

ユーロエリア諸国に共通する相対価格ショックの分析^{*1}

大山 慎介^{*2}
日本銀行

大橋 千夏子^{*3}
日本銀行

2005年1月

【要旨】

金融政策が「物価の安定」を実現するためには、物価指数統計で計測された一般物価の変動を一時的なショックに起因する振れと基調的なインフレ変動に分解し、後者を的確に把握することが重要である。そのためにも、抽出された基調的なインフレ変動だけではなく、通常捨象される一時的な振れ（相対価格ショック）の特性を把握することは、金融政策運営上有益な情報となる。こうした問題意識から、本稿では、ユーロエリア諸国（ルクセンブルクを除く EMU<European Monetary Union>加盟 11 か国）の消費者物価指数（HICP）から、共通する相対価格ショックを抽出し、その特性について次の点を明らかにした。(1)ユーロエリア諸国に共通する相対価格ショックは、各国やユーロエリア全体の HICP 前年比上昇率と有意な正の相関関係を安定的に有する。(2)相対価格ショックの大半の変動は、エネルギー価格と為替相場の変動で説明できる。(3)近年、ユーロエリア諸国でエネルギー価格の波及度合いが低下している可能性がある。また、価格粘着性が低下している可能性もある。(4)単一通貨ユーロの導入・切り替えがきっかけとなり、ユーロエリア域内の競争促進がインフレ率を押し下げる方向で作用していた。

*1 本稿は、2004年9月11日に愛知大学で開催された日本金融学会で発表した論文を、大幅に加筆・修正したものである。本稿の作成に際しては、大澤直人氏、加藤涼氏、鎌田康一郎氏、木村武氏、鎮目雅人氏、白塚重典氏、中村慎也氏、堀井昭成氏をはじめとする日本銀行の多くのスタッフから建設的なコメントを頂戴した。また、渡辺暁子氏には、分析を補助していただいた。記して感謝したい。あり得べき誤りの責は、筆者に帰する。なお、本稿の意見にかかる部分は筆者のものであり、日本銀行の意見ではない。

*2 日本銀行国際局米州・欧州調査担当（shinsuke.ooyama@boj.or.jp）

*3 日本銀行国際局米州・欧州調査担当（chikako.oohashi@boj.or.jp）

1. はじめに

今日、多くの国・地域の中央銀行は、「物価の安定」を金融政策の最終目標と位置付けている。金融政策の効果波及には長いラグが存在するため、中央銀行は、物価指数統計で計測されたインフレ変動を一過性の動きと基調的な動きに分解し、後者に適切に対応していく必要がある。しかし、消費者物価指数など物価指数統計の変動には、一時的なショックに伴う振れや計測バイアスなどが混在しているため、実務として基調的なインフレ変動を捕捉することは非常に難しい。

多くの国・地域では、基調的なインフレ変動を捕捉するため、一時的な価格変動が大きいとされる生鮮食品やエネルギーなど一部の財を先験的に物価指数から控除した、いわゆる「コアベース」の指標を活用している。しかし、常に一定の財のみが物価指数に攪乱的な動きをもたらすとは限らない。また、特定のセクターに生産性ショックが生じた場合には、品目別相対価格の分布に変化が生じ、品目別の価格変動の加重平均である物価指数にも影響を及ぼす可能性がある。「コアベース」と並んで頻繁に活用されるのが、一時的な振れが平準化したと目される時系列データの長期平均値から基調的な変動を読み取る方法である。ただし、これは、足下の動きが分かりにくくなる分、タイムリーな情勢判断が難しくなるという欠点がある。

これらの点を勘案し、近年、基調的なインフレを抽出するさまざまな手法が提案・検証されている。それらの手法は、(1)物価変動のクロスセクション方向の情報に注目し、異常な動きを示す品目を取り除くもの、(2)物価変動の時系列方向の情報から持続的な要素を抽出するもの、という2つに大別できる (Vega and Wynne (2002))。前者の嚆矢となったのは、Bryan and Pike (1991) と Bryan and Cecchetti (1994) である。彼らは、物価指数を構成する品目の相対価格の分布に注目し、時点毎に分布の両端に位置する一定割合の品目を控除した「刈り込み平均値」(trimmed mean) の有用性を示した¹。その後、多くの国・地域のデータを用いて、刈り込み平均値の有用性が検証されており、日本では白塚 (1997) や三尾・肥後 (1999) が、ユーロエリアでは Vega and Wynne (2001、2002) が、英国では Bakhshi and Yates (1999) などが先行研究を行っている。一方、時系列

¹ Bryan and Pike (1991) が示した加重中央値 (weighted median) は、相対価格の分布の両端を 100% 刈り込んだ「刈り込み平均」の特殊形である。

方向の情報に注目し基調的なインフレ変動を抽出する手法の代表例は、Quah and Vahey (1995) である。

これらの先行研究の多くは、基調的なインフレ変動を抽出する過程で、一時的なショックを反映した相対価格変動に関する情報を捨象している。その重要な例外が、三尾・肥後 (1999) である。彼らは、日本の消費者物価指数・総合の前年比と 30%の刈り込みを行った刈り込み平均指数の前年比との乖離差を「相対価格ショック成分」とみなして、その変動が生鮮食品やエネルギー関連財といった品目限定的・外生的な相対価格ショックに起因するものであることを明らかにした。また、渡辺他 (2003) は、日本や米国など 6 か国の消費者物価指数について品目別価格上昇率の分布の歪みを計測し、(1)それが物価指数上昇率と有意な正の相関を持つこと、(2)各国の分布の歪みに共変性があり、その背景としては、原油価格の変動に加えて国際的な技術伝播、貿易を通じた相対価格変化の波及などが考えられることを示した。こうした一時的なショック(相対価格ショック)の情報は、金融政策を適切に運営するうえで、有益である。第 1 に、一時的なショックの大きさが分かれば、足下の物価指数の変動がどの程度基調的なものであるかをタイムリーに把握できる。第 2 に、相対価格ショックを構成する要素が分かれば、それらがどの程度基調的なインフレ変動に影響を及ぼすかをチェックすることが可能になる。

そこで、本稿では、ルクセンブルクを除くユーロエリア 11 か国(EMU<European Monetary Union>加盟国 11 か国、以下「ユーロエリア諸国」)の消費者物価指数(HICP)のデータを用いて、品目別相対価格上昇率の分布の歪度(skewness)からユーロエリア諸国に共通する相対価格ショックを計測する。そして、それがどのような特性を持つかを主たる分析データとする。

以下の構成は、次のとおりである。まず、第 2 節では、相対価格ショックに関する考え方を整理し、品目別価格上昇率の分布の歪度(skewness)として相対価格ショックを抽出する。第 3 節では、相対価格ショックと HICP 前年比上昇率との関係を分析する。第 4 節では、相対価格ショックの要因分解により、相対価格ショックを構成する要素を明らかにする。第 5 節では、単一通貨ユーロの導入・切り替えがインフレ動向に及ぼした影響を議論する。第 6 節では、結論と今後の方向性を整理する。

2. 相対価格ショックの抽出

2.1. 前提となる考え方

品目別相対価格上昇率の分布の歪みと一般物価上昇率との相関関係に関する代表的な考え方としては、Ball and Mankiw (1995) がある。

彼らは、価格改定に費用がかかるメニューコストモデル（価格硬直性）を仮定し、セクター別に生じるショックが左右非対称であれば、品目別価格上昇率の分布の変化が一般物価の上昇率に正の相関を持つと説明した²。例えば、原油価格が上昇した場合、石油関連財を生産する企業は、価格改定の費用を支払っても価格を引き上げる。石油関連財の価格上昇は、実質購買力の低下を通じて石油関連以外の広範な財の需要を押し下げる。しかし、それらの財を生産する企業は、需要の落ち込みが小さい分、コストを払って価格を引き下げなければならないとは考えにくい。その結果、両者の加重和である一般物価は上昇する。横軸に相対価格の上昇率、縦軸に品目数を取り品目別価格上昇率の分布を描くと、この事例では、石油関連財が全体の分布を引っ張るかたちで右側の裾野が長くなっている（歪度が上昇している）はずである。このように財別に異なる価格粘着性とショックの非対称性を仮定すると、相対価格ショックは品目別相対価格上昇率の分布に歪みをもたらし、一般物価上昇率に影響を及ぼす。

本稿では、この Ball and Mankiw (1995) の考え方に従って、品目別相対価格上昇率の分布の歪度（skewness）で相対価格ショックの大きさを計測していく。

2.2. データ

用いるデータは、Eurostat が公表するユーロエリア諸国の HICP の品目別価格上昇率（月次、前年比）である（詳細は末尾の「データの出典」参照）。品目別の相対価格上昇率は、それぞれの価格上昇率から HICP の上昇率を差し引くことで算出している。分布の歪度（skewness）は、品目別のウェイトを勘案して計測

² Ball and Mankiw (1995) の主張に対して、Balke and Wynne (2000) は、全ての財の価格が完全に伸縮的である一般均衡モデルでも、部門間の投入・産出構造に非対称性があれば、品目別相対価格上昇率の分布の歪みと一般物価上昇率との間に正の相関が生じ得ることを示した。これら 2 つのモデルは同じ現象を説明するものであるが、Bryan and Cecchetti (1999) や白塚 (1997) が指摘するとおり、Ball and Mankiw (1995) のモデルでは相対価格上昇率の歪度と一般物価上昇率の正の相関が長期的には消滅する一方、Balke and Wynne (2000) のモデルでは正の相関が持続的になることが、相違点である。

している。サンプル期間は、1997年1月～2004年9月である。品目数は、HICPの中分類に従って、93品目（ドイツ、アイルランド）～86品目（イタリア）である。

なお、本稿では、ユーロエリア諸国の相対価格ショックのうち11か国に共通する成分に注目する。これは、欧州中央銀行（ECB）がユーロエリアのHICPの前年比上昇率で「物価の安定」を定義している以上、ユーロエリアに共通する相対価格ショックが政策運営上有益な情報と考えたためである。

2.3. 品目別相対価格上昇率の分布の歪度と共通成分

Chart1は、ユーロエリア諸国の品目別相対価格上昇率の歪度を示している。これをみると、ポルトガルやオランダを除くほとんどの国で分布の歪度が相似した動きとなっており、ユーロエリア諸国のインフレ動向が共通する相対価格ショックの影響を強く受けてきた可能性が示唆されている。

そこで、ユーロエリア諸国の歪度から、主成分分析を用いて共通成分を抽出する。Chart2が、その結果である。第1主成分の動きをみると、1998年に負になった（品目別相対価格上昇率の分布が左に歪んだ）後、1999年後半から2000年末にかけて大きく上昇している。その後、2001年後半に一旦負になり、振れを伴いつつも、2004年半ばまでマイナス圏内で推移している。こうした動きは、相対価格ショックの代表例とされるエネルギー価格（生産者物価指数ベース、前年比上昇率）やユーロエリアの名目実効為替レート（前年比上昇率、逆目盛）の変動と強い相関を示している。また、第1主成分は、全分散の40.7%を説明しており、ポルトガル、オランダを除く9か国の歪度との相関も高い。これらの点を踏まえて、以下、本稿では、第1主成分をユーロエリア諸国に共通する相対価格ショックの代理変数に位置付けて、分析を進める。

3. 相対価格ショックと一般物価上昇率との関係

まず、ユーロエリア諸国に共通する相対価格ショックとHICPの前年比上昇率との関係を検証する。具体的には、以下の式を基本とするコンベンショナルなフィリップス曲線を推計する。

$$p_{it} = ap_{it-1} + bcs_t + ggap_{it} + e_t$$

ただし、 p_{it} は i 国（あるいはユーロエリア）の HICP 前年比上昇率、 cs_t は共通する相対価格ショック、 gap_{it} は i 国（あるいはユーロエリア）の需給ギャップの代理変数。ここでは、実質成長率との相関が強いとされる欧州委員会の「景況感指数」(ESI<Economic Sentiment Indicator>、期間平均がゼロとなるように調整した系列)を、 gap_{it} として用いた。サンプル期間は、1997年1月～2004年9月。推計方法は、OLS である。

Table1 に推計結果を示している。これをみると、ユーロエリア諸国のパネル・データを用いた推計（式(1)～式(4)）では、 cs_t のパラメータは 5% 有意水準で正となっている。また、式(2)と式(3)では、 gap_{it} のパラメータが、10% 有意水準ではあるものの、理論の含意するとおり、正となっている。また、ユーロエリア全体を対象とした推計（式(5)と式(6)）でも、 cs_t のパラメータが 5% 有意水準で正となっている。このように、ユーロエリア諸国に共通する相対価格ショックは、各国ベースあるいはユーロエリア全体の一般物価上昇率と正の相関関係を持つ。

次に、ユーロエリア諸国のパネル・データを用いた式(2)とユーロエリア全体のデータを用いた式(5)について、サンプル期間の終期を 2001 年 12 月以降 1 年ずつ延長して推計を繰り返すことで、相対価格ショックと一般物価上昇率との相関関係の安定性を確認する。その結果 (Table2) をみると、いずれの定式でも、 cs_t のパラメータの変化は標準誤差の範囲内に止まっており、両者の相関関係が安定していることが分かる。

これらの点を踏まえると、ユーロエリア諸国に共通する相対価格ショックの分析は、各国のみならずユーロエリア全体のインフレ動向を分析する 基調的なインフレ動向を把握する うえで有用な情報であると評価できる。

4 . 相対価格ショックの要因分解

4 . 1 . 相対価格ショックとなり得る要因

本節では、ユーロエリア諸国に共通する相対価格ショック cs_t が、どのような要因から構成されているかを分析する。一般に、品目別相対価格上昇率の分布

に歪みをもたらすショックを「供給ショック」と呼ぶことが多い。Cecchetti(1997)は、そうしたショックの例として、「季節性の変化、広範囲に亘る資源に関するショック、為替相場の変動、間接税の変更、瞬間的に完了しない価格調整」を挙げている。また、Bakhshi and Yates(1999)などが指摘するとおり、総需要に対するショックも相対価格の品目別分布に影響を及ぼし得る。そこで、本稿では、ユーロエリア諸国に共通する相対価格ショックとして、以下の要因を検討に加える。

- (1) 原油価格をはじめとするエネルギー価格の変動
- (2) 為替相場の変動
- (3) 国際的な技術伝播のような世界共通のショック
- (4) 総需要の変動
- (5) (1)~(4)以外のショック(例えば、単一通貨ユーロの導入・切り替えに起因するショック、天候不順、間接税の引き上げなど)

このうちエネルギー価格の変動は、代表的な供給ショックとみなされることが多い。説明変数としては、ユーロエリアのエネルギー関連財(生産者物価指数ベース)の前年比上昇率を用いる³。為替相場の変動は、HICPを構成する財の価格にパス・スルー効果を通じて影響を及ぼすと考えられる。ただし、波及度合いが財の特性を反映して異なるとすれば、為替相場の変動も品目別相対価格上昇率の分布に歪みをもたらす。こうした為替変動がもたらす影響は、ユーロエリアの名目実効為替レートを用いて把握する⁴。また、渡辺他(2003)の議論を踏まえると、国際的な技術伝播や貿易を通じた相対価格変動の波及といったグローバルなショックが、ユーロエリア諸国にも影響を及ぼしている可能性がある。ここでは、そうしたショックの代理変数として、米日両国の消費者物価指数(エネルギー関連財を除くベース)から計測した相対価格ショックの共通成分を用いた⁵。

³ ユーロエリアのエネルギー関連財価格は、PPIベース、HICPベースのいずれも、WTIの変動と3か月程度のラグを持っている。

⁴ 後述する相対価格ショックの要因分解では、通貨ユーロが導入された1999年1月以降のデータだけでなく、ユーロ導入前の1997年1月~1998年12月のデータも用いている。ここでは、ユーロ導入前の2年間を通じて、ユーロエリア諸国の通貨間の相対レート(例えば、ドイツ・マルクとフランス・フランとの交換レート)がある程度安定的に推移したことを仮定している。

⁵ 具体的には、まず、米国、日本とも、エネルギー関連財を除く消費者物価指数の構成目(米国33品目、日本45品目)から品目別相対価格上昇率の分布の歪度(品目別ウェイト勘案済み)を計測した。そのうえで、主成分分析により両国の歪度の共通成分を抽出し、第1主成分(全分散の86.4%を説明)をグローバルなショックの代理変数とみなした。

総需要の変動は、一般物価上昇率に影響を及ぼすだけでなく、相対価格ショックにもなり得る。例えば、マネーサプライが一定割合で増加しているとす。仮にマネーサプライの増加に敏感な品目とそうでない品目があったり、品目毎に価格改定の時期が異なったりすると、計測される品目別相対価格上昇率の分布に正の方向の歪みが生じる。つまり、正の需要ショックが生じている場合には、正の方向の相対価格ショックが観察され得る。ここでは、前述した景況感指数（ユーロエリア全体、期間平均がゼロになるように調整した系列）を需要ショックの代理変数とした⁶。

上述した要因以外にも、相対価格ショックになる要因は少なくない。例えば、単一通貨ユーロの導入（1999年1月）・切り替え（2002年）といった経済構造の変化や、悪天候や間接税の引き上げなどが考えられる。このうち、ユーロの導入・切り替えに起因するショックについては、次の5.で分析することとし、ここでは、そうした雑多なショックを「観察できない要素」として分析に取り込むことにする。

4.2. 相対価格ショックの寄与度分解

ここでは、ユーロエリア諸国に共通する相対価格ショックの変動を、誘導形モデルの推計により要因分解する。具体的には、相対価格ショック cs_t を被説明変数とするモデルを推計する。説明変数には、エネルギー関連財の価格変動 $ppi - en_t$ 、ユーロエリアの名目実効為替レート $neer_t$ 、グローバルなショック $usjp_t$ 、需要ショック $sesi - eu_t$ 、定数項⁷のほか、「観察できない要素」 sv_t を加える。「観察できない要素」は、前述したとおり、制度変更や天候など上記の変数が対応していない要素の影響を捉えることを狙ったものである。このモデルは、一般に観測不能成分推定モデル（unobserved component model）と呼ばれ、状態空間法で変数間の関係や動態を表現し、カルマン・フィルターを用いて推計する。推計では、「観察できない要素」が AR(1)過程に従うことを仮定した（ r が自己

⁶ 実質 GDP は、需要・供給両方のショックの影響を受ける。このため、実質 GDP 成長率に相関の強い景況感指数を需要ショックの代理変数とすることには、若干の疑義があるかもしれない。しかし、本稿の目的は、ユーロエリア諸国に共通する相対価格ショックの変動を分析することであり、供給ショックの大きさを測ることはない。このため、仮に景況感指数の変動が TFP 成長率の変化などの供給ショックを含んでいたとしても、分析上の不都合は無視し得る。

⁷ 定数項は、計測誤差を調整するために挿入した。

関連のパラメータ、 $e.v.$ は状態方程式の誤差項の分散)。また、エネルギー関連財の価格変動と名目実効為替レートのラグ構造については、AIC に従って決定した。

Table3 が推計結果である。まず、定式(1)をみると、エネルギー関連財の価格変動と名目実効為替レートのパラメータは、共に含意される符号条件を満たし、5%有意水準で有意である。一方、グローバルなショックと需要ショックのパラメータは、統計的に有意ではない。そこで、両者を説明変数から外した定式(3)の結果をみると、全ての説明変数のパラメータが有意かつ符号条件を満たしている⁸。なお、ここで推計された「観察できない要素」には、エネルギー価格や為替相場の変動以外の全ての要因が取り込まれていることには、注意が必要である。

次に、定式(3)で推計されたパラメータに基づいて相対価格ショックの変動を寄与度分解する。Chart3 をみると、相対価格ショックの大きな変動がエネルギー関連財価格と為替相場の変動で説明できることが分かる。例えば、1998年～1999年半ばには「逆オイル・ショック」とユーロ高が、ユーロエリア諸国の品目別相対価格上昇率の分布に左方向（負）の歪みをもたらした。その後、2000年末にかけては、エネルギー価格の上昇とユーロ安が相対価格ショックの主因であった。また、2003年には、エネルギー価格の上昇のインパクトをユーロ高が打ち消していた。

こうした相対価格ショックの要因分解に関するパラメータが安定的であるかを、前述と同様に、サンプル期間の終期を2001年12月以降1年ずつ延長して推計を繰り返すことで確認する。Table4 に示した結果をみると、名目実効為替レートのパラメータは安定的である。しかし、エネルギー関連財価格と「観察できない要素」の自己相関のパラメータが、若干低下している。前者は、エネルギー価格の変化が品目別相対価格上昇率の分布に歪みをもたらす程度が低下している。エネルギー価格の他の品目への波及が小さくなっている。可能性を示している。一方、後者は、相対価格ショックの持続性の低下を示唆しており、Angeloni et al. (2004) の「ユーロ導入以降、インフレの粘着性が低下した」との指摘と整合的な結果である。

⁸ ただし、定数項のみ10%有意水準で有意となっている。

4.3. 「観察できない要素」の解釈

Table3 の定式(3)で推計された「観察できない要素」は、前述のとおり、エネルギー価格と為替相場の変動を除くあらゆる要因をカバーしている。そこで、まず、需要ショックとグローバルなショックの影響を考える。Chart4 をみると、これら 2 つのショックが「観察できない要素」と一定の相関関係を持つことが窺われる。特に 1999 年半ば～2000 年初め、2002 年末～2003 年後半という 2 つの時期には、需要ショックが品目別相対価格上昇率の分布に強い影響を与えていた可能性がある。ただし、Table3 の推計結果（定式(1)）を勘案すれば、需要ショックとグローバルなショックのサンプル期間を通じた説明力は、必ずしも大きくない。また、「観察できない要素」をユーロエリアの食品（酒類、たばこを含む）の相対価格上昇率（前年比）と比べると、「観察できない要素」の一部が天候不順や間接税の引き上げといったショックから構成されている可能性が示唆している。

なお、「観察できない要素」は、2002 年前半に顕著に上昇しており、短期間ながらも、顕著な正の HICP 上昇率を押し上げる方向の相対価格ショックが生じていたことを示している。この動きは、ユーロへの通貨切り替え（2002 年 1 月）直後に、一部品目の価格が一時期に引き上げられたことを捉えている。こうした動きがみられた背景について、Banque de France（2002）は、(1)通貨表示の切り替えや価格設定にかかる費用の転嫁、(2)ユーロ換算時の端数処理、(3)表面的に魅力的な価格設定（例えば 9 が末尾の価格）などを挙げている⁹。

このように、「観察できない要素」の変動は、ある程度解釈できるが、全てを説明できるわけではない。ここで議論されなかった要因（例えば、セクター毎の生産性ショックや人々の期待インフレの変化）が相対価格ショックに影響を及ぼしているかもしれない。

⁹ Banque de France（2002）は、ユーロ切り替え直後の値上がりにより、2002 年 1 月～4 月のフランスの HICP 前年比上昇率が累計で +0.2%押し上げられたと試算している。Deutsche Bundesbank（2002）も、同様の分析から、ドイツの HICP 上昇率の寄与度 +0.2%が押し上げ効果の上限と述べている。なお、ECB（2002）は、「単一通貨ユーロへの切り替えに関して、物価水準への影響は小さかったものの、消費者が認識するインフレの実感が高まった（“increases in consumers’ perception of inflation”）」と指摘している。

5. 単一通貨ユーロの導入・切り替えの影響

5.1. 分析アプローチ：「ユーロ関連財」の抽出

最後に、本節では、単一通貨ユーロの導入（1999年1月）・切り替え（2002年）に起因するショックがユーロエリア諸国のインフレ動向にどのような影響を及ぼしていたかを分析する。

Rose（2000）や Micco et al.（2003）は、EMU（Economic and Monetary Union）のような通貨統合が、為替変動リスクの消滅や通貨管理コストの低減などを通じて域内のみならず域外との貿易量の拡大に大きな効果を持つことを実証的に示した。また、Anderton et al.（2003）は、1980・90年代のEU諸国のデータを用いて、通貨統合が為替リスクの除去とそれに伴う域内貿易の拡大を通じてEU域内のインフレ率収斂を促進するメカニズムを持つことを演繹的に示した。

これらの指摘を踏まえると、ユーロの導入・切り替えは、ユーロエリア諸国で取り引きされる貿易財を巡る競争を促進し、品目別相対価格上昇率の分布を変化させて、インフレ率を押し下げる方向で作用してきた可能性が高い。こうした効果は、主にユーロエリア域内で生産・消費される貿易財（以下、「ユーロ関連財」）の相対価格上昇率から捕捉することができる。手順は、以下のとおりである。

まず、ユーロの導入・切り替えの影響を直接受ける貿易財を選択する。具体的には、ユーロエリア諸国それぞれについて、1995年～2003年の貿易統計から¹⁰当該国の総輸入額に占めるユーロエリア域内からの輸入シェア（ a ）を計算する。各国のHICPの中分類を構成する各品目についても、同様の方法で、域内からの輸入シェア（ b ）を計算する。そのうえで、各国毎に、総輸入額から計算された域内輸入シェア（ a ）をメルクマールとして、それを上回る域内輸入シェアを持つ（すなわち $b > a$ となる）品目を抽出し、「ユーロ関連財」とする。ユーロ関連財の品目数は、33品目（ギリシャ、ポルトガル）～22品目（アイルランド）である（詳細は別添参照）。こうして選択したユーロ関連財の相対価格上昇率の加重和をみれば、ユーロ導入・切り替えに起因するショックの大きさを近似的に捕捉できる¹¹。

¹⁰ スペイン、ポルトガル、ギリシャ、フィンランド、アイルランド、オランダは1995年～2002年のデータを用いた。

¹¹ ユーロエリアでは、単一通貨ユーロの導入・切り替えだけではなく、欧州単一市場の完成（1993年）などにより、貿易に関する規制の撤廃や労働移動の自由化などが進んできた。

5.2. 分析結果：ユーロ関連財の相対価格上昇率

Chart5 では、こうして計測されたユーロ関連財の相対価格上昇率を掲示している。ドイツ、フランス、イタリアをはじめ多くの国が相似した変動を示している。例外は、ベルギー、ポルトガル、アイルランドである。また、サンプル期間（1997年1月～2004年9月）を通じた平均をみても（Table5）、ベルギーとフランスを除く9か国でマイナスとなっており、ユーロ関連財がHICPの前年比上昇率を押し下げる方向で作用していたことが分かる。

次に、ユーロ関連財の相対価格上昇率をユーロエリア全体で合算して、その変動を評価する（Chart6）。ここから幾つかの興味深い動きが観察できる。

まず、ユーロ関連財の相対価格上昇率が負となった時期は、(1)通貨ユーロの導入（1999年1月）の前である1997年～1998年前半、(2)ユーロ導入直後の1999年初めから2000年末、(3)ユーロへの通貨切り替え（2002年1月）後の2002年後半～2003年前半、の3つである。このうち(1)については、Rogers（2002）が実証した「（1990年代前半と比較すると）小さいながらも、1998年にはEU域内での物価水準の収斂が進んだ」との結果と整合的である。また、(2)と(3)の時期は、「ユーロへの通貨切り替えがユーロエリア内での価格比較を容易にし、結果として競争を促進してインフレ率を押し下げる方向で作用する」という見方（ECB（2003）、Banque de France（2002））と合致している。つまり、単一通貨ユーロの導入・切り替えという出来事は、ユーロエリア域内の貿易財を巡る競争促進などを通じてインフレ率を押し下げる効果を持っていたと評価できる。

一方、ユーロ関連財の相対価格上昇率は、2001年後半～2002年前半、2003年後半～2004年前半の2つの時期に、持続的に正となっている。これは、ユーロ関連財を機械的に選別した結果、生鮮食品やたばこなど供給ショックの影響が大きく出やすい品目を含み、これらの時期にみられた天候不順や間接税の引き上げなどの影響を捉えてしまったためである¹²。ただし、他の期間については、そうした影響は強くないため、前述した解釈に問題はないと考えられる。

このため、本稿のユーロ導入・切り替えに起因するショックは、より広い意味での欧州の市場統合の影響を捕捉しようとしたものともいえる。

¹² 2001年後半～2002年前半は、狂牛病、口蹄疫の流行により肉類の価格が大幅に上昇したほか、折からの悪天候により果物・野菜の価格も高騰していた。また、2003年後半には、フランスなどで猛暑に伴って生鮮食品（野菜など）の価格が高騰していた。また、ドイツでは2003年1月と2004年3月の2回に亘って、フランスでは2003年10月に、たばこ税の税率が引き上げられた。

なお、Chart7 は、前節で論じた「観察できない要素」とユーロ関連財の相対価格上昇率を比較したものである。これをみると、1997 年前半や 2003 年前半に似通った動きがみられるが、それ以外の時期にはあまり相関が強くない。ここから、「観察できない要素」は、ユーロの導入・切り替えに伴う負の相対価格ショックではなく、他の雑多なショックから構成されていることが示唆されている。

6 . おわりに

本稿では、ユーロエリア諸国の HICP データを用いて、品目別相対価格上昇率の分布の歪度 (skewness) からユーロエリアに共通する相対価格ショックを捕捉した。そのうえで、それがどのような特性を持つかを分析し、次のような結論を導き出した。

- (1) ユーロエリア諸国に共通する相対価格ショックが各国やユーロエリア全体の HICP 前年比上昇率と有意な正の相関を安定的に有すること。
- (2) 相対価格ショックの大半の変動は、エネルギー価格と為替相場の変動で説明できること。
- (3) 近年、ユーロエリア諸国でエネルギー価格の波及度合いが低下している可能性がある。また、価格粘着性が低下している可能性がある。
- (4) 単一通貨ユーロの導入 (1999 年 1 月)・切り替え (2002 年 1 月) がきっかけとなり、域内の競争促進などがインフレ率を押し下げる方向で作用していた。

本稿の分析上の特徴は、ユーロエリアのデータを題材に一般物価に一時的な変動をもたらすショックがどのような要因から構成されているかを仔細に分析した点にある。こうした情報は、足下のインフレ動向を的確に評価するうえで、有益である。また、本稿の分析の枠組みは、他の国・地域の分析に応用可能である。一方、本稿の分析には、「観察できない要素」の構成要因を十分に解明できていないなど、改良の余地がある。また、通貨ユーロの導入・切り替えの影響をより厳密に議論するためには、Anderton et al (2003) のような企業の価格設定行動を組み込んだ構造モデルの結果と本稿のような誘導形アプローチの結果を突合して検討を深める必要がある。これらは、今後の分析課題とする。

以 上

【参考文献】

- 白塚重典 (1997) 「物価の基調的な変動を捕捉するための指標の構築とその含意」、『金融研究』第15巻第2号、日本銀行金融研究所、1997年12月。
- 三尾仁志・肥後雅博(1999) 「刈り込み平均指数を利用した基調的な物価変動の分析」、『金融研究』第17巻第1号、日本銀行金融研究所、1999年5月。
- 渡辺努・細野薫・横手麻里子(2003) 「供給ショックと短期の物価変動」, RIETI Discussion Paper Series 03-J-008、2003年4月。
- Anderton, Robert, Richard E. Baldwin and Daria Taglioni (2003). “The impact of monetary union on trade prices,” ECB Working Paper No. 238, June 2003.
- Angeloni, Ignazio, Luc Aucremanne, Michael Ehrmann, Jordi Gali, Andy Levin and Frank Smets (2004). “Inflation persistence in the euro area: preliminary summary of findings,” A paper presented in Inflation Persistence in the Euro Area held at ECB, 10-11 December 2004.
- Bakhshi, Hasan, and Tony Yates (1999). “To trim or not to trim? An application of a trimmed mean inflation estimator to the United Kingdom,” Bank of England Working Paper No. 97 1999.
- Balke, Nathan S. and Mark A. Wynne (2000). “An equilibrium analysis of relative price changes and aggregate inflation,” *Journal of Monetary Economics* 45 (2000), 269-292.
- Ball, Laurence, and N. Gregory Mankiw (1995). “Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 1 (February 1995), 161-193.
- Banque de France (2002). “The Short-term Impact on Prices of the Euro Cash Changeover,” *Bank de France Bulletin Digest*, No. 107, November 2002.
- Bryan, Michael F. and Stephen G. Cecchetti (1994). “Measuring Core Inflation,” in Mankiw N. G. ed. *Monetary Policy*, NBER.
- and ----- (1999). “Inflation and the distribution of price changes,” *The Review of Economics and Statistics*, May 1999, 81(2): 188-196.
- Bryan Michael F. and Christopher J. Pike (1991). “Median Price Changes: An Alternative Approach to Measuring Current Monetary Inflation,” *Economic Commentary*, Federal Reserve Bank of Cleveland, December 1991.
- Cecchetti, Stephen G. (1997). “Measuring Short-Run Inflation for Central Bankers,” *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, May/June 1997.
- Deutsche Bundesbank (2002). “Consumer prices and the changeover from Deutsche Mark to euro,” *Deutsche Bundesbank Monthly Report*, July 2002.
- ECB (2002). *ECB Annual Report 2002*.

- (2003). "Inflation Differentials in the Euro Area: Potential Causes and Policy Implications," September 2003.
- Micco, Alejandro, Ernesto Stein and Guillermo Ordonez (2003). "The currency union effect on trade: early evidence from EMU," Economic Policy, October 2003.
- Quah, Danny, and Shuan P. Vahey (1995). "Measuring Core Inflation," The Economic Journal, Vol. 105, NO. 432, September 1995.
- Rogers, John H. (2002). "Monetary union, price level convergence, and inflation: How close is Europe to the United States?" Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussion Papers No. 740, October 2002.
- Rose, Andrew K. (2000). "One money, one market: estimating the effect of common currencies on trade," Economic Policy 30.
- Vega, Juan-Luis, and Mark A. Wynne (2001). "An Evaluation of Some Measures of Core Inflation for the Euro Area," European Central Bank Working Paper Series, No. 53, April 2001.
- and ----- (2002). "A First Assessment of Some Measures of Core Inflation for the Euro Era," Federal Reserve Bank of Dallas Research Department Working Paper 0205, November 2002.

【データの出典】

貿易統計を除いて、いずれもサンプル期間は1997年1月～2004年9月。

1．消費者物価指数（月次データ）

ユーロエリア、ユーロエリア諸国：Eurostat。品目別ウェイトの基準年：2004年。

米国：U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, “Consumer Price Index for all Urban Consumers (CPI-U), U.S. City Average。” 同基準年：2001～2002年。

日本：総務庁。同基準年：2000年。

2．ESI（Economic sentiment indicator、月次データ）

欧州委員会、ユーロエリア諸国11か国、ユーロエリアベース

3．原油価格（生産者物価指数<PPI>・エネルギー、月次データ）

Eurostat、ユーロエリアベース

4．名目実効為替レート（月次データ）

ECB

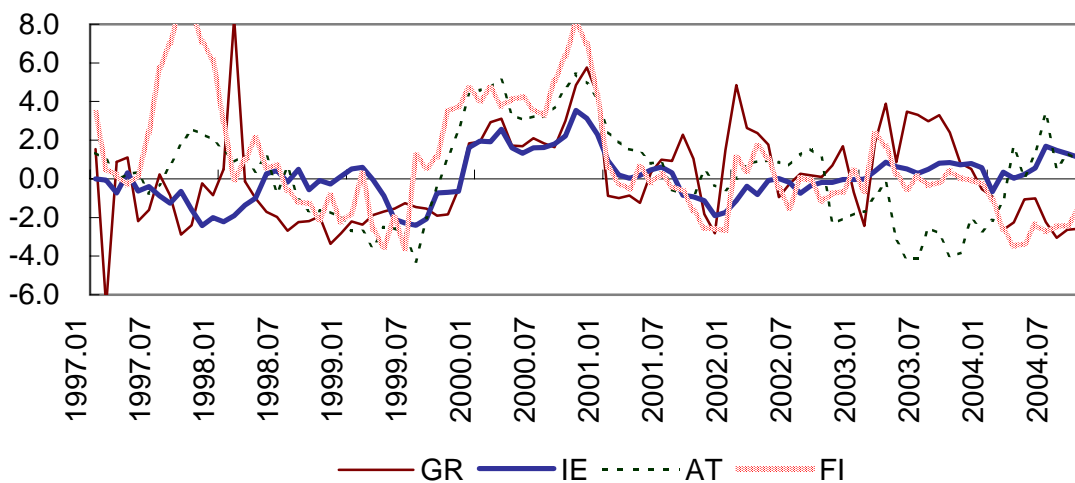
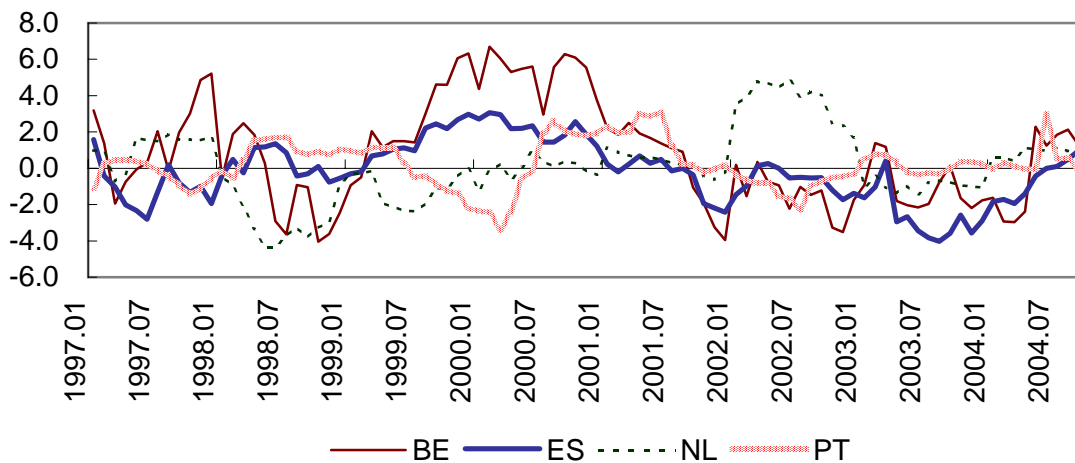
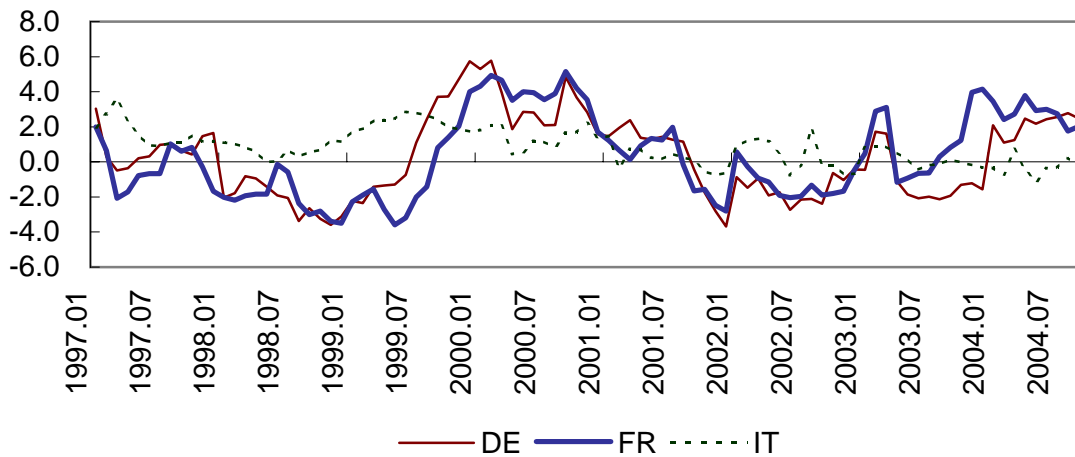
5．貿易統計（年次データ、1995年～2003年）

OECD International Trade by Commodities Statistics (ITCS) Rev.3

各国のユーロエリア域内からの輸入は、ユーロ参加国12か国から当該国を除く11か国からの輸入を合算して算出。

ただし、スペイン、ポルトガル、ギリシャ、フィンランド、アイルランド、オランダについては、データの制約から1995年～2002年の平均を用いた。

Chart 1: ユーロエリア諸国（11カ国）の歪度

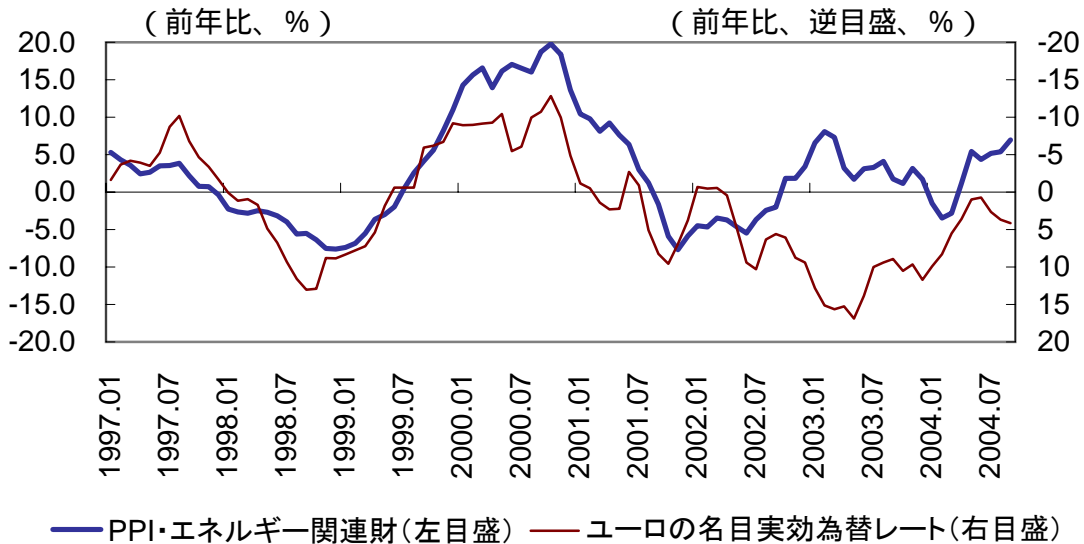
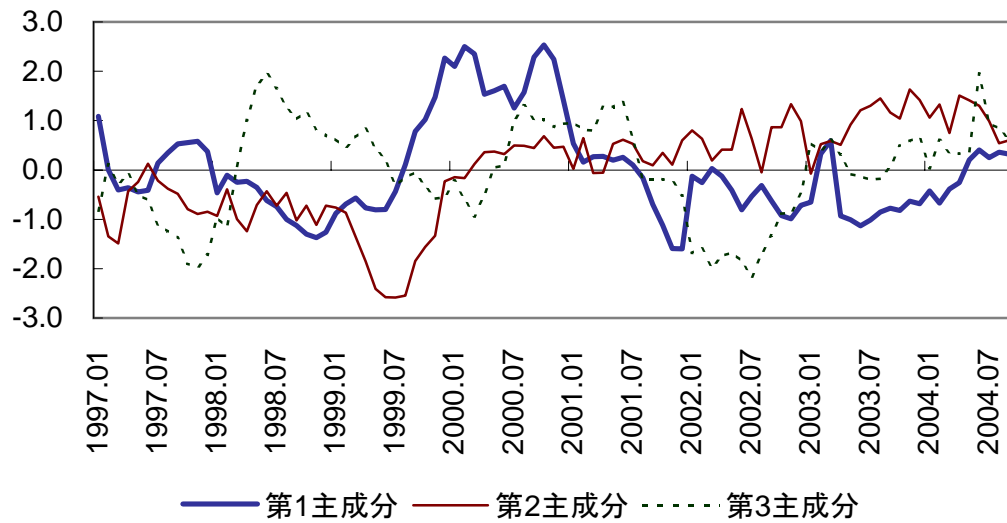


(注) 国名の略号は次のとおり。

BE: ベルギー、DE: ドイツ、GR: ギリシャ、ES: スペイン、FR: フランス
 IE: アイルランド、IT: イタリア、NL: オランダ、PT: ポルトガル
 AT: オーストリア、FI: フィンランド

(出典) Eurostat

Chart 2: 歪度の主成分分析



	固有値	寄与度	累積寄与度
第1主成分	4.475	0.407	0.407
第2主成分	1.619	0.147	0.554
第3主成分	1.484	0.135	0.689

(因子負荷量)

	第1主成分	第2主成分	第3主成分
ドイツ	0.872	0.006	0.084
フランス	0.758	0.452	0.202
イタリア	0.377	-0.757	-0.098
スペイン	0.715	-0.435	0.169
オランダ	0.138	0.423	-0.663
ベルギー	0.895	-0.245	-0.011
ギリシャ	0.379	0.367	-0.224
アイルランド	0.559	0.511	0.438
オーストリア	0.825	0.081	-0.073
ポルトガル	-0.128	0.023	0.791
フィンランド	0.717	-0.109	-0.291

Table 1: コンベンショナルなフィリップス曲線の推計

	ユーロエリア諸国のパネル推計				ユーロエリア全体	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
P_{it-1}	0.987 (0.004)	0.988 (0.004)			0.993 (0.011)	0.992 (0.011)
cs_t	0.051 (0.010)	0.039 (0.013)	0.039 (0.013)	0.040 (0.013)	0.049 (0.021)	0.059 (0.027)
gap_{it}		0.0026 (0.0015)	0.0027 (0.0015)			-0.0021 (0.0036)
P_{it-1}	BE		0.960 (0.019)	0.960 (0.019)		
	DE		0.980 (0.025)	0.978 (0.025)		
	ES		0.993 (0.012)	0.993 (0.012)		
	FR		0.993 (0.021)	0.993 (0.021)		
	GR		0.982 (0.009)	0.982 (0.009)		
	IE		0.995 (0.010)	0.995 (0.010)		
	IT		0.992 (0.015)	0.991 (0.015)		
	NL		0.993 (0.012)	0.994 (0.012)		
	AT		0.976 (0.022)	0.976 (0.022)		
	PT		0.994 (0.011)	0.994 (0.011)		
	FI		0.977 (0.018)	0.976 (0.018)		
gap_{it}	BE			0.002 (0.004)		
	DE			-0.001 (0.005)		
	ES			0.000 (0.006)		
	FR			-0.002 (0.005)		
	GR			0.003 (0.004)		
	IE			0.005 (0.003)		
	IT			0.001 (0.005)		
	NL			0.005 (0.003)		
	AT			0.004 (0.004)		
	PT			0.002 (0.003)		
	FI			0.007 (0.006)		
Adj. R-sq.	0.924	0.925	0.924	0.924	0.852	0.851
A.I.C.	0.620	0.619	0.634	0.650	-0.332	-0.314
D.W.	2.014	2.023	2.017	2.024	1.807	1.795

(注) 推計期間は1997年1月～2004年9月。推計方法はOLS。括弧内は標準誤差。

Table 2: フィリップス曲線のパラメータの安定性

(1) ユーロエリア諸国のパネル推計

定式はTable 1の(2)に基づく。推計期間の始期は1997年1月。推計方法はOLS。

	~ 2001年12月	~ 2002年12月	~ 2003年12月	~ 2004年9月
p_{it-1}	0.980 (0.006)	0.988 (0.005)	0.988 (0.004)	0.988 (0.004)
cs_t	0.029 (0.014)	0.034 (0.014)	0.037 (0.013)	0.039 (0.013)
gap_{it}	0.0066 (0.0021)	0.0032 (0.0019)	0.0026 (0.0016)	0.0026 (0.0015)

(注) 括弧内は標準誤差。

(2) ユーロエリア全体の推計

定式はTable 1の(5)に基づく。推計期間の始期は1997年1月。推計方法はOLS。

	~ 2001年12月	~ 2002年12月	~ 2003年12月	~ 2004年9月
p_{it-1}	0.982 (0.015)	0.991 (0.013)	0.991 (0.012)	0.993 (0.011)
cs_t	0.056 (0.023)	0.048 (0.023)	0.049 (0.021)	0.049 (0.021)

(注) 括弧内は標準誤差。

Table 3: 相対価格ショックの要因分解

推計期間は1997年1月~2004年9月。

被説明変数 cs_t

	(1)	(2)	(3)
$ppi - en_t$	0.095 (0.012)	0.094 (0.012)	0.099 (0.013)
$neer_{t-1}$	-0.035 (0.014)	-0.034 (0.012)	-0.040 (0.010)
$usjp_t$	0.020 (0.059)		
$sesi - eu_t$	0.017 (0.015)	0.019 (0.014)	
c	-0.200 (0.114)	-0.197 (0.113)	-0.201 (0.121)
sv_t r	0.638 (0.084)	0.637 (0.079)	0.672 (0.077)
$e.v.$	-2.432 (0.138)	-2.431 (0.138)	-2.410 (0.140)
L.L.	-18.931	-18.999	-19.961
A.I.C.	0.564	0.543	0.543
H.Q.	0.641	0.610	0.598

(注) r は状態変数の自己相関係数、 $e.v.$ は状態方程式の誤差項の分散 ($\text{var} = \exp(e.v.)$)、

L.L.はLog Likelihood、A.I.C.はAkaike Information Criterion、

H.Q.はHannan-Quinn Criterion。

括弧内は標準誤差。

Chart 3: 相対価格ショックの寄与度分解

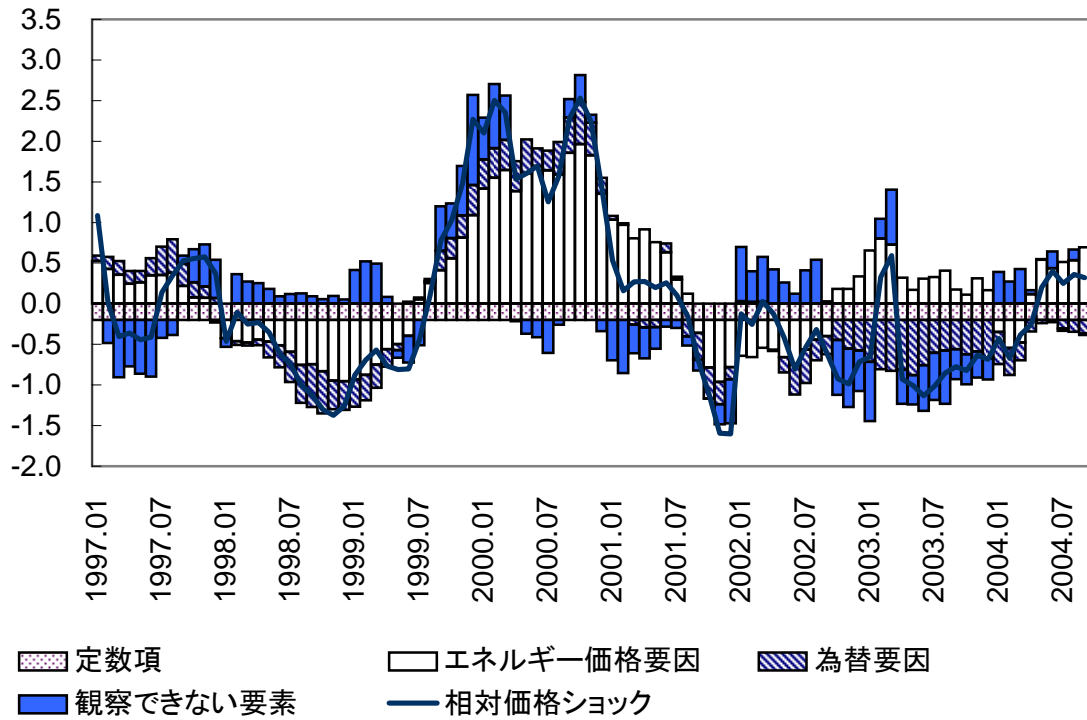


Table 4: 相対価格ショックのパラメータの安定性

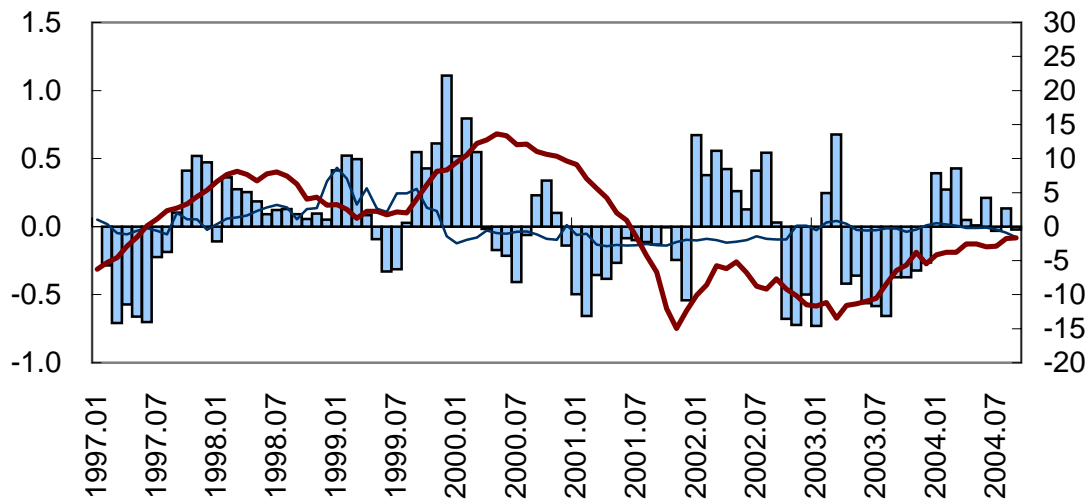
定式はTable 3の(3)に基づく。推計期間の始期は1997年1月。

被説明変数 cs_t

	~ 2001年12月	~ 2002年12月	~ 2003年12月	~ 2004年9月
$ppi - en_t$	0.115 (0.018)	0.102 (0.018)	0.107 (0.014)	0.099 (0.013)
$neer_{t-1}$	-0.035 (0.020)	-0.040 (0.019)	-0.039 (0.012)	-0.040 (0.010)
c	-0.272 (0.174)	-0.197 (0.150)	-0.248 (0.141)	-0.201 (0.121)
$sv_t \quad \rho$	0.795 (0.077)	0.725 (0.090)	0.703 (0.084)	0.672 (0.077)
$e.v.$	-2.817 (0.222)	-2.524 (0.147)	-2.382 (0.147)	-2.410 (0.140)

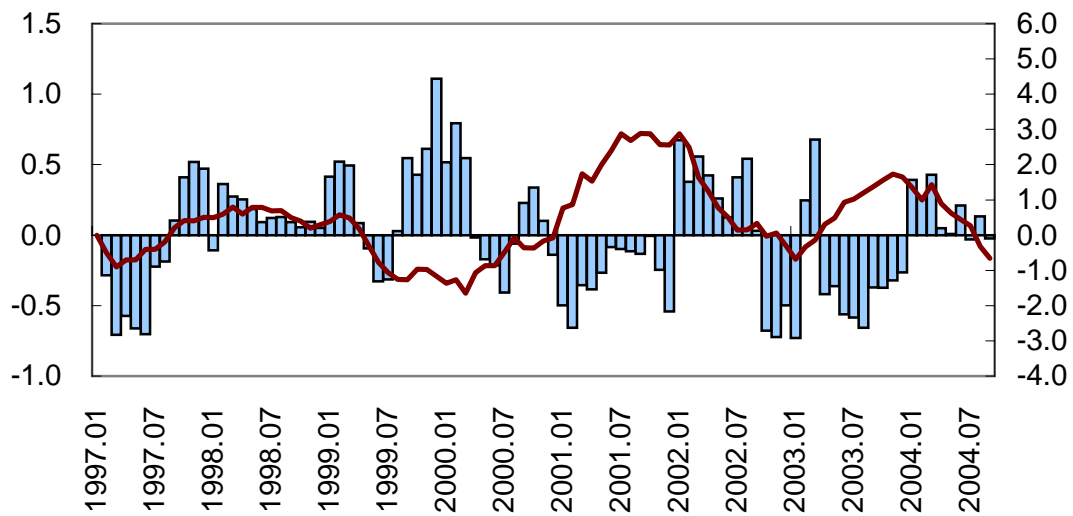
(注) 括弧内は標準誤差。

Chart 4: 「観察できない要素」の解釈



■ 観察できない要素(左目盛) — 米日の歪度(左目盛) — 需要ショック(右目盛)

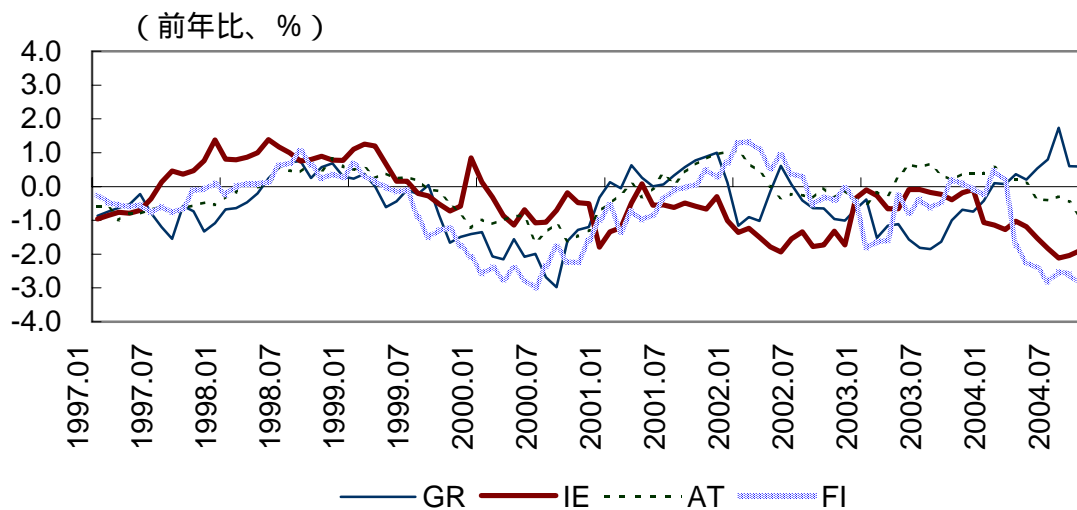
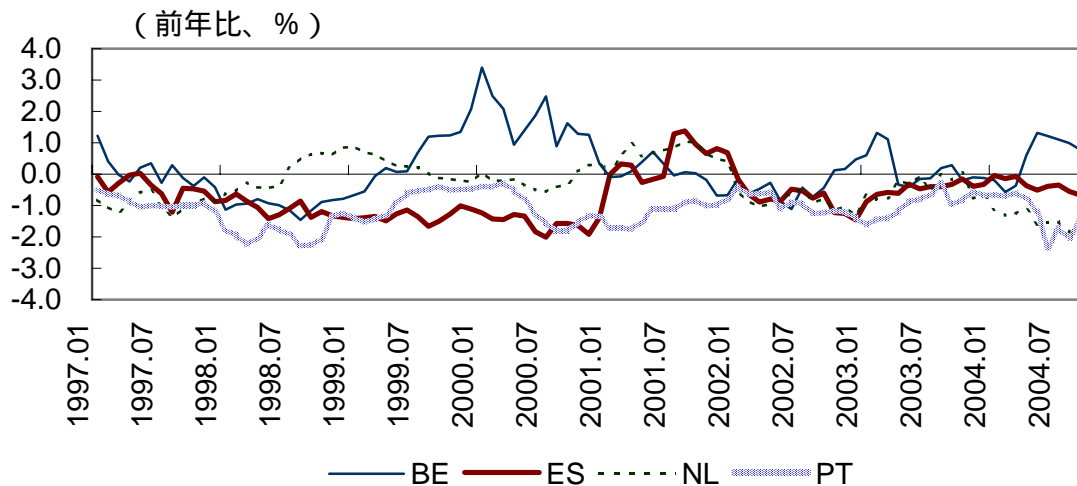
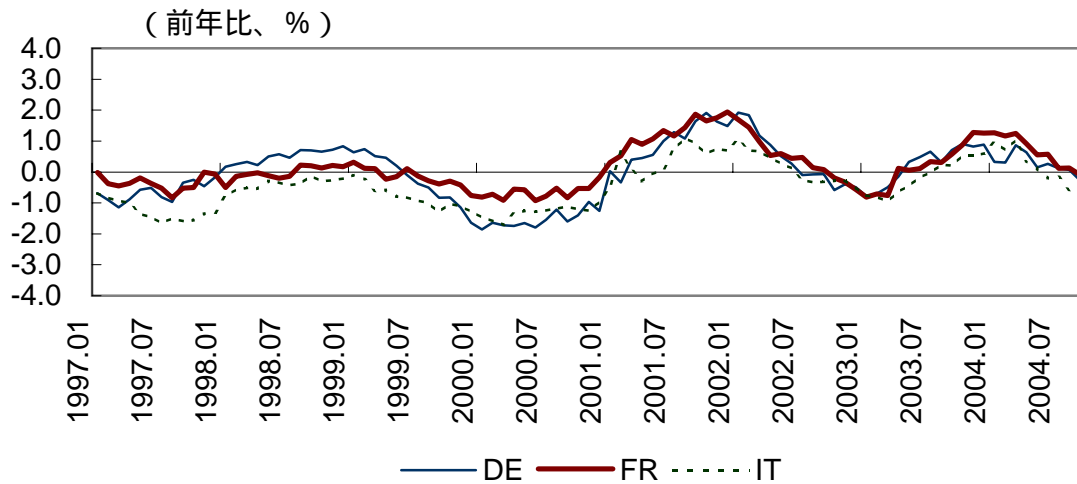
(注) 米日の歪度は1/10にして表示している。



■ 観察できない要素(左目盛) — 食品の相対価格(右目盛)

(注) 食品(酒類、たばこを含む)の相対価格はユーロエリアのHICPベース。

Chart 5: ユーロエリア諸国（11カ国）のユーロ関連財の相対価格上昇率



(注) 国名の略号は次のとおり。

BE: ベルギー、DE: ドイツ、GR: ギリシャ、ES: スペイン、FR: フランス
 IE: アイルランド、IT: イタリア、NL: オランダ、PT: ポルトガル
 AT: オーストリア、FI: フィンランド

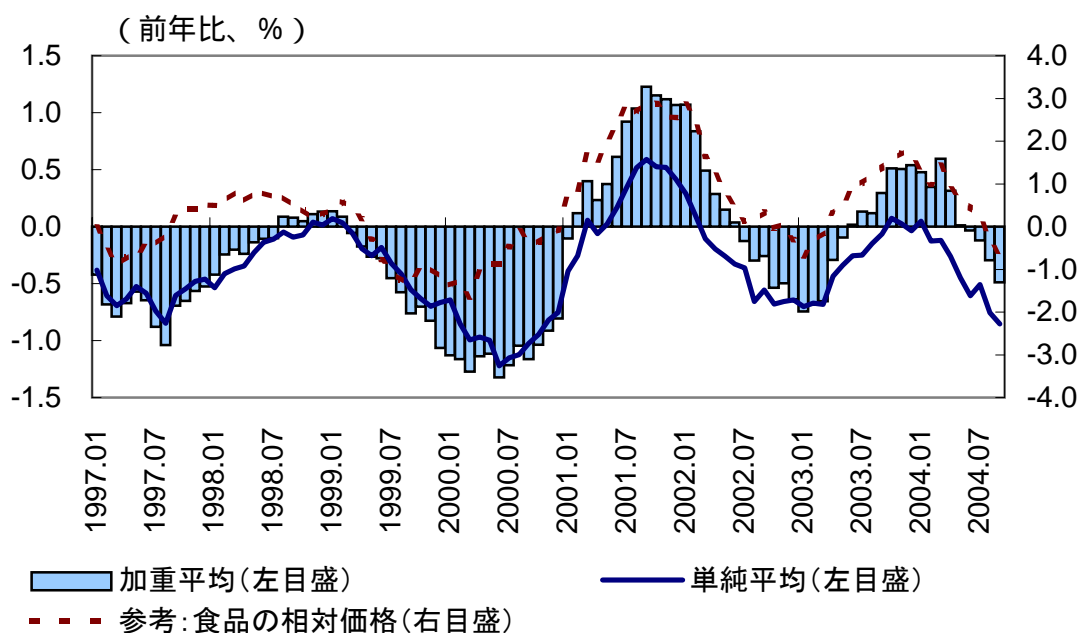
(出典) Eurostat

Table 5: ユーロ関連財の相対価格上昇率の期間平均

(前年比、%)	
	期間平均
DE	-0.015
FR	0.155
IT	-0.423
BE	0.197
ES	-0.707
NL	-0.326
PT	-1.132
GR	-0.501
IE	-0.418
AT	-0.149
FI	-0.644

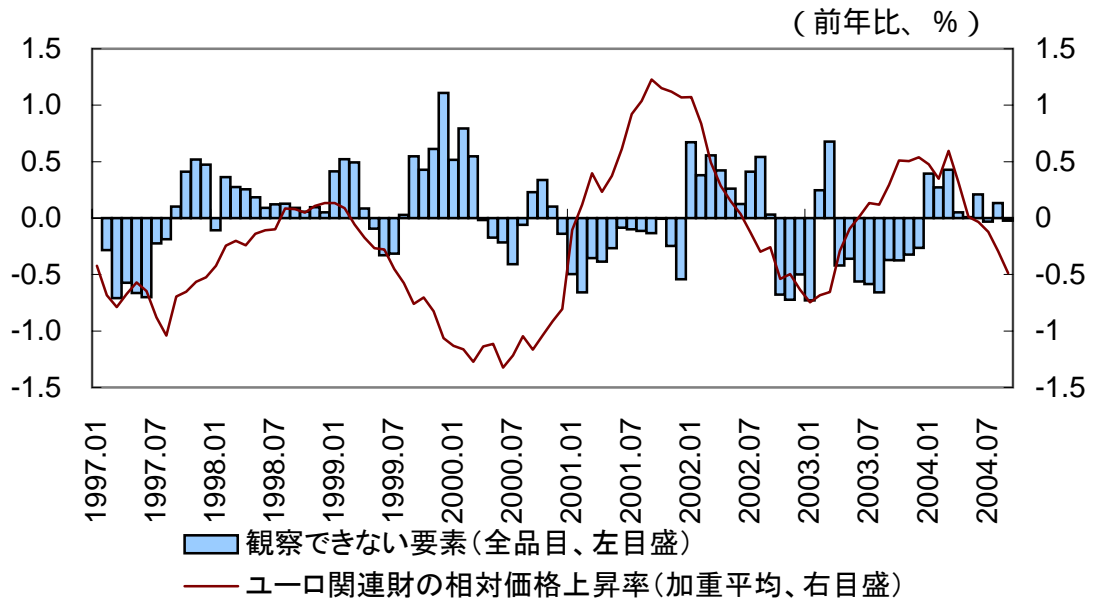
(注) サンプル期間は1997年1月～2004年9月。

Chart 6: ユーロ関連財の相対価格上昇率 (ユーロエリア全体)



(注) ユーロエリア諸国11か国のユーロ関連財・相対価格上昇率を平均したもの。
 加重平均のウェイトは、HICP(2004年時点)の国別ウェイト。
 食品(酒類、たばこを含む)の相対価格はユーロエリアのHICPベース。

Chart 7: 「観察できない要素」とユーロ関連財の相対価格上昇率



(別添)ユーロエリア各国のHICPの品目分類 (COICOP)

(E…euro財、シャド―は9か国以上でeuro財に分類される項目)

項 目 (COICOP)	(参考) ユーロエリア における 千億 [1000]	ド イ ツ	オ ー ス ト リ ア	ス ペ イ ン	フ ィ ン ラ ン ド	フ ラ ン ス	ギ リ シ ャ	ア イ ル ラ ン ド	イ タ リ ア	オ ラ ン ダ	ポ ル ト ガ ル	ベ ル ギ ー
cp0111 Bread and cereals	25.0	E	E	E	E	E	E		E	E	E	E
cp0112 Meat	38.2	E	E	E		E	E	E	E	E	E	E
cp0113 Fish and seafood	11.4		E									
cp0114 Milk, cheese and eggs	22.3	E	E	E		E	E		E	E	E	E
cp0115 Oils and fats	5.3	E	E	E		E	E	E	E	E	E	E
cp0116 Fruit	11.8	E			E			E				
cp0117 Vegetables	15.5	E	E		E	E		E	E	E		E
cp0118 Sugar, jam, honey, chocolate and confectionery	9.9	E	E	E		E	E	E	E	E		E
cp0119 Food products n.e.c.	3.9	E	E	E	E	E	E		E	E	E	E
cp0121 Coffee, tea and cocoa	3.9											
cp0122 Mineral waters, soft drinks, fruit and vegetable juices	8.8	E	E	E	E	E	E		E	E	E	E
cp0211 Spirits	3.1	E	E		E			E		E		E
cp0212 Wine	7.0	E	E	E	E	E	E	E	E	E	E	E
cp0213 Beer	5.5		E	E	E	E	E	E	E	E	E	E
cp022 Tobacco	23.7	E	E	E	E	E	E	E	E	E	E	E
cp0311 Clothing materials	0.4	E	E	E	E	E	E	E		E	E	
cp0312 Garments	54.5						E				E	
cp0313 Other articles of clothing and clothing accessories	2.3											
cp0314 Cleaning, repair and hire of clothing	1.9											
cp032 Footwear including repair	15.5	E			E	E	E	E		E	E	
cp041 Actual rentals for housing	64.1											
cp0431 Materials for the maintenance and repair of the dwelling	6.1	E	E	E	E	E	E	E	E	E	E	E
cp0432 Services for the maintenance and repair of the dwelling	9.1											
cp0441 Water supply	7.8											
cp0442 Refuse collection	5.4											
cp0443 Sewerage collection	4.5											
cp0444 Other services relating to the dwelling n.e.c.	7.3											
cp0451 Electricity	20.0	E		E		E	-		-	E	E	E
cp0452 Gas	13.2											
cp0453 Liquid fuels	6.4									-	-	E
cp0454 Solid fuels	0.8			-					-	-	-	
cp0455 Heat energy	4.5			-			-		-	-	-	-

項 目 (COIOP)	(参考) ユーロ圏 における ウエイト [1000]	ド イ ツ	オ ー ス ト リ ア	ス ペ イ ン	フ イ ン ラ ン ド	フ ラ ン ス	ギ リ シ ャ	ア イ ル ラ ン ド	イ タ リ ア	オ ラ ン ダ	ポ ル ト ガ ル	ベル ギー
cp0923 Maintenance and repair of other major durables for recreation and culture	0.0		-	-	-	-	-		-			-
cp0931 Games, toys and hobbies	4.5										E	
cp0932 Equipment for sport, camping and open-air recreation	2.8											
cp0933 Gardens, plants and flowers	5.9	E	E	E	E	E	E	E	E		E	E
cp0934_935 Pets and related products; veterinary and other services for pets	4.8		E		E	E	E		E	E	E	E
cp0941 Recreational and sporting services	10.7											
cp0942 Cultural services	14.3											
cp0951 Books	6.9		E		E	E			E	E		E
cp0952 Newspapers and periodicals	9.7	E	E	E		E	E		E	E	E	E
cp0953_954 Miscellaneous printed matter; stationery and drawing materials	3.0	E	E	E	E	E	E		E	E	E	E
cp096 Package holidays	14.7											
cp10 Education	9.3											
cp1111 Restaurants, cafés and the like	70.5											
cp1112 Canteens	8.2											
cp112 Accommodation services	17.6											
cp1211 Hairdressing salons and personal grooming establishments	11.2											
cp1212_1213 Electrical appliances for personal care; other appliances	15.5	E	E	E	E	E	E	E	E	E	E	E
cp1231 Jewellery, clocks and watches	5.4				E							
cp1232 Other personal effects	5.7										E	
cp124 Social protection	9.2											
cp1252 Insurance connected with the dwelling	2.3								-			
cp1253 Insurance connected with health	6.0								-		-	
cp1254 Insurance connected with transport	7.7										-	
cp1255 Other insurance	2.6				-	-	-		-			
cp126 Financial services n.e.c.	5.9											
cp127 Other services n.e.c.	10.3											

<参考> 品目数、()内はウエイト

1-財	27 (301)	29 (337)	27 (335)	28 (311)	29 (375)	33 (441)	22 (284)	27 (295)	30 (362)	33 (452)	31 (448)
非1-財	66 (699)	60 (636)	61 (636)	63 (689)	62 (625)	55 (546)	71 (716)	59 (694)	60 (638)	56 (540)	57 (552)
総 合	93 (1000)	89 (973)	88 (971)	91 (1000)	91 (1000)	88 (987)	93 (1000)	86 (989)	90 (1000)	89 (992)	88 (1000)