比 較 経 済 研 究
第45巻第1号(2008年1月) 15-24頁

［論　文］

中・東欧諸国のユーロ圏に対するインフレ収束

―パネル単位根検定による分析―

井上 武

論文要旨：　2004年５月，EU 新規加盟を実現した中・東欧諸国にとって，現在直面する最大の課題の一つがユーロ導入に向けたマクロ経済調整である。本稿はパネル単位根検定を通じて中・東欧諸国とユーロ圏のインフレ率格差を検定し，中・東欧のユーロ圏に対するインフレ収束について分析を行っている。その結果，中・東欧のインフレ率はバルト諸国を除いてユーロ圏水準に向かって収束過程にあることが明らかになった。
［キーワード：　インフレ収束，収斂基準，中・東欧，パネル単位根検定，ユーロ導入］

1　はじめに

2004年５月，欧州連合（European Union：EU）加盟を実現した中・東欧諸国にとって，現在直面する最も大きな課題の一つが欧州単一通貨ユーロの導入である[1) 2)]。中・東欧諸国は2003年４月に調印した EU 加盟条約により，EU 新規加盟と同時に経済・通貨同盟（Economic and Monetary Union：EMU）に参加し，将来ユーロ圏に参加することになった[3)]。2007年１月にはスロベニアがユーロ圏に加盟し，他の中・東欧諸国の多くもユーロの早期採択を希望している[4)]。

しかし EU 新規加盟国がユーロを導入するためにはインフレ率，長期利子率，財政収支，政府債務，為替レートの５つのマクロ経済変数について，ユーロ導入以前に達成すべき基準として規定された「マーストリヒト条約の収斂基準」を履行しなければならない[5)]。本稿では EU 新規加盟国のマクロ経済が将来のユーロ導入に適した環境を整えているかに注目し，特に中・東欧諸国のユーロ圏に対するインフレ率についてパネル単位根検定を用いた分析を行っている[6)]。

本稿がマクロ経済変数の中でもインフレ動向に注目する背景には，大半の中・東欧諸国がこれまで EU 加盟とユーロ導入を念頭に物価安定とインフレ低下を金融政策の主要な目標としてきたこと，そしてインフレ収束が通貨統合による加盟国の利益を高める上で重要な役割を果たすことがある。すなわち中・東欧諸国は EU 加盟に際して物価安定目標を明示的に掲げて金融政策運営の独立性を高めることが求められ，またユーロ導入に際してはインフレ収束に関する具体的な数値目標の履行が義務付けられた。このため各国中央銀行は1990年代後半以降，様々な金融・為替政策を通じて物価水準の安定とインフレ率の低下を図ってきた。図１から図３は1995年から2006年までの消費者物価（CPI）の月次変化率とインフレ率に関する収斂基準値を示しているが，ここから中・東欧各国が大幅にインフレ率を低下させ，インフレ収束を図ってきたことが分かる。

このようなインフレ収束はユーロ導入の前提条件であるとともに，通貨統合が加盟国にもたらす利益を高める上で重要な役割を果たすと考えられている（De Grauwe，2000，p. 131）。すなわちインフレ率について選好が異なる複数の国が通貨を統合する場合，インフレ低下を特に重視する国は通貨統合前よりも高いインフレ率に直面し，経済厚生を損なう恐れがある。「CPI 上昇率が EU 加盟国の中で最も低い３ヶ国の平均 CPI 上昇率から過去１年以上にわたり＋1.5%以内であること」というインフレ率に関する収斂基準はこうした事態を回避し，インフレ低下について同一の選好を持つ国のみが通貨統合に参加することを保証する条件なのである（De Grauwe，p. 132）。本稿は中・東

図1　中・東欧諸国におけるインフレ率の動向（その１）

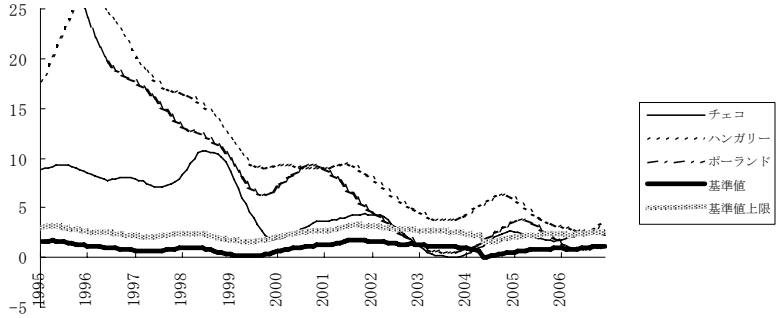


図2　中・東欧諸国におけるインフレ率の動向（その２）

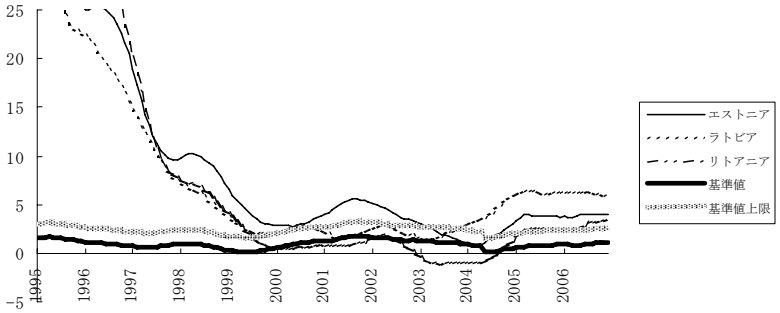
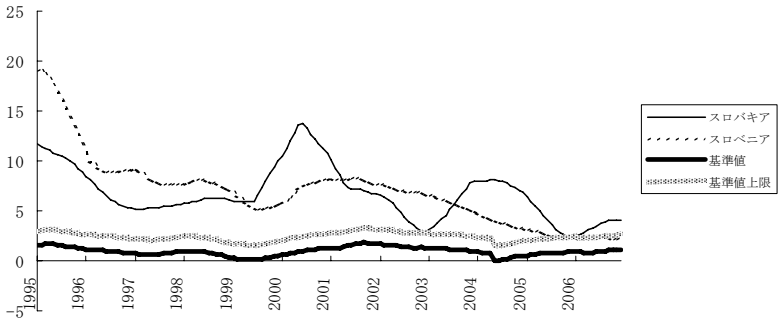


図3　中・東欧諸国におけるインフレ率の動向（その３）



欧のインフレ動向に注目し，中・東欧諸国のユーロ圏に対するインフレ収束を計量的に分析することにより，中・東欧各国がユーロ導入に備えて適切なマクロ経済環境を整えているかについて検証することを目的としている。

先行研究ではインフレ率を始めとするマクロ経済変数の収束状況について様々から手法を用いた分析が行われてきたが，本研究ではパネル単位根検定という計量手法を適用している。この手法は元来パネルデータを推定する際にデータの定常性を検定するための方法として開発されたが，近年，マクロ経済変数の収束状況を計測するための分析手法としても利用されている。本稿は6年間という比較的短いサンプル期間を用いているが，パネルデータにすることでインフレ収束を分析するために必要な標本数を確保している。

本稿の構成は以下のとおりである。第1節ではパネル単位根検定からマクロ経済変数の収束過程を分析する先行研究を概観するとともに本研究の特徴を述べる。第2節ではパネル単位根検定の推定モデルを導出し，第3節ではデータ，対象国，サンプル期間について説明する。第4節ではパネル単位根検定の推定方法を選択し，第5節ではパネル単位根検定とインフレ収束に関する検定結果を示す。そして最後に本稿の要約とともに中・東欧諸国のユーロ導入に向けた最近の動向と課題を述べる。

1．1　先行研究の概要と本研究の独自性

パネル単位根検定は元来パネルデータを推定する際にデータの定常性を検定するための方法として開発されたが，近年ではマクロ経済変数の収束度を計測するための分析手法としても用いられている。例えば，Ben‐David（1996）は1960年から1985年までの高所得25ヶ国について主要な貿易相手国からなるグループをそれぞれ形成し，各グループの1人当たり実質国民所得がグループ内平均水準に収束する傾向にあることをパネル単位根検定から明らかにした。また Kočenda and Papell

(1997)は1959年から1994年までの四半期データを用いて欧州先進18ヶ国におけるインフレ動向を分析し，為替相場メカニズム（Exchange Rate Mechanism : ERM）加盟諸国のインフレ率はERMに加盟しないグループに比べてより急速に域内平均水準に収束したことを指摘している。

さらにHolmes（2002）は1972年から1999年までの月次データを用いて EU5ヶ国のドイツに対するインフレ収束を分析している。そしてパネル単位根検定の結果，1979年の ERM 設立時と1990年代初頭の欧州通貨危機を除いて欧州諸国のインフレ率はドイツに収束していたことを明らかにしている。最後に，本稿の主要な分析対象である中・東欧諸国に関してはKočenda（1998；1999）が1990年代の鉱工業生産，マネーサプライ，物価水準，そして名目・実質為替レートについて中・東欧を始めとする移行諸国間の収束状況を分析している。パネル単位根検定の結果，このような諸変数の内，為替レートについてはその変化率がグループ内平均水準に収束する傾向にあることを指摘している。

本稿は以上の先行研究を参考にしながらも次の諸点でこれまでの分析とは異なっている。第一に，中・東欧諸国を一つの大きなグループとして捉えるとともに，これを各国の金融・為替政策の特性から複数のサブグループに分類し，ユーロ圏に対するインフレ収束についてグループ間の比較検証を行っている。第二に，多くの先行研究のようにマクロ経済変数がその域内平均水準に向かって収束しているかについて考察するのではなく，中・東欧諸国のインフレ率がユーロ圏に対して収束しているかについて分析を行っている。そして第三に，パネル単位根検定の結果，系列の定常性が確認される場合，本稿はその係数値の大きさではなく，トレンド項の有意性と符号からインフレ収束について考察しており，この点でも先行研究とは異なっている。

2　推定モデルの導出

本稿における中・東欧諸国のインフレ収束に関するパネル単位根検定の推定モデルは新古典派成長理論の収束概念に基づいている。この概念は効率労働1単位当たりの産出量（$Y(t)$）はその均斉成長経路上の水準（Y^*）にλという一定の変化率で収束することを示している。

$$\frac{d\ln Y(t)}{dt} = -\lambda\ (\ln Y(t) - \ln Y^*) \qquad ①$$

この式は$\ln Y(t)$が$\ln Y^*$に指数級数的に接近することを意味している。従って，任意の2時点間，すなわちt_mとt_{m-1}では次の式を導くことができる。

$$\ln Y(t_m) - \ln Y(t_{m-1}) = -(1-(1-\rho))(\ln Y(t_{m-1}) - \ln Y^*) \qquad ②$$

但し，$\rho \equiv \exp(-\lambda(t_m - t_{m-1}))$である。

②式は，所得$\ln Y(t_{m-1})$が自らの均斉成長経路$\ln Y^*$に対して低い国は，その後相対的に高い成長を達成するという「条件付き収束」を意味している。②式はさらに次のように変形することができる。

$$\ln Y(t_m) = (1-\rho)\ln Y^* + \rho \ln Y(t_{m-1}) \qquad ③$$

ここで③式は中・東欧各国（$CEEi$）とユーロ圏（EUR）の双方で成立すると仮定する。また$\ln Y(t_m)$を本稿で考察するマクロ経済変数であるインフレ率X_tに置き換え，$(1-\rho)\ln Y^*$を観測できない主体ごとの特性を示す項（a，c）とし，さらに誤差項を追加すると次の式が求められる[7)]。

$$\mathrm{X}_{CEEit} = a_{CEEi} + b_{CEEi}\mathrm{X}_{CEEi,t-1} + \mu_{CEEit} \qquad ④$$

$$\mathrm{X}_{EURt} = c_{EUR} + d_{EUR}\mathrm{X}_{EUR,t-1} + \nu_{EURt} \qquad ⑤$$

但し，μとνはi. i. dの誤差項であり，tは期間を示している。⑤式を④式から引き，変形すると，⑥式が求められる。

$$\begin{aligned}\mathrm{X}_{CEEit} - \mathrm{X}_{EURt} &= a_{CEEi} - c_{EUR} + b_{CEEi}\mathrm{X}_{CEEi,t-1} \\ &\quad - d_{EUR}\mathrm{X}_{EUR,t-1} + \mu_{CEEit} - \nu_{EURt} \\ \mathrm{R}_{it} &= \alpha_i + \phi_i \mathrm{R}_{i,t-1} + \upsilon_{it} \\ \Delta\mathrm{R}_{it} &= \alpha_i + \delta_i \mathrm{R}_{i,t-1} + \upsilon_{it} \qquad ⑥\end{aligned}$$

但し，$\mathrm{R}_{it} = \mathrm{X}_{CEEit} - \mathrm{X}_{EURt}$，$\Delta\mathrm{R}_{it} = \mathrm{R}_{it} - \mathrm{R}_{i,t-1}$，$\alpha_i = a_{CEEi} - c_{EUR}$，$\phi_i = b_{CEEi} - d_{EUR}$，$\delta_i = \phi_i - 1$，$\upsilon_{it} = \mu_{CEEit} - \nu_{EURt}$である。

⑥式は中・東欧諸国のユーロ圏に対するインフレ率格差の定常性を検定するための推定式，すなわちパネル単位根検定の推定式と見なすことができる。ここで時系列における単位根検定と同様，

誤差項υ_{it}が系列相関を持つ可能性を排除するためにp_i期のラグ付き従属変数を追加する。さらに上記①の産出量$Y(t)$に初期値の存在を考慮すると，これは②式以降ではトレンド項（Trend）となるため，次のモデルを導出することができる。

$$\Delta \mathrm{R}_{it} = \alpha_i + Trend + \delta_i \mathrm{R}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta \mathrm{R}_{i,t-j} + \upsilon_{it} \qquad ⑦$$

パネル単位根の検定方法，⑦式の推定結果の解釈，そしてラグ次数の選択は以下のとおりである。まずパネル単位根の検定方法については Levin, Lin and Chu（2002）の手法を適用する。ここでは「係数δ_iがすべてのiについて有意に 0 から離れていない（Ho : $\delta_i = 0$ for all i）」という帰無仮説に対して，「係数δ_iがすべてのiについて有意に 0 から離れている（Ha : $\delta_i < 0$ for all i）」という対立仮説を検定する。パネル単位根検定については Levin et al.（2002）以外にもこれまで複数の検定手法が提案されており，Im, Pesaran and Shin（2003）のように対立仮説に「少なくとも 1 つの主体の系列は定常である」という緩やかな制約を置く手法を利用する既存研究も近年増加している。しかし本研究ではグループごとに分類された中・東欧諸国がそれぞれユーロ圏にインフレ収束しているかについて分析することを目的としているため，パネル単位根検定に際しては Levin et al.（2002）の手法を適用する。なお検定結果の頑健性を確認するために，Im et al.（2003）に基づく検定も合わせて行う。

次に，パネル単位根検定の結果，帰無仮説が棄却される場合，系列は定常となり，帰無仮説が棄却できない場合，系列は非定常となる。ここで系列が定常であり，且つ⑦式のトレンド項（Trend）が統計的に有意で負の傾きを持つ場合，中・東欧諸国とユーロ圏のインフレ率格差は時間の経過とともに縮小するため，本研究では「インフレ収束」が発生しているものと解釈する。

最後に，⑦式のラグ付き従属変数の次数p_iについては誤差項υ_{it}が系列相関を持つ可能性を排除するために最大10期から赤池情報基準（Akaike information criteria : AIC）に基づき選択することとする。

3　データの定義，対象国，サンプル期間

インフレ率のデータは IMF（2007）から入手した。ここでは自然対数を取った CPI の前月比変化率を100倍したものを用いている。対象国は中・東欧 8 ヶ国とユーロ圏である。中・東欧 8 ヶ国は 1 つのグループとして捉えるとともに，金融・為替制度の特徴から次の 4 つのサブグループに分類する。すなわち固定為替制度を採用する「固定為替制度」グループ（エストニア，ラトビア，リトアニア），変動為替制度を採用する「変動為替制度」グループ（チェコ，ハンガリー，ポーランド，スロバキア，スロベニア），変動為替制度の下，インフレターゲティングを導入している「インフレターゲット」グループ（チェコ，ハンガリー，ポーランド），そして同じく変動為替制度下にあるが金融政策のアンカーを特定していない「裁量政策」グループ（スロバキア，スロベニア）である[8) 9) 10)]。

サンプル期間はギリシャがユーロ圏に完全参加し，スロベニア加盟以前のユーロ圏が形成された2001年 1 月から2006年12月までの 6 年間とした[11)]。なお本稿では比較検証のためにそれまでの 6 年間，すなわち1995年 1 月から2000年12月までのサンプル期間についても分析を行っている。但し，ユーロ圏の CPI データは1998年 1 月以降からしか入手することができないため，1995年から2000年までのサンプル期間についてはユーロ圏の CPI の代理変数としてドイツの CPI を用い，中・東欧 8 ヶ国と各サブグループのドイツに対するインフレ収束を分析する。またサブグループの内，「インフレターゲット」グループを構成するチェコ，ポーランド，ハンガリーはそれぞれ1997年12月，1999年 8 月，2001年 8 月にインフレターゲティングに転換した。従って，2001年 1 月以降のサンプル期間では前述の 4 つのサブグループについて検定を行うが，1995年から2000年までのサンプル期間については「変動為替制度」と「固定為替制度」の 2 つのサブグループについてのみ分析を行うこととする。なお上記のインフレ率に関するデータの記述統計は表 1 と表 2 に示すとおりである。

表1　インフレ率に関する記述統計（1）
（サンプル期間：1995年１月から2000年12月まで）

国　名	平均	最大	最小	標準偏差
チェコ	0.532	3.939	−0.273	0.733
ハンガリー	1.251	4.298	−0.360	0.977
ポーランド	1.041	4.014	−0.909	0.893
スロバキア	0.627	5.534	−0.334	0.844
スロベニア	0.668	1.930	−0.564	0.496
エストニア	0.853	3.393	−0.330	0.857
ラトビア	0.660	3.462	−0.953	0.894
リトアニア	0.763	5.549	−0.708	1.216
ドイツ	0.118	0.893	−0.212	0.236

表2　インフレ率に関する記述統計（2）
（サンプル期間：2001年1月から2006年12月まで）

国　名	平均	最大	最小	標準偏差
チェコ	0.170	1.908	−0.782	0.505
ハンガリー	0.440	2.491	−0.389	0.570
ポーランド	0.170	1.125	−0.474	0.365
スロバキア	0.445	5.137	−0.360	0.890
スロベニア	0.368	1.571	−0.823	0.487
エストニア	0.295	2.044	−0.502	0.446
ラトビア	0.395	1.464	−1.118	0.498
リトアニア	0.137	1.480	−0.800	0.449
ユーロ圏	0.174	0.686	−0.592	0.280

4　推定方法の選択

中・東欧諸国とユーロ圏及びドイツのインフレ率格差を検定する前に，推定方法の選択を行う[12]。ここではプーリング推定法（OLS），一元配置固定効果推定法（LSDV），一元配置ランダム効果推定法の３種類の推定方法を考慮し，プーリング推定法と固定効果推定法，プーリング推定法とランダム効果推定法，そして固定効果推定法とランダム効果推定法の各組合せについて推定方法を選択した。

初めに，1995年から2000年までの中・東欧８ヶ国と２つのサブグループを対象に，プーリング推定法と固定効果推定法についてＦ検定を行った。その結果，「中・東欧８ヶ国」と「固定為替制度」では「主体別の定数項がすべて等しい」という帰無仮説は棄却されないためプーリング推定法が選択され，「変動為替制度」では帰無仮説は棄却されるため固定効果推定法が選択された[13]。

次に，プーリング推定法とランダム効果推定法についてχ^2検定を行ったところ，「OLS の誤差項が平均的にゼロである」という帰無仮説は「中・東欧８ヶ国」と「固定為替制度」では棄却されないが，「変動為替制度」では５％有意水準で棄却された。従って，「中・東欧８ヶ国」と「固定為替制度」ではプーリング推定法が採用され，「変動為替制度」ではランダム効果推定法が選択されることになった[14]。

Ｆ検定とχ^2検定の結果を受けて，「変動為替制度」について固定効果推定法とランダム効果推定法を選択するハウスマン検定を行ったところ，「各国特有の効果と説明変数は相関しない」という帰無仮説は１％有意水準で棄却されたため，「変動為替制度」では固定効果推定法が選択されることが分かった[15]。

以上の検定結果から，1995年から2000年までのサンプル期間の「中・東欧８ヶ国」と「固定為替制度」ではプーリング推定法が適切な推定方法であり，「変動為替制度」では固定効果推定法が適切な推定方法であることが分かった。2001年から2006年までのサンプル期間についても上記と同じ手順で仮説検定を行った結果，「裁量政策」ではプーリング推定法が選択され，それ以外のグループでは固定効果推定法が選択された。選択された推定方法は表３に要約しているとおりである。次節

表3　各グループの構成国と選択された推定方法

グループ名	構成国	サンプル期間	推定方法
中・東欧8ヶ国	チェコ　ハンガリー　ポーランド スロバキア　スロベニア エストニア　ラトビア　リトアニア	1995 － 2000	プーリング
		2001 － 2006	固定効果
固定為替制度	エストニア　ラトビア　リトアニア	1995 － 2000	プーリング
		2001 － 2006	固定効果
変動為替制度	チェコ　ハンガリー　ポーランド スロバキア　スロベニア	1995 － 2000	固定効果
		2001 － 2006	固定効果
インフレターゲット	チェコ　ハンガリー　ポーランド	2001 － 2006	固定効果
裁量政策	スロバキア　スロベニア	2001 － 2006	プーリング

ではここで選択された推定方法に基づき，中・東欧のユーロ圏及びドイツに対するインフレ収束について検定を行う。

5　検定結果と解釈

本節では中・東欧諸国とユーロ圏及びドイツのインフレ率格差の定常性を検定し，インフレ収束についての検定結果を報告する。以下ではまず1995年１月から2000年12月までのサンプル期間について検証する。初めに，パネル単位根検定を行い，中・東欧諸国とドイツのインフレ率格差の定常性を検定したところ，表４の第４列目にある t 統計値が得られた。帰無仮説は⑦式の係数δ_iがすべてのiについて０に等しくなり，対立仮説はδ_iがすべてのiについて０より小さくなることを示す。帰無仮説が棄却される場合，系列は定常となり，棄却できない場合，系列は非定常となるが，表４から「中・東欧８ヶ国」,「固定為替制度」,「変動為替制度」のすべてのグループで帰無仮説は１％有意水準で棄却されるため，系列は定常であることが分かった。

次に，2001年１月から2006年12月までの中・東欧８ヶ国と４つのサブグループについて，ユーロ圏に対するインフレ率格差の定常性を検定した。その結果，表４の t 統計値からすべてのグループで係数δ_iが０に等しくなるという帰無仮説は１％有意水準で棄却された。従って，2001年以降のサンプル期間でもすべてのグループで系列は定常であることが分かった。

このようにLevin, Lin and Chu（2002）に基づくパネル単位根検定の結果，中・東欧諸国とユーロ圏及びドイツとのインフレ率格差は２つのサンプル期間を通じて定常であることが確認され，この検定結果はIm, Pesaran and Shin（2003）の手法を適用した場合でも概ね支持された[16]。そこで次に，中・東欧諸国のユーロ圏及びドイツに対するインフレ収束について検証を行う。表４の第５列には⑦式のトレンド項（Trend）の係数値とＰ値を表示している。1995年から2000年までのサンプル期間ではすべてのグループでトレンド項は統計的に有意となり，符号は負となっている。従って，この期間中，中・東欧諸国とドイツのインフレ率格差は時間の経過とともに縮小傾向にあるため，中・東欧諸国は金融・為替政策の相違に関わらずドイツに対してインフレ収束していたと考えられる。

一方，2001年から2006年までのサンプル期間では「変動為替制度」,「インフレターゲット」,「裁量政策」の各グループでトレンド項は有意になり，符号は負になっている。しかし「中・東欧８ヶ国」のトレンド項は統計的に有意にならず,「固定為替制度」のトレンド項は正の符号を有している。従って，2001年から2006年のサンプル期間では「変動為替制度」,「インフレターゲット」,「裁量政策」の各グループはユーロ圏とのインフレ率格差を縮小させインフレ収束を実現しているが,「固定為替制度」はユーロ圏とのインフレ率格差を拡大させているものと解釈される。なお2001年以降，中・東欧諸国が全体としてユーロ圏に対してインフレ収束しているか否かについては明らかでない。

6　本稿の結論

第５次拡大によりEU加盟を実現した中・東欧諸国にとって，現在直面する最も大きな課題の一

表4　パネル単位根検定の結果とトレンド項の有意性

グループ名	サンプル期間	ラグ	*t* 統計値	トレンド項	
				係数値	P 値
中・東欧８ヶ国	1995 － 2000	8	−7.716 ***	−0.006	0.000
固定為替制度	1995 － 2000	9	−3.456 ***	−0.012	0.010
変動為替制度	1995 － 2000	0	−7.437 ***	−0.008	0.000
中・東欧８ヶ国	2001 － 2006	9	−17.150 ***	−0.001	0.248
固定為替制度	2001 － 2006	5	−11.367 ***	0.004	0.018
変動為替制度	2001 － 2006	10	−12.896 ***	−0.007	0.000
インフレターゲット	2001 － 2006	10	−12.129 ***	−0.004	0.030
裁量政策	2001 － 2006	1	−4.797 ***	−0.008	0.008

注）*** は単位根が存在するという帰無仮説が１％有意水準で棄却されることを示している。

つが欧州単一通貨ユーロの導入である。これら諸国はEU加盟と同時に「適用除外構成国」としてEMUに参加し，将来，ユーロ圏に参加することになった。中・東欧各国は総じてユーロ導入に前向きではあるが，EU新規加盟国がEMUに完全に参加し，ユーロを導入するためには5つのマクロ経済変数からなる「マーストリヒト条約の収斂基準」を事前に達成することが義務付けられている。

本稿はEU新規加盟国のマクロ経済が将来のユーロ導入に適した環境を整えているかに注目し，特に中・東欧諸国のユーロ圏に対するインフレ収束についてパネル単位根検定を適用した分析を行っている。本稿がマクロ経済変数の中でもインフレ動向に注目した背景には，大半の中・東欧諸国がこれまでEU加盟とユーロ導入を念頭に物価安定とインフレ低下を金融政策の主要な目標としてきたこと，そしてインフレ収束は通貨統合が加盟国にもたらす利益を高める上で重要な役割を果たすことなどがある。

パネル単位根検定に先立ち，サンプル期間をギリシャがユーロを導入し，スロベニア加盟以前のユーロ圏が形成された2001年1月から2006年12月までに設定した。また比較検証のためにそれまでの6年間，すなわち1995年1月から2000年12月までについてもサンプル期間として考慮した。なおユーロ圏のCPIデータは1998年1月からしか入手できないため，1995年から2000年までのサンプル期間ではユーロ圏の代理変数としてドイツのインフレ率を使用し，中・東欧諸国のドイツに対するインフレ収束について分析することにした。

分析対象国・地域については中・東欧8ヶ国全体とともに，これら諸国を金融・為替政策の相違に基づき複数のサブグループに分類している。すなわち1995年から2000年までのサンプル期間では中・東欧諸国の内，固定為替制度と変動為替制度を採用する2つのサブグループ，そして2001年以降のサンプル期間ではこれら2グループにインフレターゲティングとその他の裁量的金融政策の導入国を加えた4つのサブグループを考慮した。

以上に基づき，中・東欧諸国とユーロ圏及びドイツのインフレ率格差が定常であるか否かについてLevin, Lin and Chu（2002）のパネル単位根検定を行ったところ，インフレ率格差は2つのサンプル期間を通じてすべてのグループで定常であることが分かった。そこで次に，中・東欧諸国のユーロ圏及びドイツに対するインフレ収束を検証するために，パネル単位根検定の推定式にあるトレンド項の有意性と符号を確認した。その結果，1995年から2000年までのサンプル期間では中・東欧諸国とドイツのインフレ率格差は縮小傾向にあるため，中・東欧各国は採用する金融・為替政策の相違に関わらずドイツに対してインフレ収束していることが分かった。一方，2001年から2006年のサンプル期間では「固定為替制度」を採用するバルト諸国はユーロ圏とのインフレ率格差を拡大させているが，「変動為替制度」，「インフレターゲット」，そして「裁量政策」を採用する中・東欧諸国はユーロ圏へのインフレ収束を実現していることが分かった。実際，変動為替制度を採用する中・東欧5ヶ国の内，チェコは2005年5月以降，そしてポーランドとスロベニアは2005年11月以降，インフレ率に関するユーロ導入条件を満たしており，ハンガリーとスロバキアについてもインフレ率は収斂基準に向かい着実に低下している。

以上のように，本稿では中・東欧8ヶ国のユーロ圏及びドイツに対するインフレ収束について，パネル単位根検定を適用した計量分析を試みたが，本節の最後にこのような計量分析の結果を考慮しつつ，中・東欧諸国のユーロ導入に向けた最近の動向を検証したい。

2004年5月，EU加盟を実現した中・東欧8ヶ国の内，スロベニア，エストニア，リトアニアの3ヶ国はEU加盟翌月の2004年6月，ラトビアは2005年4月，そしてスロバキアは2005年11月にそれぞれERM Ⅱに参加し，ユーロ導入に向けて本格的に動き出した。とりわけEU新規加盟国の中でも最初にERM Ⅱに参加したスロベニア，エストニア，リトアニアはユーロの早期導入を目指して政策調整を行い，ユーロ導入の前提条件である「マーストリヒト条約の収斂基準」の履行を進めてきた。しかしこの3ヶ国中，ユーロ圏への完全参加が承認されたのはスロベニアだけであった。スロベニアは2006年7月のEU財務相理事会で，2007年1月からのユーロ導入が正式に承認されたのに対して，エストニアは2006年4月，同国政府が自らユーロの導入延期を発表し，リトアニアは

欧州委員会と欧州中央銀行に提出していた加盟申請が2006年６月の欧州理事会で却下されたのである。

スロベニア，エストニア，リトアニアは為替レート，長期利子率，財政収支，政府債務については「マーストリヒト条約の収斂基準」を満たしていたが，最終的にこの３ヶ国のユーロ導入可否を分けたのはインフレ率に関する収斂基準の履行状況であった。すなわち図２のとおり，エストニアとリトアニアは1990年代末に急速なインフレ低下を実現したが，両国ともインフレ率は2004年４月から上昇トレンドに転じ，エストニアでは2004年９月，そしてリトアニアでは2005年３月以降，収斂基準値の上限を超えて推移している。一方，スロベニアでは図３のとおり，インフレ率は一貫して相対的に高い水準で推移してきたが，2005年11月に収斂基準値の上限を下回ると，そのままインフレ率の収斂基準を達成したのである。このような各国の現状，とりわけエストニアとリトアニアのインフレ動向は本稿のインフレ収束に関する検定結果と整合的である。

エストニアとリトアニアはそれぞれ1992年６月と1994年４月以来，通貨価値や物価水準の安定のためにカレンシーボード制度と呼ばれる為替制度を採用している。これは国内のマネタリーベース残高を準備通貨残高の範囲内に制約し，一定の為替レートで準備通貨と自国通貨の兌換を保証する為替制度のことであり，為替レートの切下げ予想を除去して通貨危機を抑制したり，国内貨幣供給から生じるインフレ要因を取り除き物価水準を安定させる効果があると考えられている（EFN, 2004, p. 106）。カレンシーボード制度の下，エストニアとリトアニアは1990年代後半を通じて他の中・東欧諸国よりも高いインフレ率を急速に引き下げることに成功した。しかしこの制度は為替レートの公定水準を固定することを最優先の政策目標とするため，国内需要増加や輸入原油価格急騰などの国内外のショックに柔軟に対応し，インフレ率への影響を緩和することができなかった。一方，政策アンカーを特定せず，物価安定目標を達成するために裁量的な金融・為替政策を実施してきたスロベニアはそれまで平均的に高い水準にあったインフレ率を着実に低下させ、収斂基準の履行状況が評価される直前にユーロ圏に対するインフレ収束を達成したのである。

このようにエストニアとリトアニアが採用するカレンシーボード制度は長期的な物価水準の低下には成功したが，今後もインフレ率をある限られた期間，一定水準にコントロールすることは他の政策フレームワークに比べて困難であることが予想される。従って，ラトビアを含むバルト諸国は今後，現行制度の下でユーロの早期導入に拘ることなく将来のインフレ動向を見極め，インフレ率の収斂基準の履行が可能であると判断される時点でユーロ圏に参加するか，もしくはERM Ⅱの下，変動幅を持つ固定為替制度に転換し，ユーロ圏へのインフレ収束を図ることが重要な課題になるものと考えられる。

最後に，本稿では「マーストリヒト条約の収斂規準」，とりわけインフレ収束という観点から，中・東欧諸国のユーロ導入問題を分析してきた。しかしユーロ圏参加に伴う費用や便益は加盟国にとって必ずしも同一ではなく，中・東欧各国のユーロ導入に対する姿勢にも相違が見られるようになっている。従って，今後はこのような観点も踏まえて，中・東欧諸国のユーロ導入問題を研究していきたい。

（アジア経済研究所）

注

＊）本稿は，比較経済体制学会第44回全国大会（大阪経済大学）での報告を大幅に加筆・修正したものである。本稿執筆に際しては，吉井昌彦教授（神戸大学），Evžen Kočenda 教授（CERGI-EI）及び本誌匿名論文審査員各位から有益なコメントを頂いた。記して謝意を表したい。

1）2004年５月，EU に新規加盟した中・東欧諸国はチェコ，ハンガリー，ポーランド，スロバキア，スロベニア，エストニア，ラトビア，リトアニアの８ヶ国である。

2）本稿ではスロベニア加盟以前のユーロ圏を念頭に置いている。従って，本稿のユーロ圏はオーストリア，ベルギー，フィンランド，フランス，ドイツ，ギリシャ，アイルランド，イタリア，ルクセンブルク，オランダ，ポルトガル，スペインの12ヶ国から構成されている。

3）EU 加盟条約第4条により EU 新規加盟国は自動的に EMU に参加したが，ユーロ導入の必要条件を満たしていなかったため，欧州共同体設立条約第122条の意味において，欧州中央銀行制度内の権利と義務から除外さ

れる「適用除外構成国（Member States with a derogation）」としてEMUに参加することになった（嘉治，2004，pp. 192-193；EC，2004，p. 2）。

4）スロベニアを除く中・東欧7ヶ国中，2007年8月時点でユーロ導入の目標時期を具体的に公表しているのはスロバキア（2009年1月1日）のみである。

5）「マーストリヒト条約の収斂基準」の内容とスロベニアを除く中・東欧7ヶ国の履行状況は以下のとおりである。

① 過去2年以上，自国の事情によって通貨の切下げを行うことなく，ERM Ⅱの変動許容幅である中心相場の上下15.0%以内に留まっていること（欧州共同体設立条約第121条1項及び付属議定書）。2007年3月時点でバルト3ヶ国がこの基準を達成している。

② CPI上昇率がEU加盟国の中で最も低い3ヶ国の平均CPI上昇率から過去1年以上にわたり＋1.5%以内であること（欧州共同体設立条約第121条1項及び付属議定書）。2005年11月から2006年10月までの1年間でチェコとポーランドがこの基準を履行している（ECB，2006，p. 18）。

③ 長期利子率がEU加盟国の中でCPI上昇率の最も低い3ヶ国の平均長期利子率から過去1年以上にわたり＋2.0%以内であること（欧州共同体設立条約第121条1項及び付属議定書）。2005年11月から2006年10月までの1年間でハンガリーを除く各国がこの基準を履行している（ECB，2006，p. 24）。

④ 一般政府部門の財政赤字が対GDP比3.0%以内であること（欧州共同体設立条約第104条2項，第121条1項及び付属議定書）。2005年時点でバルト3ヶ国とポーランドがこの基準を履行しているが，この内，ポーランドは2007年4月から強制的積立年金制度を一般政府部門から切り離さなければならず，この場合，同国における2005年以降の財政赤字は収斂基準を達成することはできない（ECB，2006，p. 20）。

⑤ 一般政府部門の総債務残高が対GDP比60.0%以内であること（欧州共同体設立条約第104条2項，第121条1項及び付属議定書）。2005年時点でハンガリーを除く各国がこの基準を履行している（ECB，2006，p. 20）。

6）本稿は中・東欧諸国がユーロ導入に向けて適切なマクロ経済環境を整えつつあるかについて検証しているが，ユーロ導入後の潜在的な問題を検証するために中・東欧各国の金融波及メカニズムや各国中央銀行の政策反応関数を計量的に分析する研究が近年盛んに行われている。

7）γ^*に関する項を観測不能な主体別固定効果として扱うアプローチはHayashi（2000，pp. 344-345）に基づいている。

8）バルト3ヶ国では1990年代初頭以降，固定為替制度が維持されている。エストニアとリトアニアではそれぞれ1992年6月と1994年4月にカレンシーボード制度が導入された。エストニア・クローンは1999年1月にドイツ・マルクに加えてユーロに対しても固定され，リトアニア・リタスは2002年2月にアメリカ・ドルからユーロに固定先通貨が変更されるなどの修正が行われたが，両国とも2004年6月のERM Ⅱ参加以降もカレンシーボード制度を維持している。一方，ラトビアでは1994年2月に通貨ラッツが±1.0%の変動幅を持ってIMF特別引出権（SDR）に固定され，2005年1月には同じ変動幅でユーロに固定先通貨が変更されたが，同年4月からはそれまでの固定為替制度のままERM Ⅱに参加している。

9）中・東欧5ヶ国の為替制度は厳密には以下のように区分される。この表では2006年12月までの各国における為替制度の変遷を表しているが，本稿ではターゲットゾーンから完全フロートまでを「変動為替制度」として定義して分析を行っている。

ターゲットゾーン	クローリングペッグ	クローリングバンド	管理フロート	完全フロート
チェコ 1996 スロバキア 1996～ ハンガリー 2001～ スロベニア 2004～ スロバキア 2005～	ポーランド 1991～ ハンガリー 1995～	ポーランド 1995～	スロベニア 1993～ チェコ 1997～ スロバキア 1998～	ポーランド 2000～

10）スロバキアは現在インフレターゲティングを導入しているが，これは2004年12月以降のことであるため，本稿では同国を「インフレターゲット」グループに含めていない。

11）サンプル数を確保するために実際の推定に際してはサンプル期間の2年前からデータを読み込んでいる。

12）本稿の推定はQuantitative Micro Software社の計量ソフトEViews 5.0により行っている。

13）プーリング推定法（OLS）と固定効果推定法（LSDV）について推定方法を選択する際の帰無仮説は「主体別の定数項はすべて等しい」であり，F検定統計量は次のようになる。

$$\text{F検定統計量} = \frac{(RSSols - RSSlsdv)/(N-1)}{RSSlsdv/(NT-(N+1))} \sim F\left(N-1, NT-(N+1)\right)$$

但し，$RSSols$と$RSSlsdv$はそれぞれOLSとLSDVの残差平方和，Nは主体数，Tは期間を示す。なお各推定モデルのF検定統計値は次のとおりである。

（サンプル期間：1995年1月から2000年12月まで）

グループ名	中・東欧8ヶ国	変動為替制度	固定為替制度
F値	1.376	3.491	0.326
臨界値 5%	2.025	2.397	3.038

（サンプル期間：2001年1月から2006年12月まで）

グループ名	中・東欧8ヶ国	変動為替制度	固定為替制度	インフレターゲット	裁量政策
F値	4.000	4.582	3.250	10.527	0.518
臨界値5%	2.025	2.397	3.038	3.038	3.908

14）プーリング推定法（OLS）とランダム効果推定

法についてモデルを選択する際の帰無仮説は「OLS の誤差項は平均的にゼロである」であり，LM 検定統計量は次のようになる。

$$\text{LM 検定統計量} = \frac{NT}{2(T-1)}\left(\frac{S1}{S2}-1\right)^2 \sim \chi^2(1)$$

$$\text{但し，} S1 = \sum_{i=1}^{N}\left(\sum_{t=1}^{T}\upsilon_{it}\right)^2,\quad S2 = \sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\upsilon_{it}{}^2,$$

そしてυ_{it}は OLS の推定誤差を示している。なお各推定モデルの LM 検定統計値は次のとおりである。

（サンプル期間：1995年 1 月から2000年12月まで）

グループ名	中・東欧8ヶ国	変動為替制度	固定為替制度
LM 値	0.009	4.155	0.932
臨界値χ^2：2.706(10%)　3.841(5%)　6.635(1%)			

（サンプル期間：2001年 1 月から2006年12月まで）

グループ名	中･東欧8ヶ国	変動為替制度	固定為替制度	インフレターゲット	裁量政策
LM 値	1.629	3.462	1.426	1.376	0.551
臨界値χ^2：　2.706(10%)　3.841(5%)　6.635(1%)					

15）ハウスマン検定統計量は以下のとおりである。

$$\text{ハウスマン検定統計量} = \frac{\hat{q}^2}{V(\hat{q})} \sim \chi^2(k)$$

但し，$\hat{q}$は係数の推定量$\tilde{b}_{FE}$と$\tilde{b}_{RE}$の差（$\tilde{b}_{FE}-\tilde{b}_{RE}$），$V(\hat{q})$は$\hat{q}$の分散，そして$k$は説明変数の数である。また$\tilde{b}_{FE}$は「各国特有の効果と説明変数は相関しない」という帰無仮説の下での係数の推定量であり，$\tilde{b}_{RE}$は「各国特有の効果と説明変数は相関する」という対立仮説の下での係数の推定量を示している。本節ではF検定とχ^2検定の結果，1995年から2000年までの「変動為替制度」がハウスマン検定の対象となっている。ハウスマン検定の結果，統計値は25.161となったため，「各国特有の効果と説明変数は相関しない」という帰無仮説は１％有意水準で棄却され，固定効果推定法が選択された。

16）Im, Pesaran and Shin（2003）の手法に基づくパネル単位根検定の結果は要望に応じて対応する。

参考文献

嘉治佐保子（2004）『国際通貨体制の経済学　ユーロ・アジア・日本』日本経済新聞社.

北村行伸（2005）『パネルデータ分析』岩波書店.

羽森茂之（2000）『計量経済学』中央経済社.

松浦克己／コリン・マッケンジー（2001）『EViews による計量経済分析：実践的活用法と日本経済の実証分析』東洋経済新報社.

Ben-David, Dan (1996) Trade Convergence among Countries, *Journal of International Economics*, Vol. 40, No. 3-4, May, pp. 279-298.

De Grauwe, Paul (2000) *Economics of Monetary Union Fourth Edition*, Oxford: Oxford University Press.

European Central Bank (2006) *Convergence Report*, Frankfurt am Main: ECB, December.

European Commission (2004) *First Report on the Practical Preparations for the Future Enlargement of the Euro Area*, Brussels: EC, November.

European Forecasting Network (2004) Monetary Transmission in Acceding Countries, *EFN Report Spring 2004 The Euro Area and the Acceding Countries*, Milano: EFN, pp. 21-27.

European Union (1992) *Treaty on European Union*, Official Journal C 191, Luxembourg: The Office for Official Publications of the European Communities, July.

———— (2002) *Consolidated Version of the Treaty Establishing the European Community*, Official Journal C 325/33, Luxembourg: The Office for Official Publications of the European Communities, December.

Hayashi, Fumio (2000) *Econometrics*, New Jersey: Princeton University Press.

Holmes, Mark J. (2002) Panel Data Evidence on Inflation Convergence in the European Union, *Applied Economic Letters*, Vol. 9, No. 3, pp. 155-158.

Im, Kyung So, M. Hashem Pesaran and Yongcheol Shin (2003) Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels, *Journal of Econometrics*, Vol. 115, No. 1, pp. 53-74.

International Monetary Fund（2007）*International Financial Statistics CD-ROM*, Washington, D.C.: IMF, March.

Kočenda, Evžen (1998) Accession and Real Exchange Movements: A Comparison, *William Davidson Institute Working Paper*, No. 182, Ann Arbor: WDI, July.

———— (1999) Limited Macroeconomic Convergence in Transition Countries, *CEPR Discussion Paper*, No. 2285, London: CEPR, November.

Kočenda, Evžen and David H. Papell (1997) Inflation Convergence within the European Union: A Panel Data Analysis, *International Journal of Finance and Economics*, Vol. 2, No. 3, July, pp. 189-198.

Levin, Andrew, Chien-Fu Lin and Chia-Shang James Chu (2002) Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties, *Journal of Econometrics*, Vol. 108, No. 1, pp. 1-24.