の消費税導入時に1をとるダミー変数、② 90年4月に1をとるダミー変数、③ 97年4月の消費税率引き上げ時に1をとるダミー変数、④ 98年4月に1をとるダミー変数、の4種類である。

8) 産出ギャップ x_t としては鉱工業生産指数(の対数値)のトレンド(HP フィルターにより算出したもの)からの乖離幅を用いている。

9) 分布の歪み指標を用いて日本のフィリップス曲線を推計した例としては Nishizaki and Watanabe(2000), Mio(2001) などがある。

10) 潤・渡辺(2002)は主要国について価格粘着性を推計し国際比較している。そこでは米国の価格粘着性は日本より高いとの結果が報告されており、表1から読み取れる結果と異なっている。

11) s_t が変化したときのダイナミックな効果は $3.587/(1-0.480)=6.898$ である。同じ計算を表1の定式化[1]について行くと $0.507/(1-0.926)=6.851$ となる。年次データと月次データではほぼ同じオーダーの係数が得られていることが確認できる。

12) Ball and Mankiw(1995)は生産者物価統計を用いて1949-1969年と1970-1989年を比較した結果、後半の20年間の係数が低下していると報告しており、本稿の推計結果と整合的である。

13) 推計ではこれ以外に時間ダミーを加えている。

14) 1997年後半から1998年前半の時期における s の上昇は1997年9月の医療費引き上げに伴うものであり、日本に固有の相対価格変動である。

15) 推計期間の関係で日本と台湾の間の共通要因は操作変数として用いていない。

16) 表7からわかるように、香港と韓国では、操作変数 s^{cow} と説明変数 s との相関が低いいため操作変数法の推計自体が不正確なものになっている可能性がある。

参 考 文 献

- 潤仁志・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——」『金融研究』第21巻第1号, pp. 35-69.
- 渡辺努・細野薫・横手麻理子(2003)「供給ショックと短期の物価変動」RIETI Discussion Paper Series, 03-J-008.
- Aoki, Kosuke (2001) "Optimal Monetary Policy Responses to Relative-Price Changes," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 48, No. 1, pp. 55-80.
- Balke, Nathan S., and Mark A. Wynne (2000) "An Equilibrium Analysis of Relative Price Changes and Aggregate Inflation," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 45, No. 2, pp. 269-292.
- Ball, Laurence, and N. Gregory Mankiw (1995)

"Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 1, pp. 161-193.

Barsky, Robert B., and Lutz Kilian (2001) "Do We Really Know That Oil Caused the Great Stagflation? A Monetary Alternative," *NBER Working Paper*, No. 8389.

Benigno, Pierpaolo (2001) "Optimal Monetary Policy in a Currency Area," New York University.

Bernanke, B.S., M. Gertler, and M.W. Watson (1997) "Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks," *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, pp. 91-148.

Blinder, Allan S., and Janet L. Yellen (2001) *The Fabulous Decade: Macroeconomic Lessons from the 1990s*, The Century Foundation Press.

Bryan, Michael F., and Stephen G. Cecchetti (1999) "Inflation and the Distribution of Price Changes," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, No. 2, pp. 188-196.

Calvo, Guillermo (1983) "Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12, No. 3, pp. 383-98.

De Long, Bradford J. (1997) "America's Paecetime Inflation: the 1970s." in *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, edited by Christina D. Romer and David H. Romer. Chicago: University of Chicago Press.

Friedman, Milton (1975) "Perspectives on Inflation." *Newsweek*, June 24, 1975, 73.

Gordon, Robert J. (1975) "Alternative Responses of Policy to External Supply Shocks," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1975: 1, pp. 183-206.

Hooker, Mark A. (1999) "Are Oil Shocks Inflationary? Asymmetric and Nonlinear Specifications versus Changes in Regime," Federal Reserve Board, Finance and Economics Discussion Series, 1999-65.

Mankiw, N. Gregory (2002) "U.S. Monetary Policy During the 1990s," in *American Economic Policy in the 1990s*, edited by Jeffrey A. Frankel and Peter R. Orszag. The MIT Press.

Mio, Hitoshi (2001) "The Phillips Curve and Underlying Inflation," *Monetary and Economic Studies*, May 2001, pp. 85-108.

Nishizaki, Kenji, and Tsutomu Watanabe (2000) "Output-Inflation Trade-Off at Near-Zero Inflation Rates," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 14, No. 4, pp. 304-326.

Silverman, B. W. (1986) *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Chapman & Hall.

Woodford, Michael (2001) "Inflation Stabilization and Welfare," *NBER Working Paper*, No. 8071.