



RIETI Discussion Paper Series 03-J-008

供給ショックと短期の物価変動

渡辺 努

経済産業研究所

細野 薫

学習院大学

横手 麻理子

一橋大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

供給ショックと短期の物価変動

渡辺努*
一橋大学
RIETI

細野薫
学習院大学

横手麻理子
一橋大学

初稿 2003年4月1日
改訂稿 2003年4月28日

要旨

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大きいだが、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。

*連絡先: 一橋大学経済研究所渡辺努 (tsutomu.w@srv.cc.hit-u.ac.jp)。本稿の作成に際しては、加納悟、藤木裕の両氏、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、クオン・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

The Relationship between Relative-Price Changes and Inflation: Evidence from Six Countries

Tsutomu Watanabe*
Hitotsubashi University

Kaoru Hosono
Gakushuin University

Mariko Yokote
Hitotsubashi University

April 25, 2003

Abstract

This paper investigates the relationship between the cross-sectional skewness of price changes and the rate of inflation using the CPI data of six countries and regions, including Japan, U.S., U.K., Korea, Hong Kong, and Taiwan. We find a significant positive correlation between the two in the monthly time-series data in each country, but fail to find a similar correlation in the five-year-average cross-country data. The mean-skewness correlation exists in the short-run but disappears in the long-run, which is consistent with the sticky-price model developed by Ball and Mankiw (1995). We also find that relative price changes in each country tend to have a common factor in the sense that items belonging to the upper and lower tails of the price-change distribution are the same across countries, which implies the importance of global supply shocks in relative-price fluctuations.

JEL Classification Numbers: E31, E52

Keywords: Supply shocks, relative-price changes, inflation, sticky prices

*Correspondence: Tsutomu Watanabe, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, Kunitachi, Tokyo 186-8603, Japan. Phone: 81-42-580-8358, fax: 81-42-580-8333, e-mail: tsutomu.w@srv.cc.hit-u.ac.jp.

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）にほかならない。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推計する。

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に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う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こと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的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、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、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場合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、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 の価格はそのままして財 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。

¹ 例えば、財 A と財 B の価格粘着性が同じで、財 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

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、それが相対価格と物価の関係を規定しているのであれば、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、淵・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 (全ての産業で価格が完全に伸縮的 (Friedman のケース)、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。

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。

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るれば、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。

²Ball-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が、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。

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買

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。

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 v_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

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

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

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

で定義される集合であり、 L は $v_i \in (-\infty, L]$ 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 $v_i \in [R, \infty)$ 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

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。

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、消費者物価指数は100品目で構成される、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)、 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×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±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 2.1 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

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。

ており、他の 5ヶ国とは異なる傾向を示している。

図 2.2 では、原油価格の変動が分布の歪みに与える影響を除去するために、各国の消費者物価統計からエネルギー・食料を除いたベース(いわゆるコアインフレ)で図 2.1 と同様の計算を行っている。韓国を除く 5ヶ国において、90 年代後半以降、マイナスの値をとる傾向がより鮮明に確認できる。

図 2.1 及び図 2.2 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 2 つの図をみる限り、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、原油を含むか否かにかかわらず、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。

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であり、加重ウエイトは消費者物価統計のウエイトを用いている。同様に s_t もウエイトを勘案して算出されたものを用いている。

定式化 [1] の推計結果をみると、 s_t の係数は正であ

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、89 年 4 月の消費税導入時に 1 をとるダミー変数、90 年 4 月に 1 をとるダミー変数、97 年 4 月の消費税率引き上げ時に 1 をとるダミー変数、98 年 4 月に 1 をとるダミー変数、の 4 種類である。

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。

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。

消費者物価指数ウエ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エイトを適用して 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 の係数に注目すると、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

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淵・渡辺 (2002) は主要国について価格粘性を推計し国際比較している。そこでは米国の価格粘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。

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

$$Skewness \equiv \frac{1}{n} \sum_i \omega_i [\nu_i^3 / \sigma^3] \quad (3)$$

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

$$Q \equiv \frac{1}{n} \sum_i |\nu_i| \omega_i \nu_i \quad (4)$$

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。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年以降のデスインフレ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4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るれば、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

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]について行うと $0.507 / (1 - 0.926) = 6.851$ となる。年次データと月次データで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。

のダイナミックな側面を考慮すれば、当期の歪みは当期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、

$$\pi_{it} = \phi_1 s_{it} + \phi_2 x_{it} + \phi_3 \mu_{it} + \epsilon_{it} \quad (5)$$

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。短期的な価格粘着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

¹³推計ではこれ以外に時間ダミーを加えている。

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 $s^{\text{com}}(X)$ を次のように定義する。

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

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、

$$I_L^* \equiv \{j \mid \nu_j \in (-\infty, L^*]\}; I_R^* \equiv \{j \mid \nu_j \in [R^*, \infty)\} \quad (7)$$

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 $s^{\text{com}}(X) = s(X)$ 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 $s^{\text{com}}(X) = 0$ となる。なお、 $s^{\text{com}}(X)$ 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 $s^{\text{com}}(0.15)$ (太線) 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多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、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)。1990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)。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、その国と日本と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

¹⁴1997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。

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着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多いが、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

¹⁶表 7 からわかるように、香港と韓国では、操作変数 s^{com} 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。

の要因で生じている可能性がある。

参考文献

- [1] 淵仁志・渡辺努 (2002). 「フィリップス曲線と価格粘着性—産業別データによる推計—」『金融研究』第 21 巻第 1 号, 35-69 頁 .
- [2] Aoki, Kosuke (2001). “Optimal monetary policy responses to relative-price changes.” *Journal of Monetary Economics* 48, 55-80.
- [3] Balke, Nathan S., and Mark A. Wynne (2000). “An equilibrium analysis of relative price changes and aggregate inflation.” *Journal of Monetary Economics* 45(2), 269-292.
- [4] Ball, Laurence, and N. Gregory Mankiw (1995). “Relative-price changes as aggregate supply shocks.” *Quarterly Journal of Economics* 100, 161-193.
- [5] Barsky, Robert B., and Lutz Kilian (2001). “Do we really know that oil caused the great stagflation? A monetary alternative.” NBER Working Paper 8389.
- [6] Benigno, Pierpaolo (2001). “Optimal monetary policy in a currency area.” New York University.
- [7] 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*, 1, 91-148.
- [8] Blinder, Allan S., and Janet L. Yellen (2001). *The Fabulous Decade: Macroeconomic Lessons from the 1990s*. The Century Foundation Press.
- [9] Bryan, Michael F., and Stephen G. Cecchetti (1999). “Inflation and the distribution of price changes.” *Review of Economics and Statistics* 81(2), 188-196.
- [10] Calvo, Guillermo (1983). “Staggered prices in a utility-maximizing framework.” *Journal of Monetary Economics* 12, 383-98.

- [11] De Long, Bradford J. (1997). "America's peacetime inflation: the 1970s." in *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, edited by Christina D. Romer and David H. Romer. Chicago: University of Chicago Press.
- [12] Friedman, Milton (1975). "Perspectives on Inflation." *Newsweek*, June 24, 1975, 73.
- [13] Gordon, Robert J. (1975). "Alternative responses of policy to external supply shocks." *Brookings Papers on Economic Activity*, 1975:1, 183-206.
- [14] 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.
- [15] 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.
- [16] Mio, Hitoshi (2001). "The Phillips curve and underlying inflation." *Monetary and Economic Studies*, May 2001, 85-108.
- [17] Nishizaki, Kenji, and Tsutomu Watanabe (2000). "Output-inflation trade-off at near-zero inflation rates." *Journal of the Japanese and International Economies* 14, 304-326.
- [18] Silverman, B. W. (1986). *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. Chapman & Hall.
- [19] Woodford, Michael (2001). "Inflation stabilization and welfare." *NBER Working Paper* 8071.

表 1 歪みと平均の関係

日本								
	CPI ウェイト				均等ウェイト			
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
π_{t-1}	0.926 (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								
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
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								
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
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

表 1 の注: 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。

表 1 歪みと平均の関係 (続き)

韓国								
	CPI ウェイト				均等ウェイト			
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
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							
	[1]	[3]	[5]	[7]			
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								
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
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

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

表2の注: 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。

表2 マネー要因(続き)

韓国								
	CPI ウェイト				均等ウェイト			
	[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	
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

表 3 歪みの代替的指標

日本								
	CPI ウェイト				均等ウェイト			
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
π_{t-1}	0.976 (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								
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
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								
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
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

表 3 の注: 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。

表3 歪みの代替的指標（続き）

韓国								
	CPI ウェイト				均等ウェイト			
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
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								
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
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								
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
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

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

表4の注: 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。

表4 コアインフレ(続き)

韓国								
	CPI ウェイト				均等ウェイト			
	[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

表5 年次データによる推計

日本								
推計期間	1957-02年		1957-73年		1974-02年		1980-02年	
	[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								
推計期間	1957-02年		1957-73年		1974-02年		1980-02年	
	[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

表5の注: 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。

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

表6の注: 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。

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 0.365	0.816 0.875				
日本と英国の間の s^{com}	0.822 0.070		0.651 0.449			
日本と韓国の間の s^{com}	0.625 0.161			0.445 0.097		
日本と香港の間の s^{com}	0.587 -0.174				0.442 0.001	
日本と台湾の間の s^{com}	0.442 0.319					0.421 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 0.466	0.475 0.779				
日本と英国の間の s^{com}	0.438 0.448		0.197 0.331			
日本と韓国の間の s^{com}	0.759 0.294			0.344 0.501		
日本と香港の間の s^{com}	0.344 -0.253				0.381 -0.056	
日本と台湾の間の s^{com}	0.366 0.321					0.065 -0.013

表7の注: 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。

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
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
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)

表 8 の注: 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。品目別価格上昇率から $\pi_t, s_t, s_t^{\text{com}}$ 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。

表 8 操作変数法による推計（続き）

韓国								
	CPI ウェイト				均等ウェイト			
	[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)

A 使用データの詳細

A.1 消費者物価指数

A.1.1 月次データ

日本, 米国, 英国, 韓国, 香港, 台湾の月次消費者物価指数の出所は以下のとおりである。品目数の推移は表 A1 を参照。

日本: 総務省統計局「消費者物価指数(平成12年基準)CD-ROM」

米国: U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, “Consumer Price Index for All Urban Consumers (CPI-U), U.S. City Average”
<http://stats.bls.gov/cpi/home.htm>

英国: National Statistics, Consumer Price Indices, “Retail Price Index (RPI)”

韓国: Korea National Statistical Office, Consumer Price Index Monthly, “All Cities’ Consumer Price Index”

香港: Census and Statistics Department Hong Kong, Monthly Report on the Consumer Price Index, “Consumer Price Index (A)”

台湾: National Statistics of Taiwan, the Republic of China, Price Statistics Monthly in Taiwan Area of the Republic of China, “Consumer Price Index”

A.1.2 年次データ

日本と米国の1955年から2002年までの年次消費者物価指数のデータ出所は以下のとおりである。品目数の推移は表 A2 を参照。

日本: 総務省統計局「平成12年基準消費者物価接続指数品目別価格指数(全国)昭和30年-平成11年」, 「品目別価格指数(全国・東京都区部)平成12年-平成14年」
<http://www.stat.go.jp/data/cpi/longtime/index.htm>
<http://www.stat.go.jp/data/cpi/200212/index.htm>

米国: U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, “Consumer Price Index for All Urban Consumer (CPI-U), U.S. City Average”
<http://stats.bls.gov/data/home.htm>

A.2 消費者物価指数のウェイト

各国のウェイトは次の年を基準としたものを使用する。

日本: 2000年

米国: 1999-2000年

英国: 2000年

韓国: 2000年

香港: 1999年10月-2000年9月

台湾: 1996年

A.3 鉱工業生産指数

日本, 米国, 英国, 韓国の4ヶ国については, IMF “International Financial Statistics (IFS) CD-ROM” の季節調整済み月次データを使用する。台湾は Ministry of Economic Affairs, Department of Statistics, Industrial Production Statistics Monthly, “Index of Industrial Production, General index” を使用。香港については月次系列がないため本稿では使用していない。

A.4 マネーサプライ

マネーサプライの定義と出典は以下のとおりである。

日本: Money と Quasi-Money の合計, IMF “International Financial Statistics (IFS) CD-ROM”

米国 M2,
<http://www.federalreserve.gov/releases/h6/hist/table2>

英国: M4,
<http://www.bankofengland.co.uk/mfsd/ms/030331/mar03tab.htm> (tabelA4.2)

韓国: Money と Quasi-Money の合計, IMF “International Financial Statistics (IFS) CD-ROM”

香港: M2 Hong Kong Dollar ,
http://www.info.gov.hk/hkma/eng/statistics/msb/new_msb_tables_b.thm (table2.3.1)

台湾: M2,
<http://www.cbc.gov.tw/EngHome/Eeconomic/Statistics/FS/history/EMS-H.xls>

の分類の方が細かい場合は、当該国の対応する複数品目を合計して品目分類を一致させる。例えば、香港の Tram fares , Mass Transit Railway Fares , Light Rail Transit Fares の 3 品目は、合計して日本の「鉄道運賃-JR 以外」の品目に対応させる扱いとした。第 2 に、「品目分類を一致させた後で、「自国」と「外国」の分布の右裾と左裾にそれぞれ共通に含まれる品目の寄与度を各国で計算する。寄与度計算に用いるウェイトは自国と外国の CPI ウェイトの単純平均値を用いる。

B 歪み指標及び平均インフレ率の作成方法

B.1 使用する分類

各国の歪み指標及び平均インフレ率を作成する際には、各国データの一番細かい分類を使用している。ただし、ひとつの分類の下で細かい品目が部分的にしか例示されていない場合には、例示されている品目を使用し、当該分類は使用しない扱いとした。例えば、米国の 1971 年 1 月時点の Fresh Fruit 分類の中では、Apple と Banana のみが掲載されているので、Apple と Banana のデータを使用し、Fresh Fruit のデータは用いない扱いとした。

B.2 コアインフレの定義

米国は「食料品・エネルギーを除く全品目指標 (All Items Less Food and Energy)」を用いた。米国以外については、米国の食料・エネルギーに含まれる品目に対応する品目を除外することによって作成した。

B.3 共通ショック指数 s^{com} の作成方法

2 国間の共通ショック指数 s^{com} を作成するにあたっては、第 1 に、品目分類を 2 国間で一致させる必要がある。日本が最も細かい品目分類を採用していることが多いため、原則として、日本の複数の該当品目を合計することによって、外国の分類と一致させる。ただし、日本に対応する品目がない場合には、当該品目を除外する。例えば、香港の Ferry Fares は日本に対応品目が存在しないので除外した。また、日本より外国

表A1 月次データの品目・分類数

	日本	米国	英国	韓国	香港	台湾		日本	米国	英国	韓国	香港	台湾
1971_01	298	46					1977_01	355	46		213	66	
1971_02	296	46					1977_02	355	46		213	66	
1971_03	295	46					1977_03	357	46		213	66	
1971_04	294	46					1977_04	357	46		213	66	
1971_05	291	46					1977_05	347	46		213	66	
1971_06	293	46					1977_06	343	46		213	66	
1971_07	292	46					1977_07	343	46		213	66	
1971_08	292	46					1977_08	344	46		213	66	
1971_09	298	46					1977_09	360	46		213	66	
1971_10	297	46					1977_10	359	46		213	66	
1971_11	299	46					1977_11	359	46		213	66	
1971_12	298	46					1977_12	357	46		213	66	
1972_01	303	46					1978_01	355	46		213	66	
1972_02	302	46					1978_02	356	46		213	66	
1972_03	302	46					1978_03	357	46		213	66	
1972_04	303	46					1978_04	357	46		213	66	
1972_05	298	46					1978_05	347	46		213	66	
1972_06	299	46					1978_06	343	46		213	66	
1972_07	299	46					1978_07	343	46		213	66	
1972_08	298	46					1978_08	344	47		213	66	
1972_09	308	46					1978_09	360	47		213	66	
1972_10	305	46					1978_10	359	47		213	66	
1972_11	305	46					1978_11	359	47		213	66	
1972_12	303	46					1978_12	357	72		213	66	
1973_01	305	46					1979_01	355	83		213	66	
1973_02	303	46					1979_02	356	83		213	66	
1973_03	305	46					1979_03	357	83		213	66	
1973_04	305	46					1979_04	357	83		213	66	
1973_05	298	46					1979_05	347	83		213	66	
1973_06	300	46					1979_06	343	83	24	213	66	
1973_07	301	46					1979_07	343	83	24	213	66	
1973_08	301	46					1979_08	344	83	24	213	66	
1973_09	310	46					1979_09	360	83	24	213	66	
1973_10	307	46					1979_10	359	83	24	213	66	
1973_11	307	46					1979_11	359	83	24	213	66	
1973_12	305	46					1979_12	357	83	24	213	66	
1974_01	304	46					1980_01	355	83	24	213	66	
1974_02	304	46					1980_02	356	83	24	213	66	
1974_03	306	46					1980_03	356	83	24	213	66	
1974_04	308	46					1980_04	356	83	24	213	66	
1974_05	300	46					1980_05	345	83	24	213	66	
1974_06	300	46					1980_06	343	83	24	213	66	
1974_07	300	46					1980_07	343	83	24	213	66	
1974_08	301	46					1980_08	344	83	24	213	66	
1974_09	311	46					1980_09	360	83	24	213	66	
1974_10	308	46					1980_10	359	83	24	213	66	
1974_11	308	46					1980_11	359	83	24	213	66	
1974_12	306	46					1980_12	357	83	24	213	66	
1975_01	304	46					1981_01	393	83	24	259	66	
1975_02	304	46					1981_02	394	83	24	259	66	
1975_03	306	46					1981_03	394	83	24	259	66	
1975_04	308	46					1981_04	396	83	24	259	66	
1975_05	300	46					1981_05	384	83	24	259	66	
1975_06	300	46					1981_06	381	83	24	259	66	
1975_07	300	46			66		1981_07	381	83	24	259	66	
1975_08	301	46			66		1981_08	382	83	24	259	66	
1975_09	311	46			66		1981_09	400	83	24	259	66	
1975_10	308	46			66		1981_10	398	83	24	259	71	
1975_11	308	46			66		1981_11	397	83	24	259	71	
1975_12	306	46			66		1981_12	395	83	24	259	71	
1976_01	330	46			66		1982_01	396	83	24	259	71	58
1976_02	330	46			66		1982_02	397	83	24	259	71	58
1976_03	332	46		213	66		1982_03	397	83	24	259	71	58
1976_04	355	46		213	66		1982_04	399	83	24	259	71	58
1976_05	345	46		213	66		1982_05	387	83	24	259	71	58
1976_06	341	46		213	66		1982_06	384	83	24	259	71	58
1976_07	342	46		213	66		1982_07	384	83	24	259	71	58
1976_08	342	46		213	66		1982_08	385	83	24	259	71	58
1976_09	358	46		213	66		1982_09	403	83	24	259	71	58
1976_10	357	46		213	66		1982_10	401	83	24	259	71	58
1976_11	357	46		213	66		1982_11	400	83	24	259	71	58
1976_12	355	46		213	66		1982_12	398	83	24	259	71	58

表A1 月次データの品目・分類数

	日本	米国	英国	韓国	香港	台湾		日本	米国	英国	韓国	香港	台湾
1983_01	396	83	24	259	71	58	1989_01	449	94	49	289	84	58
1983_02	397	83	24	259	71	58	1989_02	449	94	49	289	84	58
1983_03	397	83	24	259	71	58	1989_03	450	94	49	289	84	58
1983_04	399	83	24	259	71	58	1989_04	448	94	49	289	84	58
1983_05	387	83	24	259	71	58	1989_05	449	94	49	289	84	58
1983_06	384	83	24	259	71	58	1989_06	449	94	49	289	84	58
1983_07	384	83	24	259	71	58	1989_07	450	94	49	289	84	58
1983_08	385	83	24	259	71	58	1989_08	451	94	49	289	84	58
1983_09	403	83	24	259	71	58	1989_09	451	94	49	289	84	58
1983_10	401	83	24	259	71	58	1989_10	452	94	49	289	84	58
1983_11	400	83	24	259	71	58	1989_11	450	94	49	289	84	58
1983_12	398	85	24	259	71	58	1989_12	449	95	49	289	84	58
1984_01	396	85	24	259	71	58	1990_01	449	95	49	289	84	58
1984_02	397	85	24	259	71	58	1990_02	449	95	49	289	84	58
1984_03	397	85	24	259	71	58	1990_03	450	95	49	289	84	58
1984_04	399	85	24	259	71	58	1990_04	447	95	49	289	84	58
1984_05	387	85	24	259	71	58	1990_05	449	95	49	289	84	58
1984_06	384	85	24	259	71	58	1990_06	449	95	49	289	84	58
1984_07	384	85	24	259	71	58	1990_07	450	95	49	289	84	58
1984_08	385	85	24	259	71	58	1990_08	451	95	49	289	84	58
1984_09	403	85	24	259	71	58	1990_09	450	95	49	289	84	58
1984_10	401	85	24	259	71	58	1990_10	452	95	49	289	84	58
1984_11	400	85	24	259	71	58	1990_11	450	95	49	289	84	58
1984_12	398	87	24	259	71	58	1990_12	449	95	49	289	84	58
1985_01	396	87	24	259	71	58	1991_01	483	95	49	356	84	58
1985_02	397	87	24	259	71	58	1991_02	483	95	49	356	84	58
1985_03	397	87	24	259	71	58	1991_03	484	95	49	356	84	58
1985_04	397	87	24	259	71	58	1991_04	481	95	49	356	84	58
1985_05	387	87	24	259	71	58	1991_05	483	95	49	356	84	58
1985_06	383	87	24	259	71	58	1991_06	483	95	49	356	84	58
1985_07	384	87	24	259	71	58	1991_07	484	95	49	356	84	58
1985_08	385	87	24	259	71	58	1991_08	485	95	49	356	84	58
1985_09	402	87	24	259	71	58	1991_09	484	95	49	356	84	58
1985_10	401	87	24	259	71	58	1991_10	486	95	49	356	84	58
1985_11	398	87	24	259	71	58	1991_11	484	95	49	356	84	58
1985_12	397	87	24	259	71	58	1991_12	483	97	49	356	84	58
1986_01	449	87	24	292	71	58	1992_01	483	97	49	356	84	58
1986_02	449	87	24	292	71	58	1992_02	483	97	49	356	84	58
1986_03	450	87	24	292	71	58	1992_03	484	97	49	356	84	58
1986_04	448	87	24	292	71	58	1992_04	481	97	49	356	84	58
1986_05	449	87	24	292	71	58	1992_05	483	97	49	356	84	58
1986_06	449	87	24	292	71	58	1992_06	483	97	49	356	84	58
1986_07	450	87	24	292	71	58	1992_07	484	97	49	356	84	58
1986_08	451	87	24	292	71	58	1992_08	485	97	49	356	84	58
1986_09	451	87	24	292	71	58	1992_09	484	97	49	356	84	58
1986_10	452	87	24	292	84	58	1992_10	486	97	49	356	84	58
1986_11	450	87	24	292	84	58	1992_11	484	97	49	356	84	58
1986_12	449	87	24	292	84	58	1992_12	483	97	49	356	84	58
1987_01	449	87	24	292	84	58	1993_01	483	97	49	356	84	58
1987_02	449	87	24	289	84	58	1993_02	483	97	49	356	84	58
1987_03	450	87	24	289	84	58	1993_03	484	97	49	356	84	58
1987_04	448	87	24	289	84	58	1993_04	481	97	49	356	84	58
1987_05	449	87	24	289	84	58	1993_05	483	97	49	356	84	58
1987_06	449	87	24	289	84	58	1993_06	483	97	49	356	84	58
1987_07	450	87	24	289	84	58	1993_07	484	97	49	356	84	58
1987_08	451	87	24	289	84	58	1993_08	485	97	49	356	84	58
1987_09	451	87	24	289	84	58	1993_09	484	97	49	356	84	58
1987_10	452	87	24	289	84	58	1993_10	486	97	49	356	84	58
1987_11	450	87	24	289	84	58	1993_11	484	97	49	356	84	58
1987_12	449	94	24	289	84	58	1993_12	483	97	49	356	84	58
1988_01	449	94	49	289	84	58	1994_01	483	97	49	356	84	58
1988_02	449	94	49	289	84	58	1994_02	483	97	49	356	84	58
1988_03	450	94	49	289	84	58	1994_03	484	97	49	356	84	58
1988_04	448	94	49	289	84	58	1994_04	481	97	49	356	84	58
1988_05	449	94	49	289	84	58	1994_05	483	97	49	356	84	58
1988_06	449	94	49	289	84	58	1994_06	483	97	49	356	84	58
1988_07	450	94	49	289	84	58	1994_07	484	97	49	356	84	58
1988_08	451	94	49	289	84	58	1994_08	485	97	49	356	84	58
1988_09	451	94	49	289	84	58	1994_09	484	97	49	356	84	58
1988_10	452	94	49	289	84	58	1994_10	486	97	49	356	84	58
1988_11	450	94	49	289	84	58	1994_11	484	97	49	356	84	58
1988_12	449	94	49	289	84	58	1994_12	483	97	49	356	84	58

表A1 月次データの品目・分類数

	日本	米国	英国	韓国	香港	台湾		日本	米国	英国	韓国	香港	台湾
1995_01	483	97	49	356	84	58	2001_01	567	170	49	517	88	59
1995_02	483	97	49	356	84	58	2001_02	567	170	49	517	88	59
1995_03	484	97	49	356	84	58	2001_03	568	170	49	517	88	59
1995_04	481	97	49	356	84	58	2001_04	565	170	49	517	87	59
1995_05	483	97	49	356	84	58	2001_05	567	171	49	517	87	59
1995_06	483	97	49	356	84	58	2001_06	569	171	49	517	87	59
1995_07	484	97	49	356	84	58	2001_07	570	171	49	517	87	59
1995_08	485	97	49	356	84	58	2001_08	570	171	49	517	87	59
1995_09	484	97	49	356	84	58	2001_09	569	171	49	517	87	59
1995_10	486	97	49	356	88	58	2001_10	569	171	49	517	87	59
1995_11	484	97	49	356	88	58	2001_11	567	171	49	517	87	59
1995_12	483	97	49	356	88	58	2001_12	568	171	49	517	87	59
1996_01	517	97	49	423	88	58	2002_01	567	171	49	517	87	59
1996_02	517	97	49	423	88	58	2002_02	567	171	49	517	87	59
1996_03	518	97	49	423	88	58	2002_03	568	171	49	517	87	59
1996_04	515	97	49	423	88	58	2002_04	564	171	49	517	87	59
1996_05	517	97	49	423	88	58	2002_05	566	171	49	517	87	59
1996_06	517	97	49	423	88	58	2002_06	568	171	49	517	87	59
1996_07	518	97	49	423	88	58	2002_07	569	171	49	517	87	59
1996_08	519	97	49	423	88	58	2002_08	569	171	49	517	87	59
1996_09	518	97	49	423	88	58	2002_09	568	171	49	517	87	59
1996_10	520	97	49	423	88	58	2002_10		171	49	517	87	59
1996_11	518	97	49	423	88	58	2002_11				517		
1996_12	517	97	49	423	88	58							
1997_01	517	97	49	423	88	58							
1997_02	517	97	49	423	88	58							
1997_03	518	97	49	423	88	58							
1997_04	515	97	49	423	88	58							
1997_05	517	97	49	423	88	58							
1997_06	517	97	49	423	88	58							
1997_07	518	97	49	423	88	58							
1997_08	519	97	49	423	88	58							
1997_09	518	97	49	423	88	58							
1997_10	520	97	49	423	88	58							
1997_11	518	97	49	423	88	58							
1997_12	517	98	49	423	88	58							
1998_01	517	98	49	423	88	58							
1998_02	517	98	49	423	88	58							
1998_03	518	98	49	423	88	58							
1998_04	515	98	49	423	88	58							
1998_05	517	98	49	423	88	58							
1998_06	517	98	49	423	88	58							
1998_07	518	98	49	423	88	58							
1998_08	519	98	49	423	88	58							
1998_09	518	98	49	423	88	58							
1998_10	520	97	49	423	88	58							
1998_11	518	97	49	423	88	58							
1998_12	517	171	49	423	88	58							
1999_01	517	171	49	423	88	59							
1999_02	517	171	49	423	88	59							
1999_03	518	171	49	423	88	59							
1999_04	515	171	49	423	88	59							
1999_05	517	171	49	423	88	59							
1999_06	517	171	49	423	88	59							
1999_07	518	171	49	423	88	59							
1999_08	519	171	49	423	88	59							
1999_09	518	171	49	423	88	59							
1999_10	520	171	49	423	88	59							
1999_11	518	171	49	423	88	59							
1999_12	517	171	49	423	88	59							
2000_01	517	170	49	423	88	59							
2000_02	517	170	49	425	88	59							
2000_03	518	170	49	425	88	59							
2000_04	515	170	49	425	88	59							
2000_05	517	171	49	425	88	59							
2000_06	517	171	49	427	88	59							
2000_07	518	171	49	427	88	59							
2000_08	519	171	49	427	88	59							
2000_09	518	171	49	427	88	59							
2000_10	519	171	49	427	88	59							
2000_11	517	171	49	427	88	59							
2000_12	517	171	49	427	88	59							

表A2 年次データの品目・分類数

	日本	米国
1956	162	28
1957	177	27
1958	178	27
1959	191	27
1960	192	27
1961	210	27
1962	210	28
1963	210	28
1964	226	28
1965	226	29
1966	239	29
1967	239	29
1968	239	39
1969	240	39
1970	240	47
1971	306	47
1972	311	47
1973	314	47
1974	315	47
1975	315	47
1976	363	47
1977	364	47
1978	364	47
1979	364	87
1980	364	87
1981	404	87
1982	408	87
1983	408	87
1984	408	89
1985	408	91
1986	453	92
1987	453	92
1988	453	101
1989	453	101
1990	453	102
1991	489	102
1992	489	104
1993	489	104
1994	489	104
1995	489	104
1996	525	104
1997	525	104
1998	525	104
1999	525	180
2000	525	179
2001	578	179
2002	577	180

図1.1 品目別価格上昇率の分布(第1次石油危機)

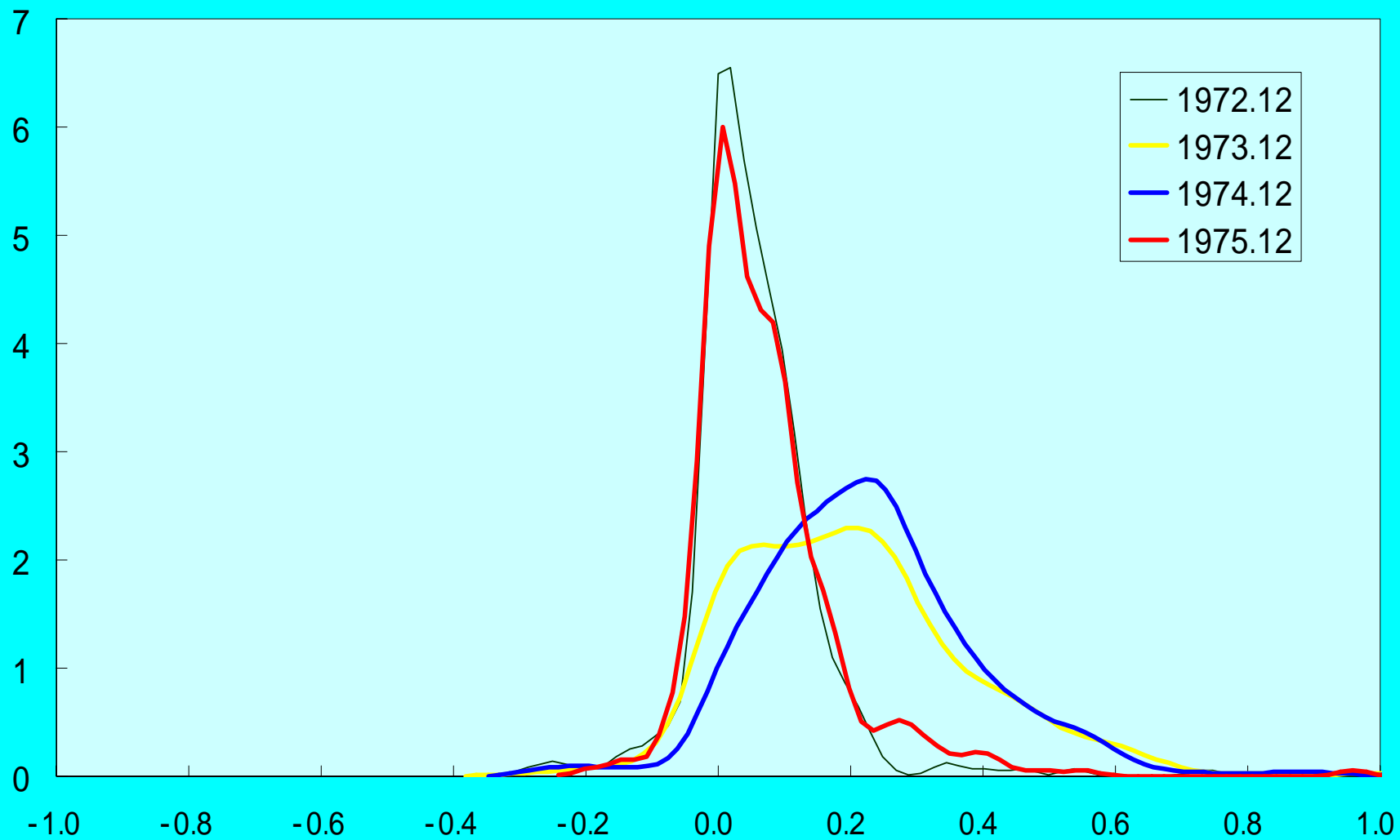


図1.2 プラザ合意後の円高期

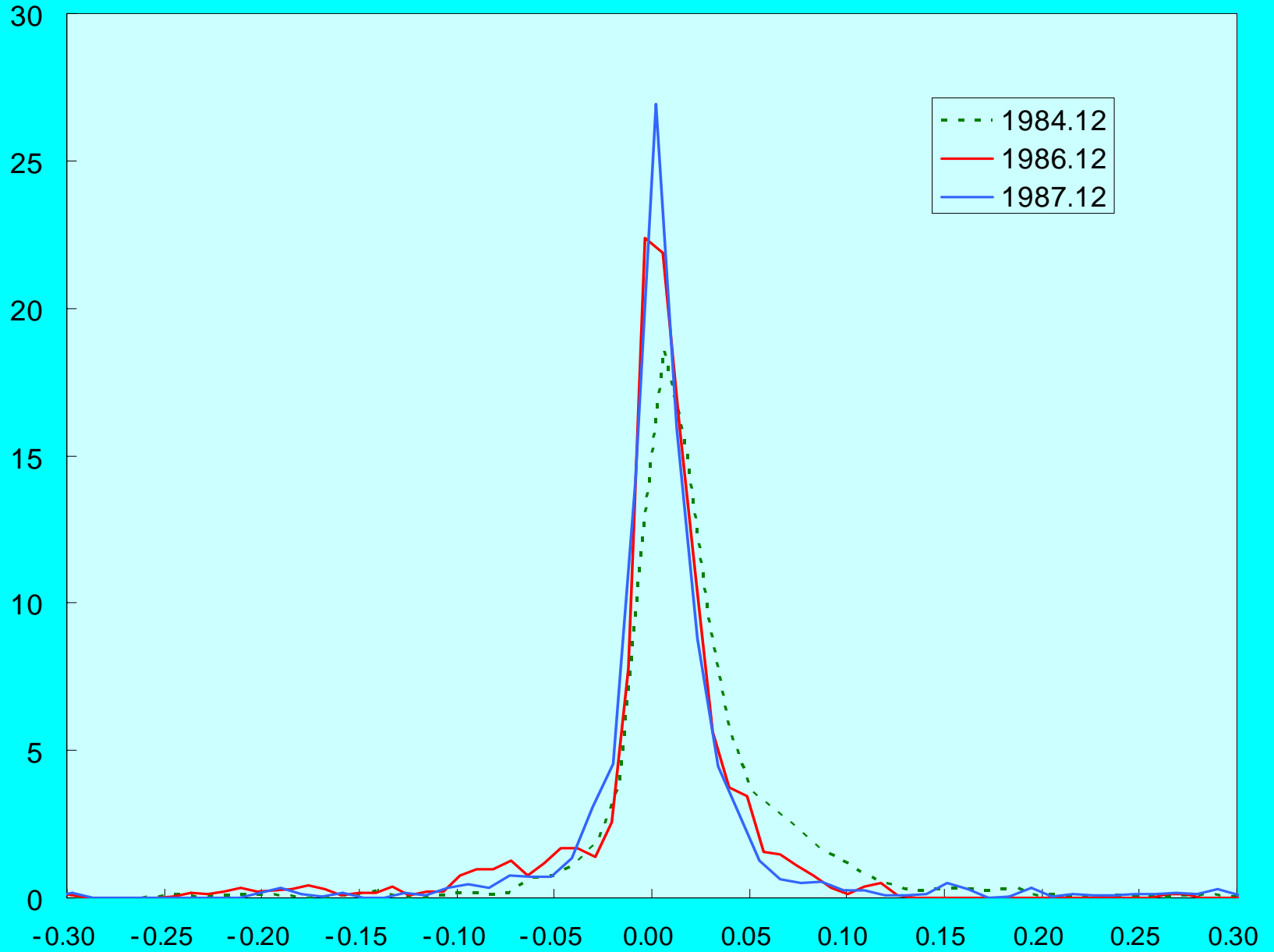


図1.3 韓国の通貨危機時の分布

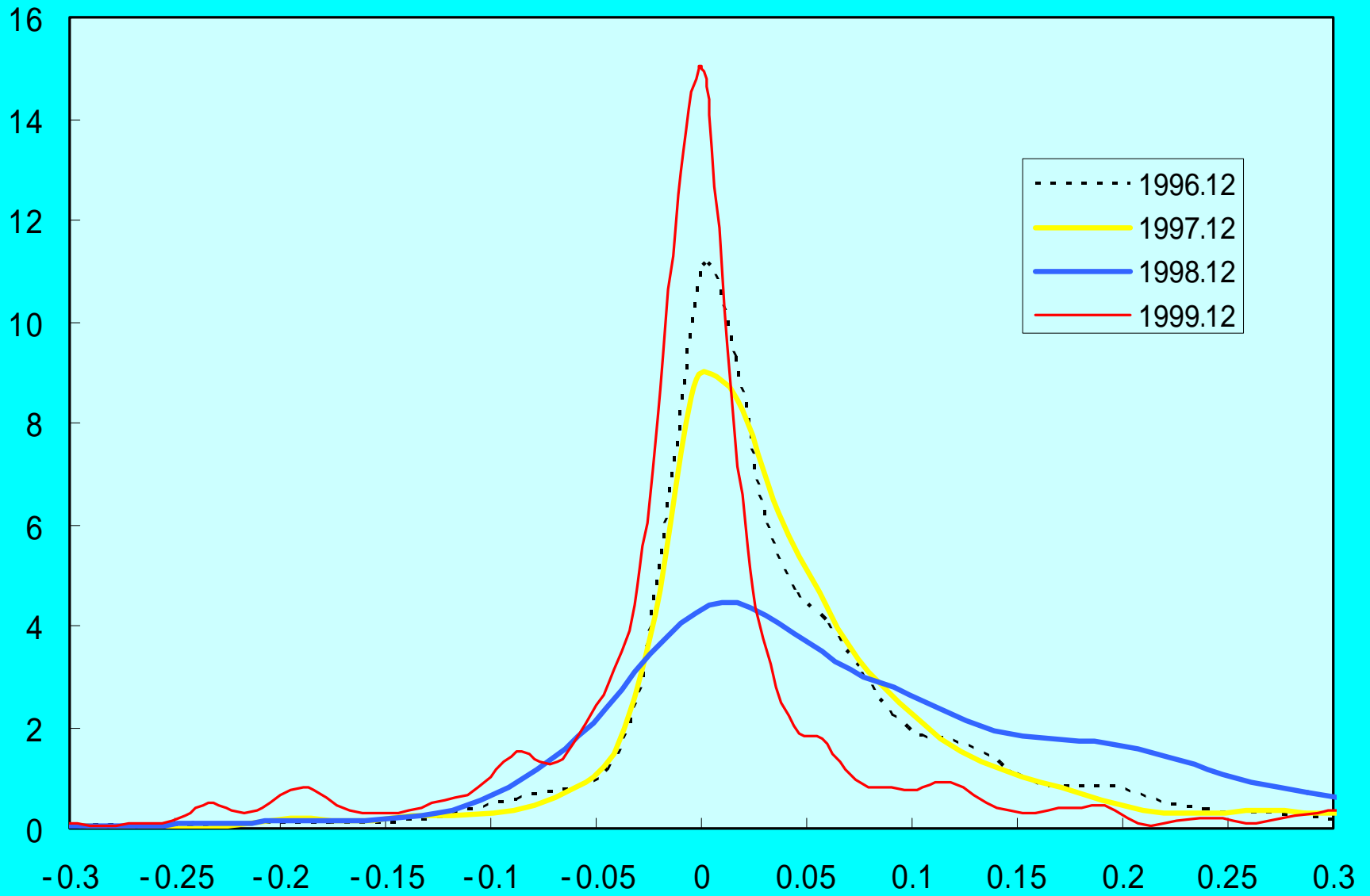


図1.4 最近のデフレ局面

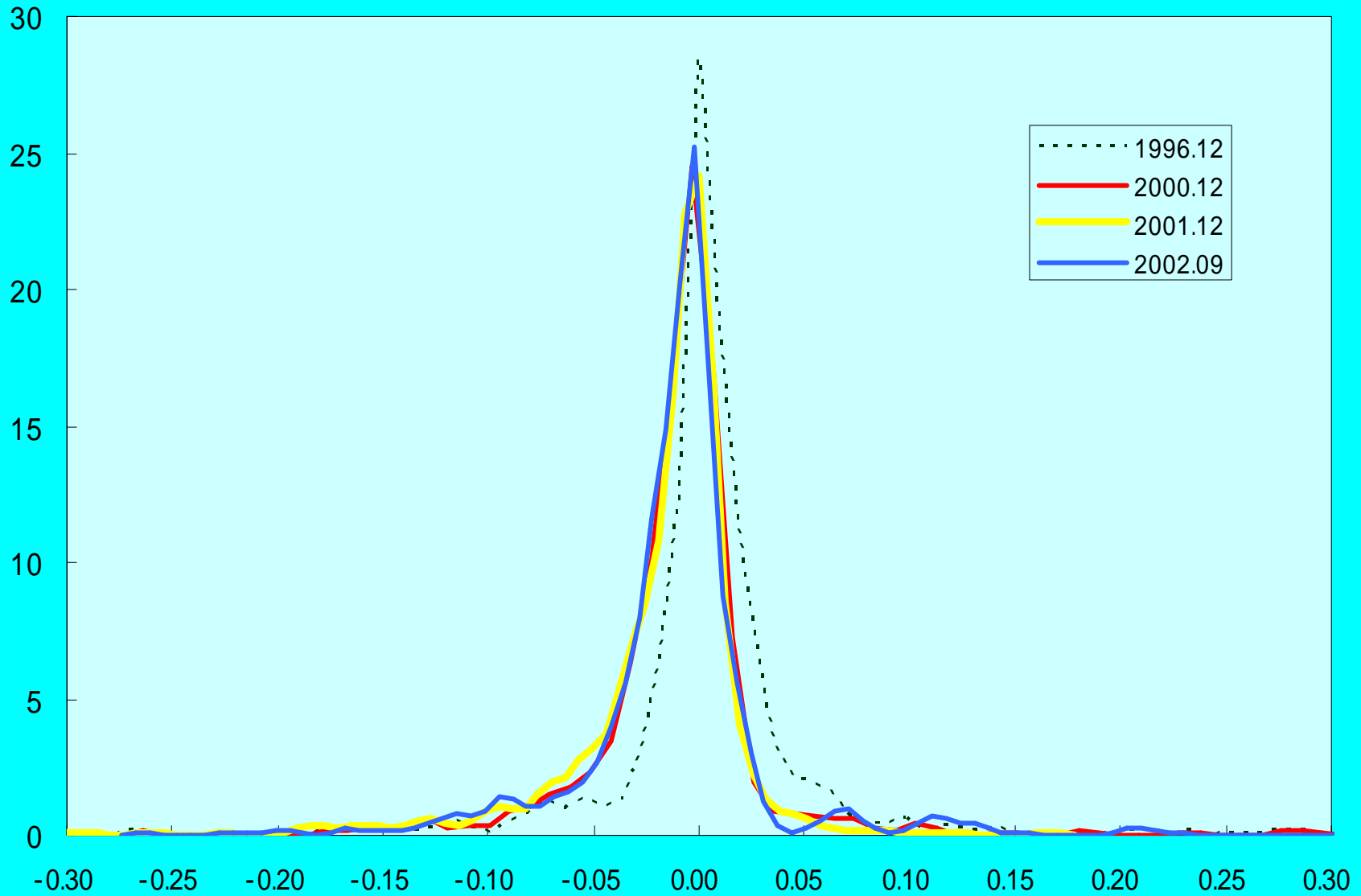
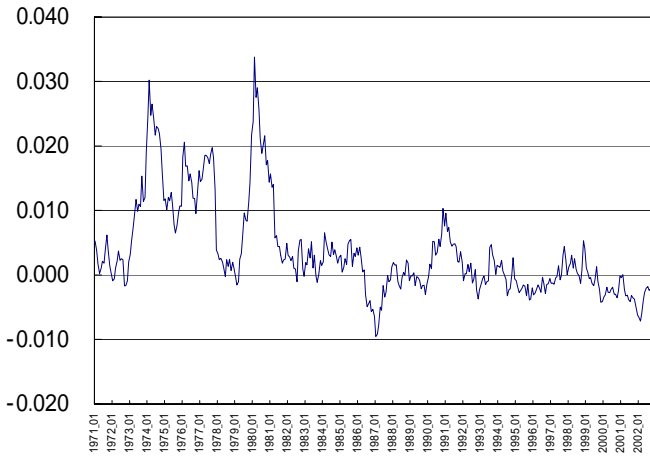
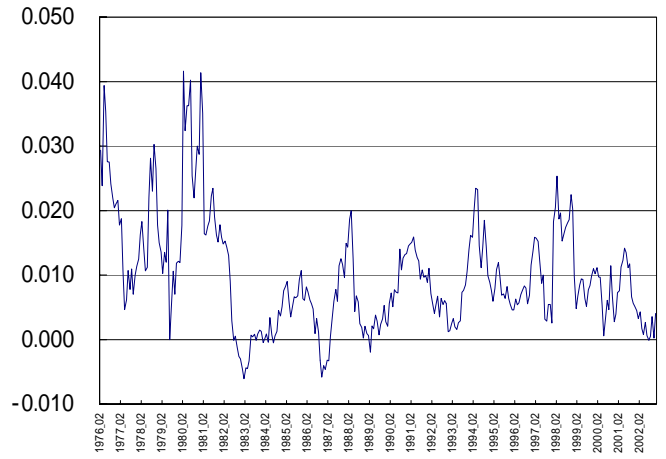


図2.1 分布の歪み

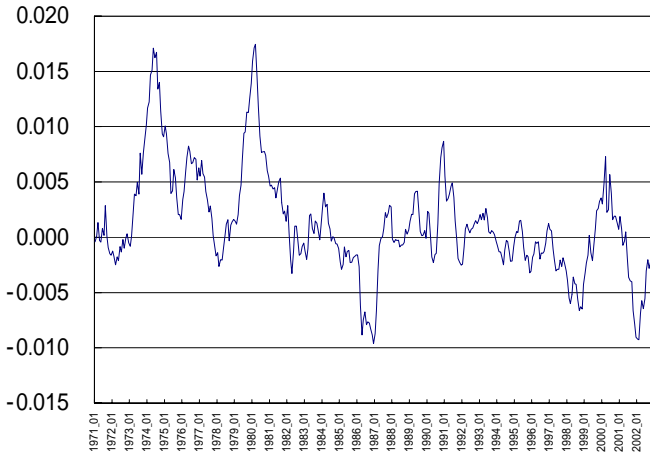
日本



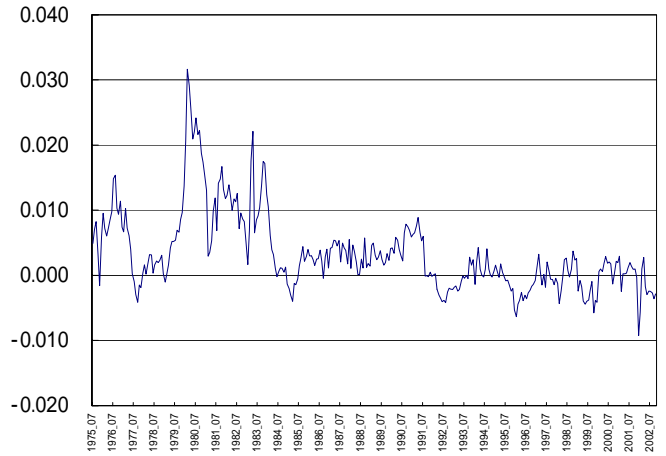
韓国



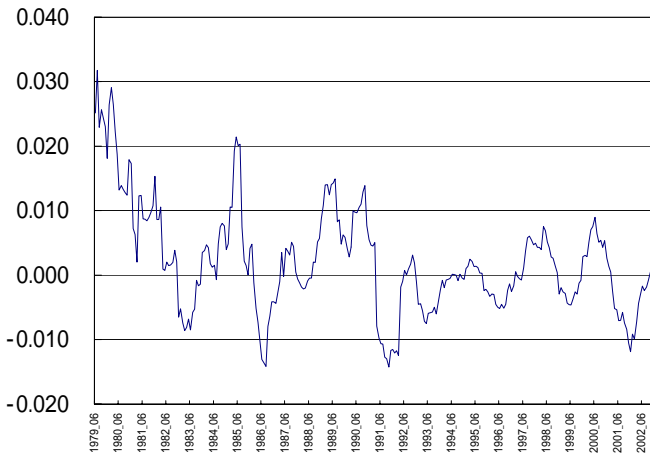
米国



香港



英国



台湾

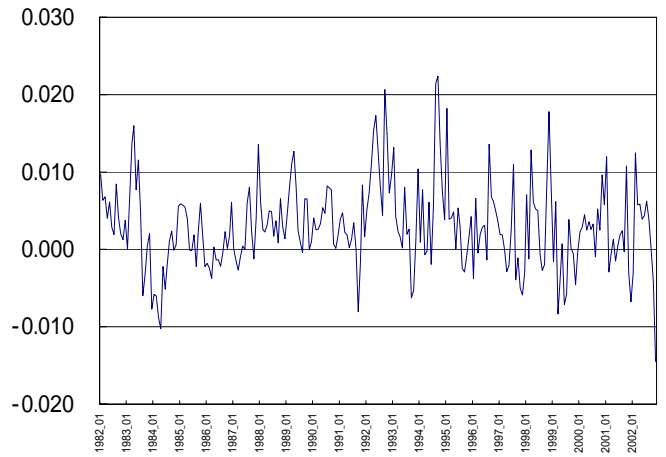
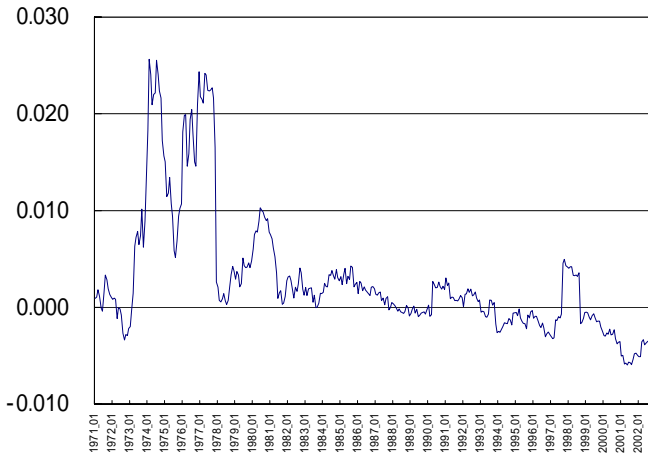
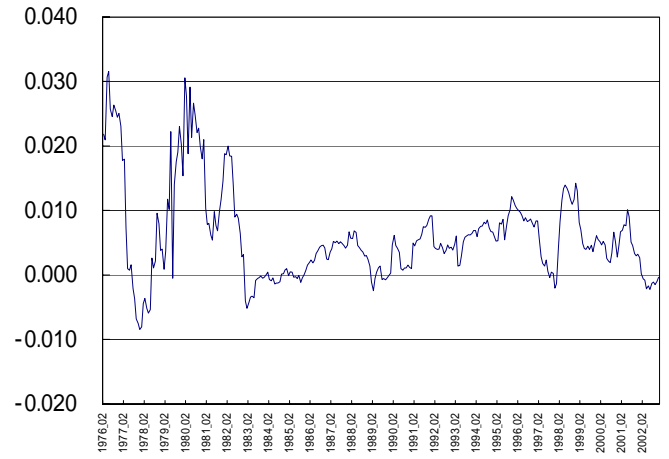


図2.2 分布の歪み(食料・エネルギーを除く)

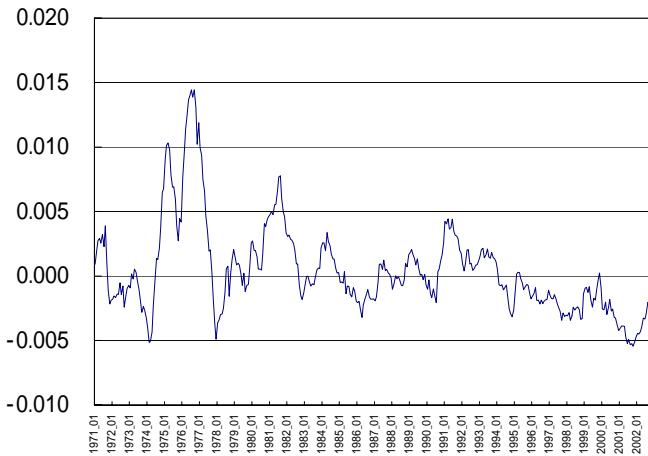
日本



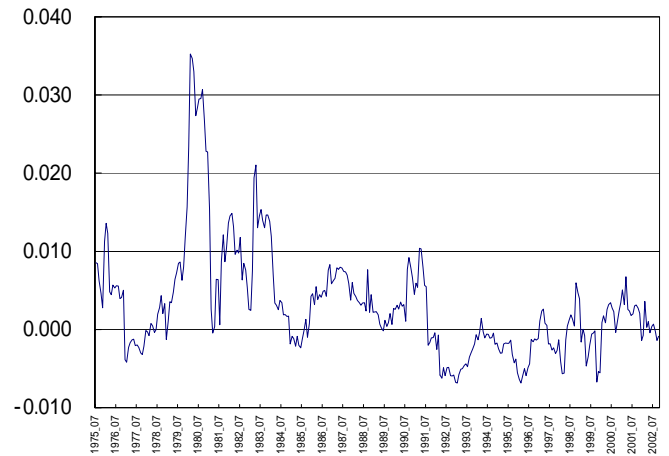
韓国



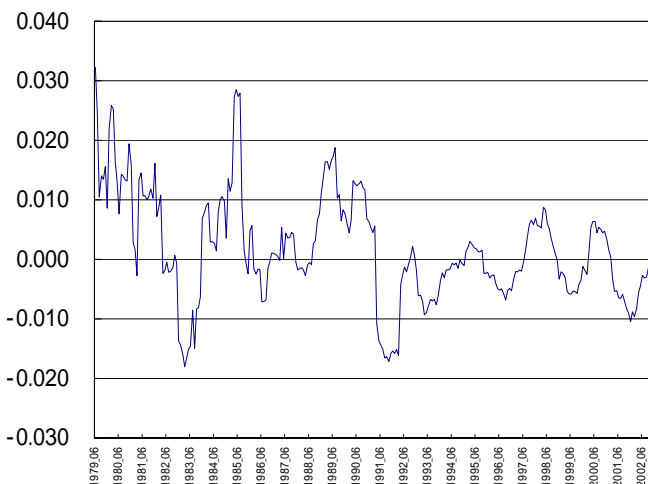
米国



香港



英国



台湾

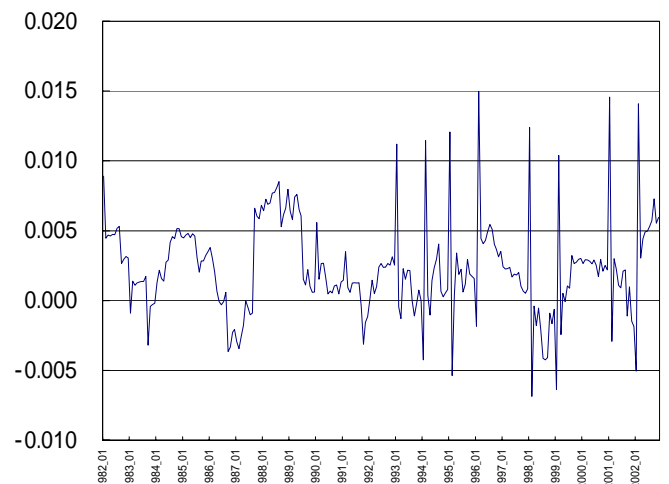
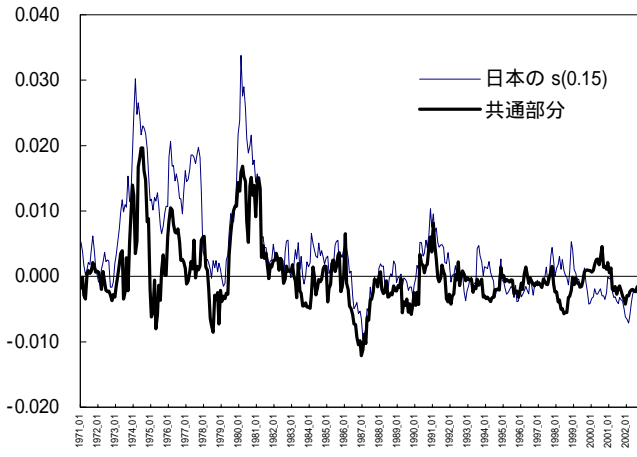
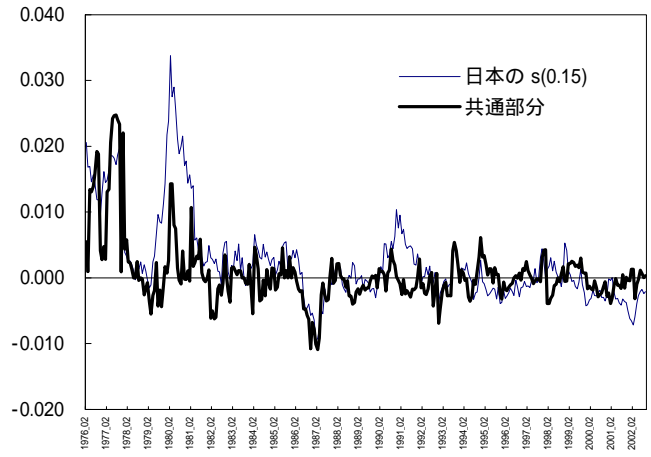


図3.1 供給ショックの共通性

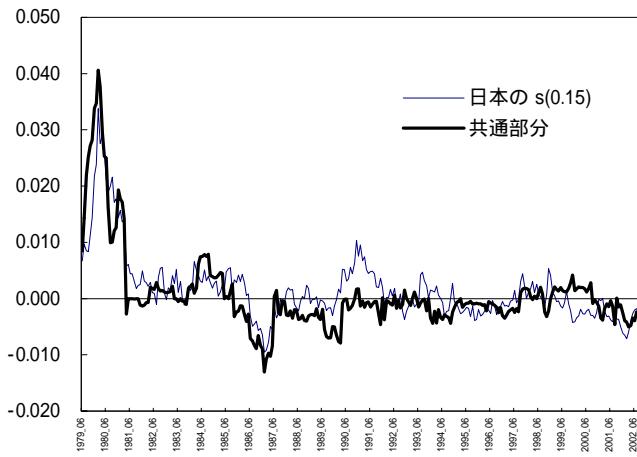
日本と米国の共通性



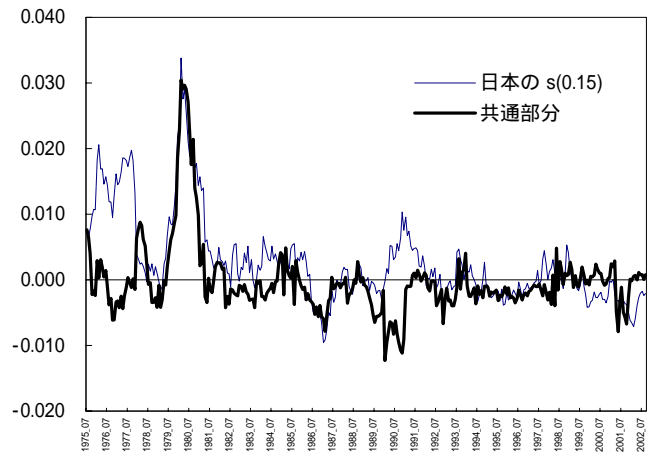
日本と韓国の共通性



日本と英国の共通性



日本と香港の共通性



日本と台湾の共通性

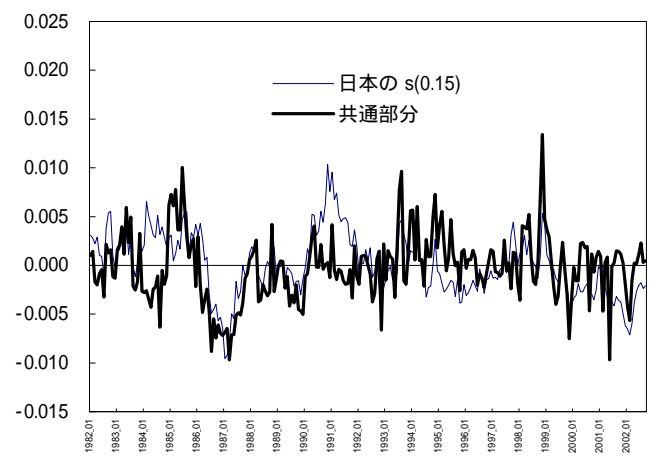
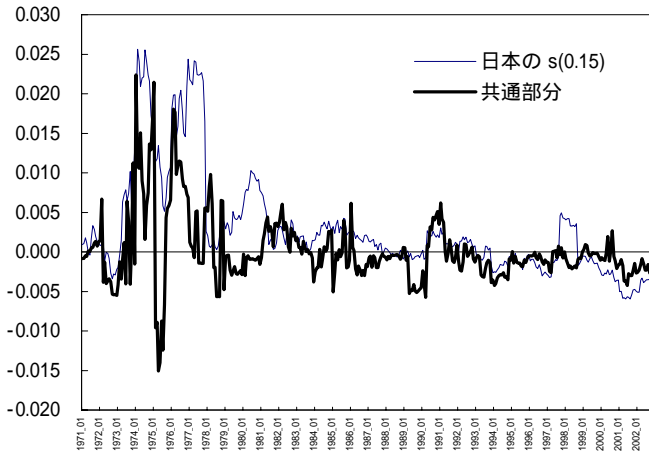
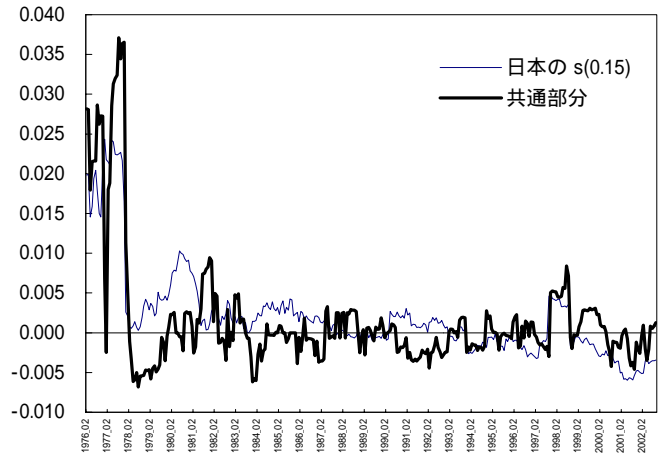


図3.2 供給ショックの共通性(食料・エネルギーを除く)

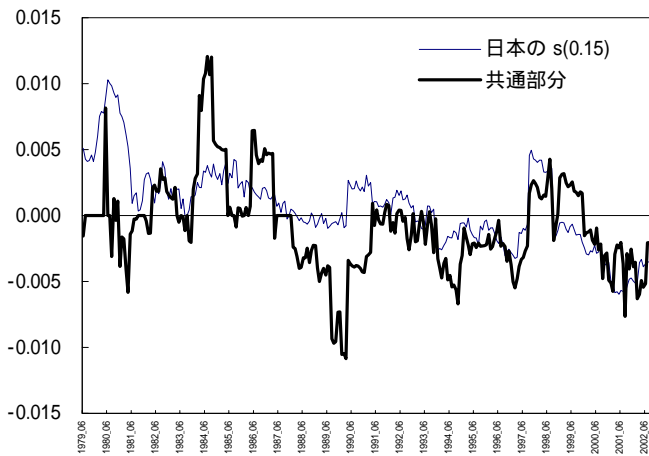
日本と米国の共通性



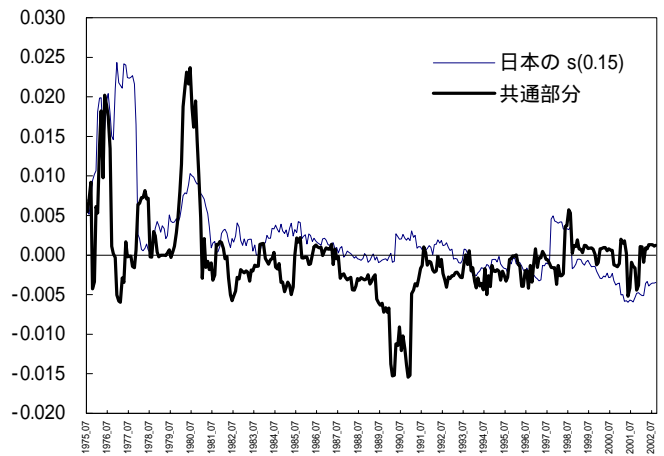
日本と韓国の共通性



日本と英国の共通性



日本と香港の共通性



日本と台湾の共通性

