



中・東欧諸国のEU新規加盟とユーロ採択 : 金融制度改革とマクロ金融政策の分析

井上, 武

(Degree)

博士 (経済学)

(Date of Degree)

2007-03-25

(Date of Publication)

2012-11-21

(Resource Type)

doctoral thesis

(Report Number)

甲3894

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/D1003894>

※ 当コンテンツは神戸大学の学術成果です。無断複製・不正使用等を禁じます。著作権法で認められている範囲内で、適切にご利用ください。



博 士 論 文

平成18年12月

神戸大学大学院経済学研究科
総合経済政策専攻

指導教員 吉井昌彦
(氏名) 井上 武

博 士 論 文

中・東欧諸国の EU 新規加盟とユーロ採択
ー金融制度改革とマクロ金融政策の分析ー

平成18年12月

神戸大学大学院経済学研究科
総合経済政策専攻

指導教員 吉井昌彦
(氏名) 井上 武

目次

はじめに	1
1. 中・東欧諸国における金融制度改革と中央銀行の独立性強化	5
はじめに	5
1. 1 中・東欧諸国における金融制度改革	7
1. 1. 1 ハンガリー	
1. 1. 2 ポーランド	
1. 1. 3 チェコ共和国（旧チェコスロバキア連邦共和国）	
1. 1. 4 エストニア	
1. 1. 5 小括	
1. 2 中・東欧諸国における中央銀行の法的独立性	25
1. 2. 1 CBI 指数に関する先行研究	
1. 2. 2 先行研究による CBI 指数の比較分析	
1. 3 移行国における中央銀行の独立性とインフレ率の関係	30
1. 3. 1 インフレ率の決定要因 経済自由化, 初期条件, 財政収支, 政策運営	
1. 3. 2 モデルの特定化とデータの定義, 対象国, サンプル期間	
1. 3. 3 単位根検定	
1. 3. 4 推定結果	
1. 4 本章の結論	36
2. 中・東欧諸国のユーロ圏に対する「収束」に関する考察 ー多変数共和分検定とパネル単位根検定による分析ー	73
はじめに	73
2. 1 中・東欧諸国とユーロ圏のマクロ経済における長期的協調関係の分析	75
2. 1. 1 多変数共和分検定	
2. 1. 2 先行研究の概要と本研究の特徴	
2. 1. 3 データの定義, 対象国, サンプル期間	
2. 1. 4 単位根検定の結果	
2. 1. 5 多変数共和分検定の結果	
2. 1. 6 小括	
2. 2 中・東欧諸国のユーロ圏に対するインフレ収束に関する分析	84
2. 2. 1 パネル単位根検定を用いた先行研究の概要と本研究の特徴	
2. 2. 2 推定モデルの導出	
2. 2. 3 統計量の導出	
2. 2. 4 データの定義, 対象国, サンプル期間	
2. 2. 5 推定方法の選択	
2. 2. 6 推定結果とその解釈	
2. 3 本章の結論	91

3. 中・東欧諸国における金融政策の効果波及経路 －Lag - Augmented VAR モデルによる Granger 因果性検定－	117
はじめに	117
3. 1 中・東欧諸国の金融システム	118
3. 1. 1 金融部門の発展段階と金融仲介機能の役割	
3. 1. 2 銀行部門の動向	
3. 1. 3 小括	
3. 2 金融政策の効果波及経路	122
3. 2. 1 先行研究の概要と本研究の特徴	
3. 2. 2 モデル	
3. 2. 3 データの定義, 出所, サンプル期間	
3. 2. 4 Granger 因果性検定の結果とその解釈	
3. 3 本章の結論	132
本論文の要約と今後の課題	161

はじめに

2004 年 5 月 1 日、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、リトアニアの中・東欧 8 ヶ国は欧州連合（European Union : EU）加盟という十数年来の国家目標を達成した。1989 年のいわゆる「東欧革命」や 91 年のバルト 3 ヶ国によるソ連邦からの独立以降、中・東欧各国は 1990 年代を通じてアプローチこそ異なるものの、EU 加盟という共通の目標に向かい政治体制の民主化や市場経済化を推進してきた。そして多年に渡る制度改革は 2004 年の EU 新規加盟として結実したのである。

本論文はこのような中・東欧 8 ヶ国による EU 新規加盟とその後のユーロ導入問題について検証することを目的としている。そこで初めに、中・東欧諸国による EU 新規加盟とユーロ導入に至るプロセスについて概略を説明したい。

中・東欧諸国の EU 加盟の出発点はハンガリー、ポーランド、旧チェコスロバキアの 3 ヶ国が 1991 年 12 月、欧州共同体（European Community : EC）との間で調印した欧州協定（Europe Agreement）まで遡る。この協定は中・東欧の EC 加盟を確約するものではなかったが、自由貿易地域の形成や政治対話の制度化を通じて中・東欧諸国が欧州に回帰する原点となった。その後、ブルガリアとルーマニアが欧州協定に調印する中、1993 年 6 月、コペンハーゲンで開催された欧州理事会は EC 準加盟国が将来 EC に正式加盟する際の基準を初めて明らかにした。この EC 加盟基準は一般に「コペンハーゲン基準」と呼ばれており、政治的基準や経済的基準の履行とともに EC 加盟国が基本条約に基づき積み上げてきた法体系である「アキ・コミュノテール（acquis communautaire : アキ）」の受容から構成されていた。中・東欧諸国の EU 加盟交渉はまさにこのアキに基づいて進められることになる。

1993 年 11 月、欧州連合条約（Treaty on European Union）が発効したことにより EC は外交・安全保障政策と司法・内務協力という 2 本の柱を加えた EU に発展した。そして翌 94 年から 96 年にかけて中・東欧各国は相次いで EU に加盟申請を提出し、EU 準加盟国から EU 加盟申請国になった。これに対して EU 側は 1994 年のエッセン欧州理事会における「加盟前戦略（Pre - Accession Strategy）」や 95 年のマドリード欧州理事会での「中・東欧諸国の域内市場への統合に関する白書（White Paper）」を通じて第 5 次 EU 拡大の準備を進めた。そしてついに 1997 年 7 月、欧州委員会は

2000 年以降の EU の課題をまとめた報告書「アジェンダ 2000 (Europe's Agenda 2000)」の中でチェコ、ハンガリー、ポーランド、スロベニア、エストニア及びキプロスとの加盟交渉を提言し、EU は 1998 年 3 月から上記 6 ヶ国を第 1 陣とする加盟交渉、そして 2000 年 2 月からはスロバキア、ラトビア、リトアニア、ブルガリア、ルーマニアを第 2 陣とする加盟交渉を開始したのである。

欧州委員会はこれら EU 加盟候補国について 1998 年 11 月以降、定期的に加盟交渉の進捗状況を評価してきたが、その際、主要な交渉項目として適用されたのが「コペンハーゲン基準」、とりわけそれを構成するアキであった。アキは財、人、サービス、資本の自由移動から会社法、農業、経済・通貨同盟 (Economic and Monetary Union : EMU) など 31 項目の政策課題に分けられ、各項目の履行状況は毎年 1 回「レギュラーレポート」という形で公表された。これは多岐に渡る制度改革を要したため、分野によっては履行が遅れ、一部の国では複数の項目について移行措置が講じられることになったが、2002 年 12 月のコペンハーゲン欧州理事会は中・東欧 8 ヶ国とキプロス及びマルタとの加盟交渉がすべての項目で終了したことを宣言した。そして中・東欧各国は 2003 年 4 月の加盟条約 (Treaty of Accession 2003) 調印を経て、2004 年 5 月、EU 新規加盟を実現することになったのである。

以上のように中・東欧諸国は EU 加盟を通じてアキに基づく多様な制度改革を遂行し、欧州先進地域との市場統合を達成したが、同時に新しい課題にも直面することになった。それは欧州経済統合の最終段階としての単一通貨ユーロの導入である。中・東欧 8 ヶ国は EU 新規加盟により自動的に EMU に参加し、将来ユーロを導入することが義務付けられた。これに対して中・東欧各国は総じてユーロの早期導入に前向きであり、実際に半数以上の国では具体的な目標時期も定められている。しかし中・東欧諸国が EMU に完全参加し通貨統合を実現するためには為替レート、インフレ率、長期利子率、財政収支、政府債務などのマクロ経済変数に対して定められている「マーストリヒト条約の収斂基準」を達成しなければならない。

中・東欧諸国の内、スロベニアはすべての収斂基準を履行することにより 2007 年 1 月からのユーロ導入が他国に先駆けて承認された。また為替相場メカニズム (Exchange Rate Mechanism : ERM) II に参加するスロバキアやバルト 3 ヶ国も 2008 年から 2010 年にかけてのユーロ圏参加を目指しており、チェコ、ハンガリー、ポーランドも現在は財政収支の収斂基準を達成する見通しが立たず目標時期を設定してい

ないが、その後数年以内に同様の過程を辿ることが予想されている。このように中・東欧各国はそれぞれ独自のタイミングで欧州経済統合の最終段階であるユーロ導入に向けて準備を進めているのである。

本論文はこのような中・東欧 8 ヶ国による EU 新規加盟について金融制度改革の観点から考察するとともに、これら諸国が現在直面するユーロ導入問題についてマクロ経済動向と金融波及経路の計量分析を通じて分析することを目的としている。本論文は 3 つの章から構成されており、その概要は以下のとおりである。

第 1 章では中・東欧諸国が 2004 年 5 月の EU 新規加盟に向けて実施した様々な制度改革の中でも金融制度改革、とりわけ中央銀行の法的独立性に注目し、その形成過程とインフレ低下との関係を分析している。中・東欧諸国は 1980 年代末以降制定した中央銀行法を漸次改正し、中央銀行の法的独立性を高めてきた。この背景には中央銀行の法的独立性を強化することで政府を始めとする公的部門からの債務引き受け圧力を回避しインフレーションの高進を防ぐねらいとともに、各国の中央銀行法を EU 法である「経済・通貨同盟 (EMU) のアキ」に一致するよう改正することが EU 加盟を実現する上で重要な前提条件であったことが指摘される。

そこで第 1 章では市場経済化以降のチェコ、ハンガリー、ポーランド、エストニアにおける金融制度改革を概観した上で、これら各国の中央銀行法が EU 加盟条件の一つである EMU のアキに沿ってどのように改正され法的独立性が強化されてきたのかを明らかにし、そのように強化された中央銀行の独立性が移行各国のインフレ率に対してどのような効果を持ち得たのかについて計量手法を用いた分析を行っている。

第 2 章では EU 新規加盟を実現した中・東欧 8 ヶ国にとって次なる課題であるユーロ導入問題を検証するために、多変数共和分検定とパネル単位根検定という 2 つの検定手法を用いて中・東欧諸国とユーロ圏のマクロ経済関係を分析している。既述のとおり中・東欧 8 ヶ国はユーロ導入の前提条件として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ため、これに向けたマクロ経済調整が現在多くの国で重要な課題になっている。

そこで初めに、ユーロ導入条件であるマーストリヒト条約の収斂基準を構成する為替レート、インフレ率、長期利子率、財政収支、政府債務の各変数に多変数共和分検定を適用し、中・東欧諸国とユーロ圏のマクロ経済動向に長期的な協調関係が存在しているのかについて分析を行う。そして次に、多くの中・東欧諸国が 1990 年代を通

じて金融政策の主要目標としてきたインフレ率の動向を取り上げ、中・東欧諸国のインフレ率がユーロ圏水準に向かって短期的な収束過程にあるのかについてパネル単位根検定から考察する。

第3章では中・東欧8ヶ国におけるユーロ導入後の潜在的な問題に注目し、ベクトル値自己回帰 (Vector Autoregressive : VAR) モデルに基づく Granger 因果性検定を通じて各国金融政策の効果波及経路を分析する。現在、多くの中・東欧諸国でユーロ圏参加に向けた動きが本格化しているが、実際にユーロが導入されると中・東欧諸国の中央銀行は金融政策の自律性を放棄し、物価安定目標に向けた金融政策運営を欧州中央銀行に委ねなければならない。従って、拡大したユーロ圏内で金融政策の効果波及経路が大きく異なる場合、域内共通の金融政策はユーロ圏加盟諸国の経済的利益を犠牲にすることが懸念される。

そこで第3章では中・東欧8ヶ国とユーロ圏の金融波及経路を計量的に分析することにより、拡大ユーロ圏において金融波及経路の相違が発生する可能性について考察する。計量分析に際しては単位根や共和分といった時系列データの特性に注意を払う必要がない Lag - Augmented VAR (LA - VAR) モデルを適用し、推定結果が VAR モデルを構成する変数の順番に依存しないという利点を持つ Granger 因果性検定を通じて金融政策がどのような経路を通じて実体経済に影響を及ぼし得るのかを分析する。そして最後に、本論文の要約と今後の課題について述べたい。

1. 中・東欧諸国における金融制度改革と中央銀行の独立性強化

はじめに

1980年代末以降、中・東欧諸国では計画経済から市場経済に体制転換するための経済構造改革が実施された。とりわけ移行初期に行われた金融制度改革は計画経済体制の下、国立銀行が発券、貸付、そして商業取引決済の諸機能を一手に担っていた単一銀行（Monobank：モノバンク）制度を中央銀行と商業銀行部門からなる二層銀行制度に転換することから改革が始められた。しかしながら新たにその役割が規定された中央銀行と商業銀行業務の担い手になった国有銀行は不採算な国有企業に対する貸付や公的機関の債務引き受けなどの政治的圧力に直面することになる。その背景には旧来のモノバンク制度の下、国立銀行が中央計画当局の指示に従い国有企業に資金配分を行う機能しか果たしていなかったという第二次世界大戦後以降の歴史があった。一般的に中央銀行が財政赤字を引き受けて貨幣を増発すると高率のインフレーションを招く恐れがあるが、中・東欧諸国では新たに中央銀行法を制定し、それまで政府の一機関として機能していた中央銀行に法的独立性を付与することで政府に対する直接貸付を大幅に制限し、インフレ圧力に対処しようとしたのである。

さらに中・東欧諸国は 1990 年代を通じて中央銀行法を複数回改正し、法的独立性を漸次強化してきたが、その背景には中央銀行の独立性強化が中・東欧諸国にとって欧州連合（European Union：EU）や経済・通貨同盟（Economic and Monetary Union：EMU）への加盟を実現する上で達成すべき重要な条件であったことが挙げられる。1993 年 6 月、当時の欧州共同体（European Community：EC）加盟 12 ヶ国はコペンハーゲン欧州理事会において、中・東欧の EC 準加盟国が将来正式に加盟する際の基準を明らかにした¹⁾。これは欧州理事会の開催地の名称を取って一般に「コペンハーゲン基準」と呼ばれており、政治的基準や経済的基準の履行とともに「アキ・コミュニティノテール（acquis communautaire：アキ）」の受容から構成されていた²⁾。アキとは EC 及び EU 加盟国が基本条約に基づいて積み上げてきた法体系のことであり、EMU に関しては加盟前に次の 3 つの項目を法律として適用することが 1993 年 11 月に発効した欧州連合条約（Treaty on European Union）に記されている（嘉治, 2004, p. 194; 田中, 2004b, p. 88; EC, 2004, p. 40）³⁾。

① 中央銀行の公的部門に対する直接金融を禁止する。すなわち欧州中央銀行

(European Central Bank : ECB) や加盟国中央銀行が EC 諸機関に信用を供与したり、これら公的機関から直接債務を購入することが禁止される (欧州共同体設立条約第 101 条)。

- ② 公的部門が金融機関に対して優先的にアクセスすることを禁止する。すなわち EC の諸機関が健全性を考慮せず、金融機関に優先的なアクセスを持つことが禁止される (同条約第 102 条)。
- ③ 中央銀行の独立性を確立する。ここでは加盟国中央銀行は物価安定を明示的な目標として定めなければならない、また金融政策の決定に対してはいかなる外部機関からも指示を受けたり、影響を及ぼされてはならない (同条約第 105 条及び第 108 条)。

中・東欧諸国が EU や EMU への加盟に向けて中央銀行法を上記の「経済・通貨同盟 (EMU) のアキ」と一致するように改正したのは 1990 年代末から 2002 年にかけてのことである。しかしこれら諸国はそれ以前から中央銀行の法的独立性強化に乗り出していた。その理由としては前述のように中央銀行の独立性強化が先進国や途上国とは異なる移行期経済においてもマクロ経済の安定化、とりわけインフレ率の抑制に有効であると考えられたこと、そしてアキを初めとする EU 加盟の前提条件が 1990 年代前半から明示されていたため、中央銀行の法的独立性が重要な要素であると認識されていたことが指摘される⁴⁾。

そこで本章では 1990 年代初頭から 2004 年の EU 加盟に至る中・東欧諸国の金融制度改革を取り上げ、中央銀行の法的独立性が EMU のアキに沿ってどのように付与されてきたのか、そしてそのように高められた中央銀行の法的独立性が移行各国のインフレ率にどのような影響をもたらしたのかという観点から分析を行う。

本章の構成は以下のとおりである。第 1 節では第 5 次拡大で EU 加盟を実現した中・東欧 8 ヶ国の内、相対的に経済規模が大きいチェコ共和国、ハンガリー、ポーランド、そしてバルト諸国の中でも比較的早期に金融制度改革を開始したエストニアの計 4 ヶ国を取り上げ、これら諸国における二層銀行制度導入以降の金融制度改革について概観する。ここでは EMU のアキに沿って各国中央銀行の法的独立性を検証するとともに、銀行部門における国有銀行民営化や銀行新設の動き、銀行監督制度の確立過程、そして各国の金融政策と為替制度の特徴についても考察する。なお本論文の第 3 章第 1 節では各国金融システムの特徴をより巨視的且つ横断的に分析することで本節の内

容を補完している。

第2節では先行研究による「中央銀行の独立性 (Central Bank Independence: CBI) 指数」を用いて中央銀行の法的独立性を比較検証する。CBI 指数は実際に制定された中央銀行法から各国中央銀行の政策立案や人事面・財政面での政府からの独立性を計測するために考案された指数であり、先行研究による中・東欧諸国の CBI 指数を比較検証することにより中・東欧諸国間、そしてドイツ連邦銀行や ECB と比較した場合、どの国がどの分野で中央銀行の法的独立性をより発展させてきたのかを明らかにする。

第3節では CBI 指数を用いて中央銀行の法的独立性がマクロ経済、とりわけ移行各国のインフレ率に対してどのような効果を持ち得たのかという問題を検証する。ここでは 1995 年から 2003 年までの移行 20 ヶ国におけるパネルデータを用いて、移行国のインフレ率と CBI 指数の関係について実証分析を行う。本稿の計量分析は移行国のインフレ率に関する先行研究を参照しながらも、モデルの推定に際して事前にパネル単位根検定を行い変数の定常性を確認していること、金融政策の運営方式の相違についてダミー変数を用いて考慮していること、そして相対的に多いサンプルを利用していることなどの点でこれまでの研究とは異なっている。そして最後に本章の結論を述べる。

1. 1 中・東欧諸国における金融制度改革

第二次世界大戦以降、中・東欧諸国にはソ連邦型の計画経済が導入され、中央計画当局が投入財の数量やその調達先、そして生産財の総量を決定する体制が構築された。このような計画経済体制の下、貨幣は生産計画を受動的に支える役割しか与えられず、価格は物質的な数量を集計するための会計的な装置と見なされるなど、貨幣、価格、そして金融制度の役割は市場経済に比べて大幅に限定されたものになった (Buch, 1996, p. 10)。これに伴い銀行部門の構造も極めて簡略化された。すなわち中央銀行業務と商業銀行業務の 2 つの機能を併せ持つモノバンクが発券、企業間決済制度の管理、企業融資、そして財政赤字の引き受けを一手に担い、モノバンクに従う専門銀行が特定分野に特化した金融業務を行うという構造が構築されたのである (Catte and Mastropasqua, 1993, p. 789)。

しかしこのような計画経済下での金融制度は次第に大きな問題に直面する。貨幣の

流れは理論的には生産バランスに対応した金融バランスにより完全にコントロールされていたが、実際には計画の誤りや貨幣需要の変化、そして貨幣の退蔵などのために調節することは容易ではなくなってきた (Buch, 1996, p. 11)。また銀行部門は投資計画やそれを行う国有企業の選別に関与することはできず、国有企業は賃金の最大化を図るために生産計画とは必ずしも一致しない独自の目標を追及して国有銀行に対して追加融資を要求した (*Ibid.*, p. 11)。その結果、国家財政はソフト化し、貨幣や債務の過剰累積という形で潜在的な不均衡が形成されていったのである (*Ibid.*, p. 11)。

このような問題に対して一部の中・東欧諸国では 1970 年代からモノバンク制度内での金融制度改革が実施されたが、大きな成果を挙げることはできなかった。そして 1987 年のハンガリーを端緒に中・東欧諸国ではモノバンクから中央銀行と商業銀行業務を分離する二層銀行制度の導入が開始され、金融制度の市場経済化が進展することになる。本節ではこのような中・東欧諸国の中でも比較的経済規模が大きいチェコ、ハンガリー、ポーランドの 3 ヶ国、そしてバルト諸国で一早く改革に着手したエストニアの計 4 ヶ国における金融制度改革の動向について、特に中央銀行の法的独立性の形成過程に注目して分析を行う。

1. 1. 1 ハンガリー

第二次世界大戦後、ハンガリーでは中央計画経済の導入によりすべての銀行が国有化され、1948 年以降は中央銀行であるハンガリー国立銀行 (Magyar Nemzeti Bank) が商業銀行業務を担うモノバンク制度が確立された。この制度はその後しばらくの間維持されたが、1970 年代末以降の経済分権化に伴い銀行制度も改革されることになり、小規模金融機関の設立や外国銀行との合弁銀行である中欧国際銀行 (Közép-Európai Nemzetközi Bank) の設立などが許可された (Murphy and Sabov, 1991, p. 1132; Neale and Bozsik, 2001, p. 148)。そして 1987 年 1 月、中・東欧諸国では初めて二層銀行制度を形成するための大きな改革が実施されることになる。

まずハンガリー国立銀行から商業銀行業務が分離され、化学・機械部門、農業・食品加工部門、そしてエネルギー部門など産業部門ごとの貸付は新設されたハンガリー信用銀行 (Magyar Hitel Bank)、商業信用銀行 (Kereskedelmi és Hitelbank)、そしてブタペスト銀行 (Budapest Bank) の国有商業銀行 3 行にそれぞれ引き継がれた (Buch, 1996, p. 19; Neale and Bozsik, 2001, p. 148) ⁵⁾。また国立銀行の下、貿易

関連、家計向けリテール、そして一般融資などの特定分野に特化した業務を行っていたハンガリー外国貿易銀行（Magyar Külkereskedelmi Bank）、国民貯蓄銀行（Országos Takarékpénztár）、そして一般金融信用銀行（Általános Értékforgalmi Bank）などの専門銀行も漸次商業銀行化され、さらに外資系銀行や民間銀行の設立も認められるようになった（バコシ, 2004, p. 21; Buch, 1996, p. 19; Neale and Bozsik, 2001, p. 148）。

モノバンクから分離された上記の国有銀行はその後、他の大規模国営企業と同様、外国資本の戦略的投資家に対する直接売却方式により民営化された。すなわちハンガリー政府は 1992 年から国有商業銀行を中心に資本注入を行い自己資本比率を引き上げた上で、94 年から主として非公開入札を通じて戦略的投資家に国有銀行を売却して銀行民営化を実施したのである。その結果、主要な旧国有銀行は清算されることなく 1997 年までに事実上民営化を完了し、1990 年に国民貯蓄銀行から行名変更した同国最大の銀行である国民貯蓄商業銀行（Országos Takarékpénztár és Kereskedelmi Bank）を除くほとんどすべての大規模な旧国有銀行は現在までに欧米資本の傘下に入っている（表 1・表 2 参照）⁶⁾。

このような旧国有銀行の他にも、ハンガリーでは監督当局が銀行新設に対して当初寛容な政策を採ったため、1990 年代初頭から中葉にかけて外国資本による中小規模の銀行や支店の開設が相次ぎ、銀行数は 45 行にまで増加した（Szapáry, 2001, pp. 15 - 16）。さらに 1997 年 1 月には EU 法との調和を図るために改正された銀行法が発効し、欧州系銀行の特徴であるユニバーサルバンクの実施が自由化されたことなどから外国資本を中心に銀行の新規参入が続いた。しかし 1990 年代後半から現在にかけて、内資系・外資系を問わず比較的財務体質が脆弱な中小銀行の撤退数が新規開行数を上回るようになり、銀行数は全体として減少傾向に転じている⁷⁾。その結果、ハンガリーでは銀行民営化や新規投資を通じて銀行部門に占める外国資本、とりわけ欧州系資本の所有割合が高まっており、資産規模では 2002 年まで、そして銀行数に占める比率では 2003 年まで着実に増加した後、安定的な推移を示している。

ハンガリーでは上記の銀行部門の監督機関としてモノバンク制度から二層銀行制度に移行した 1987 年、財務省の下部組織として銀行監督庁（Állami Bankfelügyelet）が設置された（Bonin and Wachtel, 1999b, p. 121）。同庁は新設銀行の認可権の他、預金者保護と金融安定のために銀行免許の取り消しや銀行業務を制限する権限を有し、

自己資本比率、長期的な流動性、そして経営遂行能力などの分析を通じて商業銀行業務の監視に当たっていた (*Ibid.*, p. 121)。銀行監督庁は発足当初、人材や権限が十分でなかったことから適切な監督業務を実施することができず、このため複数の銀行破綻を引き起こし、さらに 1997 年 2 月から 98 年 12 月にかけて大規模なリテールバンクであった郵便銀行 (Postabank) の取り付けと一時国有化を招いたとして非難された (Ábel, 2002, pp. 172 - 173; Ligeti, 2001, p. 67; Mihályi, 2001, pp. 40 - 41)。しかしながら既述のとおり、この時期、外国の戦略的投資家に対する国有銀行の売却は終了し、またハンガリー政府が EU 加盟に向けて銀行監督制度の強化に乗り出したことで銀行監督庁の監督能力は次第に高められ、銀行部門も安定するようになった (McDermott, 2004, p. 12; Szapáry, 2001, p. 9, p. 16)。

その後、ハンガリー銀行監督庁は 1997 年 1 月に債券・株式取引監督庁、そして 2004 年 4 月には保険監督庁及び年金基金監督庁と統合されてハンガリー金融監督庁 (Pénzügyi Szervezetek Állami Felügyelete) となった。同庁は財務省の管理下にあるものの、機能や財務の点では法的独立性を有し、商業銀行を初めとする金融機関の免許発行やその取消、そして内国・外国為替業務の認可などの監督業務を担っている (IMF, 2005b, pp. 12 - 13; Legeti, 2001, p. 67)。金融監督庁は銀行部門の監督行政については国立銀行と協調して当たっており、金融監督庁が自己資本比率や支払能力などに即して規制・監督を行う一方、国立銀行は支払準備制度や支払取引に関する規制などを通じて銀行部門の健全性を監視している (IMF, 2005b, p. 13; Ligeti, 2001, p. 67; NBH, 2002, p. 23)。また金融監督庁は銀行以外の金融機関に関する免許の発行と取消については独自に行うことができるが、商業銀行の認可について国立銀行の同意を必要とし、取消については財務省と国立銀行の同意を必要としている (IMF, 2005b, p. 13)。以上のようにハンガリーではエストニアやラトビアなど他の中・東欧諸国に先駆けて金融部門全体を監督する金融監督庁が設置されたが、これにより商業銀行が証券会社、保険会社、そして年金基金の業務を兼ねるユニバーサルバンクを効率的に規制・監督する体制が構築されたと評価されている (Szapáry, 2001, p. 16)。

次に、1990 年代初頭以降の中央銀行による金融・為替政策の動向について概観したい。ハンガリーでは移行開始後の経済安定化に際して、通貨フォリントを欧米諸通貨のバスケットに固定する形で政策運営が行われた。1990 年 1 月から 95 年 2 月にかけてはインフレ抑制や貿易収支改善のためにアジャスタブル・ペッグ制度の下、為替レ

ートは 22 回に渡り 64.4%切下げられ、また為替レート調整に伴う投機を防ぐために為替レートの変動許容幅も $\pm 0.5\%$ から $\pm 2.25\%$ まで拡大された（田中, 2001b, pp. 73 - 74; Jonas and Mishkin, 2003, p. 13）。

しかし頻繁な切下げにも関わらず貿易収支は改善せず、貿易収支と財政収支の双子の赤字やインフレ率の上昇が大きな問題となり、固定為替制度に対する信頼は失われるようになった（田中, 2001b, p. 74）。そこでハンガリー政府は 1995 年 3 月、大幅な通貨切下げを行った後、アジャスタブル・ペッグから為替レートを一定比率で切下げていくクローリング・ペッグに為替制度を転換した（Jonas and Mishkin, 2003, p. 13）。この制度の下、為替レートの切下げ幅は事前に公表され、当初月間 1.9%に設定されたクローリング率はその後段階的に引き下げられていった。

このような政策変更もあり、ハンガリーでは 1995 年時点で 30.0%であったインフレ率は 99 年には 10.0%程度まで低下し、ある程度物価安定には成功した。しかし一層低いインフレ率を達成するために国立銀行は 2001 年 8 月、「四半期インフレ報告書」の中でインフレターゲットの導入を公表し、同年 10 月にはそれまでのクローリング・ペッグを廃止した（*Ibid.*, pp. 13 - 14; NBH, 2001b, p. 35）。これと前後して 2001 年 5 月からはユーロ導入の準備段階である為替相場メカニズム（Exchange Rate Mechanism）II を想定し、中心値から $\pm 15.0\%$ の為替変動を許容するターゲットゾーンを実施している。期待インフレ率を中間目標とするインフレターゲットは一般に変動相場制度を伴って実施される場合が多いが、ハンガリーではこのようなターゲットゾーンの下、インフレターゲットは運営されている。このような政策的フレームワークの下、インフレ率は当初 2 年間はインフレ目標値に沿って着実に低下していたが、2003 年中葉から大きく上昇するようになり、それ以降、インフレ率は目標水準から乖離する傾向が続いている（図 1 上段参照）。

本項の最後に、中央銀行の法的独立性強化の動きを EMU のアキに即して考察する。1991 年 12 月、ハンガリー国立銀行法が発効し、国立銀行はその法的独立性を回復した（Szapáry, 1997, p. 23）。この法律により中央銀行である国立銀行の主たる役割は通貨の内外価値を安定し維持することであると規定され、この目標を達成するために金融政策の立案と実施に際して自律性を持つことになった。これ以降、国立銀行は国会に対してのみ説明責任を負い、政策立案について政府から指示を受ける必要はなくなった。また人事面での独立性も確保され、国立銀行総裁は首相の提案に基づき大統領

領により 6 年間の任期で任命され、国立銀行総裁の提案に基づき大統領により任命される副総裁とともに特別な事由がない限り解任されることはなくなった。さらに国立銀行の政府に対する貸付については政府予算の歳入を基準に限度額が設定され、信用供与に一定の制限が加えられることになった。しかし EMU のアキへの調和に向けて中央銀行の法的独立性が高められるのは 2001 年以降のことであった。

2001 年 6 月、改正国立銀行法が国会で可決され、翌月発効した。これによりハンガリー国立銀行の主要な政策目標は通貨安定から物価安定に変更され、国立銀行は政府やその他いかなる機関からも指示を求めたり、受けたりしてはならないことが定められた (EC, 2001b, p. 58; Jonas and Mishkin, 2003, p. 15)。またこの改正法では国立銀行の対政府直接貸付が禁止されているため、国立銀行の政府に対する直接金融はもはや実施することができなくなった (Jonas and Mishkin, 2003, p. 15)。さらにそれまでは家計貯蓄貸付組合法により国債がこうした金融機関のポートフォリオ構成で優遇され、公的部門の金融機関に対する優先的なアクセスを可能にしていたが、2001 年 7 月に国債の優遇措置を廃止する改正法が発効したことにより、公的部門の金融機関への優先的なアクセスも禁止された (EC, 2001b, p. 58)。最後に、政府との関係では財務大臣あるいはその代理が国立銀行の最高政策決定機関である金融委員会 (Monetáris Tanács) や政策実施機関である理事会 (Igazgatóság) に出席可能であることは国立銀行法に記されているが、こうした政府代表には表決に参加する投票権が与えられておらず、中央銀行は政策立案に際して政府からの独立性を確保している⁸⁾。以上のような改正が行われた結果、ハンガリー国立銀行法は EMU のアキと完全に一致したものとなり、ハンガリーは 2002 年 12 月、EMU のアキを含む 30 分野のアキ履行を達成し、EU 加盟交渉を終了するとともに 2004 年 5 月の EU 加盟を確定したのである。

1. 1. 2 ポーランド

ポーランド国立銀行 (Narodowy Bank Polski) は 1945 年、財務省が監督する国有銀行として業務を開始した。当初は発券銀行として機能し、企業に対する直接的な貸付を行わないという原則を取り入れていたが、計画経済の下、その役割は急速な変更を余儀なくされていく。1946 年初頭には国立銀行は石炭、冶金、そして繊維の各産業に対する直接貸付を行うことを委任され、さらに既存の商業銀行を吸収することによ

り、中央銀行が発券のみならず貸付や預金も行うようになった。ここにモノバンク制度が確立され、ポーランドの金融制度は 1980 年代末まで全国に支店網を持ち、企業に対する商業信用の大半を担う国立銀行と特定業務に特化した少数の専門銀行から構成されたのである。専門銀行としては国民の外貨口座を管理するポーランド援助銀行 (Bank Polska Kasa Opieki)、外国貿易業務を行うワルシャワ貿易銀行 (Bank Handlowy w Warszawie)、個人貯蓄を取り扱い小規模案件の資金調達を担う一般貯蓄銀行 (Powszechna Kasa Oszczednosci - Bank Panstwowy)、そして農業部門に融資する食糧経済銀行 (Bank Gospodarki Zywnosciowej) などが設立された (Szymkiewicz, 2001, p. 55)。

1982 年、ポーランドでは経済改革の第一段階として金融制度改革が試みられたが、国立銀行を財務省から分離したこと以外に大きな進展はなかった (Bonin and Wachtel, 1999b, p. 122)。その後、1987 年に一般貯蓄銀行が国立銀行から分離された後、89 年 1 月には銀行法と国立銀行法が公布され、これによりポーランドはハンガリーに続いて二層銀行制度を構築する環境を整えたのである (Szymkiewicz, 2001, p. 55)。この法律によりポーランド国立銀行から商業銀行部門が分離され、これは新たに地域別に設立された 9 つの国有商業銀行に受け継がれ、また専門銀行の業務範囲も大幅に拡大されることになった (*Ibid.*, p. 56) ⁹⁾。

ポーランド国立銀行から分離された国有商業銀行 9 行は株式会社に転換の上、1991 年 10 月には財務省の管理下に置かれ、問題がある国有企業への新規融資は禁止された (Buch, 1996, p. 20)。そして同年、閣僚会議経済委員会は国有銀行の民営化計画を採択し、新設された国有商業銀行と旧専門銀行には一部を除いて翌 92 年から資本注入が開始された (Szymkiewicz, 2001, pp. 65 - 66)。資本注入は銀行側が債務整理を達成し、財務省による監視受入れと引き換えに実施されたため、その後の国有銀行における不良債権はストックの問題とともにフローの点でも大きく改善されることになった (McDermott, 2004, pp. 8 - 10) ¹⁰⁾。このような再資本化の後、国有銀行の民営化は 1992 年以降、一般投資家に対する株式公開と戦略的投資家による公開買付を通じて実施され、2000 年までに一般貯蓄銀行と食糧経済銀行を除いて国有銀行の民営化はほぼ終了した。現在までに主要な旧国有銀行の多くは欧州資本に買収され、その傘下に入っている (Bonin and Wachtel, 1999a, pp. 5 - 6) (表 3 参照) ¹¹⁾。

銀行新設については 1989 年 1 月に公布された銀行法が寛容な認可基準を示したた

め、当初国内資本系を中心に銀行数が急増し、銀行制度は多様化した（NBP, 2001, p. 33; Raczek, 2001, pp. 315 - 317）。しかしこの法律により同時に導入された銀行監督制度は実際の動きから遅れて適切に実施されなかったため、新設銀行は経験不足からリスクを負い、不良債権を増加させることにつながった（Szymkiewicz, 2001, p. 56）。このため 1992 年以降、銀行設立に関する条件は厳格化され、その結果、銀行新設数は著しく減少した（Buch, 1996, p. 21; Szymkiewicz, 2001, p. 56）。その後、1994 年 9 月に債務削減に関するロンドンクラブとの協定が調印されると、ポーランド政府は外国資本の銀行業参入については再び寛容な政策に転じ、さらに 96 年には外国銀行による国内銀行の経営支配が認められたため、外国銀行のポーランド進出は一層拡大することになった（Szymkiewicz, 2001, p. 64）。

このように外国資本に対する参入規制は緩和されていたが、銀行監督制度自体は 1998 年 1 月に発効した改正銀行法により大幅に厳格化された（*Ibid.*, p. 57）。例えば、銀行監督機関としてポーランド国立銀行総裁が代表を兼務しながらも国立銀行から独立して政策決定を行う銀行監督委員会（Komisja Nadzoru Bankowego）が新たに設置され、その執行機関である銀行監督・監査局（Generalny Inspektorat Nadzoru Bankowego）の下、銀行の流動性分析や財務諸表の考査が実施されている（Raczko, 2001, p. 325）¹²⁾。同委員会には民間銀行が業務改善命令に従わない場合、その業務範囲を縮小し、営業許可を取り消すこともできる強い権限も与えられており、移行 23 ヶ国の銀行法を分析した Neyapti and Dincer（2005）はポーランドの銀行監督規制が他の移行諸国に対してだけでなくドイツと比べた場合でも厳しい内容であることを定量的に明らかにしている（*Ibid.*, p. 83; Raczek, 2001, p. 325）¹³⁾。

表 1 のとおりポーランドの商業銀行数は 1993 年の 87 行をピークに減少し、その後数年間は 82・3 行で安定していたが、99 年から再び減少傾向に転じ、2002 年以降 60 行弱の水準で推移している。1993 年以降の銀行数の減少は新設を上回る内資系銀行同士の合併が主な要因であったが、99 年以降は民営化により外国資本に買収された旧国有銀行が他の国内銀行や外国銀行の支店を買収したことが銀行数の減少に影響を与えた（NBP, 2001, pp. 53 - 54）。全体の銀行数は減少する一方、外国銀行の進出が顕著になった結果、ポーランドの銀行部門に占める外国資本のシェアは 2000 年以降拡大しており、現在までに銀行総資産の 7 割弱、そして銀行数の 7 割強が欧州の外国資本に所有されている。

次に、モノバンク制度から分離されたもう一方の主体である中央銀行の確立過程について検証する。ポーランド国立銀行は 1989 年 1 月公布のポーランド国立銀行法により法的独立性が付与された。国立銀行総裁の任期は 6 年間で共和国大統領の指名に基づき議会下院によって任命され、特別な理由がない限り解任されることはなくなり、また国立銀行の国債購入には制限が加えられ、政府からの借入れ圧力を拒否する権利が初めて与えられた (Poenisch, 1992, pp. 39 - 40; Raczko, 2001, p. 331)。その後、暫くの間、中央銀行の法的独立性には大きな改善は見られなかったが、1998 年 1 月、改正国立銀行法が発効することで EMU のアキへの調和は著しく高められることになる。

改正国立銀行法は 1997 年 8 月、国会で可決され、翌年 1 月に発効した。この法律により、ポーランド国立銀行の主要な政策目標は物価安定にあり、国立銀行はこの政策目標の追求に支障がない範囲で政府の経済政策を支援すべきであることが規定された (Jonas and Mishkin, 2003, p. 32)。また金融政策の立案と実施については国立銀行総裁、並びに上下両院と大統領により 6 年間の任期で任命される 9 名の委員からなる金融政策委員会 (Rada Polityki Pieniężnej) が設置され、それまでの国立銀行総裁に代わって政策運営全般に責任を持つ上位機関として機能するようになった (*Ibid.*, p. 32)。金融政策委員会には内閣の代表が出席し動議を提出することも認められたが、議決権は与えられず、加えて国立銀行は金融政策の運営指針について議会下院に対してのみ報告義務を負うものの事前に承認を得る必要はなくなったため、国立銀行の政府や国会に対する法的な独立性は高められた (EC, 1998, p. 28)。

さらにポーランドでは 1998 年 10 月以降、中央銀行の公的部門に対する資金の貸付や譲渡が禁止され、その翌月に国会で可決された財政法により中央銀行の政府に対する直接金融も憲法上禁止されることになった (EC, 1998, p. 28; EC, 1999, p. 37)。また公的部門が金融機関に対して優先的にアクセスすることを可能にするような規制はないため、国立銀行法の EMU のアキに対する整合性は一層高められている (EC, 2002b, p. 82)。このような改正が行われた結果、ポーランドはハンガリーと同様、2002 年 12 月、EMU のアキを始めとする加盟交渉を完了し、2004 年 5 月、EU 加盟を実現することになった。

本項の最後に、ポーランド国立銀行による金融・為替政策の変遷について概観する。ポーランドでは移行開始当初、通貨ズロチをドルに固定して名目アンカーとする政策

が採用された。しかし為替レートを固定する直前に大幅な通貨切下げを行ったことなどからインフレ率は低下せず、さらに世界市場でドルが上昇したためポーランドは主要な貿易相手国となっていたドイツに対しても通貨を実質増価させることになった（田中, 2001a, p. 65）。このため輸出競争力に対する影響を相殺するために、1991 年 5 月には欧米 5 通貨に対するバスケット・ペッグ, そして同年 10 月にはクローリング・ペッグが実施された。

しかし 1994 年から 95 年にかけてポーランドでは資本勘定が自由化され、同国は大規模な資本流入に直面することになる。政策当局は為替レートのクローリング率の縮小や為替変動幅の拡大を通じて資本流入の抑制を図ったが、より効果的に対応するために 1995 年 5 月、中心値から±7.0%の為替変動を許容するクローリング・バンドが導入された。その後もクローリング率の引き下げや為替レートの変動許容幅の拡大が断続的に行われたが、1998 年 1 月の国立銀行法改正により物価安定が金融政策の主目標とされたこともあり、同年 10 月、ポーランド国立銀行はインフレターゲティングの導入を公式に宣言することになる。このとき同時に為替レートの変動許容幅も±12.5%に拡大され、2000 年 4 月以降は完全フロートの変動相場制度の下、インフレターゲティングは実施されている¹⁴⁾。

図 1 中段には 1998 年 12 月以降のポーランドにおけるインフレ率とインフレ目標値の動向を図示している。この図からはインフレターゲティング導入後の 2000 年 7 月から 2003 年 4 月にかけてインフレ率は着実な低下傾向を示した後、上昇に転じ、2004 年 8 月からは再び低下傾向にあることが分かる。こうしたインフレ率の変動をインフレ目標値との関係から検証すると、1998 年 9 月に設定された「2003 年末までにインフレ率を 4.0%以下にする」という中期目標は 2001 年 10 月から 2004 年 5 月、そして 2005 年 5 月以降達成されているが、各年末時点に設定された短期目標値は 1999 年から 2003 年までの間、一度も達成されなかったことが分かる。また 2004 年 1 月以降、インフレ目標値は通年で 2.5%から±1.0%で推移するように改訂されたが、インフレ率は依然として目標水準から乖離する傾向を示している。

1. 1. 3 チェコ共和国（旧チェコスロバキア連邦共和国）

チェコスロバキア共和国は 1918 年の建国以降、民主主義国家として発展し、銀行を初めとする金融機関が数多く設立されていた（Kroh, 1992, p. 120）。しかし第二次

世界大戦後、チェコスロバキアにはソ連邦型の中央計画経済が導入され、同国の金融制度は中央銀行業務と商業銀行業務を兼ねるチェコスロバキア国立銀行（*Státní banka československá*）と全国的な預金サービスを提供し個人向け融資を行うチェコスロバキア国立貯蓄銀行（*Československá státní spořitelna*）に集約されることになる。1968年、国名をチェコスロバキア社会主義共和国と改称していた同国は連邦制に移行し、それに伴いチェコスロバキア国立貯蓄銀行はチェコ社会主義共和国のチェコ国立貯蓄銀行（*Česká státní spořitelna*）とスロバキア社会主義共和国のスロバキア国立貯蓄銀行（*Slovenská štátna sporiteľňa*）に分離されたが、チェコスロバキア国立銀行による商業銀行業務は依然維持されたままとなった（Snyder and Kormendi, 1996, p. 5）。国立銀行と貯蓄銀行以外では外国企業関連の開発投資を担う投資銀行（*Investiční banka*）、貿易金融と外国為替業務に特化したチェコスロバキア商業銀行（*Československá obchodní banka*）、そして外貨取引や外貨口座を管理する貿易銀行（*Živnostenská banka*）などの専門銀行が銀行業務を行っていた（*Ibid*, p. 5）。

しかしこうしたモノバンク型の銀行制度は1990年1月に国立銀行法と銀行・貯蓄銀行法が発効することで大きく転換することになる（CNB, 1999b, p. 8; Soukup, Taci and Matoušek, 2004, p. 173）。一連の法律によりチェコスロバキア国立銀行から商業銀行業務が分離され、それがチェコとスロバキアにそれぞれ設立されたコメルチニー銀行（*Komerční banka*）と一般信用銀行（*Všeobecná úverová banka*）に引き継がれたのである（Snyder and Kormendi, 1996, p. 6）。また専門銀行は商業銀行に転換され、銀行新設も認められるようになった（CNB, 1999b, p. 9; Soukup et al., 2004, p. 173）¹⁵⁾。

チェコスロバキア連邦共和国の内、チェコ共和国では1991年末に国有銀行に対して公的資本が投入され、翌年から開始されたバウチャーを用いた民営化計画には国立銀行から商業銀行業務を移管されたコメルチニー銀行、国立貯蓄銀行であったチェコ貯蓄銀行（*Česká spořitelna*）、そして投資銀行と郵便銀行（*Poštovní banka*）が合併して設立された投資郵便銀行（*Investiční a Poštovní banka*）の国有大手3行も参加した（Bonin and Wachtel, 1999a, p. 3, p. 16）。こうして銀行民営化は開始されたが、チェコ政府が国家資産基金などを通じて多くの国有銀行の株式を保持したため、国有銀行は民営化後も依然として政府の影響下に置かれることになった。またこれら3行が中心となり設立した投資基金が自行及び他行、そして融資先企業の株式を保有した

ため株式の持ち合い構造が形成され、国有銀行は外部からの経営参加を受け入れたり、ソフトな融資行動を改める契機を失い、新たな不良資産を生み出すことになった（Bonin and Wachtel, 1999a, pp. 16 - 17; Hájková, Hanousek and Němeček, 2002, p. 66）¹⁶⁾。

その後、チェコ政府は銀行部門の発展に果たす戦略的投資家の役割を再認識し、1997 年 11 月、国有銀行の民営化計画を大きく転換した。すなわち政府はチェコスロバキア商業銀行、チェコ貯蓄銀行、コメルチニー銀行など大規模国有銀行の保有株式を予め選定した複数の候補による入札を通じて戦略的投資家に売却する方針を採用したのである。このような方針の下で実施された国有銀行民営化は 2001 年までにほぼ終了し、その結果、チェコの大規模銀行の多くは欧州資本の傘下に入るようになった（表 4 参照）。

チェコでは現在でも上述の旧国有銀行が大きな市場シェアを占めているが、その一方、中小規模の銀行も 1991 年から 92 年にかけて多数設立され、同国の銀行部門を構成することになった（表 1 参照）。この背景には銀行数の増加が競争を生み出すという認識があったが、当初は銀行監督に関する法律や実施体制が整備されていなかったため、適切な審査を受けることなく銀行新設が認可され、その結果、特に国内資本による小規模の新規参入銀行は次第に流動性や自己資本の問題を露呈するようになった（Matoušek, 2001, p. 344; Matoušek and Taci, 2002, p. 91）。

こうした問題に対して連邦制の解消によりチェコ共和国の銀行監督機関を兼ねることになったチェコ国立銀行（Česká národní banka）は漸次銀行法を改正し、1993 年以降、銀行の自己資本、信用リスク、そして流動性に関する健全性規制の強化を本格化させた（CNB, 1999b, p. 14）¹⁷⁾。具体的には自己資本比率や最低資本金の引き上げ、そして金融検査とそれに基づく公的管理や清算処理が実施されたが、これにより国内資本系銀行を中心に銀行免許の取り消しが相次ぎ、また 94 年中葉以降、銀行新設もほとんど認可されなくなったため 1995 年の 55 行を境にチェコの銀行数は減少に転じた（Buch, 1996, p. 21; CNB, 1999b, pp. 14 - 17）¹⁸⁾。2004 年時点で 35 行が業務を行っているが、この内、26 行は外国資本の傘下にある銀行もしくは外国銀行の支店となっている。

チェコ共和国における中央銀行制度改革については本節冒頭で述べたとおり、1989 年末のチェコスロバキアにおける二層銀行制度の確立まで遡ることができる。しかし

当初中央銀行であったチェコスロバキア国立銀行はこの時点では依然中央計画経済の執行機関として法的に位置付けられ、1992 年 2 月の改正国立銀行法の発効により中央銀行はようやく政府からの法的独立性を確立することができた (Soukup et al., 2004, p. 173)。その後、1993 年 1 月の連邦制解消を受けてチェコ共和国ではチェコ国立銀行法が制定され、国立銀行総裁、副総裁、そして最高意志決定機関である銀行理事会 (Bankovní rada) を構成するその他の理事は 6 年間の任期で共和国大統領から直接任命され、特別な事由がない限り解任されないこと、そしてチェコ国立銀行の政策目標は通貨価値の安定であり、この政策目標の達成に際して政府から指示を受ける必要はないことなどが明記され、中央銀行の法的独立性は高められた (Jonas and Mishkin, 2003, p. 31; Soukup et al., 2004, p. 180)。

その後、チェコでは 2000 年以降、国立銀行法を ECB 法に調和させる動きが本格化し、2001 年 1 月、改正国立銀行法が発効した。この改正法では中央銀行の主要目標が通貨価値の安定から物価水準の安定に変更され、国立銀行法は EMU のアキや ECB の位置付けにより近いものになった (EC, 2001a, p. 64)。公的部門の金融機関に対する優先的なアクセスについてはこの改正法以前に既に禁止されており、EMU のアキと概ね一致する内容となっていたが、この改正法によりチェコ国立銀行が民間銀行から供給される預金に最低利率を設定し、民間銀行に供与する信用に最高利率を設定する権限を失ったことで一層アキとの調和が進んだ (EC, 2000a, p. 62; EC, 2001a, p. 64)。さらに中央銀行の公的部門に対する直接金融についてはそれまでは前年度の国家歳入の 5.0%を限度に満期 3 ヶ月以内の国債購入を通じて短期信用を供与することが認められていたが、この改正法により公的部門への直接貸付は全面的に禁止されることになった (EC, 2001a, p. 64; Soukup et al., 2004, p. 181)。

しかし国会通過の過程でこの改正国立銀行法には EMU のアキとは必ずしも一致しない内容も盛り込まれた (CNB, 2001, p. 30)。すなわちインフレ目標や為替制度は政府との合意で決定される必要があること、そして国立銀行の予算の一部は議会下院の承認を得る必要があることなどはアキやチェコ共和国憲法に反し、中央銀行の独立性を低下させる項目であると考えられた (Ibid., p. 30; CNB, 2003b, p. 26)。そのためこの改正国立銀行法は国内外から批判を受け、2001 年 6 月には共和国憲法裁判所が上記項目について違憲判断を下したため、同年 8 月、同改正法は失効した。こうした状況の下、チェコ国立銀行は 2004 年 5 月の EU 新規加盟を念頭に置いて国立銀行法を

アキと完全に一致させるために再度法改正に乗り出し、翌年 5 月、改正国立銀行法を改めて発効した (CNB, 2003a, p. 27)。この改正法では前年の改正法に含まれていた問題箇所は削除される一方、中央銀行の公的部門に対する直接金融の禁止や公的部門の金融機関に対する優先的なアクセスの禁止については踏襲され、EMU のアキに対する整合性は高められた (EC, 2002a, p. 79)。さらに国立銀行の政策目標は通貨安定から物価安定に変更され、この目標と相反しない範囲で持続的な成長を目指す政府の経済政策に協力することが求められることになった (Jonas and Mishkin, 2003, p. 31)。

議会や政府との関係では中央銀行は少なくとも年に 2 回、議会下院に対して金融情勢に関する報告書を提出することが国立銀行法で定められている。また財務大臣を始めとする政府代表は国立銀行の政策決定機関である銀行理事会にアドバイザーという立場で出席し、動議を提出することも保証されている。こうした取り決めはいずれも欧州連合条約が ECB に関して定めた条項に沿ったものであり、チェコ国立銀行の政府や議会に対する関係が ECB のそれと類似したものであることを示している。以上のように EMU のアキに沿って中央銀行法が改正された結果、2002 年 12 月、チェコ共和国はこの分野の加盟交渉を終了し、2004 年 5 月、EU 加盟を迎えることになった。

本項の最後に、チェコにおける金融・為替政策の変遷について概観したい。チェコでは移行開始当初、ハンガリーやポーランドの場合と同様、固定為替レートを名目アンカーとする政策運営が実施された。固定為替制度の下、国立銀行や金融政策に対する信頼性は高められ、1993 年時点で 20.0% 以上あったインフレ率は急速に低下し、チェコは中・東欧諸国の中で初めて一桁台のインフレ率を達成した国となった。しかし 1994 年以降は国内需給の不均衡からインフレ率は下げ止まり、固定為替制度の下、相対的に高いインフレ率は為替レートの実質増価を引き起こし、対外不均衡が問題視されるようになった (*Ibid.*, p. 7)。さらに 1996 年には経済成長率が低下しているにもかかわらず経常収支は GDP の 8.0% 超に達したため、チェコ政府は大規模な不均衡是正のために緊縮的なマクロ経済政策を実施し、チェコ国立銀行もこの時期、為替レートの変動許容幅を $\pm 0.5\%$ から $\pm 7.5\%$ に拡大するなどの措置を講じた。しかし悪化するマクロ経済不均衡を改善させることはできなかった (CNB, 2000, pp. 154 - 155)。

このような状況の下、外国人投資家の間にはチェコにおけるマクロ経済動向は持続不可能であり、為替レートは減価するという予想が広まり、国内政治の不安定化も作

用して、通貨コルナに対する投機が発生した (*Ibid*, p. 155)。これに対してチェコ政府とチェコ国立銀行は 1997 年 5 月、変動為替制度への転換を決定し、さらに同年 12 月、国立銀行は翌年からインフレターゲットリングを実施することを宣言した (CNB, 1999a, p. 45)。チェコのインフレターゲットリングは導入当初、価格規制されない財の物価水準であるネットインフレ率を基準に実施されていたが、2001 年 4 月、消費者物価によるヘッドラインインフレ率に基準が変更された (Soukup, et al., 2004, p. 189)。またこのとき同時にインフレ目標を年末時点の目標値から連続的な変動幅で表すような改正も行われた (*Ibid*, p. 189)。図 1 下段は 2002 年 1 月以降のインフレ目標幅とインフレ率の動向を示しているが、この図からはインフレ率の変動しながら低下する傾向を示しているものの、ポーランドの場合と同様、ほとんどの期間において目標を達成できなかったことが分かる。

1. 1. 4 エストニア

1940 年 6 月、エストニアはソ連邦に併合された。これにより 1919 年に設立され、株式銀行として中央銀行業務を行っていたエストニア銀行 (Eesti Pank) は国有化され、ソ連国立銀行 (Gosudarstvennyi bank) エストニア共和国支店として再編された。エストニアは 1941 年から始まった独ソ戦によりソ連邦から一時期解放されたが、44 年の再占領以降、銀行部門は 1990 年までソ連邦のモノバンク制度に統合され、同国における中央銀行は制度として完全に消滅することになった。

エストニアは 1991 年 8 月にソ連邦からの独立を宣言したが、それ以前から積極的な銀行改革を行ってきた。1987 年にはソ連邦の銀行制度再編により、移行開始後のエストニアで銀行部門の中核を担うことになる 5 つの専門銀行が設立され、88 年 12 月にはソ連邦で初めての商業銀行であったタルトゥ商業銀行 (Tartu Kommertspank) がエストニアで設立された (Fleming, 2001, p. 85; Poenisch, 1992, p. 39)¹⁹⁾。そして 1989 年 12 月、エストニア・ソビエト社会主義共和国最高会議はエストニア銀行の再建に関する決議とエストニア・ソビエト社会主義共和国銀行法を可決し、翌 90 年 1 月からエストニア銀行は 50 年ぶりに業務を再開することになる。その後、同行はソ連対外経済銀行 (Vnesheconombank) タリン支店を傘下に収め、さらに 1992 年 1 月にソ連国立銀行エストニア共和国支店を引き継ぐことにより、中央銀行としての地位を回復した²⁰⁾。

一方、銀行部門についてはソ連邦時代の専門銀行であった農工銀行（Agroprombank）が 14 の独立した銀行に分かれ、さらに銀行監督業務を担うエストニア銀行が銀行新設に対して当初寛容な政策を取ったため、移行開始直後、銀行数は急速に増加し、1992 年には 43 の商業銀行が存立することになった（Fleming, 2001, p. 86）（表 1 参照）。しかし 1992 年 11 月にエストニアで発生した銀行危機を受けて、銀行部門はその構造を大きく変化させることになる。銀行危機の直接の原因はモスクワの対外経済銀行と貯蓄銀行（Sberbank）によるロシア国外の資産凍結とカレンシーボード制度導入によるエストニア銀行の民間銀行に対する低利資金の供給停止にあったが、エストニアの国内銀行部門に対する規制と監督の欠如も背景にあったため、銀行監督機関を兼ねていたエストニア銀行は当面の危機を脱した後、銀行認可の大幅な見直しに着手した（*Ibid.*, pp. 91 - 99）。1993 年 1 月、中央銀行は商業銀行の最低資本金を 600 万クローンに引き上げ、これを履行できない小規模銀行を清算もしくは国内大手行に救済合併させたのである。また銀行新設も認められなくなったため、1993 年にはエストニアの銀行数は前年の半数以下である 21 行まで減少した（表 1・表 5 参照 21）。

その後も商業銀行は 12 行まで減少を続け、1998 年に第二の変革期を迎えることになる（Hartšenko, 2002, p. 68）。この年、エストニアではロシア危機に起因する経済停滞から小規模銀行を中心に 3 行が閉鎖され、また 6 行が国内大手行に合併されたため 1 年間で銀行数は半減した（Fleming, 2001, p. 102）。さらにこの年、国内最大手のハンザ銀行とエスティ・ウヒス銀行が相次いでスウェーデンのスウェドバンクとスカンジナビスカエンシルダ銀行に買収され、2000 年には当時政府の管理下に置かれていた大手行オプティバ銀行がノルウェーの金融グループであるサンボに買収されたことでエストニアの銀行部門に占める外国資本の割合は急速に上昇した。すなわち国内銀行の株式資本に占める外国資本の割合は 1997 年末時点で 42.4%であったが、98 年末に 57.8%、99 年末に 62.4%、そして 2000 年末に 83.9%にまで上昇したのである。このように銀行部門に起こった一連の変化の結果、エストニアの商業銀行は 2004 年末時点で株式資本の 9 割近くが北欧地域に拠点を置く金融グループに占められ、外国資本の進出が顕著な中・東欧諸国の中でも国内銀行の外国所有比率が最も高い国になった。

エストニアでは 2004 年末時点で外国銀行の支店を含め 9 行が認可を受けて銀行業

務を行っているが、このような商業銀行に対しては中央銀行であるエストニア銀行が1990年代初頭以降、監督機能を担ってきた。しかし90年代中葉に入り、商業銀行が証券・保険・リースなどの非銀行部門でも大きな役割を果たすようになると金融部門全体を対象とする監督機関の設立が次第に求められるようになった（BOE, 2000, p. 62）。既述のとおり当初銀行部門はエストニア銀行、そして保険・債券部門は財務省が監督行政を実施してきたが、銀行部門におけるユニバーサルバンク化の進行を受けて、2002年1月にこれらを統合する形でエストニア金融監督庁（Finantsinspektsioon）が設立された。ハンガリーの場合と同様、エストニア金融監督庁は中央銀行の外局という位置付けではあるが独立した組織と予算を持つ機関として同国の金融部門全体の監督業務に当たっている。

本項の締め括りとして、エストニアにおける金融・為替制度の特徴について EMU のアキに沿って考察したい。エストニアでは1992年6月、新通貨クローンが導入されルーブル圏から離脱するとともにドイツ・マルクに為替レートを固定するカレンシーボード制度が採用された。この制度の下、1999年1月からは為替レートがユーロに対しても固定されているが、その他に変更点はなく、2008年1月に予定しているユーロ導入までカレンシーボード制度が継続される予定である。この制度の下では中央銀行は自国通貨と固定先通貨の交換性を完全に保証するとともにベースマネー発行量を外貨準備保有高の範囲内に収めることが求められる。さらにカレンシーボード制度の下では中央銀行による政府や企業への貸付は原則行うことができない。エストニアでは1993年5月に国会を通過し、翌月発効したエストニア共和国中央銀行法により中央銀行であるエストニア銀行が中央政府や地方政府に直接的・間接的に信用を供与したり、公的機関の債券を購入することが明確に禁止されている。これにより同国におけるカレンシーボード制度の適切な運営が支えられるとともに中央銀行の独立性が保証されているのである。

またこの中央銀行法では金融政策の最終決定を担う中央銀行総裁が同行の最高意思決定機関である監督委員会（Eesti Panga Nõukogu）議長による指名に基づき5年間の任期で大統領から任命され、同じく監督委員会議長により指名され国会で任命されるその他6名の監督委員会委員とともに特別な事由がない限り解任されることはなくなった。ここに中央銀行の人事面での法的独立性はほぼ確立された。ちなみに監督委員会議長は5年間の任期で大統領の指名に基づき国会から任命され、財務大臣やエス

トニア銀行総裁はその有資格者ではない。このように中央銀行の総裁とその最上位機関の責任者が異なるという組織構成は既述のチェコ、ハンガリー、ポーランドでは見られず、エストニアの特徴であると指摘することができる。政府や議会との関係ではエストニア銀行は国会に対して活動報告を行う必要があり、またポーランドやチェコの場合と同様、財務大臣が中央銀行の監督委員会に出席し、発言する権利も中央銀行法で認められているが、いずれもエストニア銀行の独立性を阻害するものではない。その他、エストニア銀行法には中央銀行があらゆる政府機関から独立していることが明記され、また公的部門の金融機関に対する優先的なアクセスについては法律で明示的に禁止されている訳ではないが、実際にほとんど行われなかったことも注目される(EC, 2000b, p. 56)。

その後、エストニア銀行法は 1990 年代を通じて数次に渡り改正されたが、制定された時点で既に高い独立性を享受していたことから大幅な改正が行われることなく、2002 年 12 月、エストニアは EMU のアキに関する交渉を条件付きで終了した。なお翌 2003 年 2 月に発効した改正中央銀行法ではエストニア銀行の主要な政策目標が通貨安定から物価安定に変更され、エストニア銀行法のアキへの整合性はさらに高められている。

1. 1. 5 小括

以上のように中・東欧諸国ではモノバンク制度から中央銀行と商業銀行部門を分離した二層銀行制度に移行することから金融制度改革が本格的に開始された。商業銀行部門については 1990 年代初頭から中葉にかけて新規参入が相次ぎ、銀行数は急速に増加したが、90 年代中葉以降、銀行監督行政が確立・強化されるに伴い不健全な銀行は淘汰されていった。また依然大きな市場シェアを占める旧国有銀行は民営化を通じて外国資本の戦略的投資家に次々買収され、その結果、各国における銀行部門の外国所有比率はいずれも高い水準になっている。

一方、中央銀行については各国とも二層銀行制度の下、金融政策の実施機関として本来の機能を回復した。1980 年代末から 90 年代初頭にかけて中央銀行法が新たに制定され、その独立性を強化する方向で漸次改正された。この背景には中央銀行の独立性強化を通じて政府やその他公的部門からの債務引き受け圧力を回避し、特にインフレーションの高進を防ぐねらいがあったことが考えられる。さらに中・東欧諸国特有

の背景として中央銀行の法的独立性強化が EU 加盟を実現する上で重要な前提条件であったことも指摘されている。

本節では上記の内、特に後者の観点から各国中央銀行法の特徴を EMU のアキに沿って検証した。その結果、エストニアでは 1993 年の中央銀行法の制定に際して既に同法には高い法的独立性が付与されていたのに対して、ポーランド、ハンガリー、チェコは 1980 年代末から 90 年代初頭にかけて制定した国立銀行法を 1998 年、2001 年、2002 年にそれぞれ大幅に改正することによりようやく EMU のアキとの整合性を高めたことが明らかになった。これら各国を始めとする中・東欧 8 ヶ国は 2002 年 12 月、EMU のアキを含む加盟交渉を終了し、2004 年 5 月の EU 加盟を迎えたが、それに至る過程は EMU のアキ一つを取っても多様であったのである。

このように本節では中・東欧諸国における中央銀行の法的独立性についてその内容と形成過程を各国の経緯に基づき検証してきたが、次節では先行研究が考案した「中央銀行の独立性指数」を通じて、中・東欧諸国の中央銀行がどの分野の独立性を他の中・東欧やドイツ連邦銀行、そして ECB に対して相対的に高めてきたのかについて定量的な分析を行う。

1. 2 中・東欧諸国における中央銀行の法的独立性

中・東欧諸国では 1980 年代末から 90 年代初頭にかけて新たに中央銀行法が制定されて以降、1990 年代を通じて法改正が漸次行われ、中央銀行の法的独立性は高められてきた。その背景には中央銀行の法的独立性を強化することで公的部門からの債務引き受け圧力を回避しインフレーションの高進を防ぐねらいがあったとともに、中央銀行法を EMU のアキに一致するよう改正することが EU 加盟の重要な前提条件であったことが指摘される。

本節ではこのように制定以来強化されてきた中・東欧の中央銀行法について、どの国がどの分野の独立性を相対的に発展させてきたのかという観点から分析を行う。分析に際しては先行研究が考案した「中央銀行の独立性 (Central Bank Independence : CBI) 指数」を用いる。CBI 指数は実際に制定された中央銀行法から中央銀行の政策立案や人事面・財政面での政府からの独立性を計測する指数であり、以下では先行研究による CBI 指数を比較検証することにより中・東欧の中央銀行法に見られる特徴を

考察するとともに、ドイツ連邦銀行や欧州中央銀行（ECB）の独立性との比較分析を行うことにする。

1. 2. 1 CBI 指数に関する先行研究

これまで多くの先行研究が中央銀行法の特徴からその法的独立性の程度を数値化し、国家間の比較や経済パフォーマンスとの関係を考察してきた。特に先進国や途上国の中央銀行について「中央銀行の独立性（CBI 指数）」を用いて計量的に分析した Grilli, Masciandaro and Tabellini（1991）と Cukierman, Webb and Neyapti（1992）はその後の移行国に関する中央銀行研究にも大きな影響をもたらしている。そこで上記 2 つの先行研究を概観した上で、それが中・東欧諸国を始めとする移行国の研究にどのように適用されてきたのかを検証する。

初めに、Grilli et al.（1991）は中央銀行の独立性について「中央銀行総裁や政策委員の任期と任免手続き」、「中央銀行による政策立案の独立性」、「物価安定目標の法的な位置付け」、「中央銀行の政府に対する貸付制限や公定歩合の設定可否」、そして「中央銀行による銀行監督機能の有無」など 15 の項目を挙げ、これらが対象国の中央銀行法に当てはまる場合は 1、それ以外の場合は 0 として各項目評価し、その合計値が大きいほど高い独立性を表す CBI 指数を作成した。そして 1950 年から 1989 年までの期間を 10 年ごとに分けて先進 18 ヶ国を対象に CBI 指数とインフレ率の関係をクロスセクションで回帰分析し、両変数の間には負の相関があることを明らかにした。

他方、Cukierman et al.（1992）は「中央銀行総裁の独立性」、「中央銀行の政策立案に関する独立性」、「金融政策における物価安定目標の重要性」、そして「中央銀行の政府に対する貸付制限」という諸点から先進国と途上国の CBI 指数を構築した。彼らは中央銀行の独立性に関する 16 の項目を独立性の程度に応じて 0 から 1 の間の 4 段階で評価し、それらを加重平均して CBI 指数を求めた。ここでも CBI 指数は数値が大きいほど高い法的独立性を示している。そして 1950 年から 1989 年までの計 72 ヶ国について CBI 指数とインフレ率の関係をクロスカンツリーで推定した結果、先進国では両変数に有意な負の相関がある一方、途上国にはそのような関係が見られないことを指摘した。

本稿の主要な分析対象である中・東欧諸国を始めとする移行国の中央銀行についても、近年このような研究方法を適用した分析が盛んに行われている。例えば、Loungani

and Sheets (1997) は上記の Grilli et al. (1991) や Debelle and Fischer (1994) の分析手法に基づき移行 12 ヶ国の中央銀行を分析している²²⁾。そしてその中でドイツ連邦銀行を基準に移行各国の CBI 指数を作成し、これを用いて回帰分析を行った結果、財政収支や経済改革の進展度をコントロールした場合でもこれら移行諸国では CBI 指数とインフレ率の間に強い負の相関が存在すると述べている。

また Maliszewski (2000) も Loungani and Sheets (1997) と同様、Grilli et al. (1991) の手法に基づき移行 20 ヶ国における CBI 指数を算出している²³⁾。ここでは Grilli らの項目に加えて「中央銀行総裁の解任条件」や「政府貸付の証券化」も考慮されており、この新しい CBI 指数から移行 20 ヶ国中 6 ヶ国の中央銀行はドイツより高い独立性を享受していること、そして近年中央銀行法が改正された国ほど中央銀行の法的独立性は高められる傾向があることなどを明らかにしている。

さらに Cukierman, Miller and Neyapti (2001) は上記の Cukierman et al. (1992) に基づいて中・東欧と南・東欧からなる「東欧」や独立国家共同体 (Commonwealth of Independent States : CIS) 諸国など計 26 ヶ国の中央銀行法を分析し、これら各国中央銀行の独立性を計測している²⁴⁾。その結果、1990 年代の移行国における CBI 指数の平均値は 80 年代の先進国の平均値よりも高く、特に中央銀行法を複数回改正している移行国では法的独立性が一層高まる傾向にあることを指摘している。また 1989 年から 98 年までの移行 26 ヶ国のパネルデータを用いてインフレ率と CBI 指数の関係を分析したところ、経済改革が進展している場合に限って中央銀行の独立性はインフレ率に対して有意な負の関係を持つことを明らかにしている。

最後に、Freytag (2003) は Cukierman et al. (1992) を始めとするそれまでの CBI 指数は国内要因しか考慮していないが、対外要因についても加味するべきであると主張し、「為替レートの安定性」や「通貨交換性の自由度」などを加えた CBI 指数を新たに作成した。そして東欧地域の 11 ヶ国について CBI 指数に「通貨交換性の自由度」を反映させることにより、変動為替制度の導入国に関しては CBI 指数の各国間の相対順位が先行研究とは大きく異なる結果になると述べている²⁵⁾。すなわち東欧諸国の中でもポーランド、スロバキア、スロベニア、ルーマニアなどの変動為替制度を採用する国では通貨交換性に制約があるため、こうした対外要因を考慮しない先行研究では CBI 指数が実際よりも過大評価される可能性があることを指摘したのである。

1. 2. 2 先行研究による CBI 指数の比較分析

上記の先行研究の内、移行国に関する CBI 指数の数値をまとめると表 6 のようになる。移行各地域における中央銀行の法的独立性とドイツ連邦銀行及び ECB の法的独立性を比較すると、多くの移行国では中央銀行の独立性が当初から比較的高い水準にあったことが分かる。次に、各地域の域内相対順位を見ると、中・東欧諸国では先行研究を通じて概してバルト 3 ヶ国の独立性が高く、スロバキアとスロベニアは低いこと、そして南・東欧諸国ではブルガリアの独立性が高く、ルーマニアが低いことが分かる。但し、CIS 諸国については先行研究ごとに域内での相対順位が異なり大きな傾向さえ読み取ることができなかった。

このように先行研究の CBI 指数によって中央銀行の独立性の相対順位が大きく異なる理由としては研究時期や構成要素の選択、ウェイトの相違、そして法律に対する解釈の違いなどいくつかの原因が考えられる。そこで以下では主観を極力排し、構成要素やウェイトの相違による影響を除くために CBI 指数を主要な構成要素からなる 5 つのグループに分類し、そのグループごとに各国中央銀行の法的独立性を考察した。

表 7 は移行国に関する CBI 指数がどのような諸要素から構成されているのかを要約している。ここでは Cukierman et al. (1992) の定義に従い、構成要素を「中央銀行総裁及び政策委員会の独立性」、「中央銀行の政策立案に関する独立性」、「金融政策における物価安定目標の重要性」、「中央銀行の政府に対する貸付制限」、そしてこれらに含まれない「その他」の 5 つのグループに分類している²⁶⁾。なお括弧内のパーセンテージはこれら 5 つのグループから CBI 指数を導出する際、各グループに課せられる加重平均のウェイトを表している。この表からは先行研究によりウェイトの大きさは異なるものの、構成要素についてはそれぞれ類似した項目が用いられていることが分かる。表 7 に基づいて括弧内のようなウェイトを掛けずにグループごとの CBI 指数の数値をまとめたのが表 8 から表 11 である。

表 8 では「中央銀行総裁及び政策委員会の独立性」から中央銀行の人事面での独立性を表している。この表からは中・東欧諸国が全体として必ずしも良好な評価を受けていない一方、チェコの数値はいずれの研究でも中・東欧諸国の平均値のみならずドイツ連邦銀行や ECB よりも高くなっていることが注目される。その理由の一つとしては他国では中央銀行総裁やその他政策委員が任命される際、政府や内閣、そして国会がこれに関与するのに対して、チェコでは大統領のみにそのような任命権が委ねら

れていることが考えられる。

次に、表 9 は「中央銀行の政策立案に関する独立性」を示している。この表からは Fraytag (2003) を除いて中・東欧諸国の中央銀行が政策立案に際して他の移行地域よりも高い独立性を享受していることが分かる。なお Loungani and Sheets (1997) 以降、中・東欧諸国とドイツ連邦銀行及び ECB の格差は縮小傾向にあり、Cukierman et al. (2001) ではこの項目について中・東欧諸国の独立性がドイツや ECB を上回っている。

表 10 では「金融政策における物価安定目標の重要性」に関する評価を行っており、物価安定目標が法的に規定されているのかについて検証している。Maliszewski (2000) は中・東欧諸国とドイツに同じ数値を付けているが、その他の研究では中・東欧諸国はドイツ連邦銀行や ECB よりも低く評価されている。しかし中・東欧諸国の中でもバルト諸国に対しては域内平均よりも高い数値が与えられる傾向にあることは注目される。

最後に、表 11 では「中央銀行の政府に対する貸付制限」から中央銀行の財政面での独立性を検証している。中・東欧諸国は他の移行地域と比較するとより良好な状況にあるが、ドイツ連邦銀行や ECB と比較するとこの分野では依然十分な独立性を確立していない。中・東欧諸国の中でもポーランドは非常に高い数値を示しているが、これは同国が 1998 年という比較的早い時期に中央銀行の公的部門に対する直接貸付を全面的に禁止したことが背景にあるものと考えられる。しかしその一方、ポーランドよりも早くから中央銀行の公的部門に対する信用供与を禁止したエストニアとラトビアについてはそれが CBI 指数の数値に十分反映されていないことから、両国の中央銀行の法的独立性は過小評価されている可能性があり、この点で先行研究の CBI 指数には改善の余地があるものと考えられる。

なお前述の表 6 では中・東欧諸国の中でもバルト諸国の CBI 指数が相対的に高い値を示し、スロバキアとスロベニアの指数値は低いことを確認したが、上記の表 7 から表 11 までの 5 つのグループに基づきその要因を検討すると次のようになる。まずバルト諸国に関しては CBI 指数を構成する各グループの中で著しく独立性の低い項目はなく、多くの項目について平均以上の独立性を有していることが高い CBI 指数に結びついている。一方、スロバキアとスロベニアについてはすべての先行研究に共通して、それぞれ「金融政策における物価安定目標の重要性」並びに「中央銀行の政府に

対する貸付制限」と「中央銀行の政府に対する貸付制限」に関して域内平均よりも大幅に低くなっており、これが両国における低い CBI 指数の数値に影響を及ぼしているものと考えられる。以上では先行研究の CBI 指数を通じて中・東欧諸国における中央銀行の特徴を検証したが、次節では実際にこの CBI 指数を用いて移行国におけるインフレ率と中央銀行の法的独立性の関係についてパネルデータを用いた実証分析を行う。

1. 3 移行国における中央銀行の独立性とインフレ率の関係

1990 年代中葉以降、統計データの蓄積により体制移行国の経済現象を実証的に分析する研究が進められており、特に中・東欧諸国や CIS 各国における物価変動を考察する計量分析は近年盛んに行われている（表 12・表 13 参照）。本節ではまず先行研究から移行期経済におけるインフレ率の決定要因として経済自由化、初期条件、財政収支、金融政策の運営方式を取り上げて検証を行い、次にこうした諸要因を考慮して移行国におけるインフレ率と CBI 指数の関係についてパネルデータを用いた分析を行う。なおここではモデルの推定に際して事前にパネル単位根検定を行い、変数の定常性を確認していること、金融政策の運営方式の相違を示すダミー変数を考慮していること、そしてこれまでの研究より相対的に多くのサンプル数を利用しているという各点で先行研究とは異なっている。

1. 3. 1 インフレ率の決定要因 経済自由化、初期条件、財政収支、政策運営

初めに、体制移行国で行われた経済自由化については de Melo, Denizer and Gelb (1996) がその進展度を計測する指数を初めて考案した。これは「経済自由化指数 (Liberalization Index : *LI*)」と呼ばれており、国内価格の自由化、対外貿易の自由化、そして国内民間部門への参入自由化の進展度を加重平均して算出される。全般的な経済自由化である *LI* はインフレ率に対して負の相関関係にあると考えられているが、*LI* の構成要素はインフレ率に対してそれぞれ異なる影響を持つことが予想される (Cukierman et al., 2001, p. 17; Hernandez - Cata, 1999, p. 7)。すなわち国内価格の自由化 (*Inter*) は国内財価格の上昇を通じて一時的に大幅なインフレ上昇をもたらすが、貿易自由化 (*Exter*) や民間参入自由化 (*Pri*) は価格競争や効率性の改善を通じて国内価格を低下させる効果を持つことが想定されるのである。

次に、初期条件については先行研究によってこれまで様々な代理変数が用いられてきた。Krueger and Ciolko (1998) は地域ダミーを用いて初期条件を検証し、旧ソ連邦諸国では相対的にインフレ率が高いことを明らかにした。また Krueger らは *LI* の累積値である「累積的経済自由化指数 (Cumulative Liberalization Index : *CLI*)」や戦争ダミーをコントロールした上で、旧ソ連邦以外との輸出割合や 1980 年代末時点での一人当たり GDP から初期条件について考察し、前者は統計的に有意であるが、後者は有意にならないことも指摘している²⁷⁾。さらに de Melo, Denizer, Gelb and Tenev (1997) は *PRIN1* と *PRIN2* というクラスター変数を考案し、*PRIN1* が表すマクロ経済の歪みとインフレ率の間には有意な正の相関がある一方、*PRIN2* が示す経済構造の歪みはインフレ率に対して正の相関を持つものの有意ではないと述べている。なおこの *PRIN1* と *PRIN2* には域内貿易シェアと一人当たり所得水準がそれぞれ含まれていることから de Melo et al. (1997) は Krueger and Ciolko (1998) の結果と部分的に一致していることが分かる。

また財政収支については Loungani and Sheets (1997) と Fischer, Sahay and Végh (1996) がインフレ率との関係から検証を行っており、いずれも財政赤字はインフレ率に対して正の有意な相関があることを示している。

最後に、金融政策の運営方式については Fischer et al. (1996) が経済自由化や財政収支をコントロールした上で固定為替制度ダミーを用いて分析を行い、固定為替制度を採用する国は採用しない国に比べてインフレ率が低いことを明らかにした。本稿ではチェコ、ポーランド、ハンガリーの 3 ヶ国が近年インフレターゲットを導入していることに着目し、固定為替制度ダミーとともに「インフレターゲット」の採用を示すダミー変数を用いて金融政策運営の相違がインフレ率に与える影響についても検証を行う²⁸⁾。

1. 3. 2 モデルの特定化とデータの定義、対象国、サンプル期間

体制移行期のインフレ要因の分析に際して、ここでは 1995 年から 2003 年までの移行 20 ヶ国におけるパネルデータを用いる。対象国の内、13 ヶ国は東欧諸国であり、7 ヶ国は CIS 諸国である²⁹⁾。本節で推定するモデルは次の 2 つのモデルに大別される。

$$INF_{i,t} = \alpha_i + \beta CBI_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (1)$$

$$INF_{i,t} = \alpha_i + \beta CBI_{i,t} + \gamma LI_{i,t} + \delta BUD_{i,t} + \varepsilon FW_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (2)$$

但し、 i は主体、 t は時点を表している。上記の①は基本モデルであり、CBI 指数 (CBI) とインフレ率 (INF) の関係のみに注目している。一方、上記の②は基本モデル①にインフレ率に関連するマクロ経済変数を追加した推定モデルである。モデル②で考慮している説明変数は経済自由化指数 (LI)、財政収支 (BUD)、そして金融政策運営ダミー (FW) である。経済自由化指数については全般的な経済自由化の進展度を測る経済自由化指数 (LI) を構成要素である国内価格の自由化 ($Inter$) と貿易や民間部門参入の自由化 ($ExPri$) に代替するケースも考える。 FW は金融政策の運営方式の相違を示すダミー変数であるが、ここではインフレターゲットティングと固定為替制度の 2 種類を考える。従って、モデル②は基本モデル①に追加される説明変数の組み合わせによって 4 つのパターンがあることになる。なお α は定数項、 μ は標準的線形回帰モデルの仮定を満たす誤差項を示している。

説明変数の概要及び符号の予想は次のとおりである。まず中央銀行の法的独立性については本章第 2 節で示したように複数の先行研究がそれぞれ異なる CBI 指数を提案しているが、ここでは対象国の多さや対象期間の長さを考慮して Cukierman et al. (1992, 2001) の CBI 指数を用いることにした。Barro - Gordon モデルが示すように景気拡大を促す政治的な圧力がインフレバイアスをもたらすならば、高い中央銀行の法的独立性は低いインフレ率と相関するため、CBI 指数 (CBI) の係数 β の符号は負になることが予想される (Walsh, 1998, p. 376)。

次に、経済自由化の進展度については経済自由化指数 (LI) とともにその構成要素である $Inter$ と $ExPri$ ($Exter$ と Pri の平均値) を用いている。既述のとおり国内価格の自由化 ($Inter$) はインフレ率に対して正、それ以外の対外貿易や民間部門参入の自由化 ($ExPri$) は負という相反する効果を持つことが予想されるが、それらを合わせた LI の符号は経済自由化が進むほどインフレ率は低下するという先行研究に基づき負になると考える。また財政収支 (BUD) についても先行研究に沿って、財政赤字が拡大するほどインフレ率は上昇すると考え、 δ の符号は負になると予想する。

最後に、金融政策運営方式を示すダミー変数 (FW) についてはインフレターゲットティングはインフレ率を安定的に低下させる目的で導入され、固定為替制度は物価水準を安定させる効果が期待されるため、係数 ε の符号は共に負になるものと考え。なお上記の諸変数に関する定義とデータの出所及び記述統計については付表 1 から付表 3 に詳述している。

1. 3. 3 単位根検定

上記のモデルを推定する前に本節ではパネル単位根検定を行い、各変数の定常性を確認する。時系列分析では推定に先立ち単位根の有無を検証することは必要不可欠となっているが、パネルデータにおいても近年単位根検定を事前に実施することは重要であると指摘されている。ここでは Im et al. (2003) による手法を適用し、仮説検定の結果、変数がすべて定常ならばそのまま標準的な推定手法を用い、単位根を持つ場合には差分を取ってモデル内の長期的な関係を導出することにする。

Im et al. (2003) は時系列の場合と同様、パネルデータにおいても Dickey - Fuller 検定 (DF 検定) と自己ラグを考慮した Augmented DF 検定 (ADF 検定) の 2 種類の手法を提案している。初めに、DF 検定では誤差項は互いに相関しないという仮定の下、次の式が推定される。

$$\Delta y_{i,t} = a_i + b_i y_{i,t-i} + u_{i,t} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (3)$$

③式を移行各国 (i) について推定し、得られた統計値の平均である $t - bar$ 統計値に基づき検定を行う。このとき $t - bar$ 統計量は次のように定義される。

$$t - bar_{N,T} = (1/N) \sum_{i=1}^N t - stat_{i,T} \quad (4)$$

Im et al. (2003) では主体 (対象国) 数 N と期間 T に対応した臨界値が示されており、パネル単位根検定は次の仮説に基づいて行われる。すなわち帰無仮説ではすべての対象国に関して、上記②式の b は 0 となり $t - bar$ 統計値は単位根を持つものに対して、対立仮説では少なくとも 1 つの主体で $b_i < 0$ ($i = 1, 2, \dots, N_1$) となり系列は定常になる。表 14 は③式を対象国ごとに推定して得られた単位根統計値とこれを用いて④式から算出した $t - bar$ 統計値を示している³⁰⁾。この表からすべての変数が帰無仮説を 1% 有意水準で棄却するため、定常過程であることが分かる。

また Im et al. (2003) はパネル単位根検定について誤差項が系列相関する可能性を考慮して拡張した ADF 検定も考案しており、ここでは主体ごとの定常性に関する情報をパネルデータに統合する方法として次の統計量 $\Psi t - bar$ を提案している。

$$\Psi t - bar = \frac{\sqrt{N}(t - bar_{N,T} - E[t - bar_{N,T}(p,0)])}{\sqrt{Var(t - bar_{N,T})}} \xrightarrow{d} N(0, 1) \quad (5)$$

但し、 N は主体 (対象国) 数、 T は期間、そして p はラグ次数であり、 $t - bar_{N,T}$ は上記④式で示される国別の単位根検定統計量の平均値を表している。また $E[\cdot]$

と $Var(\cdot)$ はそれぞれ Im et al. (2003) より得られる⑤式の $\Psi t - bar$ を計算するための 1 次と 2 次のモーメントである。なお $\Psi t - bar$ は T と N が無限に近づくにつれて、分布の意味において標準正規分布に収束する性質を持っている。

表 15 は各国ごとの ADF 検定統計値、 $t - bar$ 統計値、そして $\Psi t - bar$ 統計値を示している³¹⁾。片側検定であるため、 $\Psi t - bar$ 統計値が -2.326 よりも小さければ系列は非定常であるという帰無仮説が 1%有意水準で棄却される。ここでの仮説検定からも DF 検定の結果が大筋で確認される。すなわちトレンドを含む *Inter* を除くすべての変数において帰無仮説は 1%有意水準で棄却される。トレンドを含む *Inter* についても 5%有意水準では帰無仮説が棄却される。従って、DF 検定と ADF 検定の結果からすべての変数は定常過程であると判断する。

1. 3. 4 推定結果

モデルの推定に先立ち、プーリング推定法、一元配置固定効果推定法 (LSDV)、そして一元配置ランダム効果推定法の中で適切な推定方法を選択した。ここでは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 3 つの組合せについて仮説検定を行っている。第一に、プーリング推定法と固定効果推定法について F 検定を行ったところ、「主体別の定数項がすべて等しい」という帰無仮説はモデル①とモデル②ともに 1%有意水準で棄却されたため、固定効果推定法が選択された³²⁾。次に、プーリング推定法とランダム効果推定法について「プーリング推定法の誤差項が平均的にゼロである」という帰無仮説は χ^2 検定の結果、モデル①では 1%有意水準で棄却される一方、モデル②では 5%有意水準で棄却されなかったため、モデル①ではランダム効果推定法、モデル②ではプーリング推定法を選択した³³⁾。

これらの仮説検定を受けてモデル①についてハウスマン検定を行い、固定効果推定法とランダム効果推定法のいずれが適切な推定方法であるかについて検証したところ、「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 5%有意水準では棄却されずランダム効果推定法が選択されるが、10%水準では棄却され固定効果推定法が選択されるという結果が得られた³⁴⁾。モデル②では 4 つすべてのパターンで固定効果推定法が採用されたことからモデル①についても固定効果推定法を選択することにした³⁵⁾。ちなみにランダム効果推定法を用いてモデル①を推定した場合でも以下の

推定結果に大きな相違は生じなかった。

表 16 は選択された推定方法によりモデル①とモデル②を推定した結果を示している³⁶⁾。初めに、表中の①はインフレ率 (*INF*) を *CBI* 指数 (*CBI*) のみから説明する基本モデル①の推定結果である。ここでは決定係数が 0.226 と低いものの、*CBI* は 1%水準で有意となり、その符号も予想どおり負となっている。従って、1995 年から 2003 年にかけて体制移行国における中央銀行の法的独立性はインフレ率と負の相関を持っていたことが確認される。

次に、同じ表 16 の② - 1 と② - 2 は基本モデル①の説明変数に経済自由化指数、財政収支 (*BUD*)、そして金融政策運営ダミーとして固定為替制度 (*EX*) を追加した場合の推定結果である。推定結果② - 1 では経済自由化指数として全般的な自由化を示す *LI* を用いており、推定結果② - 2 ではその構成要素である国内価格の自由化 (*Inter*) とそれ以外の自由化 (*ExPri*) を用いている。経済自由化指数が異なっているにもかかわらず、これら 2 つの推定結果では説明変数の符号はほぼ一致しており、且つ事前の予想に合致したものとなっている。まず *CBI* はインフレ率に対して 10% 有意水準で負の相関を持っていることから、ここでも中央銀行の法的独立性が高まるほどインフレ率が低下する関係にあることが分かる。同様に *BUD* の符号も負になっていることから、移行国においても財政赤字がインフレ率の上昇要因となる可能性がある。また経済自由化に関しては *Inter* は統計的に有意ではないが、*ExPri* や *LI* は有意で負の符号を持つことから、価格要因以外の自由化や全般的な自由化の進展はインフレ率を抑制する効果を持つことが分かる。なお固定為替制度の導入を示す金融政策運営ダミー *EX* はここではいずれも有意ではなく、さらに推定結果② - 1 では符号が正となり、予想と異なる結果になった。

次に、推定結果② - 3 と推定結果② - 4 では金融政策運営ダミーとして前述の *EX* の代わりにインフレターゲットティング (*IT*) を用いている。ここでの推定結果は② - 3 において *CBI* が統計的有意性を失ったこと以外に前述の推定結果② - 1 及び② - 2 と大きな相違は生じなかった。また *IT* の符号はいずれにおいても予想通り負になったが、統計的に有意ではない。このような背景にはインフレターゲットティング導入の前提条件として金融政策の透明性や説明責任の明確化とともに中央銀行の独立性が重視されていることが考えられる。すなわち *IT* と *CBI* が相関している可能性があるため、これを考慮して推定結果② - 3 からこれら両変数のいずれか一方を削除して再度推定を行

った。その結果、*IT* を削除した推定結果② - 5 では *CBI* が 10%水準で有意となり統計的有意性を回復したが、説明変数から *CBI* を除いた推定結果② - 6 では *IT* を含むすべての変数に変化は見られなかった。

以上の結果をまとめると次のようになる。まず先行研究が採用してきた変数の内、*LI*、*ExPri*、そして *BUD* はすべてのケースで、そして *CBI* はほとんどのケースで統計的に有意となり、その符号も事前の予想に合致したものになった。係数の大きさから *LI* と *ExPri* という経済自由化指数がインフレ低下に対して最も大きい効果を持っており、*CBI* と *BUD* がその後が続いていることが分かる。これにより中央銀行の法的独立性の強化が移行各国のインフレ率を抑制する効果を持ち得たことが明らかになった。なお *CBI* については *IT* を金融政策運営ダミーとして用いた場合、統計的な有意性は失われたが、両変数が相関する可能性を考慮して *IT* を削除し *CBI* のみ用いたところ *CBI* は有意な変数となった。最後に、価格自由化を示す *Inter* と固定為替制度ダミー *EX*、そして本研究で新たに考慮したインフレターゲットダミー *IT* はすべてのケースで統計的に有意にはならず、さらに *EX* は経済自由化指数の相違により符号が変化した。ちなみに推定方法を変更し、すべてのモデルを「誤差項の分散が経済主体によって一様ではない」と仮定する固定効果推定法（GLS）で推定したところ、*EX*、*IT*、そして *Inter* を含むすべての変数の有意水準は大きく改善され、符号も予想通りになるという結果が得られた（表 17 参照）。

1. 4 本章の結論

1980 年代末の体制転換の開始以降、中・東欧諸国では様々な分野で制度改革が実施されてきた。本章ではこのような制度改革の中でも特に 1990 年代初頭から 2004 年の欧州連合（EU）加盟に至る中・東欧諸国の金融制度改革を取り上げ、中・東欧諸国が EU 新規加盟の前提条件の一つである「経済・通貨同盟（EMU）のアキ」をどのように履行し、中央銀行の法的独立性を高めてきたのか、そして中央銀行の独立性強化が中・東欧を含む移行期経済においてもインフレ率抑制に貢献してきたのかという 2 つの問題に焦点を当てて分析を行った。

本章第 1 節では中・東欧諸国における金融制度改革を概観するとともに、1 つ目の問題である中央銀行の法的独立性強化のプロセスについて、EU 加盟条件である EMU

のアキに沿った検証した。EMU のアキは中央銀行の公的部門に対する直接貸付や公的部門の金融機関に対する優先的なアクセスの禁止、そして中央銀行の政策決定に関する外部からの独立性確保という内容から構成されており、2004 年 5 月に EU 新規加盟した中・東欧諸国はいずれも 2002 年 12 月にこの分野の加盟交渉を終了した。しかしこれに至るプロセスは国により大きく異なっており、例えばエストニアでは 1993 年の中央銀行法制定に際して既に高い法的独立性が中央銀行に付与されていたのに対して、ポーランドでは 1998 年、ハンガリーでは 2001 年、そしてチェコでは 2002 年に発効した改正国立銀行法で初めて EMU のアキに沿った法的独立性が確立された。中・東欧 8 ヶ国は 2004 年 5 月に一斉に EU 新規加盟を実現したが、そのプロセスは EMU のアキという一分野の加盟交渉を取っても多様であった。このことは EU 新規加盟後に一定の条件を満たせば随時参加が認められるユーロ導入が中・東欧諸国にとって EU 加盟とは異なるプロセスで推移し得ることを暗示している。

次に、本章第 2 節と第 3 節では上記の 2 つ目の問題、すなわち中央銀行の法的独立性とインフレ率の関係について定量的な分析を試みた。まず第 2 節では先行研究が考案した「中央銀行の独立性 (CBI) 指数」を用いて、中・東欧各国における中央銀行の法的独立性を比較検証した。CBI 指数は実際に制定された中央銀行法から各国中央銀行の政策立案や人事面・財政面での政府からの独立性を計測するために考案された指数であり、先行研究による中・東欧諸国の CBI 指数を比較検証した結果、次の 3 つの傾向が明らかになった。第一に、バルト諸国は中・東欧の中でも相対的に高い CBI 指数を示しているが、これはバルト諸国が CBI 指数を構成する多くの項目で平均以上の独立性を享受していることによる。第二に、中・東欧諸国の中には CBI 指数を構成する特定の項目で相対的に高い独立性を示している国がある。例えば、チェコは人事面、ポーランドは財政面で中央銀行法がドイツや ECB と同様、もしくはそれ以上の独立性を示している。そして第三に、スロバキアとスロベニアは中・東欧諸国の中でも先行研究に共通して CBI 指数が低くなる傾向があり、それには中央銀行の政策決定や財政面での独立性の遅れが影響を及ぼしている。

このように先行研究は CBI 指数を用いて中央銀行の法的独立性を定量的に評価してきたが、本章第 3 節では実際にこの CBI 指数を適用して、中央銀行の法的独立性が移行期のマクロ経済、とりわけ各国金融政策の主要目標であるインフレ率に対してどのような効果を持ち得たのかについて分析を行った。ここでは 1995 年から 2003 年ま

での移行 20 ヶ国におけるパネルデータを用いて、関連するマクロ経済変数をコントロールした上でインフレ率と CBI 指数の関係を実証的に分析している。先行研究では少なくとも先進国においては両変数の間に負の相関関係があることが指摘されてきたが、パネルデータ分析の結果、移行国においても概してこのような関係が成り立ち得ることが明らかになった。従って、中央銀行の法的独立性強化が移行期経済のインフレ抑制に貢献したという仮説に一つの根拠を提示することができたと考えられる。

以上のとおり本章では中央銀行の独立性強化を始めとする金融制度改革について考察したが、このような金融分野を始めとする制度改革の結果、中・東欧 8 ヶ国は加盟申請から約 10 年を経た 2004 年 5 月、EU 加盟を実現し、欧州回帰と欧州市場統合を達成した。しかしこれで欧州経済統合が完遂された訳ではない。すなわち中・東欧 8 ヶ国は EU 加盟と同時に「適用除外構成国」として EMU に加盟し、将来一定の条件を達成した段階で欧州単一通貨圏に参加するという課題に直面することになったのである。そこで次章では EU 加盟後の中・東欧諸国におけるユーロ導入問題についてマクロ経済動向のユーロ圏への「収束」という観点から検証を行うことにする。

文末注

- 1) 当時の EC 既加盟国はベルギー、デンマーク、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、イギリ
スの 12 ヶ国である。ちなみに EC は 1993 年 11 月、欧州連合条約が発効したこと
により、外交・安全保障政策と司法・内務協力という 2 本の柱を加えた EU に発展
した。他方、中・東欧の準加盟国はこの時期、将来の欧州統合を前提とする欧州協
定 (Europe Agreement) に調印していたブルガリア (1993 年 3 月)、チェコ (1993
年 10 月)、ハンガリー (1991 年 12 月)、ポーランド (1991 年 12 月)、ルーマニア
(1993 年 2 月)、スロバキア (1993 年 10 月) の 6 ヶ国である (田中, 2004a, p. 5;
田中, 2004c, p. 201; 吉井・月村, 2003, p. 65)。なおこの内、チェコとスロバキアは
1991 年 12 月にチェコスロバキアとして欧州協定に調印していたが、1993 年 1 月
に同国の連邦制が解消され分離したため、それぞれの国が同年 10 月、改めて同協
定に調印することになった (付表 4 参照)。
- 2) EC 準加盟国が正式に加盟する際の基準である「コペンハーゲン基準」は次の項目
から構成されている。
 - ① 政治的基準：民主主義、法の支配、人権、そしてマイノリティー保護の尊重など
を保証する安定した諸制度を有していること。
 - ② 経済的基準：市場経済が機能しており、EU 域内の競争力や市場力に対応するだ
けの能力を有していること。
 - ③ アキ・コミュノテールの受容：政治統合や経済・通貨同盟の目標を含む加盟国と
しての義務を負う能力を有すること。
- 3) 1991 年 12 月、マーストリヒト欧州理事会は 1957 年 3 月にローマで調印され、そ
の翌年に発効した欧州共同体設立条約 (Treaty Establishing the European
Community) を改訂し、欧州単一通貨導入に向けての参加条件とスケジュールを設
定することで合意した。この合意に基づき、欧州理事会に参加していた EC12 ヶ国
が 1992 年 2 月に調印したのが欧州連合条約である。
- 4) 1991 年に欧州協定を締結したハンガリーやポーランドなどの中・東欧諸国が 1994
年に相次いで EU 加盟申請を行うなか、欧州委員会は翌 95 年 5 月、加盟交渉国が
今後準備すべき課題として「中・東欧諸国の域内市場への統合準備に関する白書
(White Paper)」を提出した (日本貿易振興会, 2003, p. 34)。これはアキ・コミュ

- ノテールを 23 分野の政策課題に分けた内容となっており、その後、31 分野に分類し直され、加盟交渉の進捗度合いを示す項目となった (*Ibid.*, p. 34)。すなわち欧州委員会は 1998 年 11 月から EU 加盟候補国を対象に加盟交渉の進捗状況を「レギュラーレポート」として毎年 1 回公表してきたが、その中で EMU のアキを含む 31 分野のアキが主要な交渉項目として適用されたのである。但し、早期の EU 加盟を目指す中・東欧諸国はそれ以前の 1990 年代中葉から国内法をアキに調整する作業を既に開始していた (田中, 1999, p. 10)。
- 5) ハンガリーでは銀行民営化の開始前、モノバンクから分離された国有銀行 3 行の株式は 8 割が政府、残りは国有企業に保有されていた (Buch, 1996, p. 19)。
- 6) ハンガリーで総資産国内最大のリテール銀行である国民貯蓄商業銀行 (旧国民貯蓄銀行) は 1995 年 7 月に民営化を開始したが、国内最大行の経営を外国資本に委ねたくないという政治的意向から外国人は単独で 5.0%以上、全体で 50.0%以上、そしてハンガリー人は単独で 10.0%以上の同行株式を所有できないという制約が課せられた (Neale and Bozsik, 2001, pp. 157 - 158)。現在では個々の株主の議決権について全体の 25.0%を超えて行使することができないとされているが、外国資本全体の所有割合に関する制限は変更されていない (OTP Bank, 2006, p. 6)。このような制約もあり、国民貯蓄商業銀行の株式は国内外の個人投資家や機関投資家に分散所有され、現在まで特定の戦略的投資家の傘下には入っていない。
- 7) ハンガリーでは 1990 年代後半以降、少なくとも 7 行が商業銀行 (Credit Institutions) から金融子会社 (Financial Enterprises) に転換し、銀行部門から撤退した。金融子会社は商業銀行と同様、金融監督庁の監視対象であるが、預金受入が認められていないため、商業銀行に比べて監査要件が幾分緩和されるという利点がある (IMF, 2005a, p. 8)。
- 8) 欧州連合条約では欧州連合理事会議長や欧州委員会委員は ECB の最高意思決定機関である運営理事会 (The Governing Council) に議決権はないものの出席することができ、さらに理事会議長は運営理事会の審議に動議を提出することも認められている (欧州連合条約第 109b 条 1 項)。また ECB は年に 1 度、欧州議会、欧州連合理事会、欧州委員会、そして欧州理事会に対して欧州中央銀行制度の活動や金融政策について報告する義務を負っている (同条約第 109b 条 3 項)。
- 9) ポーランド国立銀行から分離した商業銀行はヴィエルコポルスカ信用銀行

(Wielkopolski Bank Kredytowy w Poznaniu), シロンスク銀行 (Bank Slaski w Katowicach), 商工業銀行 (Bank Przemysłowo - Handlowy w Krakowie), グダ
ンズク銀行 (Bank Gdanski w Gdansku), 一般信用銀行 (Powszechny Bank
Kedytowy w Warszawie), 西部銀行 (Bank Zachodni we Wroclawiu), ポモー
ジェ信用銀行 (Pomorski Bank Kredytowy w Szczecinie), 貯蓄信用銀行 (Bank
Depozytowo - Kredytowy w Lublinie), そして一般産業銀行 (Powszechny Bank
Gospodarczy w Lodzi) の 9 行である (Szymkiewicz, 2001, p. 66)。なお 1989 年
に公布され, 92 年に改正された銀行法によりこれら商業銀行と旧専門銀行はユニバ
ーサルバンクとして商業銀行業務と投資銀行業務を行うことが許可された (Buch,
1996, p. 23)。

- 10) Tang, Zoli and Klytchnikova (2000) は東欧 8 ケ国と CIS4 ケ国を対象に政府と
中央銀行による銀行再生のための財政負担を算出している。このデータを用いて
1991 年から 98 年までの中・東欧各国における財政負担の累計値を比較すると, ポ
ーランドの財政負担は GDP 比 7.4% となり, 1.0% 台後半から 3.0% のバルト 3 ケ国
より規模は大きいものの, ハンガリー (12.9%) やチェコ (25.4%) よりも良好な
結果を示していることが分かる。
- 11) 一般貯蓄銀行は 2004 年に民営化され, 同年 11 月, ワルシャワ証券取引所に上場
されたが, 政府 (国家財産省) が依然大半の株式を保有している。一方, 食糧経済
銀行は 2004 年 12 月に増資が行われ, 新規発行株式の多くがオランダのラボバンク
グループに引き受けられた。2004 年末時点で食糧経済銀行の筆頭株主は依然政府で
あるものの, その所有比率は今後引き下げられることが計画されている。
- 12) ポーランドにおける商業銀行の最低資本金は 1989 年には 15 万ズロチであったが,
その後漸次引き上げられ, 90 年に 200 万ズロチ, 92 年に 700 万ズロチ, 93 年に
500 万エキューとなり, 98 年以降は 500 万ユーロとなっている (NBP, 2001, pp. 34
- 36)。
- 13) Neyapti and Dincer (2005) はバーゼル銀行監督委員会による「実効的な銀行監
督のためのコアとなる諸原則 (Core Principles for Effective Banking
Supervision)」と Demirgüç - Kunt and Detragiache (1999) による預金保険制度
の研究に基づいて銀行監督の法律面での厳格さを測る「銀行規制・監督指数」を考
案した。そしてこの指数を用いて移行 23 ケ国の銀行法を定量的に評価し, ポーラ

- ンド、ハンガリー、エストニアの銀行法は比較的厳格であり、とりわけポーランドはドイツよりも質の高い銀行法を有していることを指摘している。
- 14) ポーランドの為替変動許容幅は 1999 年 3 月に±12.5%から±15.0%に拡大された後、2000 年 4 月に廃止された。
- 15) コメルチニー銀行はチェコスロバキア国立銀行から半分以上の資産とチェコにある 84 支店を引き継ぎ、一般信用銀行はスロバキアにある国立銀行の 38 支店を引き継いだ (Kroh, 1992, p. 121 - 122)。
- 16) チェコ政府は国有銀行の民営化直後、国家資産基金と補償投資基金を通じてコメルチニー銀行株の 50.5%、チェコ貯蓄銀行株の 48.0%、そして投資郵便銀行株の 39.6%を保有し、過半数もしくは筆頭株主の地位を保持した。政府はその後もコメルチニー銀行とチェコ貯蓄銀行に関する株式の所有比率を高め、それぞれ 1997 年と 98 年時点で 53.0%を保有していた (Bonin and Wachtel, 1999a, p. 17; Bonin and Wachtel, 1999b, pp. 111 - 112)。
- 17) 1991 年、チェコスロバキア国立銀行は連邦本部と 2 つの共和国支部に分離した。これに伴いそれぞれ独自の銀行監督部門が設立され、連邦本部は健全性規制の枠組みを構築し、共和国支部が銀行認可と規制を実施する分業体制を取られた。しかし 1993 年の連邦制解消により国立銀行の連邦本部は共和国支部であったチェコ国立銀行とスロバキア国立銀行 (Národná banka Slovenska) に吸収され、それ以降、両共和国では中央銀行が銀行監督機能を担っている (CNB, 1999b, pp. 10 - 15)。
- 18) チェコ国内の銀行は 1993 年 12 月までに 6.25%、96 年 12 月までに 8.00%の自己資本比率を達成することを求められ、また最低資本金については 1994 年にそれまでの 3 億コルナから 5 億コルナに引き上げられた (CNB, 1999b, pp. 12 - 16)。
- 19) 1987 年のソ連邦における銀行制度改革に伴い、専門銀行は工業建設銀行 (Promstroibank)、農工銀行、住宅・公益事業銀行 (Zhilsotsbank)、貯蓄銀行、対外経済銀行の 5 行に再編され、これにソ連国立銀行を加えた 6 つの銀行によりソ連邦の金融制度は構成された (白鳥, 1996, p. 4)。なおこれら専門銀行の設立に伴い、ソ連国立銀行からは商業銀行業務と投融資業務が分離され、それ以降ソ連邦では銀行制度の二層化が進展することになった。
- 20) エストニア銀行が 1919 年に設立された中央銀行の法的な後継者であると承認されることにより、イギリスとスウェーデンの両国政府は第二次世界大戦前にエスト

- ニア銀行が保有していた金塊をエストニアに返還することを決めた。さらにエストニアが国際決済銀行に再加盟することでエストニア銀行が以前保有していた資産も回復されることになった。このように返還・回復した金塊やその他の資産はエストニアが1992年6月から導入しているカレンシーボード制度の裏付けとなっている。
- 21) エストニアでは商業銀行の新設は1993年から99年9月まで認可されなかった(BOE, 2000, p.35)。また商業銀行の最低資本金は1993年以降漸次引き上げられ、95年4月に1500万クローン、96年1月に5000万クローン、97年1月に6000万クローン、98年1月に7500万クローン、そして99年7月以降は500万ユーロになった(BOE, 1995; BOE, 2000, p. 59)。なお自己資本比率も1993年7月から8.0%であったが、97年10月以降は10.0%に引き上げられている(BOE, 1997)。
- 22) Loungani and Sheets (1997) は東欧8ヶ国(チェコ、ハンガリー、ポーランド、エストニア、リトアニア、ブルガリア、ルーマニア、アルバニア)とCIS4ヶ国(ロシア、ウクライナ、アルメニア、カザフスタン)の計12ヶ国を分析対象としている。
- 23) Maliszewski (2000) は東欧13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、ブルガリア、ルーマニア、クロアチア、マケドニア、アルバニア)とCIS7ヶ国(ロシア、ウクライナ、ベラルーシ、アルメニア、グルジア、モルドバ、キルギス)の計20ヶ国を分析対象としている。
- 24) Cukierman et al. (2001) は東欧13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、ブルガリア、ルーマニア、クロアチア、マケドニア、アルバニア)とCIS12ヶ国(ロシア、ウクライナ、ベラルーシ、アルメニア、アゼルバイジャン、グルジア、モルドバ、カザフスタン、キルギス、タジキスタン、トルクメニスタン、ウズベキスタン)、そしてモンゴルの計26ヶ国を分析対象としている。
- 25) Freytag (2003) はチェコ、ハンガリー、ポーランド、エストニア、ラトビア、リトアニア、スロバキア、スロベニア、ブルガリア、ルーマニア、ボスニアの東欧11ヶ国を分析対象としている。
- 26) 先行研究の内、Maliszewski (2000) と Freytag (2003) はCBI指数の構成要素として銀行や金融システムの監督制度を考慮している。銀行が破綻した際、不良

債権が貨幣化される危険性が高いため、中央銀行の外側に銀行監督機能を置くことは銀行救済のコストをより透明なものにし、中央銀行に対する政治的圧力を軽減するものと考えられている (Cukierman, 1996, pp. 34 - 35)。Maliszewski (2000) や Freytag (2003) もこのような見解に沿って中央銀行から独立した行政機関が銀行監督機能を担っている場合、中央銀行の独立性はより高くなると考えている。しかしその一方、市場経済の歴史が浅い移行国では銀行監督と金融政策に必要な人材は補完的であり、中央銀行は金融政策の質の向上に金融システムに関する情報を利用する必要があるという意見もあり、中央銀行が実際に銀行や金融システムの監督機能を果たすべきか否かについては注意する必要がある。なお中・東欧 8 ヶ国では程度の差はあるもののすべての中央銀行が銀行監督に関与しており、チェコ、スロバキア、スロベニア、そしてリトアニアの 4 ヶ国では中央銀行が銀行監督の実施機関となっている。他方、ハンガリー、ポーランド、エストニア、ラトビアの 4 ヶ国では中央銀行から独立した銀行監督機関が存在し、ポーランドを除く 3 ヶ国ではこの公的機関が債券・保険部門を含めた金融部門全体の監督業務を担っている。ちなみにユーロ参加 12 ヶ国ではルクセンブルクを除く各国中央銀行が銀行部門の健全性監督に関与しており、この内、ギリシャ、イタリア、オランダ、ポルトガル、そしてスペインの 5 ヶ国では中央銀行が銀行監督を行い、その他の 7 ヶ国では独立した政府機関が銀行監督を担っている (ECB, 2003, pp. 1 - 5; ECB, 2005, p. 12)。

27) 先行研究の中には経済自由化について *LI* の数値を年々加算する「累積的経済自由化指数 (*CLI*)」を用いるものもある。本稿の表 12 と表 13 が示すようにこうした先行研究は Cukierman et al. (2001) を除いてインフレ率と *CLI* の間に有意な負の相関があることを指摘している。

28) チェコ、ポーランド、ハンガリーの他にスロバキアが 2004 年 12 月、2009 年に予定しているユーロ導入に向けてマーストリヒト条約の収斂基準、とりわけインフレ率に関する収斂基準を達成するためにインフレターゲットの導入を公表した。

29) データの制約により対象国は東欧 13 ヶ国と CIS7 ヶ国の計 20 ヶ国とした。対象国は次のとおりである：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、ブルガリア、ルーマニア、クロアチア、マケドニア、アルバニア、ロシア、ウクライナ、ベラルーシ、アルメニア、アゼルバイジャン、モルドバ、カザフスタン。なおサンプル期間を 1995 年以降とした理

由はデータの制約とともに幾つかの旧ソ連邦諸国が 1990 年代初頭、ハイパーインフレに直面し、物価水準が極めて不安定であったことによる。

30) 主体別の各変数のサンプル期間は入手可能な最も長い期間として 1991 年から 2003 年までを取った。但し、*BUD* については一部の国でより短い期間しかデータを得ることができなかった。

31) パネル単位根検定に際してのラグ次数はより多くのサンプルを用いて検定を行うために、ここでは先験的に 1 と仮定している。

32) プーリング推定法と固定効果推定法について推定方法の選択を行う際の F 検定統計量は次のとおりである。

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

但し、*RSSols* と *RSSlsv* はそれぞれプーリング推定法と固定効果推定法の残差平方和、*N* は主体数、そして *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。

モデル	①	② - 1	② - 2	② - 3	② - 4	② - 5	② - 6
F 値	3.251	2.507	2.428	2.427	2.475	2.535	2.346
臨界値 F (19,159) : 1.482 (10%) 1.659 (5%) 2.035 (1%)							

33) プーリング推定法とランダム効果推定法に関して選択を行う際の LM 検定統計量は次のとおりである。

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

但し、 $S1 = \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T v_{it} \right)^2$, $S2 = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T v_{it}^2$, そして v_{it} はプーリング推

定法による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。

モデル	①	② - 1	② - 2	② - 3	② - 4	② - 5	② - 6
LM 値	21.671	2.816	1.560	2.542	1.601	2.704	2.571
臨界値 $\chi^2(1)$: 2.706 (10%) 3.841 (5%) 6.635 (1%)							

34) 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。ここでは統計値は 2.858 となり、5%有意水準 (3.841) では帰無仮説は棄却されないが、10%水準 (2.705) では棄却されるという結果が得られた。

35) ランダム効果推定法はサンプルが母集団から無作為に抽出される場合に適切な推定方法である一方、固定効果推定法はサンプルがある特定の集団から選ばれる場合に適切であると考えられている。ここでは比較的初期条件が類似した体制移行国 20 ヶ国を対象としているため、固定効果推定法を選択する方が望ましいと考えられる。

36) 本章を通じて、すべての推定は Quantitative Micro Software 社の計量ソフト EViews 4.0 により行っている。なお固定効果推定法で推定しているため定数項が各国特有の要因を説明することになるが、ここでは報告していない。

37) 本章表 12 における Loungani and Sheets (1997) は p. 389 の表 4 の (6) 式、Krueger and Ciolko (1998) は p. 728 の表 3 の (1) 式から (3) 式、そして Fischer et al. (1996) は p. 62 の表 3 の (5) 式と (6) 式を参照している。なお Krueger and Ciolko (1998) では移行初期 3 年間の平均インフレ率を被説明変数として用いている。

38) 本章表 13 における de Melo et al. (1997) は p. 24 の (B) 式、Hernandez - Cata (1999) は p. 9 の表 1 の (4) 式、そして Cukierman et al. (2001) の p. 18 の表 3 を参照している。

参考文献

●邦語文献

- 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.
- 小山洋司（2004）『EU の東方拡大と南東欧－市場経済化と小国の生き残り戦略－』ミネルヴァ書房.
- 北村行伸（2005）『パネルデータ分析』岩波書店.
- 桜井錠治郎（2003）「EU 新規加盟国の経済状況」名古屋商科大学総合経営・経営情報学部『NUCB journal of economics and information science』第 48 巻第 1 号, 7 月, pp. 75 - 88.
- 白鳥正明（1996）『ロシア連邦の銀行制度研究 1992～1995 年』日本経済評論社.
- 須網隆夫（1999）「欧州経済通貨同盟の法的側面」早稲田法学会『早稲田法学』第 74 巻第 4 号, 5 月, pp. 107 - 156.
- 田中和子（2001a）「ポーランドの通貨バスケット制度」2000 年度財務省委嘱調査『通貨バスケット制実施国の実態調査』財団法人国際通貨研究所, 2 月, pp. 64 - 72.
- （2001b）「ハンガリーの通貨バスケット制度」2000 年度財務省委嘱調査『通貨バスケット制実施国の実態調査』財団法人国際通貨研究所, 2 月, pp. 73 - 82.
- 田中素香（1999）「EU の中東欧への拡大に関する覚書」比較経済体制研究会『比較経済体制研究』第 6 号, 5 月, pp. 4 - 21.
- 田中友義（2004a）「欧州国際関係の歴史的転換期フェーズ II」財団法人国際貿易投資研究所『季刊国際貿易と投資』特別増刊 12 号, 5 月, pp. 2 - 11.
- （2004b）「拡大 EU とビジネス環境の変化 拡大の経済的効果と日本企業への影響」財団法人国際貿易投資研究所『季刊国際貿易と投資』特別増刊 12 号, 5 月, pp. 76 - 95.
- 田中壽雄（1990）『ソ連・東欧の金融ペレストロイカ』東洋経済新報社.
- 田中宏（2004c）「東欧の EU 加盟」大津定美・吉井昌彦編著『ロシア・東欧経済論』ミネルヴァ書房, pp. 197 - 216.
- 日本貿易振興会（2003）「拡大 EU と単一市場圏の形成～現状と課題～」『JETRO ユーロトレンド』, 5 月, pp. 31 - 38.

- 羽森直子（2002）『欧州中央銀行の金融政策 新たな国際通貨ユーロの登場』中央経済社.
- バコシ・ガーボル（2004）「ハンガリーの銀行改革とユーロの導入」京都女子大学現代社会学部『現代社会研究』第7号，11月，pp. 19 - 43.
- 本間勝・青山繁（1998）『東欧・ロシアの金融市場 経済改革とビックバン』東洋経済新報社.
- 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.
- 吉井昌彦（2004）「市場経済移行とは」大津定美・吉井昌彦編著『ロシア・東欧経済論』ミネルヴァ書房，pp. 25 - 37.
- ・月村太郎（2003）『中・東欧諸国における市場経済化』平成14年度国際協力事業団客員研究員報告書.

●英語文献

- Ábel, István（2002）“Real Dangers in Banking Crises: Examples of Failed Hungarian Banks,” in David Green and Karl Petrick, eds., *Banking and Financial Stability in Central Europe: Integrating Transition Economies into the European Union*, pp. 153 - 175, Cheltenham, UK: Edward Elgar.
- Bank of Estonia（1993）*Law on the Central Bank of the Republic of Estonia*, Tallinn: BOE, May.
- （1994, 1995, 1999, 2000, 2001）*Annual Report 1993, 1994, 1998, 1999 and 2000*, Tallinn: BOE.
- （1997）*Bulletin*, No. 3（30）, Tallinn: BOE.
- （2003）“Eesti Pank Act Consolidated Text Mar 2003; Translation by Estonian Legal Language Centre,” information on the following Bank’s website, <http://www.legaltext.ee/text/en/X70022.htm>, Tallinn: BOE.
- Barro, Robert J. and David B. Gordon（1983）“Rules, Discretion, and Reputation in a Model of Monetary Policy,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12, No. 1, pp. 101 - 21.
- Bonin, John P. and Paul Wachtel（1999a）“Lessons from Bank Privatization in

- Central Europe,” *William Davidson Institute Working Paper*, No. 245, Ann Arbor: WDI, May.
- (1999b) “Toward Market - Oriented Banking in the Economies in Transition,” in Mario I. Blejer and Marko Škreb, eds., *Financial Sector Transformation: Lessons from Economies in Transition*, Cambridge: Cambridge University Press, pp. 93 - 131.
- Bonin, John P., Iftekhar Hasan and Paul Wachtel (2004) “Privatization Matters: Bank Efficiency in Transition Countries,” *William Davidson Institute Working Paper*, No. 679, Ann Arbor: WDI, April.
- Buch, Claudia M. (1996) *Creating Efficient Banking Systems: Theory and Evidence from Eastern Europe*, Tübingen: J.C.B. Mohr (Paul Siebeck) .
- Catte, Pietro and Cristina Mastropasqua (1993) “Financial Structure and Reforms in Central and Eastern Europe in the 1980s,” *Journal of Banking and Finance*, Vol. 17, Issue 5, pp. 785 - 817.
- Cukierman, Alex (1992) “The Measurement of Central Bank Independence,” in Alex Cukierman, eds., *Central Bank Strategy, Credibility, and Independence: Theory and Evidence*, Cambridge, MA: The MIT Press, pp. 369 - 414.
- (1996) “The Economics of Central Banking,” in Holger C. Wolf, eds., *Contemporary Economic Issues: Macroeconomics and Finance* (IEA Series) , Basingstoke: The Macmillan Press, pp. 37 - 82.
- , Steven B. Webb and Bilin Neyapti (1992) “Measuring the Independence of Central Banks and Its Effect on Policy Outcomes,” *The World Bank Economic Review*, Vol. 6, Issue 3, Washington, D.C.: World Bank, September, pp. 353 - 398.
- Cukierman, Alex, Geoffrey P. Miller and Bilin Neyapti (2001) “Central Bank Reform, Liberalization and Inflation in Transition Economies - An International Perspective,” *CEPR Discussion Paper*, No. 2808, London: CEPR, June (Subsequently Published at *Journal of Monetary Economics*, Vol. 49, Issue 2, March, 2002, pp. 237 - 264) .
- Czech National Bank (1992) *Act No. 6/1993 Coll. of 17 December 1992, on the*

- Czech National Bank*, Prague: CNB, December.
- (1999a) *Annual Report 1998*, Prague: CNB
- (1999b) *Report on Banking Supervision in the Czech Republic*, Prague: CNB, December.
- (2000) "Inflation Targeting in the Czech Republic," in Warren Coats, eds., *Inflation Targeting in Transition Economies: The Case of the Czech Republic*, Prague: CNB, pp. 147 - 163.
- (2001, 2003a) *Annual Report 2000 and 2002*, Prague: CNB.
- (2003b) *Czech National Bank 1993 - 2003*, Prague: CNB.
- "Central Bank Independence," information on the following Bank's website, http://www.cnb.cz/www.cnb.cz/en/monetary_policy/basic_terms/cb_independence.html, Prague: CNB.
- DeBelle, Guy and Stanley Fischer (1994) "How Independent Should a Central Bank Be?," in Jeffrey C. Fuhrer, eds., *Goals, Guidelines and Constraints Facing Monetary Policymakers*, Boston: Federal Reserve Bank of Boston, pp. 195 - 221.
- de Melo, Martha, Cevdet Denizler and Alan Gelb (1996) "From Plan to Market Patterns of Transition: Patterns of Transition," *Policy Research Working Paper*, No. 1564, Washington, D.C.: World Bank, January.
- and Stoyan Tenev (1997) "Circumstance and Choice: The Role of Initial Conditions and Policies in Transition Economies," *Policy Research Working Paper*, No. 1866, Washington, D.C.: World Bank, October.
- Demirgüç - Kunt, Asli and Enrica Detragiache (1999) "Does Deposit Insurance Increase Banking System Stability? An Empirical Investigation," *Policy Research Working Paper*, No. 2247, Washington, D.C.: World Bank, November.
- European Bank for Reconstruction and Development (2000 - 2005) *Transition report* from 2000 to 2005, London: EBRD, November.
- European Central Bank (2002) *Financial Sectors in EU Accession Countries*, Frankfurt am Main: ECB, July.
- (2003) *Developments in National Supervisory Structures*, Frankfurt am Main: ECB, June.

- (2004) *Convergence Report*, Frankfurt am Main: ECB, October.
- (2005) *Banking Structures in the New EU Member States*, Frankfurt am Main: ECB, January.
- European Commission (1995) *White Paper - Preparation of the Associated Countries of Central and Eastern Europe for Integration into the Internal Market of the Union*, Brussels: EC, May.
- (2000a, 2001a, 2002a) *Regular Reports from the Commission on the Czech Republic's Progress towards Accession* 2000, 2001 and 2002, Brussels: EC.
- (2000b) *Regular Reports from the Commission on Estonia's Progress towards Accession* 2000, Brussels: EC, November.
- (2001b) *Regular Reports from the Commission on Hungary's Progress towards Accession* 2001, Brussels: EC, November.
- (1998, 1999, 2002b) *Regular Reports from the Commission on Poland's Progress towards Accession* 1998, 1999 and 2002, Brussels: EC.
- (2003) *Comprehensive Monitoring Report on Each Acceding Country's Preparations for Membership*, Brussels: EC, November.
- (2004) *Enlargement of the European Union : Guide to the Negotiations, Chapter by Chapter*, Brussels: EC, December.
- (2006) *Third Report on the Practical Preparations for the Future Enlargement of the Euro Area*, Brussels: EC, June.
- European Union (1992) *Treaty on European Union*, Official Journal of the European Communities No. C 191/1, 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.
- Fischer, Stanley, Ratna Sahay and Carlos Végh (1996) "Stabilization and Growth in Transition Economies: The Early Experience," *Journal of Economic Perspective*, Vol. 10, Spring, pp. 45 - 66.

- Fleming, Alex (2001) "Banking Sector Restructuring in the Baltics," in Yelena Kalyuzhnova and Michael Taylor, eds., *Transitional Economies: Banking, Finance, Institutions*, Basingstoke: Palgrave in Association with The Centre for Euro - Asian Studies, pp. 85 - 112.
- Freytag, Andreas (2001) "Does Central Bank Independence Reflect Monetary Commitment Properly - Methodical Considerations," *BNL Quarterly Review*, No. 217, Rome: BNL, June, pp. 181 - 208.
- (2003) "Central Bank Independence in Central and Eastern Europe on the Eve of EU - Enlargement," *Institute for Economic Research Occasional Paper*, No. 4, Ljubljana: IER, August.
- Grilli, Vittorio, Donato Masciandaro and Guido Tabellini (1991) "Political and Monetary Institutions and Public Financial Policies in the Industrial Countries," *Economic Policy*, Vol. 13, pp. 342 - 392.
- Hájková, Dana, Jan Hanousek and Libor Němeček (2002) "The Czech Republic's Banking Sector: Emerging from Turbulent Times," *EIB Papers*, Vol. 7, No. 1, Luxembourg: EIB, pp. 55 - 72.
- Hartšenko, Jelena (2002) "Estonian Monetary System and Banking Development on way to the Eurozone," mimeo.
- Havrylyshyn, Oleh, Ivailo Izvorski and Ron van Rooden (1998) "Recovery and Growth in Transitional Economies 1990 - 97: A Stylized Regression Analysis," *IMF Working Paper*, WP/98/141, Washington, D.C.: IMF, September.
- Hernandez - Cata, Ernesto (1999) "Price Liberalization, Money Growth, and Inflation During the Transition to a Market Economy," *IMF Working Paper*, WP/99/76, Washington, D.C.: IMF, June.
- Hochreiter, Eduard and Tadeusz Kowalski (2000) "Central Banks in European Emerging Market Economies in the 1990s," *Oesterreichische Nationalbank Working Paper Series*, No. 40, Vienna: OeNB, April.
- Im, Kyung So, M. Hashem Pesaran and Yongcheol Shin (2003) "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*, Vol. 115, pp. 53 - 74.
- International Monetary Fund (2005a) "Hungary: Financial System Stability

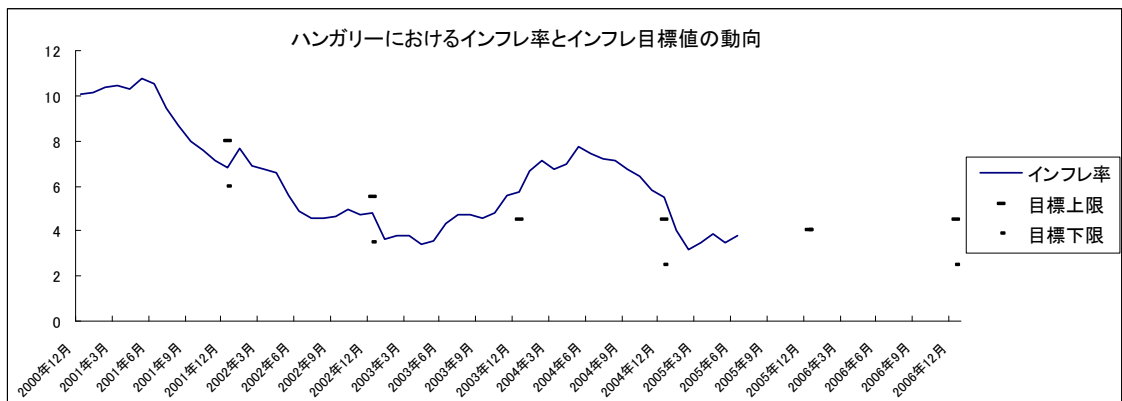
- Assessments Update, including a Report on the Observance of Standards and Codes on Insurance Regulation,” *IMF Country Report*, No. 05/212, Washington, D.C.: IMF, June.
- (2005b) “Hungary: Financial Sector Assessment Program - Detailed Assessment of Standards and Codes - Anti-Money Laundering and Combating the Financing of Terrorism,” *IMF Country Report*, No. 05/348, Washington, D.C.: IMF, September.
- (2005c) *International Financial Statistics Database*, Washington, D.C.: IMF.
- Jonas, Jiri and Frederic S. Mishkin (2003) “Inflation Targeting in Transition Countries: Experience and Prospects,” *NBER Working Paper Series*, No. 9667, New York: NBER, April.
- Karpinski, Pawel (1992) “Structural Changes in Polish Banking,” in Andreas R. Prindl, eds., *Banking and Finance in Eastern Europe*, New York: Woodhead - Faulkner, pp. 90 - 97.
- Kroh, Jaroslav (1992) “Market - Oriented Banking in Czechoslovakia,” in Andreas R. Prindl, eds., *Banking and Finance in Eastern Europe*, New York: Woodhead - Faulkner, pp. 120 - 126.
- Krueger, Gary and Marek Ciolko (1998) “A Note on Initial Conditions and Liberalization during Transition,” *Journal of Comparative Economics*, Vol. 26, Issue 4, December, pp. 718 - 734.
- Ligeti, Sándor (2001) “Banking Supervision,” *Society and Economy in Central and Eastern Europe: Quarterly Journal of Budapest University of Economic Sciences and Public Administration*, Vol. XXIII, No. 1 - 2, Budapest: The Corvinus University of Budapest, pp. 47 - 70.
- Loungani, Prakash and Nathan Sheets (1997) “Central Bank Independence, Inflation, and Growth in Transition Economies,” *Journal of Money Credit and Banking*, Vol. 29, No. 3, August, pp. 381 - 399.
- Maliszewski, Wojciech S. (2000) “Central Bank Independence in Transition Economies,” *The Economics of Transition*, Vol. 8, No. 3, November, pp. 749 - 789.

- Matoušek, Roman (2001) "Banking Sector Restructuring and Debt Consolidation in the Czech Republic," in David G. Dickinson and Andrew W. Mullineux, eds., *Financial and Monetary Integration in the New Europe: Convergence between the EU and Central and Eastern Europe*, Cheltenham, UK: Edward Elgar, pp. 342 - 371.
- and Anita Taci (2002) "Banking Regulation and Supervision in Associated Countries: A Case Study of the Czech Republic," in David Green and Karl Petrick, eds., *Banking and Financial Stability in Central Europe Integrating Transition Economies into the European Union*, Cheltenham, UK: Edward Elgar, pp. 75 - 104.
- McDermott, Gerald (2004) "The Politics of Institutional Learning and Creation: Bank Crises and Supervision in East Central Europe," *William Davidson Institute Working Paper*, No. 726, Ann Arbor: WDI, November.
- Mihályi, Péter (2001) "Privatization in the Insurance and Banking Sectors," *Central European Banker Online* (http://elib.kkf.hu/mkb/51_2001e.PDF) .
- Murphy, Austin J. and Zoltan Sabov (1991) "Financial Institution Structures in a Developing Two - Tier Banking System: An Empirical Perspective from Eastern Europe," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 15, Issue 6, pp. 1131 - 1142.
- National Bank of Hungary (2001a) *Act LVIII of 2001 on the Magyar Nemzeti Bank*, Budapest: NBH, June.
- (2001b) *Quarterly Report on Inflation*, Budapest: NBH, August.
- (2002) *Monetary Policy in Hungary 2002*, Second, Revised Edition, Budapest: NBH, August.
- (2002 - 2005) *Annual Report* from 2001 to 2004, Budapest: NBH.
- National Bank of Poland (1997) *The Act on the National Bank of Poland of August 29, 1997*, Warsaw: NBP, August.
- (1998) *Medium - Term Strategy of Monetary Policy 1999 - 2003*, Warsaw: NBP, September.
- (1999 - 2004) *Monetary Policy Guidelines for the Year 2000 - 2005*, Warsaw: NBP, September.

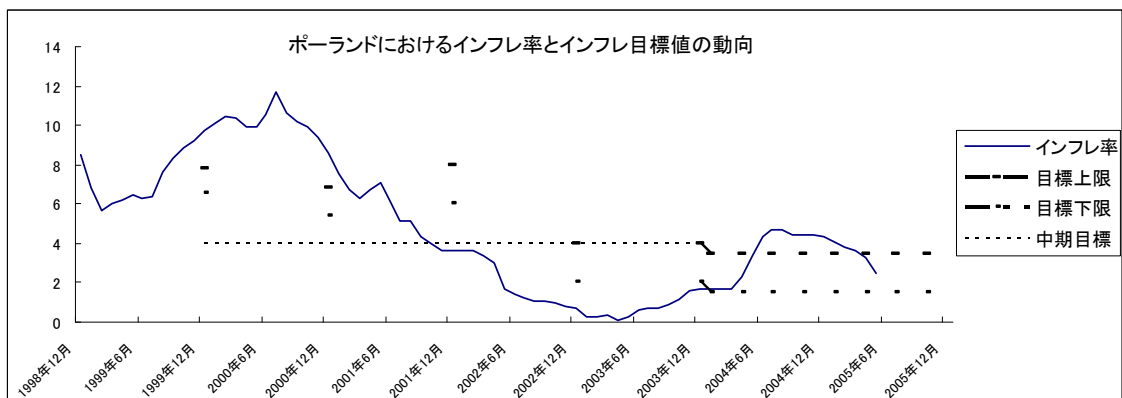
- (2000) *Annual Report 1999*, Warsaw: NBP.
- (2001) *The Polish Banking System in the Nineties*, Warsaw: NBP, December.
- (2003) *Monetary Policy Strategy Beyond 2003*, Warsaw: NBP, February.
- Neale, Walter C. and Sandor Bozsik (2001) "How the Hungarian State - owned Banks were Privatised," *Post - Communist Economies*, Vol. 13, No. 2, pp. 147 - 169.
- Neyapti, Bilin (2001) "Central Bank Independence and Economic Performance in Eastern Europe," *Economic Systems*, Vol. 25, Issue 4, pp. 381 - 399.
- and Nergiz Dincer (2005) "Measuring the Quality of Bank Regulation and Supervision with an Application to Transition Economies," *Economic Inquiry*, Vol. 43, No. 1, January, pp. 79 - 99.
- Országos Takarékpénztár és Kereskedelmi Bank (2006) *By - Laws of the Company*, information on the following bank's website, https://www.otpbank.hu/OTP_Portal/file/OTP_Bylaws_20060612.pdf, Budapest: OTP Bank.
- Pelkmans, Jacques (2001) *European Integration: Methods and Economic Analysis*, Second Edition, Harlow, England: Financial Times/ Prentice Hall.
- Poenisch, Herbert (1992) "The New Central Banks of Eastern Europe," in Andreas R. Prindl, eds., *Banking and Finance in Eastern Europe*, New York: Woodhead - Faulkner, pp. 30 - 46.
- Raczko, Andrzej (2001) "The Polish Banking Sector and EU Regulation," in David G. Dickinson and Andrew W. Mullineux, eds., *Financial and Monetary Integration in the New Europe: Convergence between the EU and Central and Eastern Europe*, Cheltenham, UK: Edward Elgar, pp. 311 - 341.
- Rátfai, Attila (1999) "A Note on the Independence of Central Banks in the Czech Republic, Hungary and Poland," *University of Southampton Discussion Papers in Economics and Econometrics*, No. 0034, Southampton: The University of Southampton, July.
- Siklos, Pierre L. and István Ábel (2002) "Is Hungary Ready for Inflation

- Targeting ?," *Economic Systems*, Vol. 26, Issue 4, pp. 309 - 333.
- Snyder, Edward A. and Roger C. Kormendi (1996) "The Czech Republic's Commercial Bank: Komerční Banka," *William Davidson Institute Working Paper*, No. 6A, Ann Arbor: WDI, December.
- Soukup, Pavel, Anita Taci and Roman Matoušek (2004) "Central Bank Independence in the Czech Republic," in Nigel Healey and Barry Harrison, eds., *Central Banking in Eastern Europe*, London: Routledge, pp. 167 - 192.
- Szapáry, György (1997) "The National Bank of Hungary: from Cradle to Adulthood Whilst Striving for Independence," in Philip L. Cottrell, eds., *Rebuilding the Financial System in Central and Eastern Europe, 1918 - 1994*, Aldershot, Hants: Scolar Press, pp. 17 - 28.
- (2001) "Banking Sector Reform in Hungary: Lessons Learned, Current Trends and Prospects, *NBH Working Paper*, 2001/5, Budapest: NBH, December.
- Szymkiewicz, Krystyna (2001) "The Second Stage of Banking Transformation in Poland," in Yelena Kalyuzhnova and Michael Taylor, eds., *Transitional Economies: Banking, Finance, Institutions*, Basingstoke: Palgrave in Association with The Centre for Euro - Asian Studies, pp. 54 - 84.
- Tang, Helena, Edda Zoli and Irina Klytchnikova (2000) "Banking Crises in Transition Economies Fiscal Costs and Related Issues," *Policy Research Working Paper*, No. 2484, Washington, D.C.: World Bank, November.
- Vensel, Lia and Vello Vensel (2002) "Development of the Financial Sector in the Globalising World: An Emerging Market Economy Case," *The Paper for the 7th EACES Conference in Forlì and Bologna*, June.
- Walsh, Carl E. (1998) *Monetary Theory and Policy*, Cambridge, MA: The MIT Press.

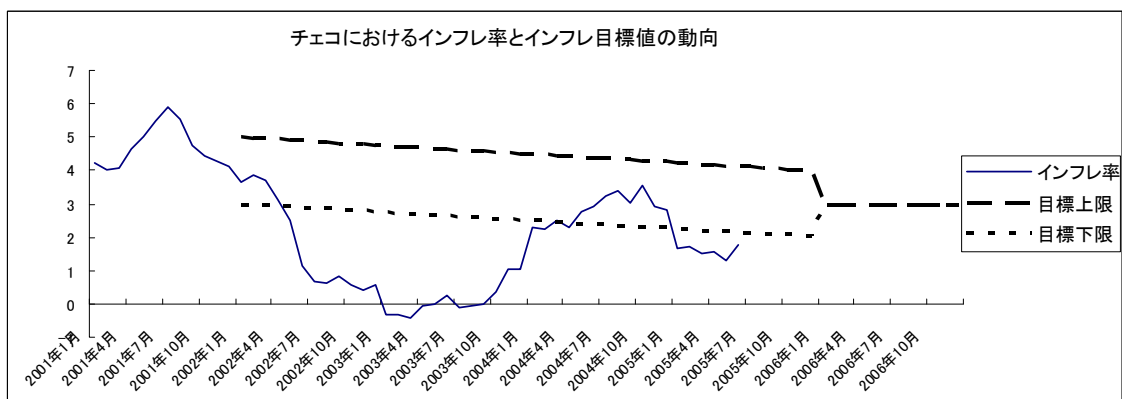
図1 ハンガリー、ポーランド、チェコにおけるインフレ率とインフレ目標の動向



出所：NBH（2002 - 2005）及びIMF（2005c）のデータに基づき筆者作成。



出所：NBP（1999 - 2004, 2000, 2003）及びIMF（2005c）のデータに基づき筆者作成。



出所：CNBのウェブサイト及びIMF（2005c）のデータに基づき筆者作成。

表 1 中・東欧諸国における銀行数の変遷

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
チェコ	—	—	52	55	55	53	50	45	42	40	38	37	35	35
(外国資本所有)	(—)	(—)	(18)	(21)	(23)	(23)	(24)	(25)	(27)	(26)	(26)	(26)	(26)	(26)
ハンガリー	35	35	40	43	43	42	45	44	43	42	41	38	38	38
(外国資本所有)	(8)	(12)	(16)	(18)	(21)	(24)	(30)	(28)	(29)	(33)	(31)	(27)	(29)	(27)
ポーランド	—	—	87	82	81	81	83	83	77	73	69	59	58	57
(外国資本所有)	(—)	(—)	(10)	(11)	(18)	(25)	(29)	(31)	(39)	(46)	(46)	(45)	(46)	(44)
スロバキア	—	—	28	29	33	29	29	27	25	23	21	20	21	21
(外国資本所有)	(—)	(—)	(13)	(14)	(18)	(14)	(13)	(11)	(10)	(13)	(12)	(15)	(16)	(16)
スロベニア	40	45	45	44	39	36	34	30	31	28	24	22	22	22
(外国資本所有)	(1)	(2)	(5)	(6)	(6)	(4)	(4)	(3)	(5)	(6)	(5)	(6)	(6)	(7)
エストニア	—	43	21	22	19	15	12	6	7	7	7	7	7	9
(外国資本所有)	(—)	(—)	(1)	(1)	(5)	(4)	(4)	(3)	(3)	(4)	(4)	(4)	(4)	(6)
ラトビア	14	50	62	56	42	35	32	27	23	21	23	23	23	23
(外国資本所有)	(—)	(—)	(—)	(—)	(11)	(14)	(15)	(15)	(12)	(12)	(10)	(9)	(10)	(9)
リトアニア	—	—	26	22	15	12	12	12	13	13	13	14	13	12
(外国資本所有)	(—)	(—)	(0)	(0)	(0)	(3)	(4)	(5)	(4)	(6)	(6)	(7)	(7)	(6)

出所：EBRD（2000 - 2005）のデータに基づき筆者作成。

注 1）上段は国内銀行総数，下段は外国資本に所有されている国内銀行数をそれぞれ示している。なお国内銀行総数には外国銀行の支店も含まれている。

注 2）表中の“—”は該当する項目にデータがないことを示している。

表 2 ハンガリーにおける主要な国有銀行の民営化動向（2004 年 12 月時点）

銀行（略称もしくは旧行名）	民営化開始 時期	戦略的投資家（本国）	買収時期	所有比率
○ 国民貯蓄商業銀行（OTP）	1995/7	—	—	—
□ 商業信用銀行（K&H）	1997/7	KBC 銀行（ベルギー）	2001/7	59.00
○ ハンガリー外国貿易銀行（MKB）	1994/7	バイエルン州立銀行（ドイツ）	1996	89.61
▲ 中欧国際銀行（CIB）	—	インテザ銀行（イタリア）	1998	100.00
▲ エルステ銀行ハンガリー（農業/郵便銀行）	—	エルステ銀行（オーストリア）	2003/12	99.97
□ ブタペスト銀行（BB）	1995/12	GE キャピタル（アメリカ）	1995/12	99.68
○ 一般金融信用銀行（AEB）	1990	カフィジャット信用銀行（ハンガリー）	2004/4	74.50

出所：Bonin, Hasan and Wachtel（2004）、Neale and Bozsik（2001）及び各行の年次報告書より筆者作成。

注 1) □は国立銀行から分離した旧国有商業銀行，○は旧専門銀行，そして▲はそれ以外の銀行を示している。

注 2) 「買収時期」は現在の戦略的投資家に買収されることが決まった時期を示している。

注 3) 表中の“—”は該当項目に対応する内容がないことを示している。

表 3 ポーランドにおける主要な国有銀行の民営化動向（2004 年 12 月時点）

銀行（略称もしくは旧行名）	民営化開始 時期	戦略的投資家（本国）	買収時期	所有比率
○ 一般貯蓄銀行（PKO - BP）	2004/11	—	—	—
● ポーランド援助銀行（Bank Pekao）	1998/6	ウニクレディート・イタリアーノ（イタリア）	1999/6	52.93
□ 商工業銀行（BPH）	95/1, 97/10	HVB グループ（ドイツ）	1999/11	71.24
○ ワルシャワ貿易銀行（BH）	1997/6	シティグループ（アメリカ）	2000/2	75.00
● シェアム銀行（BIG グダンスク銀行）	—, 95/12	ポルトガル商業銀行（ポルトガル）	2001/1	50.00
□ ING 銀行シロンスク（BSK）	1993/12	ING 銀行（オランダ）	1996/7	87.77
□ 西部グアイェルコポルス信用銀行	99, 93/3	AIB 銀行（アイルランド）	1997/4	70.50
○ 食糧経済銀行（BGZ）	2004/12	—	—	—
▲ クレディート銀行	—	KBC 銀行（ベルギー）	1999	76.43
▲ 輸出振興銀行（BRE）	1992/7	コメルツ銀行（ドイツ）	2000/10	72.16

出所：Bonin, Hasan and Wachtel（2004）、Szymkiewicz（2001）及び各行の年次報告書より筆者作成。

注 1) □は国立銀行から分離した旧国有商業銀行，○は旧専門銀行，そして●は旧国有商業銀行と旧専門銀行の合併銀行，そして▲はそれ以外の銀行を示している。

注 2) 「買収時期」は現在の戦略的投資家に買収されることが決まった時期を示している。

注 3) 表中の“—”は該当項目に対応する内容がないことを示している。

表 4 チェコにおける主要な国有銀行の民営化動向（2004 年 12 月時点）

銀行（略称もしくは旧行名）	民営化開始 時期	戦略的投資家（本国）	買収時期	所有比率
○ チェコスロバキア商業銀行（CSOB）	1999/6	KBC 銀行（ベルギー）	1999/6	89.91
○ チェコ貯蓄銀行（CS）	1992/12	エルステ銀行（オーストリア）	2000/3	97.98
□ コメルチニー銀行（KB）	1992/12	ソシエテ・ジェネラル（フランス）	2001/6	60.35
▲ GE キャピタル（農業銀行）	—	GE キャピタル（アメリカ）	1998/6	100.00
○ 貿易銀行（ZB）	1992/3	ウニクレディート・イタリアーノ（イタリア）	2003/2	96.48

出所：Bonin, Hasan and Wachtel（2004）及び各行の年次報告書より筆者作成。

注 1) □は国立銀行から分離した旧国有商業銀行，○は旧専門銀行，そして▲はそれ以外の銀行を示している。

注 2) 「買収時期」は現在の戦略的投資家に買収されることが決まった時期を示している。

注 3) 表中の“—”は該当項目に対応する内容がないことを示している。

表 5 エストニアの 3 大商業銀行による合併及び買収の動向（2004 年 12 月時点）

銀行（前身及び旧行名）	設立時期	合併・買収先（本国）	合併・買収 時期
ハンザ銀行	1991/7	スウェードバンク（スウェーデン）	1998/10
■エストニア貯蓄銀行（ソ連邦貯蓄銀行エストニア共和国支店）	1992/3	ハンザ銀行（エストニア）	1998/4
SEB エスティ・ウイス銀行（エスティ・ウイス銀行）	1992/12	スカンジナビスカ・エンシルダ銀行（スウェーデン）	1998/11
■北部エストニア銀行（ソ連邦対外経済銀行タリン支店/北部 エストニア・バルティック銀行）	1993/3	SEB エスティ・ウイス銀行（エストニア）	1997/1
タリン銀行	1992/12	SEB エスティ・ウイス銀行（エストニア）	1998/4
サンボ銀行（エストニア外国為替銀行/オブティバ銀行）	1992/6	サンボ銀行（フィンランド）	2000/6
ラエ銀行	1993/3	サンボ銀行（エストニア）	1995/12
■エストニア投資銀行	1992/6	サンボ銀行（エストニア）	1998/9

出所：BOE（1994, 1999, 2000, 2001），Fleming（2001），Vensel and Vensel（2002）及び各行の年次報告書より筆者作成。

注 1) ■は旧国有銀行であることを示している。

注 2) 「合併・買収時期」は国内大手行との合併や戦略的投資家による買収が決まった時期を示している。

注 3) 表中の“—”は該当項目に対応する内容がないことを示している。

注 4) SEB エスティ・ウイス銀行は上記以外にも 1993 年 1 月から同年 3 月にかけて国内銀行を 11 行救済合併した。

表 6 移行国における CBI 指数

	Loungani and Sheets (1997)	Maliszewski (2000)	Cukierman et al. (2001)	Freytag (2003)
チェコ	1.00	11.0	0.73	0.74
ハンガリー	0.72	9.00	0.67	0.71
ポーランド	0.66	12.0	0.89	0.61
スロバキア	—	9.00	0.62	0.54
スロベニア	—	11.0	0.63	0.48
エストニア	0.66	11.0	0.78	0.91
ラトビア	—	11.0	0.49	0.77
リトアニア	0.38	13.0	0.78	0.74
(中・東欧諸国)	(0.68)	(10.8)	(0.69)	(0.68)
ブルガリア	1.00	14.0	0.55	0.82
ルーマニア	0.61	7.00	0.34	0.61
クロアチア	—	11.0	0.44	—
マケドニア	—	12.0	0.41	—
ボスニア ヘルツェゴビナ	—	—	—	0.92
アルバニア	0.77	10.0	0.51	—
(南・東欧諸国)	(0.79)	(10.8)	(0.45)	(0.78)
ロシア	0.55	10.0	0.49	—
ウクライナ	0.61	5.00	0.42	—
ベラルーシ	—	10.0	0.73	—
アルメニア	0.55	12.0	0.85	—
アゼルバイジャン	—	—	0.25	—
グルジア	—	11.0	0.73	—
モルドバ	—	11.0	0.73	—
カザフスタン	0.55	—	0.44	—
キルギス	—	13.0	0.52	—
タジキスタン	—	—	0.36	—
トルクメニスタン	—	—	0.26	—
ウズベキスタン	—	—	0.56	—
(CIS 諸国)	(0.56)	(10.0)	(0.52)	—
ドイツ	1.00	13.0	0.69	—
ECB	—	—	—	0.87

注) Loungani and Sheets (1997) と Cukierman et al. (2001) では複数の指数が提案されているが、ここではそれぞれ *SIB* と *LVAW* を用いている。また Maliszewski (2000) については Grilli et al. (1991) にあるドイツ連邦銀行との比較を容易にするために「中央銀行総裁の解任条件」と「政府貸付の証券化」の 2 項目を除いた CBI 指数を提示している。なお表中の “—” は該当する国についてデータがないことを示している。

表 7 CBI 指数の構成要素

	Loungani and Sheets (1997)	Maliszewski (2000)	Cukierman et al. (2001)	Freytag (2003)
中央銀行総裁及び政策委員会の独立性	・ 政府は総裁を解任できない ・ 総裁と政策委員の任期は選挙サイクルより長い ・ 政策委員会に拒否権や投票権を持つ政府代表はいない (56.0%)	・ 総裁解任は非政治的な理由による ・ 総裁と政策委員は政府に任命されない ・ 総裁と政策委員の任期は 5 年以上である ・ 政策委員会に政府代表はいない (100.0%)	・ 総裁の解任規定はない ・ 総裁は政策委員会に任命される ・ 総裁の任期は 8 年以上である ・ 総裁は兼職できない (20.0%)	・ 総裁は予め決められた期間任命され、犯罪等によつてのみ解任される ・ 総裁は専門知識を持っている必要がある (10.0%)
中央銀行の政策立案に関する独立性	・ 中央銀行は政策立案に際して政府介入を受けない ・ 中央銀行が政策手段をコントロールする (22.0%)	・ 中央銀行は政策立案に政府承認を必要としない ・ 中央銀行には政府との紛争に際して対抗できる法的規定がある ・ 中央銀行は公定歩合を設定できる ・ 中央銀行に銀行監督機能はない (100.0%)	・ 中央銀行が金融政策を立案する ・ 政府との紛争に際して中央銀行が最終的な決定権を持つ ・ 中央銀行は政府の予算編成に介入できる (15.0%)	・ 政府は金融為替政策の裁量権を持たない ・ 金融システムの監督と規制は中央銀行とは異なる独立した行政機関が行う ・ 中央銀行には国民に対する説明責任がある (20.0%)
金融政策における物価安定目標の重要性	・ 物価安定を第一の目標として規定している (11.0%)	・ 物価安定の追求に法的責任がある (100.0%)	・ 物価安定が唯一の目標である (15.0%)	・ 物価安定が唯一の目標である ・ 政策目標は憲法に規定されている (20.0%)
中央銀行の政府に対する貸付制限	・ 直接貸付に対して法的制限がある (11.0%)	・ 直接貸付は自動的ではない ・ 直接貸付は市場利子率で行われる ・ 直接貸付は一時的である ・ 直接貸付に量的制限がある ・ 国債の発行市場には参加できない ・ 直接貸付は証券されている (100.0%)	・ 証券化貸付は認められない ・ 非証券化貸付は認められない ・ 中央銀行が貸付条件を決める ・ 貸付対象は中央政府のみである ・ 貸付制限は金額で示されている ・ 貸付の満期は 6 ヶ月以内である ・ 貸付利率は最低利率以上である ・ 国債の発行市場には参加できない (50.0%)	・ 貸付は認められていない ・ 発行市場で国債を購入することはできない (20.0%)
その他	—	—	—	・ 為替レートは固定されている ・ 通貨交換性は完全である ・ 為替レートは一つしかない ・ すべての取引で交換可能通貨を使うことができる (30.0%)

注) 「その他」について Freytag (2003) 以外の先行研究では該当する項目がないため, “—” としている。

表 8 「中央銀行総裁及び政策委員会の独立性」

	Loungani and Sheets (1997)	Maliszewski (2000)	Cukierman et al. (2001)	Freytag (2003)
チェコ	5.00	4.00	3.08	2.00
ハンガリー	4.00	1.00	3.08	1.00
ポーランド	3.50	4.00	3.08	1.00
スロバキア	—	1.00	2.92	2.00
スロベニア	—	5.00	3.25	0.50
エストニア	2.00	2.00	2.83	2.00
ラトビア	—	5.00	2.58	1.00
リトアニア	2.50	4.00	2.83	1.00
(中・東欧諸国)	(3.40)	(3.25)	(2.95)	(1.31)
(南・東欧諸国)	(4.50)	(4.20)	(2.22)	(1.66)
(CIS 諸国)	(3.25)	(3.57)	(2.26)	(—)
ドイツ	5.00	3.00	2.75	—
ECB	—	—	—	2.00

注) 表中の“—”は該当する国についてデータがないことを示している。

表 9 「中央銀行の政策立案に関する独立性」

	Loungani and Sheets (1997)	Maliszewski (2000)	Cukierman et al. (2001)	Freytag (2003)
チェコ	2.00	3.00	2.00	2.16
ハンガリー	1.50	2.00	2.67	1.99
ポーランド	1.00	2.00	3.00	1.83
スロバキア	—	4.00	2.00	2.16
スロベニア	—	2.00	1.40	2.16
エストニア	2.00	3.00	3.00	2.50
ラトビア	—	3.00	2.00	2.50
リトアニア	1.00	3.00	3.00	2.16
(中・東欧諸国)	(1.50)	(2.75)	(2.38)	(2.18)
(南・東欧諸国)	(1.33)	(2.00)	(1.04)	(2.50)
(CIS 諸国)	(1.25)	(2.00)	(2.01)	(—)
ドイツ	2.00	3.00	1.67	—
ECB	—	—	—	2.33

注) 表中の“—”は該当する国についてデータがないことを示している。

表 10 「金融政策における物価安定目標の重要性」

	Loungani and Sheets (1997)	Maliszewski (2000)	Cukierman et al. (2001)	Freytag (2003)
チェコ	1.00	1.00	0.80	1.32
ハンガリー	0.00	1.00	0.60	1.32
ポーランド	0.50	1.00	0.60	1.32
スロバキア	—	1.00	0.60	1.32
スロベニア	—	1.00	0.80	1.32
エストニア	1.00	1.00	0.80	1.66
ラトビア	—	1.00	0.80	1.66
リトアニア	0.00	1.00	0.80	1.32
(中・東欧諸国)	(0.50)	(1.00)	(0.72)	(1.40)
(南・東欧諸国)	(1.00)	(1.00)	(0.56)	(1.66)
(CIS 諸国)	(0.62)	(0.85)	(0.65)	(—)
ドイツ	1.00	1.00	1.00	—
ECB	—	—	—	1.66

注) 表中の“—” は該当する国についてデータがないことを示している。

表 11 「中央銀行の政府に対する貸付制限」

	Loungani and Sheets (1997)	Maliszewski (2000)	Cukierman et al. (2001)	Freytag (2003)
チェコ	1.00	3.00	3.59	2.00
ハンガリー	1.00	5.00	3.41	1.33
ポーランド	1.00	5.00	8.00	2.00
スロバキア	—	3.00	2.67	0.50
スロベニア	—	3.00	2.59	0.50
エストニア	1.00	5.00	2.00	2.00
ラトビア	—	2.00	2.25	1.33
リトアニア	0.00	5.00	2.00	1.33
(中・東欧諸国)	(0.80)	(3.87)	(3.31)	(1.37)
(南・東欧諸国)	(0.33)	(3.60)	(2.64)	(1.38)
(CIS 諸国)	(0.00)	(3.85)	(2.60)	(—)
ドイツ	1.00	5.00	4.59	—
ECB	—	—	—	2.00

注) 表中の“—” は該当する国についてデータがないことを示している。

表 12 移行国におけるインフレ率の決定要因に関する先行研究 (1) ³⁷⁾

	Loungani and Sheets (1997)	Krueger and Ciolko (1998)	Fischer et al. (1996)
サンプル期間：	1993 年	3 年間	1992 - 1994
対象国数：	12 ケ国	21 ケ国	25 ケ国
データの期種：	年次	年次	年次
データセット：	クロスセクション	クロスセクション	パネル
モデル：	-	-	固定効果
説明変数：			
固定効果			○
財政収支	○ (-)		△ (-)
<i>CLI</i>	○ (-)	○ (-)	○ (-)
<i>CBI</i>	○ (-)		
中央銀行総裁任期	× (-)		
一人当たり GDP		×	
輸出シェア		○ (-)	
固定為替制度ダミー			○ (-)
1992 年ダミー			△ (+)
FSU ダミー		○ (+)	
戦争ダミー		× (+)	

注) ○と△は説明変数がそれぞれ 5%水準と 10%水準で統計的に有意であり、括弧内にある符号も予想通りであることを示している。他方、×は説明変数が統計的に有意ではないか、あるいは他の変数を追加したときにその有意性が失われることを示している。

表 13 移行国におけるインフレ率の決定要因に関する先行研究 (2) ³⁸⁾

	de Melo et al. (1997)	Hernandez - Cata (1999)	Cukierman et al. (2001)
サンプル期間：	5 年間	1990 - 1996	1989 - 1998
対象国数：	28 ケ国	26 ケ国	26 ケ国
データの期種：	年次	年次	年次
データセット：	パネル	パネル	パネル
モデル：	プール	固定効果	プール
説明変数：			
固定効果		○	
マネー/GDP		○ (+)	
<i>LI</i>	△ (+)		
<i>LI</i> (- 1)	○ (-)		
<i>CLI</i>			× (-)
価格自由化		○ (+)	× (+)
価格以外の自由化		○ (-)	
<i>CBI</i>			△ (+)
<i>CBI</i> (<i>CLI</i> が 2.0 以上)			○ (-)
<i>PRIN1</i>	○ (+)		
<i>PRIN2</i>	× (+)		
戦争ダミー	○ (+)		○ (+)

注) ○と△は説明変数がそれぞれ 5%水準と 10%水準で統計的に有意であり、括弧内にある符号も予想通りであることを示している。他方、×は説明変数が統計的に有意ではないか、あるいは他の変数を追加したときにその有意性が失われることを示している。

表 14 DF 検定統計値

	<i>INF</i>	<i>INF*</i>	<i>LI</i>	<i>LI*</i>	<i>Inter</i>	<i>Inter*</i>	<i>ExPri</i>	<i>ExPri*</i>	<i>BUD</i>	<i>BUD*</i>
チェコ	-1.34	-5.38	-15.73	-14.85	-2.03	-0.87	-14.36	-18.59	-0.72	-2.78
ハンガリー	-0.42	-2.29	-4.50	-1.55	-1.69	-0.93	-4.59	-2.00	-2.88	-2.72
ポーランド	-1.65	-1.66	-5.30	-2.17	-2.26	-1.38	-5.80	-2.72	-0.99	-1.83
スロバキア	-2.07	-2.82	-8.82	-10.28	-1.59	-1.12	-8.17	-13.79	-2.31	-3.03
スロベニア	-29.80	-30.83	-3.60	-2.21	-1.94	-1.75	-3.93	-2.44	-3.07	-5.15
エストニア	-21.88	-29.45	-9.98	-5.21	-2.48	-1.85	-18.80	-10.79	-2.87	-2.71
ラトビア	-35.64	-38.96	-12.53	-11.94	-5.63	-5.80	-13.49	-10.79	-2.13	-1.90
リトアニア	-6.88	-3.75	-11.31	-7.19	-2.31	-1.98	-24.93	-17.21	-1.91	-2.23
ブルガリア	-2.40	-2.74	-2.89	-1.78	-0.92	-2.24	-5.12	-2.41	-1.95	-3.04
ルーマニア	-1.70	-2.51	-7.08	-3.18	-1.90	-1.01	-6.21	-4.56	-2.55	-2.70
クロアチア	-1.93	-1.68	-5.32	-1.83	-1.20	-0.78	-5.32	-2.58	-1.56	-2.88
マケドニア	-14.96	-9.32	-2.29	-0.79	-0.88	-2.87	-2.38	-0.97	-2.04	-2.24
アルバニア	-6.86	-4.76	-10.32	-6.23	-8.54	-4.82	-10.33	-7.60	-1.42	-2.08
ロシア	-3.42	-1.67	-12.71	-9.56	-6.64	-9.35	-12.17	-8.82	-2.16	-3.31
ウクライナ	-1.20	-1.42	-2.26	-1.02	-3.89	-1.87	-1.51	-1.24	-7.15	-4.28
ベラルーシ	-1.17	-1.81	-2.74	-2.28	-4.27	-2.98	-1.83	-1.92	-1.98	-2.88
アルメニア	-1.40	-1.61	-3.55	-2.45	-5.44	-7.66	-2.90	-1.70	-2.41	-3.50
アゼルバイジャン	-1.21	-1.04	-1.93	-0.81	-5.65	-3.14	-0.83	-1.09	-2.82	-5.54
モルドバ	-2.23	-1.25	-6.67	-3.41	-12.32	-10.99	-3.99	-1.65	-3.22	-11.04
カザフスタン	-1.43	-1.10	-4.92	-1.76	-3.73	-1.95	-3.86	-1.44	-1.37	-2.20
<i>t - bar</i> 統計値	-6.97	-7.30	-6.72	-4.52	-3.76	-3.26	-7.51	-5.72	-2.37	-3.40

DF 検定のための臨界値（期間 T=10，主体数 N=20 の場合）

	定数項のみ	定数項とトレンド
1%有意水準：	-2.06	-2.75
5%有意水準：	-1.89	-2.56
10%有意水準：	-1.80	-2.47

注) 変数の添え字 * は DF 検定に際して定数項とトレンドを考慮していること，それ以外は定数項のみ考慮していることを示している。

表 15 ADF 検定統計値

	<i>INF</i>	<i>INF*</i>	<i>LI</i>	<i>LI*</i>	<i>Inter</i>	<i>Inter*</i>	<i>ExPri</i>	<i>ExPri*</i>	<i>BUD</i>	<i>BUD*</i>
チェコ	-1.58	-4.25	-4.33	-2.99	-3.86	-0.93	-3.62	-7.06	0.37	-4.67
ハンガリー	-0.20	-2.07	-10.34	-7.30	-2.54	-2.00	-12.74	-8.50	-2.12	-2.05
ポーランド	-1.31	-1.07	-20.38	-14.59	-6.91	-2.66	-8.79	-7.42	0.28	-1.95
スロバキア	-3.92	-2.94	-4.27	-1.62	-2.43	-2.15	-0.87	-1.45	-2.08	-2.47
スロベニア	-5.31	-4.09	-15.36	-16.09	-6.13	-2.52	-17.74	-16.46	-1.45	-2.65
エストニア	-4.03	-2.37	-10.98	-12.14	-11.96	-7.90	-3.57	-3.38	-3.76	-3.36
ラトビア	-1.65	-0.88	-5.20	-5.63	-2.08	-1.56	-4.65	-5.44	-4.30	-4.00
リトアニア	-20.70	-22.07	-5.92	-10.64	-10.31	-11.47	-2.82	-5.06	-1.89	-2.26
ブルガリア	-1.75	-2.27	-2.83	-1.10	-0.90	-2.47	-4.15	-2.40	-1.25	-3.59
ルーマニア	-2.67	-4.35	-5.32	-2.73	-4.55	-0.34	-5.67	-2.99	-2.34	-1.27
クロアチア	-94.98	-77.57	-5.80	-4.82	-1.83	-1.91	-5.71	-10.43	-1.13	-2.15
マケドニア	-2.94	-3.09	-6.14	-4.86	-0.90	-3.12	-5.63	-3.78	-2.41	-2.38
アルバニア	-3.06	-4.57	-3.55	-2.88	-3.58	-2.88	-3.16	-2.58	-3.82	-5.52
ロシア	-3.69	-2.43	-2.21	-1.99	-1.63	-2.22	-1.91	-1.78	-0.42	-1.81
ウクライナ	-8.48	-3.39	-2.32	-1.17	-2.38	-0.91	-2.19	-1.19	-4.98	-5.64
ベラルーシ	-1.73	-2.68	-3.31	-2.84	-2.65	-2.33	-2.46	-2.35	-2.65	-1.54
アルメニア	-1.68	-1.57	-1.60	-0.89	-1.38	-1.88	-1.45	-0.88	-2.01	-4.63
アゼルバイジャン	-2.04	-1.93	-1.91	-0.52	-4.83	-3.16	-1.26	-1.29	-4.65	-5.88
モルドバ	-4.14	-2.88	-3.95	-2.81	-2.71	-1.98	-4.36	-2.48	-2.61	-3.06
カザフスタン	-2.21	-1.57	-2.47	-1.52	-2.09	-1.11	-3.34	-1.82	-0.97	-1.68
<i>t - bar</i> 統計値	-8.40	-7.40	-5.90	-4.95	-3.78	-2.77	-4.80	-4.43	-2.20	-3.12
$\Psi t - bar$ 統計値	-27.60	-19.40	-17.65	-10.32	-9.15	-2.23	-13.23	-8.39	-2.88	-3.54

ADF 検定のための臨界値（期間 T=10, 主体数 N=20 の場合）

1%有意水準： -2.326

5%有意水準： -1.645

10%有意水準： -1.282

注 1) $\Psi t - bar$ 統計値を計算するために Im et al. (2003) より得られる 1 次と 2 次のモーメントを用いた。

期間 T=10, ラグ次数 P=1 の場合のモーメントはそれぞれ次のとおりである。

	トレンドなし	トレンドあり
平均	-1.488	-2.173
分散	1.255	1.453

注 2) 変数の添え字 * は ADF 検定に際して定数項とトレンドを考慮していること、それ以外は定数項のみ考慮していることを示している。

表 16 推定結果

	①	② - 1	② - 2	② - 3	② - 4	② - 5	② - 6
<i>CBI</i>	-0.568*** (0.003)	-0.300* (0.093)	-0.333* (0.060)	-0.295 (0.107)	-0.322* (0.076)	-0.300* (0.092)	
<i>LI</i>		-1.728*** (0.000)		-1.725*** (0.000)		-1.728*** (0.000)	-1.844*** (0.000)
<i>Inter</i>			0.252 (0.470)		0.253 (0.469)		
<i>ExPri</i>			-1.542*** (0.000)		-1.536*** (0.000)		
<i>BUD</i>		-0.016* (0.064)	-0.019** (0.027)	-0.016* (0.061)	-0.020** (0.021)	-0.016* (0.059)	-0.017* (0.051)
<i>EX</i>		0.004 (0.957)	-0.013 (0.861)				
<i>IT</i>				-0.014 (0.906)	-0.032 (0.788)		-0.058 (0.629)
Adj. R - sq	0.226	0.443	0.455	0.443	0.456	0.443	0.434

注 1) *** は 1%, ** は 5%, そして * は 10%水準で統計的に有意であることを示す。

注 2) 括弧内は p 値を示している。

表 17 推定結果（固定効果推定法（GLS）による推定結果）

	①	② - 1	② - 2	② - 3	② - 4	② - 5	② - 6
<i>CBI</i>	-0.462*** (0.000)	-0.274*** (0.000)	-0.339*** (0.000)	-0.275*** (0.000)	-0.337*** (0.000)	-0.288*** (0.000)	
<i>LI</i>		-1.309*** (0.000)		-1.148*** (0.000)		-1.175*** (0.000)	-1.240*** (0.000)
<i>Internal</i>			0.121 (0.126)		0.099* (0.231)		
<i>ExPri</i>			-1.275*** (0.000)		-1.127*** (0.000)		
<i>BUD</i>		-0.004** (0.045)	-0.006*** (0.009)	-0.008*** (0.000)	-0.009*** (0.000)	-0.007*** (0.001)	-0.008*** (0.000)
<i>EX</i>		-0.054*** (0.004)	-0.063*** (0.000)				
<i>IT</i>				-0.033 (0.140)	-0.039* (0.098)		-0.063*** (0.002)
Adj. R - sq	0.465	0.550	0.692	0.539	0.665	0.528	0.521

注 1) *** は 1%, ** は 5%, そして * は 10%水準で統計的に有意であることを示す。

注 2) 括弧内は p 値を示している。

付表 1 変数の定義とデータの出所

変数	定義と出所
<i>INF</i> インフレ率	消費者物価指数 (CPI) の一次差分。CPI は EBRD (2003) の年平均小売/消費者物価水準。
<i>CBI</i> 中央銀行独立性指数	Cukierman et al. (1992) (2000) のウェイト付き CBI 指数である <i>LVAV</i> の自然対数値。
<i>Inter</i> 国内価格自由化指数	EBRD (2003) の移行指数である「価格自由化」と「競争政策」の算術平均の自然対数値。
<i>Exter</i> 対外貿易自由化指数	EBRD (2003) の移行指数である「外国為替と貿易の自由化」の自然対数値。
<i>Pri</i> 民間参入自由化指数	EBRD (2003) の移行指数である「小規模民営化」, 「大規模民営化」, そして「銀行部門民営化」の算術平均の自然対数値。
<i>LI</i> 経済自由化指数	<i>Inter</i> , <i>Exter</i> , <i>Pri</i> にそれぞれ 0.3, 0.3, 0.4 のウェイトを課した加重平均。
<i>ExPri</i> 非価格自由化指数	<i>Exter</i> と <i>Pri</i> の算術平均。
<i>BUD</i> 財政収支	EBRD (2003) にある中央政府財政収支の対 GDP 比。
<i>EX</i> 固定為替制度ダミー	固定為替制度を採用していれば 1, それ以外は 0 のダミー変数。ここでの固定為替制度の定義は付表 3 のとおり。
<i>IT</i> インフレーションダミー	インフレーションを導入していれば 1, それ以外は 0 のダミー変数。1997 年以降のチェコ, 1998 年以降のポーランド, そして 2001 年以降のハンガリーで 1 となる。

付表 2 記述統計

変数	平均	最大	最小	標準偏差
<i>INF</i>	0.195	2.469	-0.088	0.346
<i>CBI</i>	-0.620	-0.673	-0.116	0.323
<i>LI</i>	1.897	2.128	1.160	0.187
<i>Inter</i>	1.817	1.987	1.458	0.123
<i>ExPri</i>	1.867	2.116	0.916	0.323
<i>BUD</i>	-3.483	2.900	-12.900	3.056
<i>EX</i>	0.327	1.000	0.000	0.470
<i>IT</i>	0.088	1.000	0.000	0.285

付表 3 固定為替制度ダミー

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
チェコ	1	1	0	0	0	0	0	0	0
ハンガリー	0	0	0	0	0	0	1	1	1
ポーランド	0	0	0	0	0	0	0	0	0
スロバキア	1	1	1	0	0	0	0	0	0
スロベニア	1	0	0	0	0	0	0	0	0
エストニア	1	1	1	1	1	1	1	1	1
ラトビア	1	1	1	1	1	1	1	1	1
リトアニア	1	1	1	1	1	1	1	1	1
ブルガリア	0	0	1	1	1	1	1	1	1
ルーマニア	0	0	0	0	0	0	0	0	0
クロアチア	1	1	1	1	0	0	0	0	0
マケドニア	1	1	1	1	1	1	1	1	1
アルバニア	0	0	0	0	0	0	0	0	0
ロシア	1	0	0	0	0	0	0	0	0
ウクライナ	0	0	1	1	0	0	0	0	0
ベラルーシ	0	1	0	0	0	0	0	0	0
アルメニア	0	0	0	0	0	0	0	0	0
アゼルバイジャン	0	0	0	0	0	0	0	0	0
モルドバ	0	0	0	0	0	0	0	0	0
カザフスタン	0	0	0	0	0	0	0	0	0

注) “1” は当該国が固定為替制度を導入している場合, “0” はそれ以外の場合をそれぞれ示している。なお固定為替制度は 2000 年から 2002 年にかけての IMF International Financial Statistics の定義に従い, 通貨同盟, カレンシーボード制度, 固定為替レート, そしてターゲットゾーンを含んでいる。

付表 4 中・東欧諸国の E (M) U 加盟に向けての動き (2006 年 12 月末時点)

国名	欧州協定		EU 加盟申請	EU 加盟交渉と新規加盟				単一通貨圏
	締結時期	発効時期	申請時期	交渉開始時期	交渉終了時期	加盟条約調印	加盟時期	参加予定時期
チェコ	1993 年 10 月	1995 年 2 月	1996 年 1 月	1998 年 3 月	2002 年 12 月	2003 年 4 月	2004 年 5 月	未定
ハンガリー	1991 年 12 月	1994 年 2 月	1994 年 3 月	1998 年 3 月	2002 年 12 月	2003 年 4 月	2004 年 5 月	未定
ポーランド	1991 年 12 月	1994 年 2 月	1994 年 4 月	1998 年 3 月	2002 年 12 月	2003 年 4 月	2004 年 5 月	未定
スロバキア	1993 年 10 月	1995 年 2 月	1995 年 6 月	2000 年 2 月	2002 年 12 月	2003 年 4 月	2004 年 5 月	2009 年 1 月
スロベニア	1996 年 6 月	1998 年 2 月	1996 年 6 月	1998 年 3 月	2002 年 12 月	2003 年 4 月	2004 年 5 月	2007 年 1 月
エストニア	1995 年 6 月	1998 年 2 月	1995 年 11 月	1998 年 3 月	2002 年 12 月	2003 年 4 月	2004 年 5 月	2008 年 1 月
ラトビア	1995 年 6 月	1998 年 2 月	1995 年 10 月	2000 年 2 月	2002 年 12 月	2003 年 4 月	2004 年 5 月	2008 年 1 月
リトアニア	1995 年 6 月	1998 年 2 月	1995 年 12 月	2000 年 2 月	2002 年 12 月	2003 年 4 月	2004 年 5 月	2010 年
(チェコスロバキア)	1991 年 12 月	—	—	—	—	—	—	—
(ブルガリア)	1993 年 3 月	1995 年 2 月	1995 年 12 月	2000 年 2 月	2004 年 6 月	2005 年 4 月	2007 年 1 月	—
(ルーマニア)	1993 年 2 月	1995 年 2 月	1995 年 6 月	2000 年 2 月	2004 年 12 月	2005 年 4 月	2007 年 1 月	—

出所：田中（2004a），吉井・月村（2003），EC（2006）及び EU と各国政府のウェブサイトに基づき筆者作成。

注）表中の“—”は該当項目に対応する内容がないことを示している。

2. 中・東欧諸国のユーロ圏に対する「収束」に関する考察

ー多変数共和分検定とパネル単位根検定による分析ー

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8ヶ国にとって、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⁾。ユーロは1999年1月に欧州単一通貨として誕生し、2002年1月からは紙幣と硬貨がデンマーク、スウェーデン、イギリスを除くEU既加盟の12ヶ国で流通している²⁾。中・東欧8ヶ国は2003年4月に調印したEU加盟条約（Treaty of Accession 2003）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が決められた³⁾。中・東欧の過半数の国はユーロの早期採択を希望しており、チェコ、ハンガリー、ポーランドを除く各国では具体的な目標時期も明示されている⁴⁾。

しかし実際にEU新規加盟国がEMUに完全参加し、ユーロを導入するためには事前に複数のマクロ経済指標からなる収斂基準を達成することが必要である。このようなユーロの導入基準は当時の欧州共同体（European Community：EC）12ヶ国が1992年2月、オランダのマーストリヒトで調印し、翌93年11月に発効した欧州連合条約（Treaty on European Union）に記されているため、一般に「マーストリヒト条約の収斂基準」と呼ばれている⁵⁾。この収斂基準は次の5つの項目から構成されている。

- 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、為替相場メカニズム（Exchange Rate Mechanism：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）。
- ② 消費者物価（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（同上）。
- 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（同上）。
- 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（同条約第104条2項、第121条1項及び付属議定書）。
- 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（同上）。

本章では EU 新規加盟諸国がどの程度まで収斂基準を履行し、今後ユーロ圏に収束する環境を整えているのかに注目し、中・東欧諸国のユーロ導入問題を分析する。この分析に際しては以下のとおり多変数共和分検定とパネル単位根検定という 2 種類の計量手法を適用する⁶⁾。初めに、中・東欧諸国とユーロ圏既加盟国である「EMU12ヶ国」のマクロ経済動向に長期的な協調関係が存在するのを確認するために複数のマクロ経済変数に多変数共和分検定を適用し、定量分析を行う。ここではマクロ経済動向を幅広く捉えるためにマーストリヒト条約の収斂基準を構成する為替レート、インフレ率、長期利子率、財政収支、政府債務の 5 つの変数を分析対象とし、1996 年から 2005 年までの比較的長期間のデータを用いて中・東欧 8 ヶ国と E (M) U 既加盟諸国の間の長期的な協調関係を検証する。なお中・東欧諸国と協調関係を持つ地域を「E (M) U 既加盟国」としているが、これは第 4 次拡大までの EU 加盟 15 ヶ国中、ユーロを導入していないデンマーク、スウェーデン、イギリスの 3 ヶ国もインフレ率と長期利子率に関しては収斂基準値設定の対象国に含まれていることによる⁷⁾。

以上の多変数共和分検定ではマクロ経済変数に長期的な協調関係が存在するかについて検証することを目的としているが、次に視点を変えて中・東欧諸国のインフレ率がユーロ圏に向かって短期的な収束過程にあるかを分析するためにパネル単位根検定を適用する。これまで幾つかの先行研究がこの検定手法を用いてマクロ経済変数の短期的な収束動向を検証してきたが、本稿では現行のユーロ圏が形成された 2001 年 1 月から 2005 年 12 月までの比較的短いサンプル期間のデータを用いて中・東欧諸国のユーロ圏に対するインフレ率の収束動向を分析する。ここではマクロ経済変数の中でも特にインフレ率に注目しているが、これは大半の中・東欧諸国が 1990 年代を通じて物価安定とインフレ低下を金融政策の主要目標に置いてきたことによる。例えば、バルト諸国は固定為替制度やカレンシーボード制度を導入し、チェコ、ハンガリー、ポーランドはインフレターゲットの実施を通じて物価変動の抑制とインフレ率の低下を図ってきた。本稿ではこのような金融・為替政策の相違を考慮して中・東欧各国のインフレ率が実際にどの程度までユーロ圏水準に収束しているのかについて検証する。

本章の構成は以下のとおりである。まず第 1 節では多変数共和分検定を適用して中・東欧諸国と E (M) U 既加盟諸国の長期的協調関係について検証を行う。初めに、分析手法である Johansen (1988, 1991, 1995) の最尤推定法に基づく多変数共和分検

定を説明し、先行研究の概要と本研究の独自性、そしてデータの定義とサンプル期間について述べた後、共和分検定の結果を示す。次に、第2節ではパネル単位根検定を適用して中・東欧諸国のユーロ圏に対するインフレ率の短期的収束過程を分析する。本節では関連する先行研究について概観し本研究の独自性を明らかにした上で、パネル単位根検定に際しての推定モデルと統計量を導出し、推定結果の解釈を行う。そして最後に、本章の結論を述べる。

2. 1 中・東欧諸国とユーロ圏のマクロ経済における長期的協調関係の分析

2. 1. 1 多変数共和分検定

これまで多くの先行研究が共和分検定の手法を適用して国家間のマクロ経済変数が持つ長期的な均衡関係を分析してきた。そこで本項ではまず分析手法として用いる共和分検定について概要を説明する。本節で用いる「共和分」という概念は Engle and Granger (1987) により提唱され、広く普及したものである。Engle らは個々の経済時系列は非定常であってもその線形結合は定常になる変数が存在することを指摘した。このとき変数は共和分されているといい、変数は時間を通じて互いにあまり遠くドリフトしないため、それらの変数の間には長期的な均衡関係があると考えられている。

Engle らは単位根検定を応用して、変数間に1つの共和分関係が存在するか否かについて検定する方法を提案したが、本節は中・東欧諸国とユーロ圏諸国が5つの収斂基準に関して複数の共和分関係を有しているのかについて考察することを目的としているため、Engle らによる手法を拡張して複数の共和分ベクトルの検出を可能にした Johansen (1988, 1991, 1995) と Johansen and Juselius (1990) に基づく多変数共和分検定を行うことにする。

Johansen による手法は次のような I (1) の $n \times 1$ ベクトルである X_t のベクトル値自己回帰 (Vector Autoregressive : VAR) モデルに基づいている。

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \cdots + \Pi_k X_{t-k} + \mu + \delta t + \varepsilon_t \quad ①$$

$$; \varepsilon_t \sim N(0, \Lambda), t=1, \dots, T$$

但し、 Π_i ($i=1, \dots, k$) は $n \times n$ の行列、 μ と δt はそれぞれ定数項とトレンド項を示す $n \times 1$ の列ベクトル、そして誤差項 ε_t は独立で平均 0、共分散 Λ の正規確率変数ベクトルである。 X_t は本研究では為替レート、インフレ率、長期利子率、財政収支、

政府債務をそれぞれ示している。上記①の VAR モデルの両辺から X_{t-1} を引き、さらに右辺に $\{(1 - \Pi_1 + \dots + \Pi_i) - (1 - \Pi_1 + \dots + \Pi_j)\}$ ($j = 1, \dots, k-1$) を加えて整理すると、次のようなベクトル誤差修正 (Vector Error Correction : VEC) モデルを求めることができる。

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t+k-1} + \Pi X_{t-k} + \mu + \delta t + \varepsilon_t \quad (2)$$

但し、 Δ はラグオペレータであり、 $n \times n$ の行列である Γ_j ($j = 1, \dots, k-1$) と Π はそれぞれ $\Gamma_j = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_j$ と $\Pi = I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k$ を示している。ここで Π 行列は長期的関係に関する情報を含んでおり、その階数が $0 < r < n$ となるような r であれば r 個の共和分ベクトルが存在することになり、それは本研究ではある変数について n ケ国間に長期的な均衡関係が存在することを意味する。

多変数共和分検定は上記の Π 行列の階数に関する仮説検定として通常以下の手順で行われる。初めに、VAR モデルに含まれるラグ次数を情報基準に基づき選択する。次に、トレース検定や最大固有値検定を通じて Π 行列の階数である共和分ベクトルの数 r を決定する⁸⁾。そしてその上で共和分ベクトルとトレンド項に関して仮定が異なる 5 つのサブモデルについて尤度比検定を行い、モデルを選択する⁹⁾。なお多変数共和分検定の臨界値としてはこれまで Osterwald - Lenum (1992) が先行研究で広く用いられてきた。しかし MacKinnon, Haug and Michelis (1999) は $n - r$ の数が 5 もしくは 6 以上の場合、Osterwald - Lenum による臨界値は適切ではないことを指摘しており、多変数共和分検定のための臨界値を最大 12 変数まで計算している。本節でも 1 つの収斂基準について最大 23 ケ国を分析対象とするため、共和分検定に際しては MacKinnon et al. (1999) の臨界値を用いることにする。

最後に、共和分検定の推定結果については次のように解釈する。Hafer and Kutan (1994) は共和分ベクトルの個数 r が複数存在する場合、それは分析対象国・地域に存在する均衡関係の度合いを表しているため、長期的な「収束」の程度として解釈できることを指摘している (*Ibid.*, p. 685)。この共和分ベクトルに対する解釈は後述のとおり関連する先行研究にも広く取り入れられているため、本稿でも Hafer and Kutan (1994) に基づき、 n ケ国間で r の数が $n - 1$ に等しく、すべての国に共有される共通の確率的トレンドは 1 つしかない場合は特定のマクロ経済変数は対象国間で完全に「収束」しているものと解釈する (*Ibid.*, p. 687)。他方、もし r が $n - 1$ より少

ないが 0 より大きい場合には国家間の変数は部分的にしか「収束」しておらず、 r が 0 である場合には国家間でマクロ変数の動きに長期的な関係はないものとする (Ibid., p. 687)。なお表 1 には E (M) U 既加盟国と中・東欧諸国におけるマーストリヒト条約の収束基準の履行状況を示しているが、この表からも分かるように財政収支と政府債務については中・東欧諸国の方が E (M) U 既加盟国よりも良好なパフォーマンスを示しているため、上記の Hafer らによる解釈はここでは為替レート、インフレ率、長期利子率に関してのみ適用することにする。

2. 1. 2 先行研究の概要と本研究の特徴

これまで多くの先行研究が上述の Johansen による手法を用いて国家間のマクロ経済変数が持つ長期的な均衡関係について分析を行ってきた。例えば、MacDonald and Taylor (1991) は欧州 3 ヶ国（ドイツ、フランス、イタリア）と欧州以外の先進工業国（カナダ、日本、イギリス）における対ドル名目・実質為替レート並びにこれら 6 ヶ国にアメリカを加えた計 7 ヶ国における名目マネーサプライについて多変数共和分検定を実施している。そして ERM が開始された 1979 年 3 月から 1988 年 12 月までの月次データを用いて共和分検定を行った結果、欧州 3 ヶ国ではすべての変数に関して共和分ベクトルが 1 つ存在するため、欧州通貨制度 (European Monetary System) に参加する欧州各国の金融政策には長期的な「収束」傾向があることを明らかにした。

また Hafer and Kutan (1994) は MacDonald and Taylor (1991) とほぼ同じ時期の 1979 年 3 月から 90 年 12 月までのベルギー、フランス、ドイツ、イタリア、オランダにおける短期利子率とマネーサプライについて多変数共和分検定を行っている。その中で Hafer らは検出される共和分ベクトルの数は分析対象国の「収束」度合いを示していると解釈し、共和分検定の結果、上記 5 ヶ国の短期利子率には共和分ベクトルが 2 つから多くとも 3 つ、そしてマネーサプライには 1 つしかないことからこれら欧州 5 ヶ国の金融政策は「収束」していたが、それは部分的なものに留まっていたことを指摘している。

さらに Haug, MacKinnon and Michelis (2000) が 1970 年代から 90 年代にかけての EU12 ヶ国における名目・実質為替レート、長期利子率、そして財政収支について多変数共和分検定を行っている。そして対エキュー、対マルク名目為替レートでは比較的多くの共和分ベクトルが検出される一方、対マルク実質為替レートや財政収支で

はその数は少なく、長期利子率に関してはデータがないギリシャを除く EU11 ヶ国の間に共和分関係はないという結果が得られたことを明らかにしている。このため Haug et al. (2000) ではこれら欧州諸国が EMU を形成し、通貨同盟を成功に導くためには各国が政策調整を一層促進しなければならないと結論付けている。

一方、本章が分析対象とする中・東欧諸国についても、近年 E (M) U 既加盟国との長期的関係という観点から多変数共和分検定を用いた分析が進められている。例えば、Meister (2002) は中・東欧 8 ヶ国とブルガリア、ルーマニアの計 10 ヶ国の内、1 ヶ国をユーロ圏 8 ヶ国に加える形でインフレ率、為替レート及び短期利子率について共和分検定を行い、検出された共和分ベクトルの数から中・東欧諸国はブルガリアやルーマニアに比べてユーロ圏諸国との間に相対的に強い長期的協調関係を持つことを明らかにしている。

また Koukouritakis and Michelis (2003) は中・東欧 8 ヶ国にキプロスとマルタを加えた EU 新規加盟 10 ヶ国を対象に、これら 10 ヶ国間や「EMU3 ヶ国（フランス、ドイツ、オランダ）」との間のマクロ経済変数の長期的関係を検証するために多変数共和分検定を実施している。そして 1990 年代初頭から 2002 年までの名目・実質為替レート、インフレ率、財政収支、政府債務、一人当たり実質 GDP を対象に共和分検定を行った結果、共和分ベクトルの数から新規加盟諸国間のインフレ率には完全な「収束」傾向が見られるものの、その他の変数にはそのような傾向はなく、新規加盟国と EMU3 ヶ国の間ではすべての変数で共通の確率トレンドが 2 つ以上検出されたため、「収束」は部分的にしか生じていないと述べている。このため Koukouritakis らは EU 新規加盟国が今後 EMU の第 3 段階に進み、ユーロを導入するためには一層の政策協調が必要であると指摘している。

本研究はこのような先行研究を参考にしながらも多変数共和分検定に際して分析対象国を次の 3 つのグループに分類し、検定を行っている点でこれまでの研究、特に中・東欧諸国に関する先行研究とは異なっている。第一に、中・東欧域内の長期的関係を検証するために「中・東欧 8 ヶ国」のみを取り上げる。次に、中・東欧諸国とユーロ圏諸国との長期的な協調関係を分析するために「中・東欧 8 ヶ国と EMU12 ヶ国」について多変数共和分分析を行う。そして最後に、インフレ率と長期利子率に関しては収斂基準を厳密に考慮して「中・東欧 8 ヶ国と EU 既加盟国の中でインフレ率が最も低い 3 ヶ国」における長期的な均衡関係を検証する。

2. 1. 3 データの定義, 対象国, サンプル期間

多変数共和分検定に用いるデータは中・東欧 8 ヶ国と E (M) U 既加盟国の為替レート, インフレ率, 長期利子率, 財政収支, そして政府債務から構成される。この内, 長期利子率を除くすべてのデータは IMF (2006) から, そして長期利子率は欧州中央銀行 (European Central Bank : ECB) のウェブサイトから入手した¹⁰⁾。インフレ率と長期利子率については収斂基準が EU 既加盟国を基準に設定されていることから, ユーロ圏未参加の EU 既加盟 3 ヶ国も分析対象として考慮する。他方, 為替レート, 財政収支, そして政府債務については一定の収斂基準の参照値が予め与えられているため, 中・東欧 8 ヶ国とユーロを導入する EMU12 ヶ国を分析対象とする。

サンプル期間は為替レートとインフレ率が 1996 年 1 月から 2005 年 12 月まで, 長期利子率が 2001 年 1 月から 2005 年 12 月まで, そして財政収支と政府債務が 1996 年第 1 四半期から 2005 年第 4 四半期までとしている。為替レート, インフレ率, 長期利子率については月次データを対数変換しているが, 財政収支と政府債務については四半期データを対 GDP 比として用いている。

為替レートは各国通貨の月末対エキュ・対ユーロ名目為替レートであり, 各国通貨の対ドルレートとドルの対エキュ・対ユーロレートから算出した。EMU12 ヶ国の内, ルクセンブルクは 1979 年以降, ベルギーに対して為替レートを固定しているため, ここでは考慮していない。次に, インフレ率は CPI の前年同月比変化率であり, E (M) U 既加盟国の内, アイルランドは比較的短い期間しかデータを得ることができなかったため, 分析対象から除いている。また長期利子率は 10 年物国債の流通市場における月平均利回りであり, スロベニアのサンプル期間は短く, またルクセンブルクとエストニアについては他国と定義が異なっていることから, これら 3 ヶ国は対象から除いている。

最後に, 財政収支と政府債務の対 GDP 比はいずれもマーストリヒト条約の収斂基準で定められている一般政府部門について求めることができなかったため, 代わりに中央政府部門のデータを用いる。財政収支について上記のサンプル期間中, データを得ることができたのはベルギー, フィンランド, スペイン, チェコ, ポーランド, スロベニアの 6 ヶ国であり, 政府債務についてはフィンランド, スペイン, チェコ, ポーランドの 4 ヶ国であった。上記の諸変数に関する定義とデータの出所及び記述統計は付表 1 と付表 2 に示すとおりである。

2. 1. 4 単位根検定の結果

共和分検定ではすべての変数が単位根を持つことを前提としているため、初めにすべての時系列について単位根検定を行い、共和分推定の対象国を選択する。Phillips - Perron (PP) 検定を適用してレベルと一次差分で単位根検定を行ったところ、表 2 と表 3 の検定結果が得られた¹¹⁾。幾つかの国の複数の変数で「定数項とトレンド」を考慮した場合と「定数項」のみを考慮した場合で単位根検定の結果は異なっているが、その場合は「定数項とトレンド」の結果を優先している。各変数の系列に関する詳細は以下のとおりである。なお系列がレベルで非定常になった場合はすべてのケースで和分次数は 1 次になった。

第一に、為替レートについては 19 ヶ国中、フランス、ギリシャ、アイルランド、ポルトガル、チェコ、ハンガリー、ポーランド、スロバキア、スロベニア、ラトビア、リトアニアの 11 ヶ国において単位根があるという帰無仮説を棄却することはできなかった。次に、インフレ率についてはイタリアとリトアニアを除くすべての国でデータは非定常であるという結果が得られ、長期利子率に関してはすべての国で帰無仮説は棄却されなかった。最後に、財政収支についてはデータを得ることができた 8 ヶ国すべてで系列は定常となり、政府債務についてはフィンランドとチェコにおいてのみ帰無仮説が棄却されるという結果になった¹²⁾。このため、収斂基準の内、財政収支については対象国がないため、財政収支自体を共和分検定の対象から除外することにする。

2. 1. 5 多変数共和分検定の結果

初めに、本章第 1 項で述べた検定手続きに沿って、上記の単位根検定から選択された対象国のデータを用いてマクロ経済変数ごとに VAR モデルを推定した。VAR モデルに含まれるラグ次数はシュワルツ情報量基準 (Schwarz information criterion : SIC) により選択したが、これは SIC が他の情報基準よりも一貫性を持ってラグ次数を推定できるという先行研究の指摘に基づいている (Reimers, 1993)。SIC を基準に適切なラグ次数を選択したところ、すべてのモデルでラグ次数は 1 になった。次に、このラグ次数の下、多変数共和分検定を行い、共和分ベクトルの数を決めた。その上で、Johansen (1995) に基づき尤度比検定を通じてモデルの選択を行ったところ、ほとんどすべてのケースにおいてデータにトレンドがあり、共和分式に定数項とトレ

ンド項がある「モデル④」が選ばれた。表 4, 表 5, 表 6 は共和分検定の対象国をそれぞれ「中・東欧 8 ヶ国」, 「中・東欧 8 ヶ国と低インフレ率の EU3 ヶ国」, そして「中・東欧 8 ヶ国と EMU12 ヶ国」とした場合の検定結果を示している（詳細は付表 3 から付表 5 参照）。

表 4 では「中・東欧 8 ヶ国」の内, 和分過程である国を対象に MacKinnon et al. (1999) の臨界値を用いて 5%有意水準でトレース検定を行っている。その結果, 為替レート, インフレ率, そして長期利子率については中・東欧諸国間に共和分関係を見出すことができた。一方, 財政収支についてはすべての国で系列が定常となり, 政府債務についてはチェコでのみデータが非定常となったため, 財政収支と政府債務に関しては共和分検定を行うことができなかった。

次に, 表 5 では「中・東欧 8 ヶ国と低インフレ率の EU3 ヶ国」を対象にインフレ率と長期利子率について共和分検定を行った結果を示している。マーストリヒト条約の収斂基準では前述のとおり加盟候補国のインフレ率について「CPI 上昇率が EU 加盟国の中で最も低い 3 ヶ国の平均値から過去 1 年以上にわたり +1.5%以内であること」, そして長期利子率については「CPI インフレ率の最も低い EU 加盟 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」が定められている。1996 年から 2005 年までの間, EU 既加盟 15 ヶ国中, CPI インフレ率が最も低い 3 ヶ国はスウェーデン, フィンランド, フランスであった¹³⁾。従って, インフレ率と長期利子率については中・東欧諸国とこれら低インフレ率の EU3 ヶ国について多変数共和分検定を実施した。その結果, インフレ率と長期利子率はいずれも表 4 の「中・東欧 8 ヶ国」に比べて対象国数が 3 ヶ国増加する一方, 共和分ベクトルの数は 2 だけ増えることが分かった。

最後に, 表 6 は「中・東欧 8 ヶ国と EMU12 ヶ国」に関する共和分検定の結果を示している。為替レートについては「中・東欧 8 ヶ国」の場合に比べて共和分ベクトルの数は 1 つ増え, 政府債務についてはフィンランドとチェコの間に共和分関係を見出すことができた。なおインフレ率と長期利子率については対象国が 13 ヶ国以上となり, MacKinnon et al. (1999) の臨界値を求めることができなかったため, 共和分検定を実施していない¹⁴⁾。

以上の共和分検定の結果をまとめると次のようになる。まず為替レート, インフレ率, そして長期利子率については「中・東欧 8 ヶ国」内に共和分関係があり, 為替レ

ートについては「中・東欧 8 ヶ国と EMU12 ヶ国」の間、そしてインフレ率と長期利子率については「中・東欧 8 ヶ国と低インフレ率の EU3 ヶ国」の間でも共和分関係を検出することができた。また長期利子率とインフレ率には比較的多くの共和分ベクトルが検出されたが、共和分ベクトルの数 (r) は対象国数 (n) から 1 を引いた数 ($n - 1$) より少なくなっている。このため共和分ベクトルの数から分析対象国・地域における長期的均衡関係の程度を測る Hafer and Kutun (1994) の解釈に従うと、為替レート、インフレ率、長期利子率はいずれの場合も中・東欧諸国の E (M) U 既加盟国に対する「収束」は完全ではなく、部分的なものに留まっているということになる。この点は既述の先行研究である Koukouritakis and Michelis (2003) の結果と合致している。

次に、政府債務については「中・東欧 8 ヶ国と EMU12 ヶ国」の内、データを得ることができた 4 ヶ国中、フィンランドとチェコの間に共和分関係を見出すことができた。しかし中・東欧とユーロ圏を分析対象としているにも関わらずデータの入手可能性や系列の特性から 2 ヶ国間の分析に留まっていること、そして表 1 のとおり政府債務は中・東欧諸国の方がユーロ圏諸国よりも規模が小さく比較的良好な状況にあることなどから、政府債務に関しては上述の Hafer and Kutun (1994) による解釈から有用な含意を導くことは困難であると考えられる。最後に、財政収支はデータを得ることができた 6 ヶ国すべてにおいて系列が定常となったため、共和分分析を行うことができなかった。なお財政収支と政府債務は 1996 年から 2005 年までのサンプル期間を取っているが四半期データを用いており、また長期利子率は月次データを利用しているがサンプル期間が 2001 年以降となっているため、これら 3 変数はインフレ率と為替レートに比べてデータのサンプル数が少なくなっていることを考慮する必要がある。

2. 1. 6 小括

本節では中・東欧諸国と E (M) U 既加盟国のマクロ経済動向に長期的な協調関係が存在するのかを検証するために複数のマクロ経済変数に多変数共和分検定を適用し、定量分析を行った。ここではマクロ経済動向を幅広く捉えるためにマーストリヒト条約の収束基準を構成する為替レート、インフレ率、長期利子率、財政収支、政府債務の 5 つの変数を分析対象とし、1996 年から 2005 年までの比較的長期間のデータを用いて多変数共和分検定を実施した。共和分検定に先立ち、単位根検定を行い各変数の

系列の特性を検証した結果、上記 5 変数の内、財政収支についてはデータが得られた 6 ヶ国すべてで系列は定常となったため、財政収支を除く 4 変数について共和分検定を実施した。

多変数共和分検定に際しては「中・東欧 8 ヶ国」と「中・東欧 8 ヶ国と EMU12 ヶ国」を分析対象地域とし、さらにインフレ率と長期利子率に関しては収斂基準の定義から「中・東欧 8 ヶ国と低インフレ率の EU 加盟 3 ヶ国」についても検定を行った。共和分検定の結果、為替レート、インフレ率、長期利子率については「中・東欧 8 ヶ国」の間に長期的な協調関係があることが分かった。さらに為替レートは「中・東欧 8 ヶ国と EMU12 ヶ国」の間、そしてインフレ率と長期利子率については「中・東欧 8 ヶ国と低インフレ率の EU3 ヶ国」の間にも長期的な均衡関係が存在することが分かった。

多変数共和分検定の結果、検出された共和分ベクトルの数はいずれの場合も対象国の数から 1 を引いた数より小さくなったが、「中・東欧 8 ヶ国と低インフレ率の EU3 ヶ国」のインフレ率と長期利子率には比較的多くの共和分ベクトルが存在することが分かった。このため Hafer and Kutan (1994) に基づき、中・東欧諸国は E (M) U 既加盟国に対して完全には「収束」していないものの、長期利子率とインフレ率に関しては相対的に「収束」が進んでいると解釈することができる。なお政府債務についてはデータが得られた 4 ヶ国中、系列が非定常となったフィンランドとチェコの間に共和分関係を検出することができた。しかしデータの入手可能性や系列の特性から 2 ヶ国間の分析に留まっていること、そして政府債務は中・東欧諸国の方がユーロ圏諸国よりも比較的良好な状況にあることなどから、この検定結果から有用な含意を導くことは困難であると考えられる。

2004 年 5 月、EU に新規加盟した中・東欧 8 ヶ国の内、スロベニア、エストニア、リトアニアの 3 ヶ国は他国に先駆けて EU 加盟翌月から ERM II に参加し、ユーロの早期採択を目指してきた。これら 3 ヶ国の内、スロベニアは 2007 年 1 月からのユーロ導入が承認されたが、エストニアとリトアニアはインフレ率が障害となり、ユーロ採択は 2008 年以降に見送られることになった。本節の共和分分析では中・東欧諸国のインフレ率が長期利子率とともにユーロ圏諸国と長期的な均衡関係を持つことを明らかにしたが、実際には少なくともバルト諸国についてインフレ率はユーロ導入を阻む要因になっているのである。

本節で用いた多変数共和分検定はマクロ経済変数の長期的な均衡関係を分析する方法であるため、変数の短期的な動向を捉えるにはその性質上、適切な方法であるとは言えない。そこで共和分検定とは異なる計量手法で中・東欧諸国のユーロ圏に対する短期的な収束過程を分析する必要がある。このため次節ではマクロ経済変数の短期的な収束過程を分析する際、適用されるパネル単位根検定を通じて中・東欧諸国のユーロ圏に対する短期的なインフレ動向を分析する。

2. 2 中・東欧諸国のユーロ圏に対するインフレ収束に関する分析

2. 2. 1 パネル単位根検定を用いた先行研究の概要と本研究の特徴

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 85 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、各グループの一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 94 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、ERM 加盟グループのインフレ率は非 ERM 諸国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 99 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 90 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。

本節の分析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研究とは異なっている。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、ユーロ圏に対する収束度合いについてグループ間で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とその域内平均水準に向かってどの程度収束しているのかを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どの程度収束しているのかについて分析を行っている。そして第三に、分析手法についてはこれまでの研究と同様、パネル単位根検定を適用しているが、本稿では先行研究が用いた Levin and Lin (1992) ではなく、仮説検定の際により緩やかな制約を課す Im, Pesaran and Shin (2003) を用いている。Levin and Lin (1992) と Im et al. (2003) は対立仮説が異なっており、前者ではすべての主体の係数に等しく制約が課せられるのに対して、後者では少なくとも一つの主体に制約が課せられるという点で制約はより緩やかになっている。

本節ではマクロ経済変数の中でも特にインフレ率の動向を取り上げているが、これは大半の中・東欧諸国が 1990 年代を通じて物価安定とインフレ低下を金融政策の主要目標に置いてきたことによる。例えば、バルト諸国は固定為替制度やカレンシーボード制度を導入し、チェコ、ハンガリー、ポーランドはインフレターゲットの実施を通じて物価変動の抑制とインフレ率の低下を図ってきた。本節ではこのような金融・為替政策の相違を考慮して中・東欧各国のインフレ率が実際にどの程度までユーロ圏水準に収束しているのかについて検証する。

2. 2. 2 推定モデルの導出

本節における中・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。

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

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。

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

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。

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

ここで③式は中・東欧各国 (i) とユーロ圏 (EUR) の双方で成立すると仮定する。また $\ln Y(t_m)$ を本節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¹⁵⁾。

$$X_{i,t} = a_i + b_i X_{i,t-1} + \mu_{i,t} \quad (4)$$

$$X_{EUR,t} = c_{EUR} + d_{EUR} X_{EUR,t-1} + v_{EUR,t} \quad (5)$$

但し、 μ と v 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。

$$X_{i,t} - X_{EUR,t} = a_i - c_{EUR} + b_i X_{i,t-1} - d_{EUR} X_{EUR,t-1} + \mu_{i,t} - v_{EUR,t}$$

$$R_{i,t} = \alpha_i + \phi_i R_{i,t-1} + v_{i,t}$$

$$\Delta R_{i,t} = \alpha_i + \delta_i R_{i,t-1} + v_{i,t} \quad (6)$$

但し、 $\alpha_i = a_i - c_{EUR}$ 、 $\phi_i = b_i - d_{EUR}$ 、 $\delta_i = \phi_i - 1$ 、 $R_{i,t} = X_{i,t} - X_{EUR,t}$ 、 $\Delta R_{i,t} = R_{i,t} - R_{i,t-1}$ である。

⑥式はマクロ経済変数 X について、中・東欧諸国のユーロ圏に対する収束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 v が系列相関を持つ可能性を排除するために p 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 (*Trend*) となるため、次のモデルを導出することができる。

$$\Delta R_{i,t} = \alpha_i + Trend + \delta_i R_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta R_{i,t-j} + v_{i,t} \quad (7)$$

⑦式の推定結果を解釈するための仮説検定、係数の意味、そしてラグ次数の選択は以下のとおりである。まず帰無仮説は δ_i が有意に 0 から離れていないこと ($H_0: \delta_i = 0$ for all i) を示し、対立仮説は δ_i が有意に 0 から離れている場合 ($H_a: \delta_i < 0$ $i = 1, 2, \dots, N_1$, $\delta_i = 0$ $i = 1, 2, \dots, N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$) を示す。帰無仮説が棄却される場合、データは定常となり、棄却できない場合は非定常となる。データが定常

である場合、 δ_i が 0 よりも小さいことから $\delta_i + 1$ である ϕ_i は 1 よりも小さくなる。このとき時間の経過とともに中・東欧諸国とユーロ圏のインフレ率格差は縮小するため、「収束」が発生しているものとする。最後に、誤差項 ν が系列相関する可能性を排除するために追加する⑦式のラグ付き従属変数の次数 p は Campbell and Perron (1991) や Ng and Perron (1995) のパラメトリック法に基づき選択することにする¹⁶⁾。

2. 2. 3 統計量の導出

前節で導出した⑦式は中・東欧諸国とユーロ圏あるいは中・東欧諸国とドイツのインフレ率格差について定常性を検定する推定式である。パネル単位根を検定する方法はこれまでに複数提案されているが、ここでは Im, Pesaran and Shin (2003) を適用する。Im et al. の他にも代表的な検定手法として Levin and Lin (1992) があるが、これは仮説検定に際して対立仮説に「すべての主体は定常である」という強い仮定を置いているため、ここでは「少なくとも 1 つの主体は定常である」というより緩やかな仮説に基づく Im et al. (2003) を用いている。Im らは時系列データと横断面データからパネルデータの定常性に関する情報を統合する最良の方法として次の統計量 $\Psi t - bar$ を用いることを提案している (Ibid., pp. 64 - 65)。

$$\Psi t - bar = \frac{\sqrt{N}(t - barN, T - E[t - barN, T(p, 0)])}{\sqrt{Var(t - barN, T)}} \xrightarrow{d} N(0, 1) \quad ⑧$$

但し、 N は主体 (対象国) 数、 T は期間、 p はラグ次数、 $t - barN, T$ は主体別の単位根統計量の平均であり、 $E[\cdot]$ と $Var(\cdot)$ はそれぞれ Im et al. (2003) より得られる⑧式の $\Psi t - bar$ を計算するための 1 次と 2 次のモーメントを示している。なお $\Psi t - bar$ は T と N が無限に近づくにつれて、分布の意味において標準正規分布に収束する性質を持っている。

2. 2. 4 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 (2006) から入手した。ここでは CPI の前月比変化率を用いている。対象国は中・東欧 8 ヶ国とユーロ圏である。中・東欧諸国は 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ぎの 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、インフレターゲットを導入している「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¹⁷⁾。

サンプル期間はギリシャがユーロ圏に完全参加し、現行のユーロ圏が形成された2001年1月から2005年12月までの5年間とした¹⁸⁾。なお比較検証のためにそれまでの5年間、すなわち1996年1月から2000年12月までのサンプル期間についても別途考慮している。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、1996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。

さらにサブグループの内、「インフレターゲット」グループを構成するチェコ、ハンガリー、ポーランドはそれぞれ1997年12月、2001年8月、1999年8月にインフレターゲットに転換した。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、1996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付表6と付表7に示すとおりである。

2. 2. 5 推定方法の選択

中・東欧諸国とユーロ圏あるいは中・東欧諸国と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った。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2001年1月から2005年12月までの中・東欧8ヶ国と4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」という帰無仮説が棄却されたため、これらのグループでは固定効果推定法が選択され、他

の3つのサブグループではプーリング推定法が選択された¹⁹⁾。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「固定為替制度」では5%有意水準で棄却された。従って、「固定為替制度」ではランダム効果推定法、その他のグループではプーリング推定法が選択されることになった²⁰⁾。F検定と χ^2 検定の結果を受けて「固定為替制度」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、「固定為替制度」では固定効果推定法が採択されることが分かった²¹⁾。

以上の検定結果から2001年から2005年までのサンプル期間では「中・東欧8ヶ国」と「固定為替制度」については固定効果推定法が推定に際して適切な方法である一方、「変動為替制度」、「インフレターゲット」、「裁量政策」ではプーリング推定法が適切な推定方法であることが分かった。1996年から2000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、「中・東欧8ヶ国」と「変動為替制度」では固定効果推定法、「固定為替制度」ではプーリング推定法が選択された。このように選択された推定方法は表7に要約しているとおりである。次項ではここで選択された推定方法を用いてパネル単位根検定を行う。

2. 2. 6 推定結果とその解釈

本項では中・東欧諸国のユーロ圏、あるいは中・東欧諸国の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の結果を報告する。以下ではまず2001年1月から2005年12月までのサンプル期間について検証する。

初めに、各グループの単位根統計量の平均値($t - \bar{N}, T$)を求め、⑧式に基づき $\Psi t - \bar{N}$ を計算したところ、表9の第2列目にある $\Psi t - \bar{N}$ 統計値が得られた²²⁾。仮説検定では帰無仮説はすべての国で係数 δ が0に等しくなり、対立仮説は少なくとも1ヶ国において δ は0より小さくなることを示している。この表からはすべてのグループで $\Psi t - \bar{N}$ 統計値が1%有意水準(= -1.960)よりも小さくなるため、系列は非定常であるという帰無仮説は棄却されることが分かる。従って、中・東欧8ヶ国と4つのサブグループは2001年から2005年にかけてユーロ圏とのインフレ率格差を縮小させてきたと考えることができる。

次に、同様の手順で 1996 年 1 月から 2000 年 12 月までのサンプル期間において、中・東欧 8 ヶ国と 2 つのサブグループがドイツとのインフレ率格差を縮小させてきたかについてパネル単位根検定を行った。その結果、いずれのグループでも「すべての国で係数 δ 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、1996 年から 2000 年までのサンプル期間でも中・東欧 8 ヶ国と 2 つのサブグループはいずれもドイツとのインフレ率格差を縮小させてきたことが分かった。

このように中・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中・東欧全体としても、またサブグループとしても縮小傾向にあることが確認された。そこで次に、このインフレ収束がグループごとにどのような特徴を持っているのかを考察する。表 9 の最終列にはグループごとに選択された推定方法で⑦式を推定して得られた係数の値 ϕ_i ($= \delta_i + 1$) を表示している。この係数値からはインフレ収束について次のような特徴を指摘することができる。

第一に、2001 年から 2005 年までのサンプル期間では係数 ϕ_i の絶対値は「固定為替制度」・「裁量政策」, 「中・東欧 8 ヶ国」, 「変動為替制度」, 「インフレターゲット」の順に小さくなっている。グループ間の係数値の差が統計的に有意であるかについては必ずしも明確ではないが、中・東欧各国がそれぞれ個別効果を持つという固定効果推定法 (LSDV) が「中・東欧 8 ヶ国」グループの推定方法として選択されていることから、各グループが上記の順番でユーロ圏とのインフレ率格差を縮小させてきたと考えることができる。

第二に、1996 年から 2000 年までのサンプル期間では係数 ϕ_i は「変動為替制度」, 「固定為替制度」, 「中・東欧 8 ヶ国」の順に小さくなっている。各グループの係数値 ϕ_i を比較すると変動為替制度を導入する中・東欧 5 ヶ国は固定為替制度下にあるバルト 3 ヶ国よりもドイツとのインフレ率格差を縮小させてきたと考えられる。

最後に、1996 年から 2000 年までのサンプル期間と 2001 年から 2005 年までのサンプル期間を比較すると、 ϕ_i の値は「変動為替制度」では時間を経るにつれて大きくなるが、「中・東欧 8 ヶ国」と「固定為替制度」では絶対水準で小さくなることが分かった。サンプル期間により中・東欧の収束先がドイツもしくはユーロ圏と異なるため単純に比較することはできないが、「固定為替制度」グループのインフレ率はユーロ圏水準に向かって着実に収束する傾向にあることを指摘することができる。なお付表 8 と付表 9 は「誤差項の分散が主体ごとに一様ではない」と仮定する固定効果推定法

(GLS) を適用してパネル単位根検定を行った結果を示しているが、この推定方法を用いた場合でも上記とほぼ同じ検定結果が得られることが分かる。

2. 3 本章の結論

第 5 次拡大により欧州連合 (EU) 加盟を実現した中・東欧 8 ヶ国にとって、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。これら諸国は EU 加盟と同時に「適用除外構成国」として経済・通貨同盟 (EMU) に参加し、将来、ユーロ圏に参加することが義務付けられた。中・東欧各国も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求められている。本章では 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のかに注目し、多変数共和分検定とパネル単位根検定を適用して中・東欧諸国とユーロ圏のマクロ経済関係を分析した。

初めに、中・東欧諸国とユーロ圏諸国のマクロ経済動向に長期的な協調関係が存在するのかを確認するために複数のマクロ経済変数に多変数共和分検定を適用し定量的な考察を試みた。本節ではマクロ経済の動向を幅広く捉えるとともに中・東欧諸国のユーロ導入という文脈からマーストリヒト条約の収斂基準を構成する為替レート、インフレ率、長期利子率、政府債務の 4 変数を分析対象とした。収斂基準はこれら 4 つの変数に加えて財政収支からも構成されているが、中・東欧とユーロ圏諸国の内、財政収支のデータを得ることができた 6 ヶ国すべてで系列が定常となったため、本節の共和分検定では財政収支を考慮することができなかった。サンプル期間は長期利子率が 2001 年から 2005 年までであり、その他の変数が 1996 年から 2005 年までである。

上記の 4 変数について分析対象地域を「中・東欧 8 ヶ国」とともに「中・東欧 8 ヶ国と EMU12 ヶ国」に分類し、さらにインフレ率と長期利子率に関しては収斂基準の定義に沿って「中・東欧 8 ヶ国と低インフレ率の EU 加盟 3 ヶ国」についても検証した。ここでの「EMU12 ヶ国」はユーロ圏を構成する EU 既加盟 12 ヶ国のことであり、これにユーロを導入していないイギリス、デンマーク、スウェーデンを加えた EU 既加盟 15 ヶ国中、インフレ率が最も低い 3 ヶ国を「低インフレ率の EU 加盟 3 ヶ国」としている。

このような分析対象地域について為替レート、インフレ率、長期利子率、政府債務の4つの変数ごとに多変数共和分検定を実施した結果、為替レート、インフレ率、長期利子率については「中・東欧8ヶ国」に長期的な協調関係があり、為替レートと政府債務は「中・東欧8ヶ国とEMU12ヶ国」、そしてインフレ率と長期利子率は「中・東欧8ヶ国と低インフレ率のEU3ヶ国」の間にも長期的な均衡関係が存在することが明らかになった。

以上の多変数共和分検定ではマクロ経済変数の長期的な均衡関係を分析対象としたが、次に中・東欧諸国のインフレ率がユーロ圏水準に対して短期的な収束過程にあるか否かを検証するためにパネル単位根検定を実施した。ここではマクロ経済変数の中でも特にインフレ率の動向に注目しているが、その理由は中・東欧諸国が1990年代を通じて物価安定とインフレ低下を金融政策の主要目標としてきたことにある。

パネル単位根検定に際して、初めにサンプル期間を1996年1月から2000年12月までと2001年1月から2005年12月までの2つの期間に設定した。これはギリシャがユーロを導入し、現行のユーロ圏が形成されたのが2001年1月であったことによる。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、2000年12月までのサンプル期間について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た。次に、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た。すなわち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ットリ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。

中・東欧8ヶ国とサブグループのインフレ率がドイツやユーロ圏に対して収束傾向にあるか否かを検証するために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中・東欧全体としても、また各サブグループとしてもドイツやユーロ圏に向かって縮小しているという結果が得られた。そこで次に係数の大きさから中・東欧のインフレ収束がグループごとにどのような特徴を持っているのかを考察した結果、1996年から2000年までのサンプル期間では係数値が「変動為替制度」、「固定為替制度」、「中・東欧8ヶ国」の順に小さくなる一方、2001年から2005年にかけては「固定為替制度」・「裁量政策」、「中・東欧8ヶ国」、「変動為替制度」、「イ

ンフレターゲット」の順に小さくなることが分かった。さらに 2 つのサンプル期間を通じて各グループの係数値を比較すると、「固定為替制度」グループのインフレ率はユーロ圏に着実に収束しており、それは「変動為替制度」グループよりも顕著であることが確認された。但し、中・東欧の収束先はサンプル期間ごとに異なっているため、サンプル期間を通じた係数値の解釈には注意が必要である。

以上のように本章では EU 新規加盟の中・東欧 8 ヶ国とユーロ圏のマクロ経済関係について多変数共和分検定とパネル単位根検定を適用して短期的・長期的視点からの分析を試み、中・東欧諸国がユーロ導入に備えて適切なマクロ経済環境を整えつつあることを見たが、本節の最後にこのような結果を考慮しつつ、中・東欧諸国による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、ラトビアは 2005 年 4 月、そしてスロバキアは同年 11 月にそれぞれ為替相場メカニズム (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、リトアニアではユーロの早期導入を目指して政策調整が行われ、収斂基準の履行が進められてきた。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導入の 1 年延期を発表し、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にあった。すなわちエストニアでは 2004 年 9 月から、そしてリトアニアでは 2005 年 3 月以降、インフレ率が収斂基準値から上方に乖離する傾向が続いたのに対して、スロベニアでは 2005 年 11 月によりやうくインフレ率は収斂基準値を達成し、それ以降基準値を下回る水準で安定的に推移してきたのである。

エストニアとリトアニアはそれぞれ 1992 年 6 月と 94 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（藤田，2003，p. 17；EFN，2004，p. 106）。図 1 は 1994 年から 2005 年までの中・東欧 8 ヶ国における CPI 年次変化率を示しているが、この図からはエストニアとリトアニアではカレンシーボード制度の下、インフレ率が相対的に高い当初の水準から急速に低下し、他の中・東欧諸国よりも低い水準で推移してきたことが確認される。このことは中・東欧諸国の中でも特に固定為替制度を採用するグループのインフレ率はドイツやユーロ圏に対して着実に収束していることを明らかにした本章のパネル単位根検定による分析結果とも一致している。

しかしその一方、カレンシーボード制度には導入国の事例から幾つかの問題点も指摘されており、ユーロ導入を控えるエストニアとリトアニアについては次の点が最も懸念される。すなわちこの制度では為替レートを公定水準で固定することが最優先の課題とされるため、自律的な金融政策を通じて内外からのショックに伴う国内経済への影響を短期的に緩和することは困難であると考えられる。図 2 は 2000 年 1 月以降の中・東欧諸国における CPI 月次変化率とインフレ率の収斂基準値を示しているが、この図からエストニアとリトアニアのインフレ率は相対的に低い水準で維持されてきたが、他の中・東欧諸国とは異なり 2004 年から 2005 年にかけて上昇局面に入り、そのままの水準で推移していることが分かる。両国における近年のインフレ上昇の背景には国内需要増加による急速な経済成長と輸入原油価格の急騰があるが、厳格な固定為替制度であるカレンシーボード制度はこうした国内外の変化を吸収するために柔軟な対応を取ることが困難であった。一方、政策アンカーを 1 つに特定せず、物価安定目標を達成するために裁量的に金融・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、履行状況が評価される直前に収斂基準の達成を可能にしたのである。

このようにカレンシーボード制度や固定為替制度は長期的な物価水準の低下を実現したが、今後もインフレ率をある限られた期間、ある特定の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と同様、あるいはそれ以上に困難であることが予想される。従って、バルト諸国は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、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ことが今後の重要な課題になるものと考えられる。

本章ではユーロ導入前の中・東欧諸国が今後ユーロ圏に収束するために必要なマクロ経済環境を整えているのかについて検証したが、次章では中・東欧諸国によるユーロ導入後の問題を考察する。すなわち中・東欧諸国の金融波及経路を計量的に分析することで、その特徴を明らかにし、拡大ユーロ圏における金融政策の潜在的な問題について考察する。

文末注

- 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。なおキプロスとマルタの 2 ヶ国も中・東欧諸国と同時期に EU 新規加盟を実現したが, 本稿では分析対象から除いている。
- 2) ユーロを導入している EU 既加盟国はオーストリア, 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 ヶ国である。このうちギリシャを除く国では 1999 年 1 月から, そしてギリシャでは 2001 年 1 月から銀行間決済などの非現金取引においてユーロの使用が開始された。
- 3) EU 加盟条約第 4 条により EU 新規加盟国は自動的に EMU に参加することになる。しかし各国は依然ユーロ導入の必要条件を満たしていないため, 欧州共同体設立条約 (Treaty Establishing the European Community) 第 122 条の意味において, 欧州中央銀行制度 (European System of Central Banks) 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)。ちなみにユーロ未参加の EU 既加盟 3 ヶ国の内, スウェーデンは 1998 年 5 月に適用除外構成国になったが, 2003 年 9 月に行われた国民投票によりユーロ参加が否決されたこともあり, 為替レート以外の収斂基準は達成しているものの ERM II には参加せず, 現在までユーロ導入には至っていない。またイギリスとデンマークは欧州共同体設立条約の付属議定書によりそれぞれ EMU 第 3 段階であるユーロ導入を義務づけられない「不参加権 (オプトアウト条項)」が認められている。実際には両国政府ともこの権利を行使してユーロ導入を見送っているが, デンマークは±2.25%の為替変動幅を許容しながらも 1983 年からエキュ, そして 1999 年 1 月以降は ERM II の下, ユーロに対して実質的な固定為替制度を採用している。
- 4) 2006 年 12 月時点で中・東欧各国はユーロの導入目標時期を次のように設定している (EC, 2006b, pp. 3 - 13; 各国政府 (エストニア, リトアニア) のウェブサイト)。スロバキア: 2009 年 1 月, スロベニア: 2007 年 1 月, エストニア: 2008 年 1 月, ラトビア: 2008 年 1 月, リトアニア: 2010 年。なおチェコ, ハンガリー, ポーランドは明確な導入目標を示していない。

- 5) 1991 年 12 月, マーストリヒト欧州理事会は 1957 年 3 月にローマで調印され, その翌年に発効した欧州共同体設立条約を改訂し, 欧州単一通貨導入に向けての参加条件とスケジュールを設定することで合意した。この合意に基づき欧州理事会に参加していた当時の EC12 ヶ国が 1992 年 2 月に調印したのが欧州連合条約である。欧州共同体設立条約第 104 条 2 項, 第 122 条 1 項及び付属議定書には単一通貨の導入条件であるマーストリヒト条約の収斂基準の内容, そして第 116 条, 第 117 条, 第 121 条及び付属議定書には導入スケジュールがそれぞれ明示されている。前者については既に本文で触れているため, 後者の導入スケジュールについて内容を列記する。
- ① 1994 年 1 月 1 日, EMU 第 2 段階が開始され, 欧州中央銀行 (European Central Bank) の前身となる欧州通貨機構 (European Monetary Institute) が設立される (欧州共同体設立条約第 116 条及び第 117 条)。
 - ② 1996 年 12 月 31 日までに欧州理事会は過半数の加盟国が単一通貨導入に向けて必要な条件を満たしているかについて判断し, EMU 第 3 段階の開始日程が決定される (欧州共同体設立条約第 121 条)。
 - ③ 上記②について 1997 年 12 月末までに決定できない場合は, EMU 第 3 段階を 1999 年 1 月 1 日から開始することとする (欧州共同体設立条約第 121 条及び付属議定書)。
- 6) 本稿の推定は Quantitative Micro Software 社の計量ソフト EViews 4.0 により行っている。
- 7) 中・東欧 8 ヶ国とキプロス, マルタは 2004 年 5 月, EU に新規加盟したため, これら 10 ヶ国もインフレ率と長期利子率については収斂基準の値を設定する際の対象国となっている。しかし本研究は中・東欧諸国のユーロ圏への収束を主な内容としているため, 「低インフレ率の EU3 ヶ国」は第 4 次拡大までの EU 既加盟 15 ヶ国から選んでいる。
- 8) ここではトレース検定を通じて共和分関係を検定したが, 最大固有値検定を行った場合でもほぼ同一の結果が得られた。なおトレース統計量 (λ_{Trace}) と最大固有値統計量 (λ_{Max}) はそれぞれ次の尤度比検定統計量として与えられる。

$$\lambda_{Trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \hat{\lambda}_i), \quad \lambda_{Max}(r, r+1) = -T \log(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

但し、 $\hat{\lambda}$ は推定された Π 行列から得られる固有値の推定値、 T は標本数である。

トレース検定は多くて r 個の共和分ベクトルがあるという帰無仮説を一般的な対立仮説に対して検定しており、最大固有値検定は r 個の共和分ベクトルがあるという帰無仮説に対して $r+1$ 個の共和分ベクトルがあるという対立仮説を検定している。

- 9) 共和分ベクトルとトレンド項に関する仮定の相違から次の 5 つのモデルを考えることができる。

	モデル①	モデル②	モデル③	モデル④	モデル⑤
データのトレンド	無	無	線形	線形	二次
共和分式の定数項	無	有	有	有	有
共和分式のトレンド	無	無	無	有	有

Johansen (1995) はこれら 5 つのサブモデルを選択する際に用いる尤度比検定は以下の自由度の χ^2 分布に従うことを指摘している (*Ibid.*, pp. 95 - 98)。但し、 n と r はそれぞれ変数と共和分ベクトルの和である。なおモデルの選択によって共和分ベクトルの数が異なる場合はそれぞれのケースについて尤度比検定を行い、最適なモデルを選択している。

$$\begin{array}{ccccccccc} \text{モデル} & \text{①} & & \text{②} & & \text{③} & & \text{④} & & \text{⑤} \\ \text{自由度} & r & & n-r & & r & & n-r & & \end{array}$$

- 10) 長期利子率のデータは ECB のウェブサイト (<http://www.ecb.int/stats/money/long/html/>) から入手した。
- 11) ラグ次数については Newey - West Bandwidth を基準に選択し、有意水準は 5% としている。
- 12) 単位根検定の結果、収斂各基準に対する共和分検定の対象国は次のようになる。

変数	PP 検定に基づく共和分検定の対象国 (対象国数)
為替レート	フランス, ギリシャ, アイルランド, ポルトガル, チェコ, ハンガリー, ポーランド, スロバキア, スロベニア, ラトビア, リトアニア (11)
インフレ率	オーストリア, ベルギー, デンマーク, フィンランド, フランス, ドイツ, ギリシャ, ルクセンブルク, オランダ, ポルトガル, スペイン, スウェーデン, イギリス, 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 (20)

長期利子率	オーストリア, ベルギー, デンマーク, 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, オランダ, ポルトガル, スペイン, スウェーデン, イギリス, チェコ, ハンガリー, ポーランド, スロバキア, ラトビア, リトアニア (20)
財政収支	なし (0)
政府債務	フィンランド, チェコ (2)

13) 1996 年から 2005 年までの間、インフレ率が最も低い EU3 ケ国は年により異なるため、本節では EU 既加盟 15 ケ国が「3 ケ国」になる回数の多さに基づいてスウェーデン、フィンランド、フランスの 3 ケ国を「低インフレ率の EU 加盟 3 ケ国」と定義している。

14) MacKinnon et al. (1999) では最大 12 ケ国までの臨界値しか入手することができない。

15) Y^* 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) に基づいている (*Ibid.*, pp. 344 - 345)。

16) パラメトリック法とは当初ラグ次数 (p) を適切な上限の数に設定した上でモデルを推定し、ラグ付き従属変数の係数が有意になるまで推定を繰り返す方法のことである。ここではラグ次数の上限を 8 としている。これはパネル単位根検定に際して Im et al. が最大 8 次までのラグ次数について臨界値を提示しているためである。またラグ付き従属変数が有意であるかについては 5% 有意水準 ($= \pm 1.960$) を基準に判定している。

17) スロバキアは現在インフレターゲットを導入しているが、これは 2004 年 12 月以降のことであるため、同国は「インフレターゲット」グループには含めていない。

18) 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。

19) 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。

$$F \text{ 検定統計量} = \frac{(RSS_{ols} - RSS_{lsdv}) / (N - 1)}{RSS_{lsdv} / (NT - (N + 1))} \sim F(N - 1, NT - (N + 1))$$

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（上段はサンプル期間が 2001 年 1 月から 2005 年 12 月まで、下段は 1996 年 1 月から 2000 年 12 月までの場合である）。

（サンプル期間：2001 年 1 月から 2005 年 12 月まで）

グループ	中・東欧 8 ヶ国	変動為替 制度	固定為替 制度	インフ ターゲットイング	裁量政策
F 値	2.131	1.380	4.552	2.402	0.240
臨界値 5%	2.029	2.402	3.047	3.047	3.922

（サンプル期間：1996 年 1 月から 2000 年 12 月まで）

グループ	中・東欧 8 ヶ国	変動為替 制度	固定為替 制度
F 値	3.618	4.878	1.485
臨界値 5%	2.029	2.402	3.047

ちなみに「誤差項の分散が主体ごとに一様ではない」と仮定する固定効果推定法（GLS）とプーリング推定法についても F 検定により推定方法の選択を行ったが、上記の結果と大きな相違はなかった（結果は省略）。

20) 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。

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

但し、 $S1 = \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T v_{it} \right)^2$, $S2 = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T v_{it}^2$, そして v_{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（上段はサンプル期間が 2001 年 1 月から 2005 年 12 月まで、下段は 1996 年 1 月から 2000 年 12 月までの場合をそれぞれ示している）。

(サンプル期間：2001 年 1 月から 2005 年 12 月まで)

グループ	中・東欧 8 ヶ国	変動為替 制度	固定為替 制度	インフレ ターゲティング ^a	裁量政策
LM 値	0.588	1.349	4.901	0.029	0.784
臨界値 χ^2 (1) : 2.706 (10%) 3.841 (5%) 6.635 (1%)					

(サンプル期間：1996 年 1 月から 2000 年 12 月まで)

グループ	中・東欧 8 ヶ国	変動為替 制度	固定為替 制度
LM 値	4.561	6.751	0.003
臨界値 χ^2 (1) : 2.706 (10%) 3.841 (5%) 6.635 (1%)			

21) 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、2001 年から 2005 年までの「固定為替制度」と 1996 年から 2000 年までの「中・東欧 8 ヶ国」と「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、統計値はそれぞれ 160.536, 281.378, 186.769 となったため、「各国特有の効果と説明変数は相関しない」という帰無仮説はいずれも 1% 有意水準で棄却され、固定効果推定法が選択された。なお「誤差項の分散が主体ごとに一様ではない」と仮定する固定効果推定法 (GLS) とプーリング推定法についてもハウスマン検定を行ったが、上記と同様、固定効果推定法 (GLS) が選択された (結果は省略)。

22) ⑧式の $E[\cdot]$ と $Var(\cdot)$ はラグ次数 (p) と期間 (T) に依存する。表 8 が示すように p は同じグループでも国ごとに異なるため、⑦式をグループごとに推定することで p を決定した (表 9 第 3 列参照)。また T についてはサンプル期間から 60 とした。

参考文献

●邦語文献

- 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.
- 藤田誠一 (2003) 「国際決済と外国為替」 上川孝夫・藤田誠一・向井壽一編 『現代国際金融論』 有斐閣, pp. 2 - 18.
- 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.
- (2005) 『EViews による計量経済学入門』 東洋経済新報社.
- 森棟公夫 (1999) 『計量経済学』 東洋経済新報社.
- 山下英次 (2001) 「欧州統合における欧英間断層とその背景」 大阪市立大学経済学会
『経済学雑誌』 第 102 号第 1 号, 6 月, pp. 82 - 108.

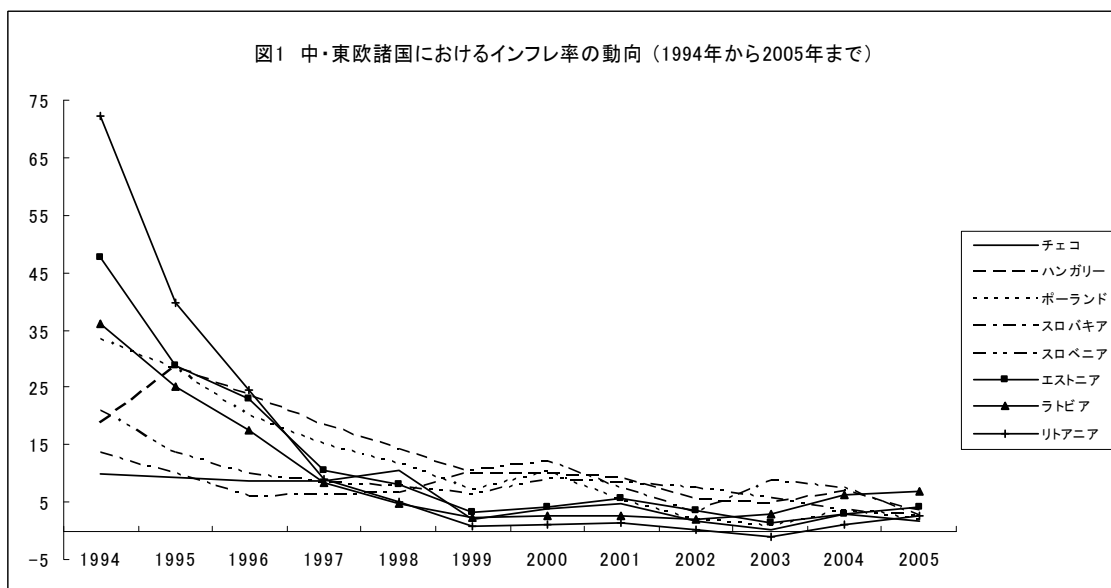
●英語文献

- Ben - David, Dan (1996) "Trade Convergence Among Countries," *Journal of International Economics*, Vol. 40, Issue 3 - 4, May, pp. 279 - 298.
- Campbell, John Y. and Pierre Perron (1991) "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots," *NBER Technical Working Paper*, No. 100, New York: NBER, April.
- Dickey, David A. and Wayne A. Fuller (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, July, pp. 1057 - 1072.
- Engle, Robert F. and Clive W. J. Granger (1987) "Co - integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, March, pp. 251 - 276.
- European Commission (2004) *First Report on the Practical Preparations for the Future Enlargement of the Euro Area*, Brussels: EC, November.
- (2006a) *European Economy Economic Forecasts Spring 2006*,

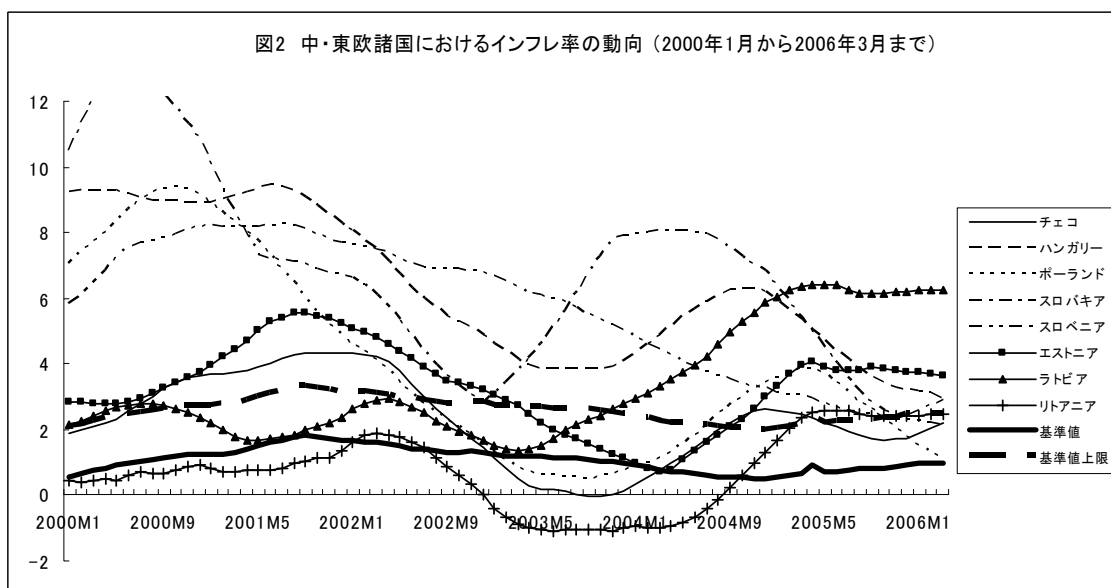
- Brussels: EC.
- (2006b) *Third Report on the Practical Preparations for the Future Enlargement of the Euro Area*, Brussels: EC, June.
- European Forecasting Network (2004) "Monetary Transmission in Acceding Countries," *EFN Report Spring 2004 The Euro Area and the Acceding Countries*, Milano: EFN, 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.
- Hafer, Rik W. and Ali M. Kutan (1994) "A Long - Run View of German Dominance and the Degree of Policy Convergence in the EMS," *Economic Inquiry*, Vol. 32, October, pp. 684 - 695.
- Harris, Richard and Robert Sollis (2003) *Applied Time Series Modelling and Forecasting*, Chichester: Wiley.
- Haug, Alfred A. (2001) "Co - movement towards a Currency or Monetary Union ? An Empirical Study for New Zealand," *Australian Economic Papers*, Vol. 40, Issue 3, September, pp. 307 - 317.
- , James G. MacKinnon and Leo Michelis (2000) "European Monetary Union: A Cointegration Analysis," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 19, pp. 419 - 432.
- Hayashi, Fumio (2000) *Econometrics*, Princeton, N.J.: Princeton University Press.
- Holmes, Mark J. (2002) "Panel Data Evidence on Inflation Convergence in the European Union," *Applied Economic Letters*, Vol. 9, Issue 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, pp. 53 - 74.
- International Monetary Fund (2006) *International Financial Statistics*, Washington, D.C.: IMF, May.

- Johansen, Søren (1988) "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamic and Control*, Vol. 12, pp. 231 - 254.
- (1991) "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, Vol. 59, No. 6, November, pp. 1551 - 1580.
- (1995) *Likelihood - Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford: Oxford University Press.
- and Katarina Juselius (1990) "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, pp. 169 - 210.
- 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.
- and David H. Papell (1997) "Inflation Convergence within the European Union: A Panel Data Analysis," *International Journal of Finance and Economics*, Vol. 2, Issue 3, July, pp. 189 - 198.
- Koukouritakis, Minoas I. and Leo Michelis (2003) "EU Enlargement: Are the New Countries Ready to Join the EMU ?," *University of Cyprus Department of Economics Discussion Paper*, No. 2003 - 06, Nicosia: UCY, August.
- Levin, Andrew and Chien - Fu Lin (1992) "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite - Sample Properties," *University of California - San Diego Discussion Paper*, La Jolla: UCSD, May.
- MacDonald, Ronald and Mark P. Taylor (1991) "Exchange Rates, Policy Convergence, and the European Monetary System," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 73, No. 3, August, pp. 553 - 558.
- MacKinnon, James G. (1991) "Critical Values for Cointegration Tests," in Robert F. Engle and Clive W. J. Granger, eds., *Long - Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford: Oxford University Press, pp. 267 - 276.
- , Alfred A. Haug, and Leo Michelis (1999) "Numerical Distribution

- Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 14, No. 5, pp. 563 - 577.
- Meister, Iwan S. (2002) “Is Eastern Europe Ready for the Euro? A Cointegration Analysis for the Maastricht Criteria,” *De Nederlandsche Bank WO Research Memorandum*, No. 699/0221, Amsterdam: DNB, September.
- Ng, Serena and Pierre Perron (1995) “Unit Root Tests in ARMA Models with Data - Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 90, No. 428, March, pp. 268 - 281.
- Osterwald - Lenum, Michael (1992) “A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics,” *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, Vol. 54, No. 3, pp. 461 - 472.
- Reimers, Hans - Eggert (1993) “Comparisons of Tests for Multivariate Cointegration,” *Statistical Papers*, Vol. 33, pp. 335 - 359.



出所：IMF（2006）のデータに基づき筆者作成。



出所：IMF（2006）のデータに基づき筆者作成。

表1 「マーストリヒト条約の収斂基準」の履行状況

収斂基準 基準値 (上限値)	為替レート (%)		インフレ率 (%)			長期利子率 (%)			財政収支 (%)			政府債務 (%)		
	上限	下限	'03	'04	'05	'03	'04	'05	'03	'04	'05	'03	'04	'05
	15.0	-15.0	1.2 (2.7)	0.6 (2.1)	1.0 (2.5)	4.1 (6.1)	4.2 (6.2)	3.3 (5.3)	-3.0			60.0		
オーストリア	—	—	1.3	2.0	2.1	4.1	4.1	3.3	-1.5	-1.1	-1.5	64.4	63.6	62.9
ベルギー	—	—	1.5	1.9	2.5	4.1	4.1	3.4	0.1	0.0	0.1	98.5	94.7	89.8
デンマーク	—	—	2.0	0.9	1.7	4.3	4.3	3.4	—	—	—	—	—	—
フィンランド	—	—	1.3	0.1	0.8	4.1	4.1	3.3	2.5	2.3	2.6	44.3	44.3	41.1
フランス	—	—	2.2	2.3	1.9	4.1	4.0	3.4	-4.2	-3.7	-2.9	62.4	64.4	66.8
ドイツ	—	—	1.0	1.8	1.9	4.0	4.0	3.3	-4.0	-3.7	-3.3	63.8	65.5	67.7
ギリシャ	—	—	3.4	3.0	3.5	4.2	4.2	3.5	-5.8	-6.9	-4.5	107.8	108.5	107.5
アイルランド	—	—	4.0	2.3	2.2	4.1	4.0	3.3	-0.2	1.5	1.0	31.1	29.4	27.6
イタリア	—	—	2.8	2.3	2.2	4.2	4.2	3.5	-3.4	-3.4	-4.1	104.2	103.8	106.4
ルクセンブルク	—	—	2.5	3.2	3.8	4.0	4.1	3.3	0.2	-1.1	-1.9	6.3	6.6	6.2
オランダ	—	—	2.2	1.4	1.5	4.1	4.0	3.3	-3.1	-1.9	-0.3	51.9	52.6	52.9
ポルトガル	—	—	3.3	2.5	2.1	4.1	4.1	3.4	-2.9	-3.2	-6.0	57.0	58.7	63.9
スペイン	—	—	3.1	3.1	3.4	4.1	4.1	3.3	0.0	-0.1	1.1	48.9	46.4	43.2
スウェーデン	—	—	2.3	1.0	0.8	4.6	4.4	3.3	—	—	—	—	—	—
イギリス	—	—	1.4	1.3	2.1	4.5	4.9	4.4	—	—	—	—	—	—
チェコ	6.3	-9.4	-0.1	2.6	1.6	4.1	4.7	3.5	-6.6	-2.9	-2.6	30.0	30.6	30.5
ハンガリー	7.7	-3.7	4.7	6.8	3.5	6.8	8.1	6.5	-6.4	-5.4	-6.1	56.7	57.1	58.4
ポーランド	16.8	-12.1	0.7	3.6	2.2	5.7	6.8	5.2	-4.7	-3.9	-2.5	43.9	41.9	42.5
スロバキア	-1.1	-5.9	8.4	7.5	2.8	4.9	5.0	3.5	-3.7	-3.0	-2.9	42.7	41.6	34.5
スロベニア	5.2	-0.6	5.7	3.7	2.5	6.4	4.6	3.8	-2.8	-2.3	-1.8	29.1	29.5	29.1
エストニア	1.2	-0.6	1.4	3.0	4.1	5.2	4.3	3.9	2.4	1.5	1.6	6.0	5.4	4.8
ラトビア	11.5	1.6	2.9	6.2	6.9	4.9	4.8	3.8	-1.2	-0.9	0.2	14.4	14.6	11.9
リトアニア	0.9	-1.8	-1.1	1.2	2.7	5.3	4.5	3.6	-1.2	-1.5	-0.5	21.2	19.5	18.7

出所：為替レートはIMF（2006）、インフレ率、財政収支、政府債務はEC（2006a）、そして長期利子率はECBのウェブサイトより入手した。

注）「為替レート」は2003年1月から2005年12月までの対ユーロ名目レートの過去2年間平均水準からの変化率、「インフレ率」はHarmonised CPIの年平均変化率、そして「財政収支」と「政府債務」は一般政府部門の財政収支と政府債務の対GDP比率をそれぞれ示している。

表2 PP 検定の結果 (レベル)

国名／収斂基準	為替レート		インフレ率		長期利子率		財政収支		政府債務	
	定数項 tレイト [△]	定数項	定数項 tレイト [△]	定数項	定数項 tレイト [△]	定数項	定数項 tレイト [△]	定数項	定数項 tレイト [△]	定数項
オーストリア	-4.74 *	-4.44 *	-2.27	-2.13	-2.50	-0.62	—	—	—	—
ベルギー	-4.60 *	-5.16 *	-3.03	-2.73	-2.41	-0.60	-17.54 *	-13.26 *	—	—
デンマーク	—	—	-2.45	-2.39	-2.40	-0.41	—	—	—	—
フィンランド	-4.31 *	-4.36 *	-1.95	-1.82	-2.38	-0.58	-6.58 *	-5.63 *	-3.28	-0.13
フランス	-3.40	-3.51 *	-2.68	-2.33	-2.72	-0.69	—	—	—	—
ドイツ	-4.24 *	-4.90 *	-2.61	-2.45	-2.49	-0.79	—	—	—	—
ギリシャ	-2.24	-1.84	-1.71	-2.22	-2.43	-0.73	—	—	—	—
アイルランド	-3.39	-3.03 *	—	—	-2.56	-0.56	—	—	—	—
イタリア	-11.65 *	-12.28 *	-4.17 *	-4.58 *	-2.62	-0.61	—	—	—	—
ルクセンブルク	—	—	-2.96	-2.48	—	—	—	—	—	—
オランダ	-4.87 *	-5.55 *	-1.68	-1.64	-2.50	-0.65	—	—	—	—
ポルトガル	-2.62	-3.46 *	-2.29	-2.29	-2.61	-0.65	—	—	—	—
スペイン	-4.51 *	-5.51 *	-2.92	-2.50	-2.62	-0.53	-6.29 *	-4.94 *	-4.31 *	1.46
スウェーデン	—	—	-2.53	-2.34	-2.13	-0.27	—	—	—	—
イギリス	—	—	-2.56	-2.57	-2.23	-1.74	—	—	—	—
チェコ	-2.65	-0.86	-2.25	-1.56	-1.96	-1.60	-9.96 *	-8.22 *	-3.19	1.98
ハンガリー	-2.13	-3.28 *	-2.63	-3.03 *	-1.67	-1.68	—	—	—	—
ポーランド	-1.89	-2.36	-1.94	-1.86	-1.65	-1.28	-6.03 *	-5.28 *	-4.59 *	-3.86 *
スロバキア	-1.11	-1.37	-2.10	-2.00	-2.23	-0.74	—	—	—	—
スロベニア	-1.00	-2.42	-2.15	-0.79	—	—	-12.64 *	-11.91 *	—	—
エストニア	-4.23 *	-4.52 *	-2.23	-3.15 *	—	—	—	—	—	—
ラトビア	-1.15	-1.31	-3.24	-4.53 *	-1.57	-0.72	—	—	—	—
リトアニア	-1.69	-2.08	-3.77 *	-5.84 *	-2.41	-1.95	—	—	—	—

注) 各項の数値はZ値であり、* は単位根があるという帰無仮説が5%有意水準で棄却されることを示す。単位根検定にはMacKinnon (1991) の分布表を用いている。なお表中の“—”は分析対象国ではない、もしくは該当する項目にデータがないことを示している。

表3 PP 検定の結果（一次差分）

国名／収斂基準	為替レート		インフレ率		長期利子率		財政収支		政府債務	
	定数項 tレイト [△]	定数項	定数項 tレイト [△]	定数項	定数項 tレイト [△]	定数項	定数項 tレイト [△]	定数項	定数項 tレイト [△]	定数項
オーストリア	-11.94 *	-11.66 *	-12.07 *	-12.12 *	-6.38 *	-6.42 *	—	—	—	—
ベルギー	-10.28 *	-9.75 *	-17.61 *	-16.79 *	-6.00 *	-6.05 *	-38.72 *	-39.99 *	—	—
デンマーク	—	—	-12.48 *	-12.54 *	-6.18 *	-6.19 *	—	—	—	—
フィンランド	-14.48 *	-12.88 *	-10.33 *	-10.32 *	-5.92 *	-5.96 *	-59.40 *	-43.21 *	-8.08 *	-8.19 *
フランス	-12.92 *	-12.83 *	-12.18 *	-12.16 *	-6.06 *	-6.11 *	—	—	—	—
ドイツ	-10.79 *	-10.30 *	-12.37 *	-12.36 *	-6.16 *	-6.21 *	—	—	—	—
ギリシャ	-12.95 *	-11.64 *	-11.95 *	-11.64 *	-5.95 *	-6.01 *	—	—	—	—
アイルランド	-8.94 *	-9.01 *	—	—	-5.83 *	-5.87 *	—	—	—	—
イタリア	-10.87 *	-10.55 *	-10.18 *	-9.77 *	-6.21 *	-6.27 *	—	—	—	—
ルクセンブルク	—	—	-15.46 *	-15.53 *	—	—	—	—	—	—
オランダ	-16.60 *	-15.12 *	-11.36 *	-11.35 *	-6.13 *	-6.17 *	—	—	—	—
ポルトガル	-9.14 *	-9.02 *	-9.25 *	-9.30 *	-5.93 *	-5.98 *	—	—	—	—
スペイン	-11.13 *	-10.70 *	-7.15 *	-7.08 *	-5.89 *	-5.94 *	-22.03 *	-22.01 *	-8.18 *	-7.01 *
スウェーデン	—	—	-10.80 *	-10.82 *	-5.86 *	-5.81 *	—	—	—	—
イギリス	—	—	-9.25 *	-9.28 *	-5.51 *	-5.54 *	—	—	—	—
チェコ	-14.06 *	-13.74 *	-8.38 *	-8.41 *	-5.54 *	-5.59 *	-42.83 *	-45.15 *	-12.91 *	-6.55 *
ハンガリー	-9.83 *	-9.43 *	-8.73 *	-8.46 *	-4.89 *	-4.93 *	—	—	—	—
ポーランド	-9.14 *	-9.02 *	-6.38 *	-6.42 *	-4.87 *	-4.91 *	-16.90 *	-16.96 *	-15.81 *	-13.59 *
スロバキア	-10.08 *	-9.97 *	-9.03 *	-9.06 *	-4.35 *	-4.39 *	—	—	—	—
スロベニア	-15.31 *	-14.21 *	-9.82 *	-9.83 *	—	—	-23.36 *	-23.98 *	—	—
エストニア	-18.09 *	-16.51 *	-7.29 *	-7.14 *	—	—	—	—	—	—
ラトビア	-12.03 *	-11.71 *	-8.97 *	-8.06 *	-5.39 *	-5.44 *	—	—	—	—
リトアニア	-11.84 *	-10.18 *	-8.67 *	-7.81 *	-7.97 *	-7.62 *	—	—	—	—

注）各項の数値はZ値であり，* は単位根があるという帰無仮説が5%有意水準で棄却されることを示す。単位根検定にはMacKinnon（1991）の分布表を用いている。なお表中の“—”は分析対象国ではない，もしくは該当する項目にデータがないことを示している。

表 4 中・東欧 8 ヶ国に関する共和分検定の結果

	為替レート	インフレ率	長期利子率	財政収支	政府債務
対象国数 (n)	7	7	6	0	1
共和分ベクトルの数 (r)	1	1	2	—	—
ラグ次数	1	1	1	—	—
モデル	④	④	④	—	—

注) 表中の“—”は該当する項目にデータがないことを示している。

表 5 中・東欧 8 ヶ国と低インフレ率の EU3 ヶ国に関する共和分検定の結果

	インフレ率	長期利子率
対象国数 (n)	10	9
共和分ベクトルの数 (r)	3	4
ラグ次数	1	1
モデル	④	④

表 6 中・東欧 8 ヶ国と EMU12 ヶ国に関する共和分検定の結果

	為替レート	インフレ率	長期利子率	財政収支	政府債務
対象国数 (n)	11	20	20	0	2
共和分ベクトルの数 (r)	2	—	—	—	1
ラグ次数	1	—	—	—	1
モデル	④	—	—	—	④

注) 表中の“—”は該当する項目にデータがないことを示している。

表 7 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	1996/1-2000/12	固定効果
		2001/1-2005/12	固定効果
固定為替制度	エストニア ラトビア リトアニア	1996/1-2000/12	プーリング
		2001/1-2005/12	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	1996/1-2000/12	固定効果
		2001/1-2005/12	プーリング
インフレーションゲティング	チェコ ハンガリー ポーランド	2001/1-2005/12	プーリング
裁量政策	スロバキア スロベニア	2001/1-2005/12	プーリング

表 8 インフレ率格差に関する単位根検定の結果

国名 (サンプル期間)	ラグ次数 p	係数 δ	t 値
チェコ (1996-2000)	5	-0.871	-2.433
ハンガリー (1996-2000)	6	-2.068	-6.524***
ポーランド (1996-2000)	5	-1.406	-5.699***
スロバキア (1996-2000)	0	-0.878	-6.551***
スロベニア (1996-2000)	7	-1.609	-4.229***
エストニア (1996-2000)	0	-0.514	-4.410***
ラトビア (1996-2000)	5	-1.152	-4.568***
リトアニア (1996-2000)	5	-0.768	-5.009***
チェコ (2001-2005)	5	-1.066	-2.478
ハンガリー (2001-2005)	0	-0.954	-7.188***
ポーランド (2001-2005)	0	-0.935	-6.984***
スロバキア (2001-2005)	0	-0.956	-7.234***
スロベニア (2001-2006)	8	-3.315	-4.660***
エストニア (2001-2005)	0	-1.023	-7.645***
ラトビア (2001-2005)	0	-1.012	-7.493***
リトアニア (2001-2005)	0	-1.001	-7.568***

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す。

表 9 インフレ率格差に関するパネル単位根検定の結果

グループ名 (サンプル期間)	$\Psi t - bar$	p	ϕ
中・東欧 8 ヶ国 (1996-2000)	-9.653***	4	0.268
中・東欧 8 ヶ国 (2001-2005)	-14.503***	5	0.033
固定為替制度 (1996-2000)	-5.283***	5	0.263
固定為替制度 (2001-2005)	-11.857***	0	0.005
変動為替制度 (1996-2000)	-8.062***	4	0.101
変動為替制度 (2001-2005)	-9.608***	5	0.105
インフレーターゲティング (2001-2005)	-7.114***	5	0.308
裁量政策 (2001-2005)	-6.771***	0	-0.005

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す。

付表 1 多変数共和分検定で用いたマクロ経済変数に関する記述統計

	為替レート				インフレ率				長期利子率			
	平均	最大	最小	標準偏差	平均	最大	最小	標準偏差	平均	最大	最小	標準偏差
オーストリア	2.620	2.638	2.585	0.008	0.016	0.032	0.002	0.007	1.487	1.682	1.172	0.134
ベルギー	3.696	3.712	3.659	0.009	0.018	0.033	0.004	0.006	1.493	1.682	1.181	0.134
デンマーク	—	—	—	—	0.021	0.032	0.007	0.005	1.510	1.690	1.150	0.126
フィンランド	1.780	1.798	1.745	0.009	0.013	0.039	-0.005	0.009	1.483	1.686	1.150	0.135
フランス	1.881	1.897	1.864	0.005	0.015	0.025	0.001	0.006	1.473	1.660	1.163	0.125
ドイツ	0.669	0.686	0.635	0.008	0.013	0.026	0.002	0.005	1.454	1.642	1.141	0.122
ギリシャ	5.799	5.851	5.699	0.044	0.040	0.085	0.020	0.016	1.521	1.711	1.235	0.133
アイルランド	-0.243	-0.202	-0.311	0.017	—	—	—	—	1.479	1.690	1.141	0.140
イタリア	7.569	7.614	7.556	0.007	0.024	0.054	0.012	0.007	1.511	1.695	1.226	0.127
ルクセンブルク	—	—	—	—	0.018	0.036	-0.013	0.007	—	—	—	—
オランダ	0.787	0.826	0.720	0.014	0.024	0.048	0.009	0.009	1.472	1.667	1.141	0.131
ポルトガル	5.296	5.316	5.248	0.012	0.028	0.050	0.013	0.008	1.493	1.690	1.160	0.140
スペイン	5.109	5.128	5.041	0.015	0.028	0.041	0.013	0.007	1.484	1.678	1.156	0.138
スウェーデン	—	—	—	—	0.009	0.032	-0.012	0.001	1.544	1.738	1.134	0.130
イギリス	—	—	—	—	0.025	0.041	0.006	0.007	1.572	1.677	1.432	0.064
チェコ	3.521	3.655	3.365	0.071	4.586	4.717	4.332	0.109	1.560	1.924	1.196	0.198
ハンガリー	5.481	5.588	5.215	0.095	4.574	4.897	4.036	0.241	2.002	2.157	1.786	0.099
ポーランド	1.378	1.585	1.173	0.093	4.545	4.744	4.114	0.177	1.973	2.473	1.591	0.252
スロバキア	3.714	3.820	3.627	0.053	4.585	4.890	4.245	0.207	1.751	2.110	1.211	0.263
スロベニア	5.331	5.487	5.124	0.116	4.611	4.879	4.261	0.188	—	—	—	—
エストニア	2.749	2.767	2.713	0.009	4.600	4.779	4.283	0.125	—	—	—	—
ラトビア	-0.460	-0.343	-0.643	0.083	4.607	4.805	4.377	0.096	1.681	1.353	1.353	0.209
リトアニア	1.367	1.644	1.213	0.139	4.586	4.645	4.393	0.053	1.718	1.316	1.316	0.257

注) 表中の“—”は該当する項目にデータがないことを示している。

(つづき)

	財政収支				政府債務			
	平均	最大	最小	標準偏差	平均	最大	最小	標準偏差
オーストリア	—	—	—	—	—	—	—	—
ベルギー	-1.827	8.919	-14.115	6.619	—	—	—	—
デンマーク	—	—	—	—	—	—	—	—
フィンランド	-0.021	7.289	-7.450	3.679	210.001	277.765	152.774	41.441
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	-1.158	5.125	-7.448	3.223	206.046	239.323	180.042	17.959
ポルトガル	—	—	—	—	—	—	—	—
スペイン	-1.334	4.689	-8.300	2.432	188.284	223.143	136.953	27.392
スウェーデン	—	—	—	—	—	—	—	—
イギリス	—	—	—	—	—	—	—	—
チェコ	-1.955	2.400	-7.644	2.834	53.733	90.631	32.452	17.594
ハンガリー	—	—	—	—	—	—	—	—
ポーランド	-2.644	8.756	-7.470	3.235	167.901	204.396	131.308	18.156
スロバキア	—	—	—	—	—	—	—	—
スロベニア	-1.058	8.961	-10.634	3.256	—	—	—	—
エストニア	—	—	—	—	—	—	—	—
ラトビア	-1.174	4.389	-7.532	2.735	—	—	—	—
リトアニア	—	—	—	—	—	—	—	—

注) 表中の“—”は該当する項目にデータがないことを示している。

付表 2 多変数共和分検定で用いるマクロ経済変数の定義と出所

変数	定義と出所
為替レート	各国通貨の月末対エキュ・対ユーロ名目為替レートの自然対数値。出所は IMF (2006)。
インフレ率	2000 年を基準年とした消費者物価指数 (CPI) の前年同月比変化率の自然対数値。出所は IMF (2006)。
長期利子率	10 年物国債の流通市場における月平均利回りの自然対数値。出所は欧州中央銀行のウェブサイト。
財政収支	中央銀行部門の財政収支の対 GDP 比。出所は IMF (2006)。
政府債務	中央銀行部門の政府債務の対 GDP 比。出所は IMF (2006)。

付表 3 中・東欧諸国に関する共和分検定の結果

$n - r$	為替レート	インフレ率	長期利子率	財政収支	政府債務
7	156.72*	178.48*	—	—	—
6	115.36	117.28	139.63*	—	—
5	79.96	85.97	97.08*	—	—
4	53.65	56.60	58.14	—	—
3	33.86	31.23	28.65	—	—
2	18.36	13.34	15.56	—	—
1	7.11	4.53	4.48	—	—

注) * は「多くて r 個の共和分ベクトルがある」という帰無仮説が 5% 有意水準で棄却されることを示す。共和分検定には MacKinnon, Haug and Michelis (1999) の臨界値を用いている。また表中の “—” は該当する項目にデータがないことを示している。以上のことは次の付表 4 と付表 5 にも当てはまる。

付表 4 中・東欧諸国と低インフレ率の EU3 ヶ国に関する共和分検定の結果

$n - r$	インフレ率	長期利子率
10	346.14*	—
9	267.86*	275.85*
8	195.32*	214.88*
7	149.91	161.48*
6	110.42	118.81*
5	73.54	78.99
4	41.72	55.64
3	22.70	38.20
2	12.64	23.24
1	5.44	10.03

付表 5 中・東欧諸国と EMU12 ヶ国に関する共和分検定の結果

$n - r$	為替レート	インフレ率	長期利子率	財政収支	政府債務
11	386.40*	—	—	—	—
10	293.91*	—	—	—	—
9	227.45	—	—	—	—
8	181.47	—	—	—	—
7	142.30	—	—	—	—
6	106.41	—	—	—	—
5	78.78	—	—	—	—
4	53.79	—	—	—	—
3	36.80	—	—	—	—
2	21.56	—	—	—	27.47*
1	8.76	—	—	—	2.21

付表 6 パネル単位根検定で用いるインフレ率に関する記述統計
(サンプル期間：1996 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	0.005	0.039	-0.002	0.007
ハンガリー	0.010	0.042	-0.003	0.008
ポーランド	0.009	0.033	-0.006	0.007
スロバキア	0.006	0.055	-0.003	0.009
スロベニア	0.006	0.016	-0.005	0.004
エストニア	0.006	0.033	-0.003	0.006
ラトビア	0.004	0.034	-0.009	0.006
リトアニア	0.004	0.030	-0.007	0.007
ドイツ	0.001	0.008	-0.002	0.002

付表 7 パネル単位根検定で用いるインフレ率に関する記述統計
(サンプル期間：2001 年 1 月から 2005 年 12 月まで)

国名	平均	最大	最小	標準偏差
チェコ	0.001	0.019	-0.007	0.005
ハンガリー	0.004	0.023	-0.003	0.005
ポーランド	0.001	0.011	-0.004	0.003
スロバキア	0.004	0.051	-0.003	0.009
スロベニア	0.003	0.015	-0.006	0.004
エストニア	0.002	0.020	-0.005	0.004
ラトビア	0.003	0.014	-0.011	0.005
リトアニア	0.000	0.014	-0.008	0.004
ユーロ圏	0.001	0.006	-0.006	0.002

付表 8 各グループの構成国と選択された推定方法（その 2）
（固定効果推定法（GLS）を用いたケース）

グループ名	構成国	サンプル期間	推定方法
中・東欧 8 ケ国	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	1996/1-2000/12	固定効果
		2001/1-2005/12	固定効果
固定為替制度	エストニア ラトビア リトアニア	1996/1-2000/12	プーリング
		2001/1-2005/12	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	1996/1-2000/12	固定効果
		2001/1-2005/12	固定効果
インフレーションターゲット	チェコ ハンガリー ポーランド	2001/1-2005/12	プーリング
裁量政策	スロバキア スロベニア	2001/1-2005/12	固定効果

付表 9 インフレ率格差に関するパネル単位根検定の結果（その 2）
（固定効果推定法（GLS）を用いたケース）

グループ名 （サンプル期間）	$\Psi t - bar$	p	ϕ
中・東欧 8 ケ国（1996-2000）	-9.522***	5	0.242
中・東欧 8 ケ国（2001-2005）	-14.503***	5	0.182
固定為替制度（1996-2000）	-5.283***	5	0.263
固定為替制度（2001-2005）	-11.857***	0	0.004
変動為替制度（1996-2000）	-8.062***	4	0.074
変動為替制度（2001-2005）	-9.569***	6	-0.117
インフレーションターゲット（2001-2005）	-7.114***	5	0.308
裁量政策（2001-2005）	-6.447***	6	-0.818

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す。

3. 中・東欧諸国における金融政策の効果波及経路

－Lag - Augmented VAR モデルによる Granger 因果性検定－

はじめに

第 5 次拡大により欧州連合（European Union : EU）加盟を実現した中・東欧 8 ヶ国にとって今後の主要な課題は経済・通貨同盟（Economic and Monetary Union : EMU）第 3 段階に参加し、単一通貨ユーロを導入することである。実際、スロベニア、エストニア、リトアニアは 2004 年 6 月、ラトビアは 2005 年 4 月、そしてスロバキアは同年 11 月に為替相場メカニズム（Exchange Rate Mechanism : ERM）II に参加しており、この内、スロベニアはインフレ率、長期利子率、財政収支、政府債務に関する「マーストリヒト条約の収斂基準」の履行を通じて 2007 年 1 月のユーロ導入が承認された¹⁾。また ERM II に参加するバルト 3 ヶ国やスロバキアなどその他の国も 2008 年から 2010 年にかけてのユーロ圏参加を目指しており、チェコ、ハンガリー、ポーランドは現在は財政収支の収斂基準達成が難しく目標時期を設定していないが、その後数年以内に同様の過程を辿ることが予想される。

このように EU 新規加盟の中・東欧諸国はユーロ圏参加に向けた動きを本格化させている。本論文第 2 章の計量分析では収斂基準の中でも特にインフレ率について中・東欧諸国はユーロ圏に収束していることを見たが、今後ユーロが導入されると中・東欧各国の中央銀行は金融政策の自律性を放棄し、物価安定目標に向けた政策運営を欧州中央銀行（European Central Bank : ECB）に委ねなければならない。すなわち ECB は近い将来、中・東欧諸国も参加する拡大ユーロ圏の金融政策を一手に担うことになるが、このとき拡大したユーロ圏内で金融政策の効果波及経路が大きく異なる場合、域内共通の金融政策はユーロ圏加盟諸国の経済的利益を犠牲にすることが懸念される。

本章ではこのような問題意識の下、今後ユーロ圏に参加することが予想される中・東欧 8 ヶ国の金融政策の効果波及経路を定量的に分析し、その特徴を明らかにすることにより、拡大ユーロ圏において上記のような金融波及経路の相違が発生する可能性について考察する。本章の構成は以下のとおりである。第 1 節では中・東欧諸国の金融システムについて金融仲介水準や銀行資産、そして株式時価総額などに関する最近のマクロデータから検証を行う。そして特に金融システムにおいて主導的な役割を果

たしている各国の銀行部門について市場シェアや所有形態の点から詳細な分析を行う。

第2節では中・東欧諸国とユーロ圏の金融波及経路について、金融システムの特徴や為替制度の相違を考慮して構築したベクトル値自己回帰（Vector Autoregressive：VAR）モデルを用いて計量分析を行う。ここでは単位根や共和分といった時系列データの特性に注意を払う必要がない Lag - Augmented VAR（LA - VAR）モデルを適用し、推定結果が VAR モデルを構成する変数の順番に依存しないという利点を持つ Granger 因果性検定を通じて金融政策がどのような経路を通じて实体经济に影響を及ぼし得るのかを分析する。そして最後に、本章の結論を述べる。

3. 1 中・東欧諸国の金融システム

中・東欧諸国では 1980 年代末以降、計画経済から市場経済への体制転換が進められた。本論文第 1 章で検証したとおり、金融制度については発券、貸付、そして商業取引決済の諸機能を一手に担っていた単一銀行（Monobank：モノバンク）から商業銀行業務を分離して二層銀行制度に移行することから改革は開始された。その後、銀行部門は国有銀行の民営化や銀行の新規参入などを通じて急速に多様化している。このように著しく変化する移行期の金融システムについてはこれまで多くの研究が行われてきた。例えば、Scholtens（2000）は 1990 年代前半の中・東欧 11 ヶ国における金融構造について、株式市場は一様に規模が小さく流動性も低いのに対して、銀行部門は多くの国で信用規模を増加させていることから、銀行は移行初期の資金調達において重要な役割を果たしたと述べている。また Berglof and Bolton（2002）は移行各国では 1990 年代後半以降、金融システムの制度構築に当たってそれぞれ異なる戦略が採られてきたにも関わらず、中・東欧諸国では銀行主導の金融システムが形成されつつあると述べている。本節ではこうした先行研究の論点を踏まえつつ、最近のマクロデータを用いて中・東欧各国の金融システムを分析し、その特徴を次節の計量分析で用いる VAR モデルに反映させることにする。

3. 1. 1 金融部門の発展段階と金融仲介機能の役割

初めに、金融部門の発展段階を考察するために金融仲介水準の動向を概観する。図 1 は 1995 年以降の通貨・金融機関による国内民間信用残高の対 GDP 比を示している。

2004 年時点でユーロ圏は 115%であるのに対して、中・東欧諸国ではエストニアの 68%からポーランドの 28%の範囲に収まっており、ユーロ圏と比較すると金融仲介水準は依然低い水準で推移している。しかし中・東欧諸国と同じ高・中所得国に分類されるメキシコやトルコなどと比較すると平均してこれら諸国とほぼ同じ水準にあり、また残高ベースでも 2002 年以降、毎年 30%を超える増加が続いていることから、中・東欧全体としては着実に金融深化が進展しているものと考えられる²⁾。なおチェコとスロバキアの国内信用比率は中・東欧の中でも例外的に低下傾向を示しているが、これは銀行部門の不良債権処理に伴い銀行の対民間信用が減少したことによる (Creel and Levasseur, 2005, p. 4)。

次に、図 2 は公的部門向け国内信用の対 GDP 比を示している。Berglof and Bolton (2002) は中・東欧諸国における銀行の主な貸付先は政府であり、家計や企業などの民間部門に対する貸付は限定的であったと述べている。確かに 1995 年から 99 年までと 2000 年以降の 5 年間の平均水準を比較すると、8 ヶ国中 6 ヶ国で対公的信用比率は僅かながら上昇している。しかしハンガリーの低下により 2000 年以降、対公的部門の貸付水準はすべての国でユーロ圏平均を下回るまで減少している。従って、図 1 の結果を合わせ考慮すると、最近の中・東欧諸国における金融深化は対民間信用の増加に牽引されているものと考えられる。

以上では中・東欧諸国の金融深化が民間部門を中心に着実に進展していることを見たが、次に各国の金融システムを構成する銀行部門と株式市場の動向を考察する。これまでの先行研究では中・東欧諸国の金融システムは銀行部門に主導されてきたことが指摘されている。図 3 は銀行総資産の対 GDP 比の推移であるが、この図からはチェコを除いて中・東欧諸国における銀行部門は年々規模を拡大していることが分かる。但し、中・東欧 8 ヶ国の内、4 割の銀行総資産を占めるポーランドがユーロ圏で最も規模が小さいフィンランドの半分程度であるなど、ユーロ圏と比較すると銀行部門の規模は依然限られている。

一方、株式市場について図 4 では株式時価総額の対 GDP 比を通じて各国の市場規模を測っている³⁾。株式時価総額は 2001 年以降、すべての新規加盟国で増加しており、4 年間で 300%拡大しているが、対 GDP 比では近年上昇しているエストニアを除いてユーロ圏の半分以下の水準に留まっている。また株式市場の流動性を示すために図 5 と表 1 では株式売買回転率と国内上場企業数をそれぞれ示しているが、ポーラン

ドとスロベニア以外の 6 ヶ国では上場企業は減少傾向にあり、売買回転率も相対的に低い水準で推移していることが分かる^{4) 5)}。

最後に、外部金融としての銀行部門と株式市場の相対的な重要度について比較する。ECB (2002a, 2005) は国内民間信用と株式時価総額の関係から、中・東欧諸国の民間部門は資金調達に際して株式市場よりも銀行を通じた間接金融に依存する傾向があり、その割合はユーロ圏や EU15 ヶ国よりも高いことを指摘している (ECB, 2002a, pp. 25 - 26; ECB, 2005, p. 15)。図 6 では縦軸に銀行信用の対 GDP 比、横軸に株式時価総額の対 GDP 比をそれぞれ取り、1995 年と 2004 年の各時点における銀行信用と株式時価総額の対応を表している。銀行信用の時価総額に対する比率は中・東欧諸国では 4.0 から 2.0、そしてユーロ圏では 3.5 から 2.2 に低下していることから、ユーロ圏に比べて中・東欧諸国における株式市場の発展がより顕著であったことが分かる。しかしこの比率は銀行を通じた資金調達が依然として直接金融の 2 倍の規模であり、銀行部門が中・東欧諸国の金融システムにおいて主導的な役割を果たしていることも示している。そこで次項では 1990 年代以降の中・東欧 8 ヶ国における銀行部門の動向に注目し、その特徴を検証する⁶⁾。

3. 1. 2 銀行部門の動向

表 2 は中・東欧諸国における国内銀行数の推移を示している。銀行業への新規参入が許可された 1990 年代初頭以降、銀行数は急速に増加したが、銀行監督制度の確立に伴い国内資本系の不健全な小規模銀行は淘汰された。その結果、銀行数は全体でピーク時の半数程度まで減少する一方、外国資本は国内銀行の買収や新規参入を通じてその割合を大幅に高めている。このような傾向は資産規模の点からも確認できる。図 7 と図 8 では総資産で測った国内 5 大銀行と外国銀行の市場シェアを表しているが、いずれの比率もユーロ圏に比べて高く、平均して約 7 割の銀行資産が 5 大銀行に集中し、また外国資本に所有されていることが分かる。このように中・東欧諸国では近年「大規模銀行への集約化」と「外国資本による支配化」が顕著になっている。

表 3 は各国 5 大銀行の市場シェアとその所有構成を示しているが、この表からは次の 3 つの点を指摘することができる。第一に、主要銀行の多くは民営化された旧国有銀行から構成される傾向にある。表中の「●」は該当する銀行がモノバンクから商業銀行業務を直接引き継いだ旧国有商業銀行、もしくはモノバンク制度の下で特定分野

の金融業務を担っていた旧専門銀行であることを示し、「▲」はそれ以外の新規設立銀行であることを示している。この表からエストニアとラトビアを除く中・東欧 6 ヶ国では主要 5 行の内、3 行以上がこれら旧国有銀行により占められていることが分かる。

第二に、中長期的な戦略の下、各国の主要銀行は外国資本の銀行グループに買収され子会社化しているが、このようないわゆる戦略的投資家による中・東欧進出には明確な傾向を見出すことができる。すなわちチェコ、ハンガリー、ポーランド、そしてスロバキアではユーロ圏加盟国の銀行グループが積極的に展開する一方、バルト諸国に対してはスウェーデンの銀行による進出が際立っている。なおスロベニアは例外的に主要行のほとんどが国内資本系であり、銀行部門全体でも外国資本の市場シェアは域内諸国の中で最も低い水準に留まっている。

そして第三に、比較的中規模の外国銀行が戦略的投資家として中・東欧の主要行を傘下に収めている。表 3 の最終列にある「総資産順位」は中・東欧に進出する外国銀行の国内及び欧州域内における総資産順位を示しているが、ここから多くの銀行が国内上位行ではあるものの、欧州域内では 30 位前後の規模であることが分かる。

3. 1. 3 小括

本節では中・東欧 8 ヶ国における金融システムの動向について最近のマクロデータに基づく検証を行った。これまでの移行国に関する先行研究では 1990 年代の金融システムについて株式市場の規模が一樣に小さく流動性も低い一方、銀行部門は多くの国で信用創造を拡大させており、銀行主導型の金融システムが形成されていることが指摘されてきた。本節では中・東欧諸国の金融深化はユーロ圏の水準には依然及ばないものの、民間信用を中心に着実に進展しており、平均して他の高—中所得国とほぼ同じ水準に達していること、そして中・東欧各国では近年株式市場の発展が顕著であるが、資金調達に際しては銀行部門が引き続き主導的な役割を果たしていることを確認した。

このように中・東欧諸国の金融システムにおいて主要な役割を果たしてきた銀行部門を詳細に分析すると、幾つかの共通した傾向を見出すことができる。すなわち中・東欧各国では大規模銀行の多くが民営化された旧国有銀行から形成されており、外国に拠点を置く戦略的投資家は旧国有銀行系の国内主要行を買収することで中・東欧の銀行部門における市場シェアを高めてきた。またバルト 3 ヶ国に対してはスウェーデ

ンの金融グループによる進出が顕著であるのに対して、スロベニアを除く他の4ヶ国ではユーロ圏に拠点を置く銀行グループが積極的に展開する傾向が見られる。次節では中・東欧諸国における金融波及経路について計量手法を用いた分析を行うが、その際、本節で考察した各国金融システムの特徴をモデルの特定化に反映させることにする。

3. 2 金融政策の効果波及経路

EU 新規加盟の中・東欧諸国はユーロ圏参加に向けた動きを本格化させているが、実際にユーロが導入されると中・東欧各国の中央銀行は金融政策の自律性を放棄し、物価安定目標に向けた政策運営を欧州中央銀行（ECB）に委ねなければならない。すなわち ECB は近い将来、中・東欧諸国も参加する拡大ユーロ圏の金融政策を一元的に担うことになるが、拡大ユーロ圏域内で金融政策の実体経済に対する政策効果やその波及経路が大きく異なる場合、域内共通の金融政策はユーロ圏加盟諸国の経済的利益を損ねる恐れがある。本節では今後ユーロ圏に参加することが予想される中・東欧8ヶ国の金融政策の効果波及経路を定量的に分析し、その特徴を明らかにすることにより、拡大ユーロ圏において金融波及経路の相違が発生する可能性について考察する。

金融波及経路の分析に際しては Sims（1980）以降、この分野の研究で広く用いられているベクトル値自己回帰（VAR）モデルを適用する。以下では初めに VAR モデルを用いて EU 原加盟国やユーロ圏諸国、そして中・東欧諸国の金融波及経路を分析した先行研究を概観した上で本研究の独自性を明らかにする。そして次に LA - VAR モデルに基づく Granger 因果性検定を行い、中・東欧8ヶ国とユーロ圏における金融波及経路の特徴を分析し、中・東欧諸国やユーロ圏では金融政策がどのような経路を通じて実体変数に影響を及ぼし得るのかについて考察する。

3. 2. 1 先行研究の概要と本研究の特徴

本稿の計量手法で用いる VAR モデルはアメリカの金融政策を分析した Sims（1980）以降、様々な国や地域の金融波及経路を研究するために適用されてきた。そして欧州連合条約締結により通貨統合が現実味を帯びた 1990 年代中葉以降は特に EU 原加盟国やユーロ圏加盟諸国を対象にこの計量手法による金融波及経路の研究が数多く行わ

れている。本稿は中・東欧諸国における金融政策の効果波及経路を分析することを目的としているが、中・東欧諸国は将来ユーロ圏に加盟することを目標としている。そこで本項では EU 原加盟国やユーロ圏諸国を対象にした金融波及経路に関する先行研究を概観することから始めたい。

EU 加盟国の金融波及経路に関する先行研究としては初めに Ramaswamy and Sloek (1997) が 1972 年 1 月から 95 年 4 月までの月次データを用いて、EU12 ヶ国の実質 GDP、消費者物価、短期名目利子率の 3 変数からなる VAR モデルを推定し、金融政策ショックによるインパルス応答関数を分析した。そして分析の結果、すべての対象国で収縮的な金融ショックは生産を低下させるが、オーストリア、ベルギー、フィンランド、ドイツ、オランダ、イギリスにおける生産低下の累積効果はデンマーク、フランス、イタリア、ポルトガル、スペイン、スウェーデンよりも 2 倍規模が大きく且つ期間も長いことから、EU 諸国間には金融政策の波及効果について大きな相違があることを指摘している。

また Barran, Coudert and Mojon (1997) は 1976 年 1 月から 94 年 4 月までの EU9 ヶ国における四半期データを用いて、名目 GDP、消費者物価、対マルク名目為替レート、短期名目利子率、世界輸出価格からなる VAR モデルを推定した。そしてインパルス応答関数から収縮的な金融政策ショックが生産に及ぼす負の効果はドイツが最も大きく、フランスとイギリスがこれに続き、デンマークとフィンランドが最も小さくなると述べている。さらに Ehrmann (1998) もギリシャとルクセンブルクを除く EU13 ヶ国について 1984 年から 97 年までの四半期データを用いて短期利子率、実質工業生産、インフレ率、為替レート、そして国ごとに異なる情報変数からなる VAR モデルを推定し、金融政策ショックによるインパルス応答を分析した結果、ドイツにおける生産とインフレの反応規模は最も小さいフィンランドの 5 倍以上となり、EU 域内の金融波及効果には大きな相違があることを指摘している。

このようにユーロ圏を構成する国の金融波及効果には多様性が見られることが指摘される一方、先行研究の中には欧州域内の金融政策効果は類似した特徴を持つことを示唆する研究もある。例えば、Mojon and Peersman (2001) は 1980 年から 1998 年までの四半期データを用いて、ルクセンブルクとポルトガルを除くユーロ圏現加盟 10 ヶ国の金融波及メカニズムを分析している。そして欧州通貨制度の下で域内各国が採用してきた金融政策レジームの相違に基づき、実質 GDP、消費者物価、短期名目利

子率,そして為替レートの組み合わせからなる 3 種類の VAR モデルを推定し,金融政策ショックはすべての国で一時的な生産減少と段階的ではあるが持続的な物価低下という類似したインパルス応答を示すことを明らかにしている。また Peersman and Smets (2001) はこれと同時期のユーロ圏全体について,実質 GDP,消費者物価,貨幣量,短期名目利子率,そして実質実効為替レートからなる VAR モデルを推定し,ユーロ圏の金融政策ショックに対する生産と物価の反応は Mojon and Peersman (2001) による各国ごとの分析結果と類似していることを明らかにしている。

以上のように 1990 年代中葉以降,EU やユーロ圏を構成する欧州諸国の金融波及経路について研究が進められてきたが,Elbourne and de Haan (2004) は VAR モデルに基づくこのような先行研究が同じ計量手法を用いているにも関わらず,欧州諸国の金融波及メカニズムについて異なる分析結果を導出していることに注目し,EU10 ヶ国について VAR モデルの識別制約や内生変数を変更した複数のモデルを推定した。そして金融政策ショックに対する生産と物価の反応について,積率相関係数を通じてモデル間の頑健性を検証した結果,生産の反応にはある程度の頑健性が確認されるものの,物価の反応は頑健的でなく,そのため EU 諸国における多様な金融波及メカニズムの存在は VAR モデルの特定化に依存することを明らかにした⁷⁾。

一方,本稿の主要な分析対象である EU 新規加盟の中・東欧 8 ヶ国についても,近年 VAR モデルを用いた研究が進められている。その中でも Ganev, Molnar, Rybinski and Wozniak (2002) は複数の中・東欧諸国を対象とする金融波及経路の分析を初めて行った。彼らは中・東欧 8 ヶ国にブルガリアとルーマニアを加えた 10 ヶ国を対象に 1995 年 1 月から 2000 年 12 月までの鉱工業生産,コア物価,短期名目利子率,対ユーロ名目為替レートを内生変数とする VAR モデルを推定した。そして Granger 因果性検定の結果,為替レートを通じた波及経路である「為替レート経路」が利子率を通じた「利子率経路」よりも多くの中・東欧諸国では安定的であると述べている⁸⁾。

一方,EFN (2004) は中・東欧 8 ヶ国を為替制度の相違から 2 つのグループに分けた上で,1993 年から 2003 年までの四半期データを用いて,実質 GDP,消費者物価,短期名目利子率,貨幣量,そして実質実効為替レートからなる VAR モデルを推定し,インパルス応答関数と予測誤差分散分解からスロバキアとスロベニアを除く中・東欧各国では利子率と為替レートを通じた経路が重要な波及経路となっていると結論付けている。

他方, Creel and Levasseur (2005) は 1993 年 1 月から 2004 年 3 月までのチェコ, ハンガリー, ポーランドを対象に, 鉱工業生産, 消費者物価, 短期名目利子率, 名目実効為替レートの 4 変数に貨幣量もしくは国内信用を加えた VAR モデルを推定している。そして物価水準や為替レートは利子率ショックに対して理論どおりのインパルス応答を示さないため, これらの国では利子率や為替レートをを用いた政策運営は生産や物価の動向を変更させる上で効率的ではないと述べている⁹⁾。

上記以外にも中・東欧諸国については表 4 のとおり Anzuini and Levy (2004), Hericourt and Matei (2004), Hericourt (2005), そして Elbourne and de Haan (2005) 等の研究があるが, 本研究はこのような先行研究とは次の 2 つの点で異なっている。第一に, 本稿では Granger 因果性検定に基づき金融波及経路の分析を行っている。前述のとおり中・東欧諸国に関する先行研究では Ganev et al. (2002) を除いてインパルス応答関数や予測誤差分散分解などの手法が多用されてきたが, こうした分析手法には推定結果が VAR モデルを構成する変数の順番に大きく依存してしまうという問題点が指摘されている (Hamori and Hamori, 2000, pp. 16 - 17)。そこで本稿では VAR 分析の中でもこのような問題を回避できる Granger 因果性検定を通じて中・東欧諸国とユーロ圏の金融波及経路を分析している。なお前述の先行研究の中で唯一因果性検定を行っている Ganev et al. (2002) では少しずつ時点をずらしながら推定を行うローリング検定の手法が適用されているが, 本研究では単位根や共和分といった時系列データの特性についてほとんど注意を払うことなく分析することができる Lag - Augmented VAR (LA - VAR) モデルに基づき因果性検定を行っている。

第二に, これまでの先行研究, 特に中・東欧諸国に関する研究では利子率や為替レートを通じた波及経路が分析の対象とされてきたが, 本稿では銀行部門が中・東欧各国の金融システムにおいて主導的な役割を果たしているという本章前節の指摘を考慮して VAR モデルを構成する変数として「銀行貸出」を追加している。このアプローチはいわゆる「クレジット・ビュー」という考え方に基づいている。標準的な IS - LM モデルでは銀行貸出と債券は完全代替であるという仮定の下, 貸出市場の存在は無視され, 銀行準備の減少は市場金利の上昇を通じて民間非銀行部門の預金を減少させ経済活動水準に抑制的な影響をもたらす「貨幣経路」が重視されてきた (古川, 1995, pp. 11 - 15)。

このような貨幣とその中核を占める預金という銀行部門の負債項目に焦点を当てる

「マネー・ビュー」とは異なり、クレジット・ビューでは銀行貸出と債券は銀行と企業にとって不完全代替であるという仮定の下、金融政策が銀行部門の資産項目である銀行貸出の変化を通じて実体経済に影響を及ぼす「銀行貸出経路」が重視される¹⁰⁾。すなわち銀行準備の減少に伴い、市中銀行は貸出量と保有証券の間の最適な資産選択行動の結果、貸出量を能動的に抑制し、銀行貸出以外の資金調達手段を持たない企業の設備投資計画に影響を与えることが考えられるのである（畠田, 1997, p. 16）。本研究ではこのクレジット・ビューに基づき銀行貸出を VAR モデルに追加することにより、「貨幣経路」や「為替レート経路」とともに銀行貸出経路を通じた金融波及についても検証している¹¹⁾。

3. 2. 2 モデル

金融波及経路に関する先行研究では国家間の比較を容易にするために同一の VAR モデルを複数の対象国に適用するケースが多い。しかしこのような分析対象国の特徴を考慮せずモデルを特定化するアプローチは推定結果の信頼性を損なう恐れがある。そこで本研究では共通の変数を用いながらも国家間の比較検証が可能な程度に対象国・地域の特徴を加味した VAR モデルを通じて金融政策の効果波及経路を分析する。ここでは Peersman and Smets (2001) や EFN (2004) に基づき中・東欧 8 ヶ国とユーロ圏について金融システムや為替制度の特徴、そして経済規模を考慮した 3 つのタイプの VAR モデルを構築する。

第一に、中・東欧 8 ヶ国の内、変動為替制度の下、自律的な金融政策を実施しているチェコ、ハンガリー、ポーランド、スロバキア、スロベニアの中・東欧 5 ヶ国については次のモデルを考える¹²⁾。

$$Y_t = \sum_{i=1}^n A_i(L)Y_{t-i} + B(L)X_t + \mu_t \quad (1)$$

$$Y_t = [p_t \ y_t \ l_t \ m_t \ e_t \ i_t]' \quad (1)'$$

$$X_t = [p_t^* \ y_t^* \ i_t^*]' \quad (1)''$$

但し、 Y_t は内生変数のベクトル、 X_t は外生変数のベクトル、 μ_t は誘導形 VAR の攪乱項ベクトル、 A_i ($i=1, \dots, n$) と B は変数間の相互依存関係を表す係数行列、そして L はラグオペレータを表している¹³⁾。内生変数は実体経済を表す消費者物価 (p) と鉱工業生産 (y)、効果波及経路を仲介する銀行貸出 (l)、貨幣量 (m)、

名目実効為替レート (e), そして金融政策の操作目標である短期名目利子率 (i) から構成されている¹⁴⁾。一方, 外生変数としては定数項とトレンド項の他, 中・東欧 5 ヶ国の銀行部門に影響力を持つユーロ圏の消費者物価 (p^*), 鉱工業生産 (y^*), そして短期名目利子率 (i^*) を考慮している。なおスロベニアは例外的にユーロ圏に対する金融面での依存度が低いため, ユーロ圏の変数を外生変数に含まないケースも考える。

上記の誘導形 VAR から構造形 VAR を識別し, 互いに独立し一様に分布する構造形 VAR の攪乱項ベクトルである「構造ショック」を得るために, 変数の同時点での相互依存関係に帰帰的構造を仮定するコレスキー分解を利用する。この識別方法では当期における変数間の同時的關係は基準化された対角要素を持つ下三角行列と仮定されるため, 考察する内生変数の順番が重要になる¹⁵⁾。そこでここでは①' のような変数の順序付けを仮定する。

①' の最後尾に位置するのは表 5 のとおり中・東欧 5 ヶ国における金融政策の操作目標となっている短期利子率 (i) である。これは金融当局が政策決定に際して生産や物価などの実体変数やその他のマクロ経済変数の同時点での動向については考慮するが, 金融政策は調整の遅れなどから瞬時にこうした諸変数に対して影響を及ぼすことはできないという仮定に基づいている (Barran et al., 1997, p. 89)。但し, マクロ経済変数の中でも為替レート (e) は例外的に瞬時且つ相互に短期利子率と調整し合うことが予想されるため, ①' では短期利子率の直前に置いている。

次に, 金融政策の効果波及を仲介する変数として貨幣量 (m) と銀行貸出 (l) を考慮する。貨幣量が銀行貸出の前に位置するのは短期利子率に起因する金融政策ショックにより銀行部門の負債 (貨幣量) と資産 (銀行貸出) はいずれも減少するが, 銀行貸出は契約に準じた取引行為であるため調整には時間を要することから, 銀行負債の減少は銀行資産に先行するという考えに基づいている (Bernanke and Blinder, 1992, pp. 918 - 919) 最後に, 実体経済を表す物価 (p) と生産 (y) は先頭に置いているが, 物価が生産に先行するのは価格の硬直性から物価が生産のショックに遅れて調整されるという仮定に基づいている (照山, 2001, p. 117)。

第二に, 中・東欧 8 ヶ国の内, カレンシーボード制度もしくは固定為替制度を導入しているエストニア, ラトビア, リトアニアのバルト 3 ヶ国については次の VAR モデルを考える¹⁶⁾。

$$Y_t = \sum_{i=1}^n A_i(L) Y_{t-i} + B(L) X_t + \mu_t \quad (2)$$

$$Y_t = [i_t^* \ p_t \ y_t \ l_t \ m_t \ i_t]' \quad (2)'$$

$$X_t = [p_t^* \ y_t^* \ e_t]' \quad (2)''$$

前述の中・東欧 5 ヶ国とは異なり、これらバルト 3 ヶ国では金融政策の自律性は大幅に制限されているため、国内金融政策は利子率やマネーサプライに外生的な変化をもたらす得ない (EFN, 2004, p. 102)。そこで先行研究に基づき、固定為替制度採用国の金融政策ショックは外国の短期利子率から生じるものと仮定する (*Ibid.*, p. 114; Mojon and Peersman, 2001, p. 13)。但し、外国利子率は外国の物価水準や生産量と同様、外生変数として扱われるべき変数であるため、②' では内生変数の中でも最も調整が遅く他の変数からの影響を受けにくい最前列に置いている。外生変数については定数項、トレンド項、外国の消費者物価と鉱工業生産に加えて名目実効為替レートを追加しているが、これはバルト 3 ヶ国が固定為替制度を採用していることによる。なお外生変数として考慮する「外国」はユーロ圏を想定するとともにバルト諸国の銀行部門に大きな影響力を持ち、且つユーロ圏非加盟国であるスウェーデンを別途考慮する。

最後に、ユーロ圏については次のモデルを考える。

$$Y_t = \sum_{i=1}^n A_i(L) Y_{t-i} + \mu_t \quad (3)$$

$$Y_t = [p_t \ y_t \ l_t \ m_t \ i_t \ e_t]' \quad (3)'$$

Mojon and Peersman (2001) と Peersman and Smets (2001) はそれぞれドイツとユーロ圏の金融波及経路を分析する際、インパルス応答関数における物価パズルの発生を回避するために VAR モデルの外生変数としてアメリカの実質 GDP と短期名目利子率、そして国際商品価格を用いている。しかしここではユーロ圏は全体として経済規模が大きいと、他の国及び地域から影響を受けないものと仮定し、定数項とトレンド項以外の外生変数は考慮しない。またユーロ圏は比較的閉鎖された経済圏でもあることからコレスキー分解に際して、③' のような変数の順番を仮定する。すなわち金融政策の情報集合に同時点の為替レートは含まれず、金融政策の操作目標である短期利子率は為替レートの変化に対して瞬時に反応しないものとする (Peersman and Smets, 2001, p. 9)。

3. 2. 3 データの定義、出所、サンプル期間

鉱工業生産、消費者物価、貨幣量、名目実効為替レート、短期名目利子率は IMF (2005)、そして銀行貸出並びにバルト 3 ヶ国とスロベニアの名目実効為替レートは各国中央銀行から月次データを入手した。すべての変数について季節調整値が得られる場合はそのままを用い、それ以外の場合は原数値を Census X - 12 で調整しており、利子率以外の変数は対数変換したものを 100 倍している。またエストニアとラトビアの鉱工業生産は IMF (2005) から月次データを入手することができなかったため、線形補間法により GDP の四半期データから月次データを生成している。最後に、サンプル期間についてはユーロ圏のデータが得ることができる 1998 年 1 月からデータが入手可能な 2005 年 4 月までとした。上記の諸変数に関する定義とデータの出所及び記述統計は付表 1 と付表 2 に示すとおりである。

3. 2. 4 Granger 因果性検定の結果とその解釈

本節では Granger 因果性検定を通じて VAR モデルを構成する各変数間の因果関係を検証する¹⁷⁾。ここでは単位根や共和分といった時系列データの特性についてほとんど注意を払うことなく因果性検定を行うことができる Toda and Yamamoto (1995) の Lag - Augmented VAR (LA - VAR) モデルを適用している¹⁸⁾。

VAR モデルは計量経済分析において最も広く用いられている手法の一つではあるが、変数が和分されていたり、また変数間に共和分関係がある場合、通常の漸近理論はレベルの VAR による仮説検定に適用することはできない (Toda and Yamamoto, 1995, pp. 225 - 226)。従って、各変数は単位根を持つが、変数間に共和分関係がない場合は階差形の VAR モデルが選択され、各変数は和分されており、且つ共和分関係を持つ場合はベクトル誤差修正 (Vector Error Correction : VEC) モデルが用いられる傾向がある。

しかし時系列の特性を検定する単位根検定や共和分検定には検出力の低さや小標本の際に信頼性が低くなるなどの問題が指摘されており、こうした事前検定のバイアスはそれを用いる VAR モデルや VEC モデルに基づく統計的推論に問題を生じさせることが指摘されている (Hamori and Imamura, 2000, p. 614)。そこでこのような問題を回避するために、因果性検定に際して LA - VAR モデルを適用する。この手法を用いることにより単位根や共和分などの時系列の特性にほとんど注意を払うことなく、

レベルで VAR モデルを推定し、Wald 基準を通じて係数の仮説検定を行うことができるのである。

LA - VAR モデルを用いた Granger 因果性検定は次の手順で行っている。まず初めに、VAR モデルの最適ラグ次数を決定する。次に、各変数の最大和分次数を先験的に決め、これに最適ラグ次数を加えて VAR モデルを推定する。そして最後に、Wald 検定を通じて「Granger の意味において因果関係がない」という帰無仮説を検定する。このとき Wald 検定統計量は最適ラグ次数を自由度とする χ^2 分布に従うことになる。VAR モデルの最適ラグ次数は照山・戸田（1997）に基づき複数の情報基準を併用して決定している（*Ibid.*, pp. 243 - 244）。すなわち最大次数を 8 次とし、赤池情報基準により選択される次数を上限、シュワルツ情報量基準による次数を下限として上限ラグ次数から逐次的に最終ラグの有意性を尤度比検定で決定している¹⁹⁾。また各変数の最大和分次数は 1 としている。

Granger 因果性検定の結果は表 6 及び図 9 のとおりである。表 6 の数値は「Granger の意味において因果関係がない」という帰無仮説が棄却される有意水準を p 値で示しており、列変数から行変数への因果関係の有意性を表している。表 6 を図示したものが図 9 であり、図中の矢印の内、太実線は 1%、線実線は 5%、そして点線は 10% 水準で有意であることを示している。表 5 のとおりユーロ圏と中・東欧 5 ヶ国では金融政策の操作目標として短期金利が用いられているため、以下では国内短期利子率（ i ）を起点に為替レート（ e ）、貨幣量（ m ）、銀行貸出（ l ）を通じて実体変数である消費者物価（ p ）と鉱工業生産（ y ）に対する因果性を検証する。一方、バルト諸国については為替制度の特徴を考慮して、外国の短期利子率（ i^* ）を起点に実体変数との因果性を検証する。

初めに、中・東欧 5 ヶ国の内、チェコでは金融政策の操作目標である利子率を起点に「 $e, p, y \rightarrow i \rightarrow p$ 」という関係が確認され、利子率は為替レートや生産から限界的に予測されるとともに物価水準と互いに予測力を持つため、金融政策には物価重視の傾向があることが分かった（ $i \leftrightarrow p$ ）。チェコでは 1997 年 12 月以降、「インフレーターゲティング」が導入され、政策金利を操作してインフレ率を目標水準に誘導する政策運営が実施されており、利子率と物価に関する因果性検定の結果はこのような金融政策フレームワークが背景にあるものと考えられる。チェコと同様、1998 年 10 月からインフレーターゲティングを実施しているポーランドでは因果性検定から「 m ,

$l, p \rightarrow i \leftrightarrow y$ 」という関係が導出され、利子率は限界的に物価に予測され、金融政策は物価を重視している可能性があることが確認された ($p \rightarrow i$)。さらにポーランドでは利子率が生産に対しても強い因果性を有しており、金融政策が直接的に実体経済に対して因果関係を持っていることが分かる ($i \leftrightarrow y$)。なおチェコやポーランドと同様、インフレターゲットを実施しているハンガリーでは利子率は他のいかなる変数も限界的に予測せず、また限界的に予測されないという結果が得られた。このような結果が導出された要因として、同国でインフレターゲットが開始されたのは2001年8月以降と相対的に遅く、サンプル期間がそれ以前の金融政策フレームワークも含んでいることが考えられる。

一方、スロバキアとスロベニアの利子率は実体経済に対して間接的に因果関係を有していることが分かる。スロバキアでは利子率は為替レートに対して予測力を持つ「 $i \rightarrow e$ 」という関係しかないが、他の変数と因果関係を持たない物価を除く5変数の場合、「 $l \leftrightarrow i \leftrightarrow e \rightarrow y$ 」という関係が見られ、金融政策は銀行貸出と為替レートを重視するとともに利子率は為替レートを通じて生産に対して予測力を持っている。またスロベニアでは外生変数にユーロ圏の生産と消費を考慮する場合、「 $m, l \rightarrow i \rightarrow e$ 」という因果関係になるが、ユーロ圏の変数を外生変数として考慮しない場合、「 $m, l, y \rightarrow i \leftrightarrow e \rightarrow p$ 」となり、利子率は為替レートを通じて間接的に実体経済に対して因果性を有している。スロバキアは2004年12月からインフレターゲットを導入しているが、それ以前は1998年10月にターゲット・ゾーンから変動為替制度に転換し、99年1月からはユーロを参照通貨とする管理フロートを実施していた。またスロベニアでは2004年6月のERM II参加まで為替レートはユーロを参照通貨とする管理フロート下にあり、金融政策は貨幣集計量の増加率を中間目標とするマネタリー・ターゲットとして実施されていた。上記のように利子率が為替レートを通じて実体経済に関係を持つという検定結果は両国が採用してきた金融・為替政策を反映しているものと考えられる。

次に、バルト3ヶ国における変数間の因果関係を検証する。エストニアではユーロ圏の利子率を起点に「 $i^* \rightarrow m \leftrightarrow l$ 」となり、生産や物価への因果関係はない。一方、ラトビアでは「 $i^* \rightarrow m, l$ 」, 「 $m \rightarrow y$ 」, リトアニアでは「 $i^* \rightarrow l, y$ 」という関係が見られる。これら3ヶ国は類似した為替制度を採用してきたが、本研究では外国利子率が各国の銀行貸出を予測するという以外に共通する特徴を見出すことはできな

かった。なおスウェーデンを「外国」とする場合、バルト3ヶ国では外国利子率を起点として変数間に統計的に有意な関係はほとんど検出されなかった(検定結果は省略)。

最後に、ユーロ圏については金融政策の操作目標である短期利子率を起点に「 $y \rightarrow i$ 」という関係しか確認されないが、他の変数と関係を持たない貨幣量を除く5変数の場合には「 $e, y \rightarrow i \rightarrow l \rightarrow y$ 」という関係が検出され、利子率は銀行貸出を通じて生産に因果関係を有していることが明らかになった。

以上のGranger因果性検定の結果をまとめると次の3つの点を指摘することができる。第一に、本研究で新たに追加した銀行貸出はチェコとハンガリー以外の中・東欧諸国とユーロ圏の金融波及経路で有意な変数であることが分かった。第二に、「為替レート経路」が検出されたスロバキアとスロベニアを除いて中・東欧の金融波及経路は必ずしも理論的な裏付けを持つ経路とはならなかった。特にチェコとポーランドでは利子率が直接、物価や生産などの実体変数と強い因果性を持つことが確認された。最後に、中・東欧の金融波及経路はユーロ圏に対してだけでなく、中・東欧各国間でも異なるものになった。しかしながら少なくとも中・東欧5ヶ国では各国がこれまでに採用してきた金融・為替政策の特徴を反映する傾向が見られることが分かった。

3. 3 本章の結論

第5次拡大によりEU加盟を実現した中・東欧8ヶ国にとって、これから直面する最も大きな課題の一つがユーロの導入である。スロバキア、スロベニア、バルト3ヶ国は2007年から2010年にかけてのユーロ圏参加を目指しており、チェコ、ハンガリー、ポーランドもその後数年以内に同様の過程を辿ることが予想される。このように多くの中・東欧諸国でユーロ圏参加に向けた動きが本格化しているが、実際にユーロが導入されると中・東欧各国の中央銀行は金融政策の自律性を放棄し、物価安定目標に向けた政策運営を欧州中央銀行(ECB)に委ねなければならない。すなわちECBは近い将来、中・東欧諸国も参加する拡大ユーロ圏の金融政策を一手に担うことになるが、このとき拡大したユーロ圏内で金融政策の効果波及経路が大きく異なる場合、域内共通の金融政策はユーロ圏加盟諸国の経済的利益を犠牲にすることが懸念される。

そこで本章では中・東欧8ヶ国とユーロ圏の金融波及経路を計量的に分析し、その特徴を明らかにすることにより、拡大ユーロ圏において金融波及経路の相違が発生す

る可能性を考察した。初めに、計量分析に先立ち、中・東欧各国の金融システムについて最近のマクロデータを用いて検証した。その結果、中・東欧諸国では近年株式市場の発展が顕著であるものの、資金調達に関しては銀行部門が依然主導的な役割を果たしていること、そしてバルト3ヶ国の銀行部門に対してはスウェーデンの金融グループ、それ以外の中・東欧諸国ではユーロ圏に拠点を置く銀行グループが積極的に進出する傾向が見られることが明らかになった。そこで次にこのような金融システムの特徴と為替制度の相違を考慮し構築したVARモデルを用いて中・東欧8ヶ国の金融波及経路を分析した。

VARモデルは利子率、為替レート、貨幣量、銀行貸出、生産、物価の6変数から構成されており、1998年1月から2005年4月までのデータを用いている。計量分析に際してはGranger因果性検定を通じてVARモデルを構成する各変数間の因果関係を検証し、単位根や共和分といった時系列データの特性についてほとんど注意を払うことなく因果性検定を行うことができるLag-Augmented VAR (LA-VAR) モデルを適用した。Granger因果性検定の結果は次の諸点に要約される。第一に、本研究で新たに追加した「銀行貸出」は多くの中・東欧諸国とユーロ圏の金融波及経路において統計的に有意な変数となった。次に、中・東欧諸国の金融波及経路はそれぞれ異なり、また必ずしも理論に沿ったものにはならなかったが、少なくとも中・東欧5ヶ国では各国がこれまでに採用してきた金融・為替政策の特徴を反映する傾向が見られた。従って、中・東欧諸国が今後ユーロを導入し、ECBの金融政策下に置かれることにより、各国間の金融波及経路の相違は徐々に解消され、中長期的にユーロ圏の金融波及経路に収斂していく可能性があるという結論に至った。

本稿では中・東欧各国に見られる金融波及経路の相違には金融・為替政策が影響を及ぼしている可能性を指摘したが、その一方、最近のユーロ圏に関する先行研究の中にはCecchetti (1999) や Ehrmann, Gambacorta, Martinez - Pages, Sevestre and Worms (2003) のように法起源や金融システムなどの制度的背景が国ごとに異なる金融波及経路の特徴を形成していると指摘する分析もある。従って、今後はこのような制度的な観点から中・東欧諸国の金融波及経路を検証することも研究課題であると考えられる。

文末注

- 1) EU 加盟国がユーロを導入する際の基準であるマーストリヒト条約の収斂基準の具体的な内容は本論文第 2 章の冒頭に列記しているとおりである。
- 2) 中・東欧諸国の国内民間信用残高の対 GDP 比は平均で約 41%であるのに対して、高 - 中所得国では 43%となっている。なお高 - 中所得国は世界銀行の定義に基づいており、2004 年の一人当たり国民総所得が 3,256 ドルから 10,065 ドルまでの中・東欧 6 ヶ国を除く 34 ヶ国について、データを得ることができた 14 ヶ国を対象としている。
- 3) 本稿図 4 の株式時価総額は「株価×発行済株式総数」と定義している。
- 4) 本稿図 5 の株式売買回転率は「株式売買額÷株式時価総額×100」と定義している。
- 5) 国有企業の大規模民営化が実施されたチェコ、スロバキア、リトアニアでは国内上場企業の減少が著しく、主として新規公開により民営化したポーランドとスロベニアでは上場企業の増加が堅調であることから、移行各国における民営化戦略と国内上場企業数の推移には密接な関係があると考えられている (ECB, 2002a, p. 22)。
- 6) 近年、バルト 3 ヶ国を除く中・東欧 5 ヶ国では保険業が急速に拡大している (Komarkova et al., 2002, p. 4)。しかし資産規模はいずれの国でも金融機関全体の 10%弱であるため、ここでは考慮していない。一方、エストニアではリース業が銀行資産の半分程度の規模にまで成長しているが、他国との比較が困難であるため本章では捨象している。
- 7) Elbourne and de Haan (2004) は金融政策ショックによる生産及び物価の反応を推定する一方、Cecchetti (1999) が考案した指標から金融システムの特徴を明らかにし、順位相関係数を通じてそれらの関係を分析している。その結果、EU 諸国では金融システムと波及経路の間に体系的な関係を見出すことはできないと述べている。一方、Elbourne and de Haan (2005) は中・東欧 10 ヶ国を対象に同様の手法を用いた分析を行い、銀行部門の健全性が低い国ほど、金融政策に対する反応が大きくなることを指摘している。
- 8) 「為替レート経路」は変動為替制度の下、収縮的な金融政策が国内利子率を上昇させ、それが国内資産に対する需要増加を通じて名目為替レートを増価させ、総生産の減少や物価下落に繋がる経路のことである (EFN, 2004, pp. 100 - 101)。一方、「利子率経路」は収縮的な金融政策が短期名目利子率を上昇させ、それが金利裁定

による長期利子率の上昇を通じて家計の消費や企業の投資を減退させ、生産減少や物価低下を引き起こす経路を想定している (*Ibid.*, p. 100)。

9) Creel and Levasseur (2005) は予測誤差分散分解の結果、チェコ、ハンガリー、ポーランドではいずれの金融波及経路も有効ではないが、サンプル期間を 2000 年以降に限定した場合、ポーランドでは利子率経路と為替レート経路が重要性を高めていると述べている。

10) 銀行貸出経路の前提条件である銀行貸出と債券の不完全代替性は銀行と企業の双方で成立する必要がある。すなわち市中銀行は金融引き締め政策によって負債側の預金が減少するとき、流動性とリスクの点から短期的には証券保有を減少させるが、やがて銀行貸出の減少を通じて資産を調整する。一方、企業が銀行貸出に代わる資金調達手段を持たない場合、銀行貸出の減少により企業はそれまでの投資計画の中止や変更を迫られる。その結果、金融政策は銀行貸出の変化を通じて実体経済活動に影響を及ぼすことになるのである (畠田, 1997, pp. 16 - 17)。

11) 貨幣と銀行貸出は密接に相関しているため、銀行貸出経路は貨幣経路を否定するものではなく、むしろ貨幣経路を補完する経路であると考えられる (*Ibid.*, p. 16; 古川, 1995, p. 14)。

12) 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が、ここではターゲット・ゾーンから完全フロートまでを「変動為替制度」として規定している。なお表中の下線は現時点 (2006 年 12 月) での各国の為替制度を表している。

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

13) 推定に際しては定数項とトレンド項を含めているが、表記は省略している。これは本章のすべての VAR モデルで共通している。

14) 実効為替レートを用いている先行研究の多くは実質実効為替レートを利用しているが、スロベニア、エストニア、リトアニアについて実質レートを得ることができなかったため、本稿では名目実効為替レートを用いている。

15) コレスキー分解による VAR モデルの識別は以下のとおりである。まず構造形 VAR は次のように表される。

$$C_0 Y_t = C_1 Y_{t-1} + C_2 Y_{t-2} + \cdots + C_n Y_{t-n} + \varepsilon_t$$

$$; \varepsilon_t \sim \text{i.i.d} (0, D)$$

但し、 C_i ($i=0, \dots, n$) は $r \times r$ の定数からなる係数行列であり、 ε_t は同時点でも異時点でも相関しない、平均がゼロの同一な分布に従う構造形 VAR の攪乱項ベクトル、すなわち構造ショックである (照山, 2001, p. 77)。このとき ε_t の共分散行列 D は対角行列になる。ここで変数間の同時点相関関係を示す C_0 は逆行列 C_0^{-1} を持つとして、これを上記の構造形 VAR の両辺左から乗じることにより、次の誘導形 VAR を求めることができる。

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \cdots + A_n Y_{t-n} + \mu_t$$

但し、 $A_i = C_0^{-1} C_i$ ($i=0, \dots, n$)、 $\mu_t = C_0^{-1} \varepsilon_t$ である。ここで誘導形 VAR の攪乱項ベクトル μ_t の共分散行列を V とすると、 $V = C_0^{-1} D (C_0^{-1})'$ という関係がある。

実際の VAR モデルの推定には誘導形 VAR が用いられるが、その攪乱項ベクトル μ_t には複数の構造ショックが含まれているため、 μ_t から構造ショックを識別することが必要となる。すなわち、誘導形 VAR からは $n r^2$ 個の係数と対称行列である共分散行列 V の要素として $r(r+1)/2$ 個の係数が推定される一方、構造形 VAR を得るためには $(n+1) r^2$ 個の係数と対角行列である共分散行列 D の r 個の要素の係数を識別することが必要となる。そして C_0 の対角要素を 1 に基準化するとき、誘導形 VAR から構造形 VAR を識別し、構造ショックを得るためには少なくとも $r(r-1)/2$ 個の識別条件が必要となる (*Ibid.*, p. 78)。コレスキー分解を利用した識別方法では C_0 に次のような再帰的關係を仮定し、同時点の相互依存関係に $r(r-1)/2$ 個のゼロ制約を課すことにより、構造ショックを識別している。

$$C_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ c_{21} & 1 & 0 & \cdots & 0 \\ c_{31} & c_{32} & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ c_{n1} & c_{n2} & c_{n3} & \cdots & 1 \end{bmatrix}$$

なお照山 (2001) は様々な変数の順序による再帰的構造を仮定して、日本の消費者

物価，鉱工業生産，先行価格指標，短期利子率，貨幣量の 5 変数からなる VAR モデルを推定し，誘導形 VAR の攪乱項の同時点相関が小さい場合には VAR モデルの推定結果はコレスキー分解の順序にほとんど依存しないことを明らかにしている。

16) 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 94 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。

17) 本章を通じてすべての推定は Quantitative Micro Software 社の計量ソフト EViews 4.0 により行っている。

18) LA - VAR モデルの手法はこれまで先進工業国におけるマクロ経済変数の因果関係を分析するために用いられている。例えば，Hamori and Imamura（2000）は G7 諸国の株価変動，土居（2001）は日本の雇用変動と可処分所得，そして Awokuse（2002）はカナダにおける輸出と経済成長の因果関係についてそれぞれ検定を行っている。また中川（2002）は過去 20 年間の日本における金融波及経路を分析し，貨幣経路と銀行貸出経路の有効性を統計的に比較検証した結果，後者が強く支持されることを明らかにしている。

19) VAR モデルのラグ次数を決定する際の尤度比検定は 5%有意水準で行っている。なお VAR モデルの最適ラグ次数は次のようになった。チェコ：7，ハンガリー：1，ポーランド：7，スロバキア：7，スロバキア（5 変数の場合）：6，スロベニア：5，スロベニア（外生変数にユーロ圏諸変数を考慮しない場合）：4，エストニア：7，ラトビア：7，リトアニア：4，ユーロ圏：2，ユーロ圏（5 変数の場合）：4。

参考文献

●邦語文献

- 岩淵純一（1990）「金融変数が実体変数に与える影響について - Structural VAR モデルによる再検証 - 」日本銀行金融研究所『金融研究』第 9 巻第 3 号, 10 月, pp. 79 - 118.
- 照山博司（2001）「VAR による金融政策の分析：展望」財務省財務総合政策研究所『ファイナンス・レビュー』9 月, pp. 74 - 140.
- ・戸田裕之（1997）「日本の景気循環と失業率の変動の時系列分析」浅子和美・大瀧雅之編『現代マクロ経済動学』東京大学出版会, pp. 227 - 279.
- 土居丈朗（2001）「貯蓄率関数に基づく予備的貯蓄仮説の検証」内閣府経済社会総合研究所『ディスカッションペーパー』No. 1, 3 月.
- 中川竜一（2002）「日本における金融政策の効果波及経路 - 1977 年～1999 年のマクロデータを用いた実証分析 - 」神戸大学経済経営学会『国民経済雑誌』第 185 巻第 3 号, 3 月, pp. 1 - 20.
- 畠田敬（1997）「日本における銀行信用波及経路の重要性」日本証券経済研究所『ファイナンス研究』第 22 号, 3 月, pp. 15 - 31.
- 羽森茂之（2000）『計量経済学』中央経済社.
- ハンス・エッカー特・シャーラー（2003）「欧州における通貨同盟とユーロ - 発足から 3 年を経た中間評価 - 」岩田健治編著『ユーロと EU の金融システム』日本経済評論社, pp. 3 - 29.
- 古川顕（1995）「金融政策とクレジット・ビュー」日本金融学会『金融経済研究』第 9 号, 7 月, pp. 10 - 27.
- 細野薫（1995）「マネー、クレジットおよび生産」本多佑三編著『日本の景気 バブルそして平成不況の動学実証分析』有斐閣, pp. 129 - 156.

●英語文献

- Anzuini, Alessio and Aviram Levy (2004) "Financial Structure and the Transmission of Monetary Shocks: Preliminary Evidence for the Czech Republic, Hungary and Poland," *Banca d'Italia Temi di discussione*, No. 514, Rome: The Bank of Italy, July.

- Awokuse, Titus O. (2002) "Is the Export - Lead Growth Hypothesis Valid for Canada ?," *University of Delaware FREC Staff Paper*, FREC SP02 - 01, Newark: UD, March.
- Balmaseda, Manuel and David Taguas (2002) "The Propagation of Monetary Policy in Europe," in Wim Meeusen and Jose Villaverde, eds., *Convergence Issues in the European Union*, Cheltenham, UK: Edward Elgar, pp. 131 - 152.
- Barran, Fernando, Virginie Coudert and Benoît Mojon (1997) "The Transmission of Monetary Policy in European Countries," in Stefan Collignon, eds., *European Monetary Policy*, New York: Pinter, pp. 81 - 111.
- Berglof, Erik and Patrick Bolton (2002) "The Great Divide and Beyond: Financial Architecture in Transition," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 16, Issue 1, pp. 77 - 100.
- Bernanke, Ben S. and Alan S. Blinder (1988) "Credit, Money, and Aggregate Demand," *NBER Working Paper Series*, No. 2534, New York: NBER, March.
- (1992) "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission," *The American Economic Review*, Vol. 82, No. 4, pp. 901 - 921, September.
- Bonin, John P., Iftexhar Hasan and Paul Wachtel (2004) "Privatization Matters: Bank Efficiency in Transition Countries," *William Davidson Institute Working Paper*, No. 679, Ann Arbor: WDI, April.
- Caviglia, Giacomo, Gerhard Krause and Christian Thimann (2002) "Key Features of the Financial Sectors in EU Accession Countries," in Christian Thimann, eds., *Financial Sectors in EU Accession Countries*, Frankfurt am Main: ECB, July.
- Cecchetti, Stephen G. (1999) "Legal Structure, Financial Structure, and the Monetary Policy Transmission Mechanism," *NBER Working Paper Series*, No. 7151, New York, NBER, June.
- Creel, Jerome and Sandrine Levasseur (2005) "Monetary Policy Transmission Mechanisms in the CEECs: How Important are the Differences with the Euro Area ?," *OFCE Document de travail*, No. 2005 - 02, Paris: OFCE, February.
- Ehrmann, Michael (1998) "Will EMU Generate Asymmetry ? Comparing Monetary

- Policy Transmission across European Countries,” *European University Institute Working Paper*, No. 98/28, Florence: EUI, October.
- _____, Leonard Gambacorta, Jorge Martinez - Pages, Patrick Sevestre and Andreas Worms (2003) “The Effects of Monetary Policy in the Euro Area,” *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 19, No. 1, pp. 58 - 72.
- Elbourne, Adam and Jakob de Haan (2004) “Asymmetric Monetary Transmission in EMU: The Robustness of VAR Conclusions and Cecchetti’s Legal Family Theory,” *CESifo Working Paper*, No. 1327, Munich: CESifo, November.
- _____. (2005) “Financial Structure and Monetary Policy Transmission in Transition Countries,” mimeo, January.
- European Bank for Reconstruction and Development (2000 - 2005) *Transition report*, London: EBRD.
- European Central Bank (2002a) *Financial Sectors in EU Accession Countries*, Frankfurt am Main: ECB, July.
- _____. (2002b) *Monthly Bulletin*, Frankfurt am Main: ECB, July.
- _____. (2004) *Report on EU Banking Structure*, Frankfurt am Main: ECB, November.
- _____. (2005) *Banking Structures in the New EU Member States*, Frankfurt am Main: ECB, January.
- European Commission (2005) *European Economy Economic Forecasts Autumn 2005*, Brussels: EC.
- 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.
- Financial Times Business (2005) *The Banker*, Vol. 155, No. 953, July.
- Ganev, Georgy, Krisztina Molnar, Krzysztof Rybinski and Przemyslaw Wozniak (2002) “Transmission Mechanism of Monetary Policy in Central and Eastern Europe,” *CASE Reports*, No. 52, Warsaw: CASE.
- Gerlach, Stefan and Frank Smets (1995) “The Monetary Transmission Mechanism: Evidence from the G - 7 Countries,” *CEPR Discussion Paper*, No. 1219, London:

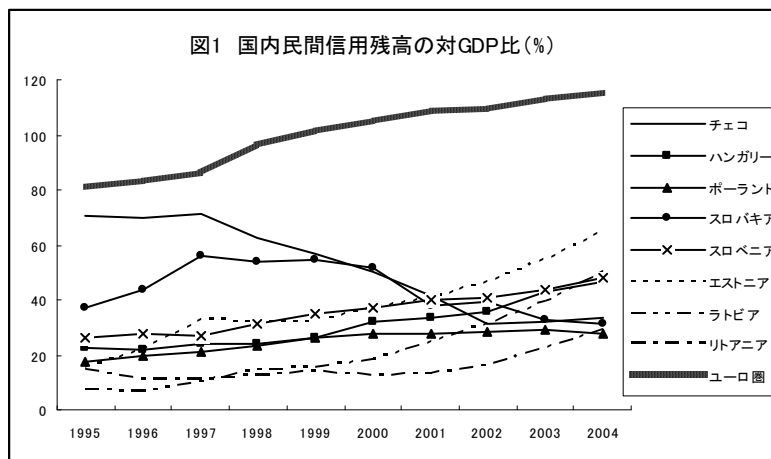
- CEPR, July.
- Hamori, Shigeyuki (2000) "The Transmission Mechanism of Business Cycles among Germany, Japan, the UK and the USA," *Applied Economics*, Vol. 32, Issue 4, pp. 405 - 410.
- and Naoko Hamori (2000) "An Empirical Analysis of Economic Fluctuations in Japan: 1885 - 1940," *Japan and the World Economy*, Vol. 12, Issue 1, pp. 11 - 19.
- and Yuriko Imamura (2000) "International Transmission of Stock Prices among G7 Countries: LA - VAR Approach," *Applied Economics Letters*, Vol. 7, Issue 9, pp. 613 - 618.
- Haug, Alfred A., Ozer Karagedikli and Satish Ranchhod (2005) "Monetary Policy Transmission Mechanisms and Currency Unions: A Vector Error Correction Approach to a Trans - Tasman Currency Union," *Journal of Policy Modeling*, Vol. 27, Issue 1, pp. 55 - 74.
- Hayashi, Naotsugu (2005) "Structural Changes and Unit Roots in Japan's Macroeconomic Time Series: Is Real Business Cycle Theory Supported?," *Japan and the World Economy*, Vol. 17, Issue 2, pp. 239 - 259.
- Hericourt, Jerome (2005) "Monetary Policy Transmission in the CEECs: Revised Results using Alternative Econometrics," mimeo, March.
- and Iuliana Matei (2004) "A VAR Description of the Effects of Monetary Policy in CEECs," mimeo, June.
- International Monetary Fund (2005) *International Financial Statistic Database*, Washington, D.C.: IMF.
- Jonas, Jiri and Frederic S. Mishkin (2003) "Inflation Targeting in Transition Countries: Experience and Prospects," *NBER Working Paper Series*, No. 9667, New York: NBER, April.
- Komarkova, Eva, Jaroslav Hermanek, Balazs Zsamboki, Pawel Wyczanski, Peter Balaz, Renata Konecna, Uros Cufer and Janez Fabijan (2002) "Stability and Structure of Financial Systems in CEC5," *Background Document for the CEC5 Governors Meeting in mid - May 2002*, May.

- Mojon, Benoît and Gert Peersman (2001) "A VAR Description of the Effects of Monetary Policy in the Individual Countries of the Euro Area," *ECB Working Paper Series*, No. 92, Frankfurt am Main: ECB, December.
- National Bank of Slovakia (2003) *The National Bank of Slovakia 1993 - 2002*, Bratislava: NBS, April.
- Neale, Walter C. and Sandor Bozsik (2001) "How the Hungarian State - owned Banks were Privatised," *Post - Communist Economies*, Vol. 13, No. 2, pp. 147 - 169.
- Peersman, Gert and Frank Smets (2001) "The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area: More Evidence from VAR Analysis," *ECB Working Paper Series*, No. 91, Frankfurt am Main: ECB, December.
- Ramaswamy, Ramana and Torsten Sloek (1997) "The Real Effects of Monetary Policy in the European Union: What are the Differences ?," *IMF Working Paper*, WP/97/160, Washington, D.C.: IMF, December.
- Ramsey, Valerie (1993) "How Important is the Credit Channel in the Transmission of Monetary Policy," *Carnegie - Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 39, December, pp. 1 - 45.
- Scholtens, Bert (2000) "Financial Regulation and Financial System Architecture in Central Europe," *Journal of Banking & Finance*, Vol. 24, Issue 2, pp. 525 - 553.
- Sims, Christopher A. (1980) "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Vol. 48, No. 1, January, pp. 1 - 48.
- , James H. Stock and Mark W. Watson (1990) "Inference in Linear Time Series Models with some Unit Root," *Econometrica*, Vol. 58, No. 1, January, pp. 113 - 144.
- Szymkiewicz, Krystyna (2001) "The Second Stage of Banking Transformation in Poland," in Yelena Kalyuzhnova and Michael Taylor, eds., *Transitional Economies: Banking, Finance, Institutions*, Basingstoke: Palgrave in Association with The Centre for Euro - Asian Studies, pp. 54 - 84.
- Toda, Hiro Y. and Taku Yamamoto (1995) "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes," *Journal of Econometrics*,

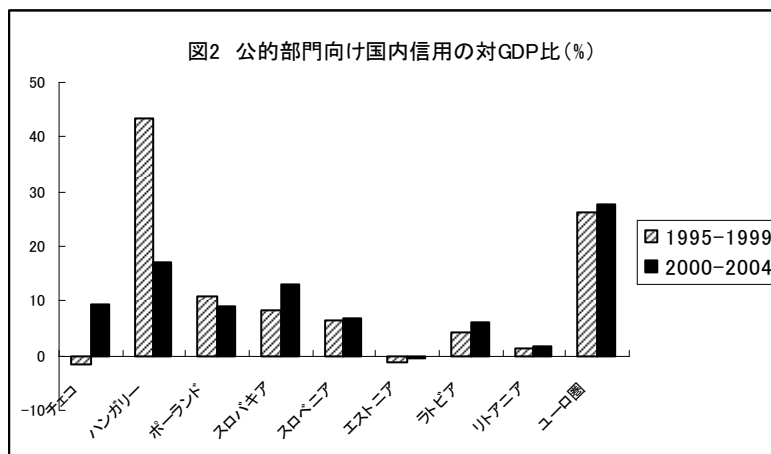
Vol. 66, pp. 225 - 250.

World Bank (2005) *World Development Indicators Database*, Washington, D.C.:

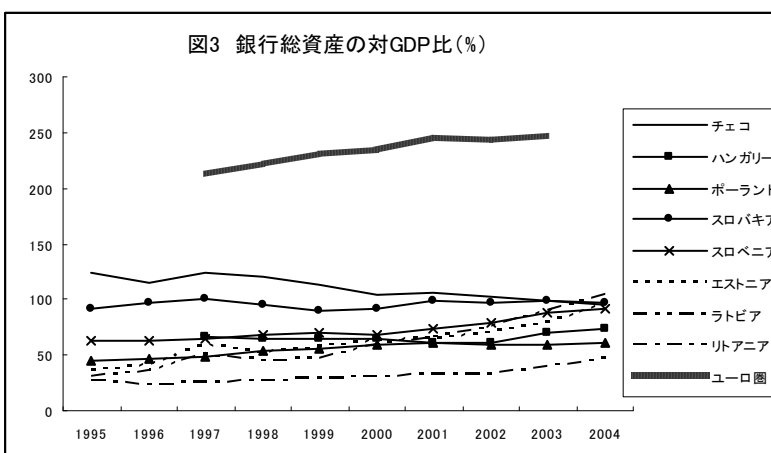
WB.



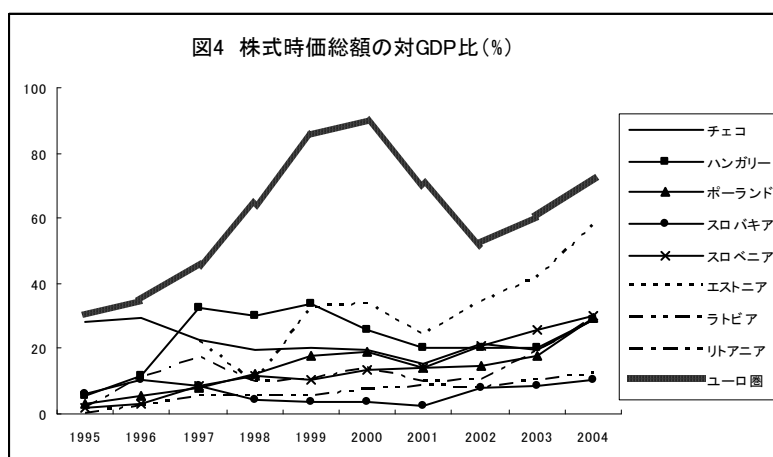
出所：IMF（2005）のデータに基づき筆者作成。



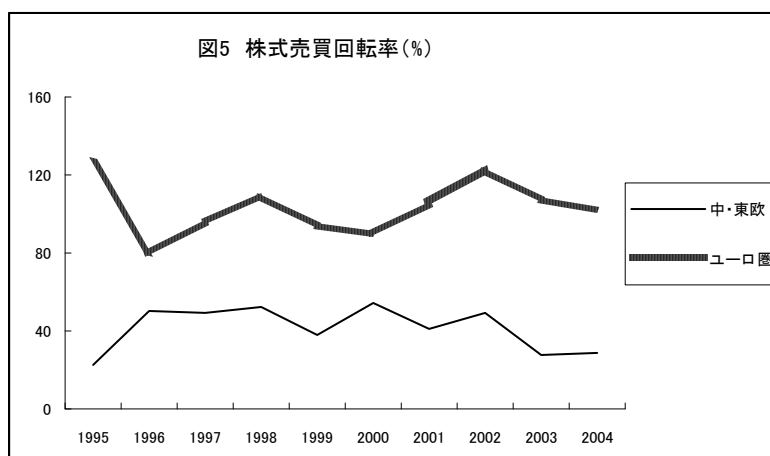
出所：IMF（2005）のデータに基づき筆者作成。



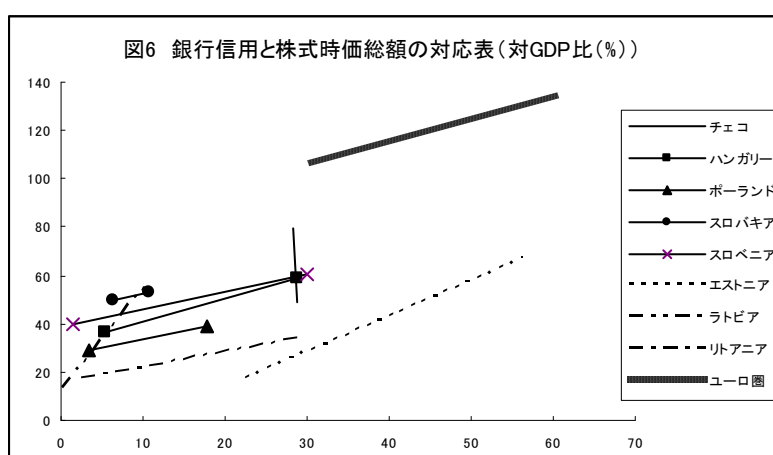
出所：ECB（2005）、IMF（2005）及び各国中央銀行のデータに基づき筆者作成。なおここではユーロ圏にルクセンブルクは含まれていない。



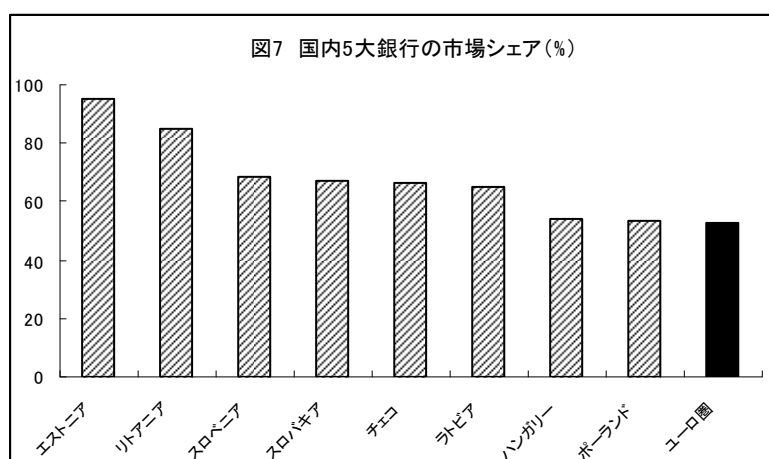
出所：WB（2005）のデータに基づき筆者作成。



出所：WB（2005）のデータに基づき筆者作成。

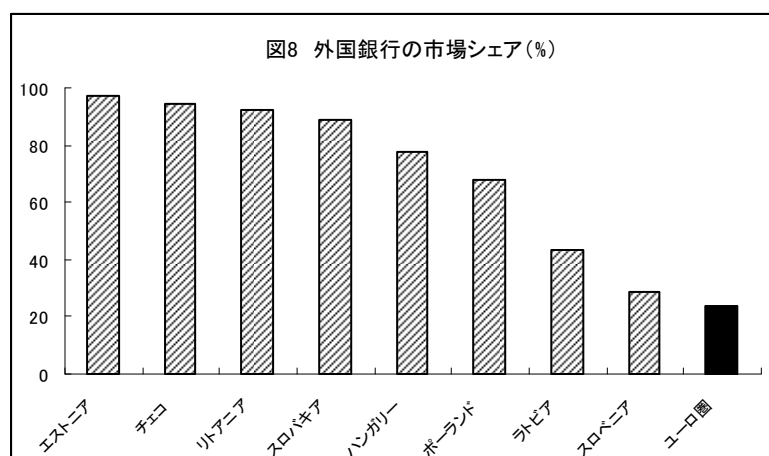


出所：IMF（2005）及び WB（2005）のデータに基づき筆者作成。



出所：ECB（2004, 2005）のデータに基づき筆者作成。

注）2001 年から 2003 年までの平均を取っている。



出所：ECB（2004, 2005）のデータに基づき筆者作成。

注）2001 年から 2003 年までの平均を取っている。

表 1 国内上場企業数の推移

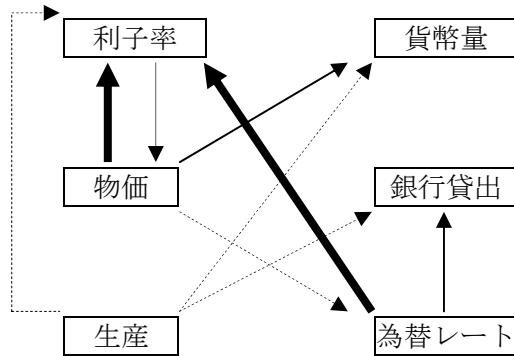
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
チェコ	1635	1588	276	261	164	131	94	78	63	54
ハンガリー	42	45	49	55	66	60	57	48	49	47
ポーランド	65	83	143	198	221	225	230	216	203	225
スロバキア	18	816	872	837	845	838	844	354	306	258
スロベニア	17	21	26	28	28	38	38	35	134	140
エストニア	—	—	22	26	25	23	17	14	14	13
ラトビア	17	34	51	69	70	64	63	62	56	39
リトアニア	351	460	607	60	54	54	46	51	48	43
ユーロ圏	2804	3013	3090	3297	4058	4367	4682	5843	5929	5973

出所：WB（2005）のデータに基づき筆者作成。

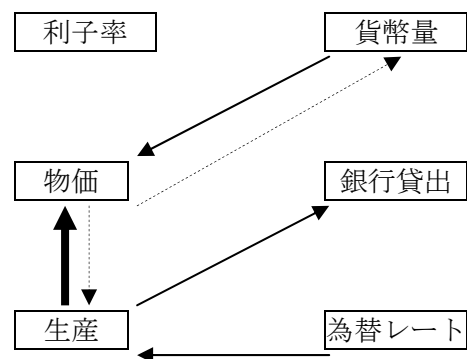
注）表中の“—”は該当する項目にデータがないことを示している。

図9 Granger 因果性検定の結果

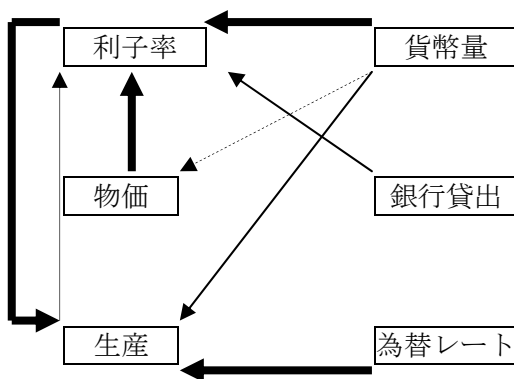
1. チェコ



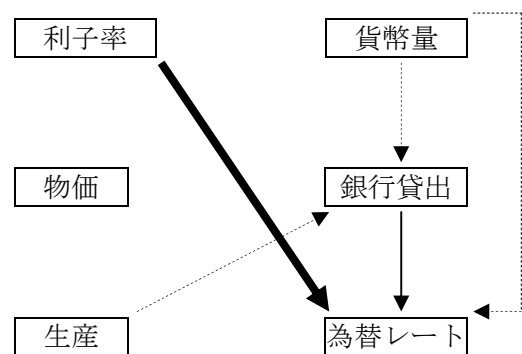
2. ハンガリー



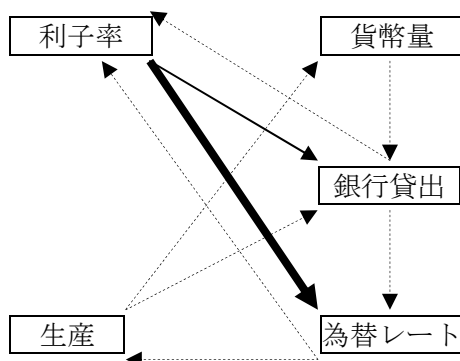
3. ポーランド



4. 1 スロバキア (6 変数)

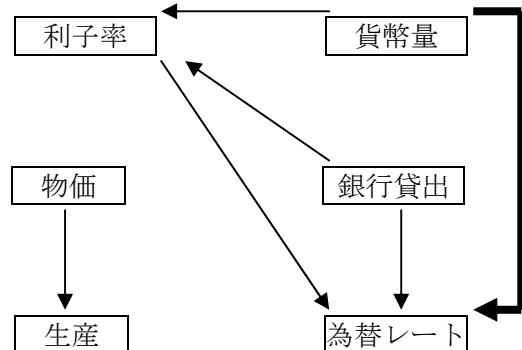


4. 2 スロバキア (5 変数)



5. 1 スロベニア

(外生変数にユーロ圏諸変数を考慮する)

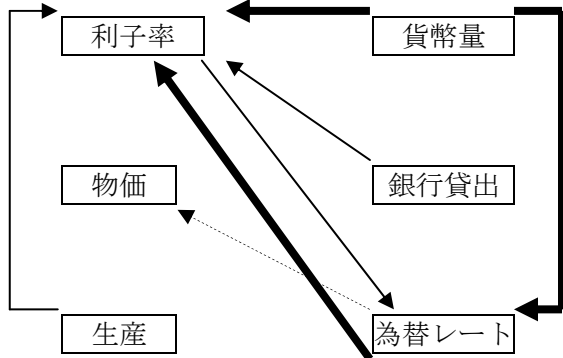


注) 太実線は 1%, 線実線は 5%, 点線は 10%水準で統計的に有意であることを示している。

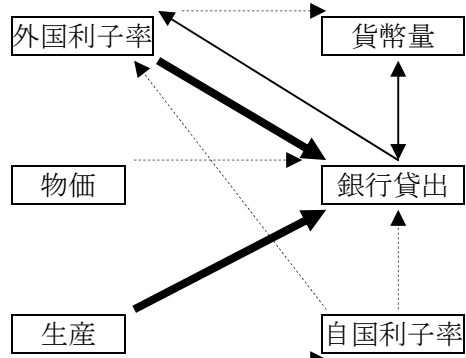
(つづき)

5. 2 スロベニア (その 2)

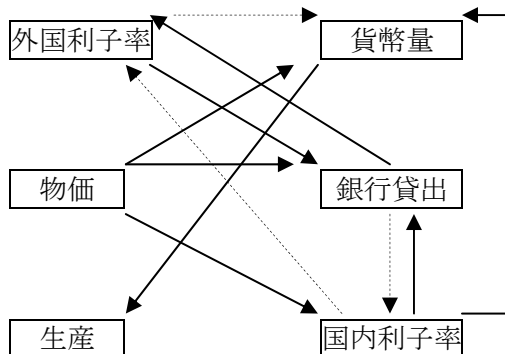
(外生変数にユーロ圏諸変数を考慮しない)



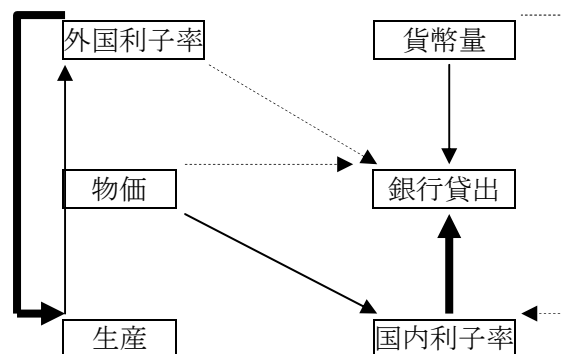
6. エストニア



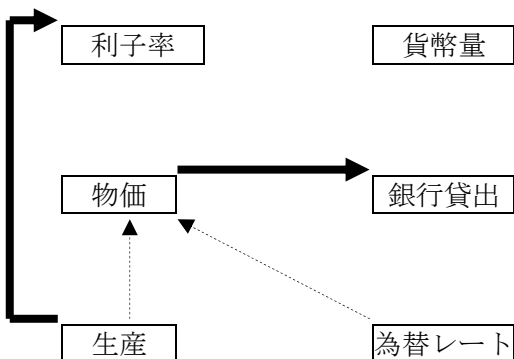
7. ラトビア



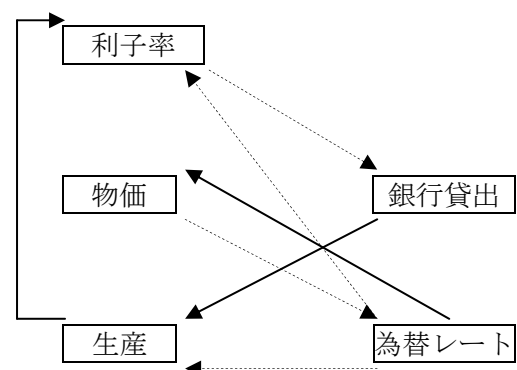
8. リトアニア



9. 1 ユーロ圏 (6 変数)



9. 2 ユーロ圏 (5 変数)



注) 太実線は 1%, 線実線は 5%, 点線は 10%水準で統計的に有意であることを示している。

表 2 中・東欧諸国における銀行数の動向

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
チェコ	—	—	52	55	55	53	50	45	42	40	38	37	35	35
(外国資本所有)	(—)	(—)	(18)	(21)	(23)	(23)	(24)	(25)	(27)	(26)	(26)	(26)	(26)	(26)
ハンガリー	35	35	40	43	43	42	45	44	43	42	41	38	38	38
(外国資本所有)	(8)	(12)	(16)	(18)	(21)	(24)	(30)	(28)	(29)	(33)	(31)	(27)	(29)	(27)
ポーランド	—	—	87	82	81	81	83	83	77	73	69	59	58	57
(外国資本所有)	(—)	(—)	(10)	(11)	(18)	(25)	(29)	(31)	(39)	(46)	(46)	(45)	(46)	(44)
スロバキア	—	—	28	29	33	29	29	27	25	23	21	20	21	21
(外国資本所有)	(—)	(—)	(13)	(14)	(18)	(14)	(13)	(11)	(10)	(13)	(12)	(15)	(16)	(16)
スロベニア	40	45	45	44	39	36	34	30	31	28	24	22	22	22
(外国資本所有)	(1)	(2)	(5)	(6)	(6)	(4)	(4)	(3)	(5)	(6)	(5)	(6)	(6)	(7)
エストニア	—	43	21	22	19	15	12	6	7	7	7	7	7	9
(外国資本所有)	(—)	(—)	(1)	(1)	(5)	(4)	(4)	(3)	(3)	(4)	(4)	(4)	(4)	(6)
ラトビア	14	50	62	56	42	35	32	27	23	21	23	23	23	23
(外国資本所有)	(—)	(—)	(—)	(—)	(11)	(14)	(15)	(15)	(12)	(12)	(10)	(9)	(10)	(9)
リトアニア	—	—	26	22	15	12	12	12	13	13	13	14	13	12
(外国資本所有)	(—)	(—)	(0)	(0)	(0)	(3)	(4)	(5)	(4)	(6)	(6)	(7)	(7)	(6)

出所：EBRD（2000 - 2005）のデータに基づき筆者作成。

注 1）上段は国内銀行総数，下段は外国資本に所有されている国内銀行数をそれぞれ示している。なお国内銀行総数には外国銀行の支店も含まれている。

注 2）表中の“—”は該当する項目にデータがないことを示している。

表 3 中・東欧各国における国内 5 大銀行の市場シェアと所有構成

1) チェコ (2004 年 12 月末時点)

国内 5 大銀行	市場シェア (%)	戦略的投資家 (本国)	所有比率 (%)	総資産順位
● チェコスロバキア商業銀行	23.22	KBC 銀行 (ベルギー)	89.91	33 (3)
● チェコ貯蓄銀行	21.97	エルステ銀行 (オーストリア)	97.98	43 (1)
● コメルチニー銀行	17.47	ソシエテ・ジェネラル (フランス)	60.35	11 (3)
▲ HVB 銀行チェコ	5.40	HVB グループ (ドイツ)	100.00	18 (3)
▲ シティバンクチェコ	2.87	シティグループ (アメリカ)	100.00	— (—)

2) ハンガリー (2003 年 12 月末時点)

国内 5 大銀行	市場シェア (%)	戦略的投資家 (本国)	所有比率 (%)	総資産順位
● 国民貯蓄商業銀行	26.71	—	—	—
● 商業信用銀行	11.08	KBC 銀行 (ベルギー)	99.00	33 (3)
● ハンガリー外国貿易銀行	9.59	バイエルン州立銀行 (ドイツ)	89.61	25 (7)
▲ 中欧国際銀行	8.24	インテザ銀行 (イタリア)	100.00	29 (1)
▲ エルステ銀行ハンガリー	4.19	エルステ銀行 (オーストリア)	99.97	43 (1)

3) ポーランド (2004 年 12 月末時点)

国内 5 大銀行	市場シェア (%)	戦略的投資家 (本国)	所有比率 (%)	総資産順位
● 一般貯蓄銀行	16.50	—	—	—
● ポーランド援助銀行	11.03	ウニクレディット・イタリアーノ (イタリア)	52.93	30 (2)
● 商工業銀行	10.00	HVB グループ (ドイツ)	71.24	18 (3)
● ING 銀行シロンスク	6.50	ING 銀行 (オランダ)	87.77	9 (1)
● ワルシャワ貿易銀行	6.31	シティグループ (アメリカ)	75.00	— (1)

4) スロバキア (2004 年 12 月末時点)

国内 5 大銀行	市場シェア (%)	戦略的投資家 (本国)	所有比率 (%)	総資産順位
● スロバキア貯蓄銀行	20.55	エルステ銀行 (オーストリア)	100.00	43 (1)
● 一般信用銀行	18.48	インテザ銀行 (イタリア)	96.50	29 (1)
● タトラ銀行	14.42	ライフアイゼン銀行 (オーストリア)	72.44	64 (2)
▲ HVB 銀行スロバキア	5.49	HVB グループ (ドイツ)	100.00	18 (3)
▲ ユニバンク	4.22	ウニクレディット・イタリアーノ (イタリア)	77.21	30 (2)

5) スロベニア (2004 年 12 月末時点)

国内 5 大銀行	市場シェア (%)	戦略的投資家 (本国)	所有比率 (%)	総資産順位
● ノバ・リュブリャナ銀行	32.4	—	—	—
● ノバ・クレジット銀行マリボル	10.7	—	—	—
● アバンカ・ピバ銀行	8.5	—	—	—
● SKB 銀行	6.9	ソシエテ・ジェネラル (フランス)	99.58	11 (3)
● ツェリエ銀行	6.4	—	—	—

6) エストニア (2004 年 12 月末時点)

国内 5 大銀行	市場シェア (%)	戦略的投資家 (本国)	所有比率 (%)	総資産順位
▲ ハンザ銀行	62.9	スウェドバンク (スウェーデン)	59.70	50 (4)
▲ SEB エステイ・ウヒス銀行	27.2	スカンディナビスカ・エンシルタ (スウェーデン)	100.00	38 (2)
▲ サンボ銀行	7.7	サンボ銀行 (フィンランド)	100.00	115 (2)
▲ エストニア信用銀行	1.5	—	—	—
▲ タリン商業銀行	0.5	—	—	—

7) ラトビア (2004 年 12 月末時点)

国内 5 大銀行	市場シェア (%)	戦略的投資家 (本国)	所有比率 (%)	総資産順位
▲ パレックス銀行	17.82	—	—	—
▲ ハンザ銀行	16.52	ハンザ銀行 (エストニア)	100.00	—
● ラトビアユニバンク	14.82	スカンディナビスカ・エンシルタ (スウェーデン)	98.80	38 (2)
▲ 西部銀行	7.57	—	—	—
▲ アイズクラウクレス銀行	5.68	—	—	—

8) リトアニア (2004 年 12 月末時点)

国内 5 大銀行	市場シェア (%)	戦略的投資家 (本国)	所有比率 (%)	総資産順位
● ビリニウス銀行	33.02	スカンディナビスカ・エンシルタ (スウェーデン)	97.90	38 (2)
● ハンザ銀行	22.81	ハンザ銀行 (エストニア)	99.35	—
● ノルト/LB 銀行リトアニア	12.54	ノルト/LB (ドイツ)	93.09	36 (10)
● スノラス銀行	6.70	—	—	—
● サンボ銀行	5.61	サンボ銀行 (フィンランド)	100.00	115 (2)

出所: Bonin, Hasan and Wachtel (2004), Financial Times Business (2005), Neale and Bozsik (2001), Szymkiewicz (2001), そして各行及び各国中央銀行の年次報告書等に基づき筆者作成。

注 1) 外国銀行の国内支店は考慮していない。

注 2) 「国内 5 大銀行」について, ●は旧国有銀行, ▲はそれ以外の新規設立銀行であることをそれぞれ示している。

注 3) 「戦略的投資家」は一定期間, 発行株式の過半数以上を保有している機関投資家と定義している。

注 4) 「総資産順位」は 2004 年時点の欧州諸国における戦略的投資家の総資産順位であり, 括弧内は国内での総資産順位を示している。

注 5) 表中の “—” は該当項目に対応する内容がないことを示している。

表 4 中・東欧諸国の金融波及経路に関する先行研究の概要

	Ganev, Molnar, Rybinski and Wozniak (2002)	EFN (2004)	Hericourt and Matei (2004)	Anzuini and Levy (2004)
対象国	中・東欧 8 ヶ国とブルガリア、ルーマニア	中・東欧 8 ヶ国 (及びユーロ圏とアメリカ)	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	チェコ、ハンガリー、ポーランド
サンプル期間	1995 年 1 月から 2000 年 12 月	1993 年第一四半期から 2002 年第二四半期	1993 年 1 月から 98 年 12 月	1993 年 1 月から 2002 年 1 月
内生変数	鉱工業生産、コア物価、短期利子率、対ユーロ名目為替レート	実質 GDP、消費者物価、短期利子率、貨幣量、実質実効為替レート	鉱工業生産、消費者物価、短期利子率	鉱工業生産、消費者物価、貨幣量、短期利子率、対ドル名目為替レート
外生変数	EU 諸国の鉱工業生産と生産者物価、ユーロ圏の短期利子率、定数項、トレンド	ユーロ圏の実質 GDP、消費者物価、短期利子率	ドイツとユーロ圏の鉱工業生産、消費者物価、短期利子率、アメリカの利子率、対ドル・対ユーロ名目為替レート	—
推定方法	VAR モデルをレベルで推定 利子率以外は対数変換	VAR モデルをレベルで推定	VAR モデルをレベルで推定 利子率以外は対数変換	VAR モデルをレベルで推定 利子率以外は対数変換
分析手法	Granger 因果性検定 インパルス応答関数	インパルス応答関数 予測誤差分散分解	インパルス応答関数	インパルス応答関数 予測誤差分散分解
特徴と結果	VAR モデルを用いて中・東欧諸国の金融波及経路を分析した最初の研究。 多くの国で為替レート経路は利子率経路よりも安定的になることを指摘している。	為替制度の相違に応じて VAR モデルを特定化。スロバキアとスロベニアを除いて金融政策は利子率経路と為替レート経路のいずれかあるいはその両方を通じてインフレや生産に効果的に作用している。	為替制度の相違に応じて VAR モデルを特定化。 金融政策ショックに対する物価のインパルス応答は生産に比べて理論に沿った動きを示している。	サンプル期間を 1990 年代後半以降に限定すると、金融政策ショックに対する生産、物価、為替レートのインパルス応答はすべての対象国で理論に沿った動きを示している。

注 1) 先行研究の中で異なるサンプル期間や VAR モデルが複数提案されている場合、主要なものを表示している。

注 2) 表中の “—” は該当項目に対応する内容がないことを示している。

(つづき)

	Elbourne and de Haan (2005)	Creel and Levasseur (2005)	Hericourt (2005)
対象国	中・東欧 8 ヶ国とブルガリア、 ルーマニア	チェコ、ハンガリー、ポーランド	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
サンプル期間	同一の金融・為替政策が採用された最も長い期間	1993 年 1 月から 2004 年 3 月	1995 年 1 月から 2004 年 9 月
内生変数	鉱工業生産、消費者物価、短期 利子率、貨幣量、名目為替レート	鉱工業生産、消費者物価、短期 利子率、名目実効為替レート、 貨幣量（もしくは国内信用）	鉱工業生産、消費者物価、短期 利子率、対ユーロ名目為替レート、 貨幣量（もしくは国内信用）
外生変数	商品価格とユーロ圏（もしくは アメリカ）の短期利子率	ユーロ圏の短期利子率、EU15 ヶ国の鉱工業生産と消費者物 価、定数項、トレンド	EU15 ヶ国の鉱工業生産と短期 利子率、商品価格指数（1 次ラ グ）
推定方法	VAR モデルをレベルで推定	VAR モデルをレベルで推定 利子率以外は対数変換	VAR モデルを階差を取り推定
分析手法	インパルス応答関数	インパルス応答関数 予測誤差分散分解	インパルス応答関数 予測誤差分散分解
特徴と結果	為替制度の相違に応じて VAR モデルを特定化。 金融政策ショックに対する生 産と物価のインパルス応答は ほとんどの対象国で理論に沿 った動きを示している。	VAR モデルの内生変数に国内 信用を初めて考慮。 物価や為替レートは理論に沿 ったインパルス応答を示さな いため、利子率や為替レートを 用いた金融政策運営は効率的 ではない。	為替制度の相違に応じて VAR モデルを特定化。 為替レート経路が主要な波及 経路であるが、近年幾つかの国 で貨幣や信用がショックを吸 収する際、大きな役割を果たす ようになっている。

注) 先行研究の中で異なるサンプル期間や VAR モデルが複数提案されている場合、主要なものを表示している。

表 5 中・東欧諸国とユーロ圏における金融政策の概要

	政策手段	操作目標	政策目標	政策フレームワーク (導入時期)
チェコ	公開市場操作 常設ファシリティ 準備預金制度	2週間物レポレート	物価安定	インフレ ターゲティング (1997年12月)
ハンガリー	常設ファシリティ 準備預金制度	2週間物中央銀行 預金レート	物価安定	インフレ ターゲティング (2001年8月)
ポーランド	公開市場操作 常設ファシリティ 準備預金制度	銀行間短期レート	物価安定	インフレ ターゲティング (1998年10月)
スロバキア	公開市場操作 常設ファシリティ 準備預金制度	2週間物レポレート	物価安定	インフレ ターゲティング (2004年12月)
スロベニア	常設ファシリティ 準備預金制度	60日物中央銀行債 レート	物価安定	－ (－)
エストニア	常設ファシリティ 準備預金制度	対ユーロ名目為替 レート	物価安定	カレンシーボード 制度 (1992年6月)
ラトビア	常設ファシリティ 準備預金制度 市場操作	対ユーロ名目為替 レート	物価安定	固定為替制度 (1994年2月)
リトアニア	公開市場操作 常設ファシリティ 最低準備預金	対ユーロ名目為替 レート	物価安定	カレンシーボード 制度 (1994年4月)
ユーロ圏	公開市場操作 常設ファシリティ 準備預金制度	主要リファイナンス オペレート	物価安定	－ (－)

出所：各国中央銀行の資料に基づき筆者作成。

注 1) 「操作目標」は中央銀行が政策手段を通じて、直接その水準の誘導を目指す変数と定義している。

注 2) 表中の“－”は該当項目に対応する内容がないことを示している。

表 6 Granger 因果性検定の結果

1. チェコ

	利子率	為替レート	貨幣量	銀行貸出	生産	物価
利子率	—	0.000	0.441	0.110	0.065	0.003
為替レート	0.164	—	0.229	0.971	0.614	0.098
貨幣量	0.470	0.870	—	0.291	0.086	0.012
銀行貸出	0.291	0.048	0.874	—	0.060	0.436
生産	0.848	0.381	0.154	0.640	—	0.384
物価	0.049	0.553	0.981	0.666	0.589	—

2. ハンガリー

	利子率	為替レート	貨幣量	銀行貸出	生産	物価
利子率	—	0.989	0.358	0.574	0.801	0.584
為替レート	0.792	—	0.304	0.395	0.221	0.655
貨幣量	0.938	0.876	—	0.576	0.687	0.059
銀行貸出	0.821	0.588	0.815	—	0.018	0.925
生産	0.937	0.032	0.279	0.163	—	0.072
物価	0.917	0.799	0.026	0.285	0.002	—

3. ポーランド

	利子率	為替レート	貨幣量	銀行貸出	生産	物価
利子率	—	0.812	0.002	0.016	0.019	0.008
為替レート	0.840	—	0.682	0.782	0.783	0.643
貨幣量	0.318	0.944	—	0.447	0.129	0.322
銀行貸出	0.565	0.956	0.280	—	0.381	0.782
生産	0.000	0.000	0.040	0.164	—	0.276
物価	0.360	0.695	0.058	0.540	0.961	—

4. 1 スロバキア

	利子率	為替レート	貨幣量	銀行貸出	生産	物価
利子率	—	0.189	0.414	0.282	0.385	0.907
為替レート	0.000	—	0.093	0.037	0.543	0.406
貨幣量	0.766	0.312	—	0.643	0.202	0.265
銀行貸出	0.462	0.177	0.055	—	0.070	0.863
生産	0.789	0.284	0.824	0.524	—	0.722
物価	0.715	0.778	0.131	0.569	0.570	—

4. 2 スロバキア（物価を除く 5 変数の場合）

	利子率	為替レート	貨幣量	銀行貸出	生産
利子率	—	0.059	0.473	0.077	0.159
為替レート	0.000	—	0.257	0.061	0.353
貨幣量	0.927	0.236	—	0.231	0.068
銀行貸出	0.029	0.528	0.064	—	0.062
生産	0.701	0.086	0.957	0.210	—

注）各項の数値は p 値であり，縦軸は結果変数，横軸は原因変数を示している。

5. 1 スロベニア（外生変数にユーロ圏の変数を考慮する場合）

	利子率	為替レート	貨幣量	銀行貸出	生産	物価
利子率	—	0.119	0.041	0.012	0.207	0.438
為替レート	0.012	—	0.000	0.016	0.539	0.441
貨幣量	0.575	0.464	—	0.467	0.689	0.123
銀行貸出	0.682	0.405	0.721	—	0.938	0.768
生産	0.197	0.208	0.273	0.517	—	0.037
物価	0.255	0.249	0.738	0.983	0.907	—

5. 2 スロベニア（外生変数にユーロ圏の変数を考慮しない場合）

	利子率	為替レート	貨幣量	銀行貸出	生産	物価
利子率	—	0.004	0.000	0.018	0.018	0.545
為替レート	0.044	—	0.001	0.110	0.572	0.631
貨幣量	0.589	0.315	—	0.204	0.638	0.592
銀行貸出	0.704	0.390	0.551	—	0.949	0.862
生産	0.721	0.799	0.676	0.417	—	0.821
物価	0.263	0.073	0.806	0.958	0.965	—

6. エストニア

	自国利子	貨幣量	銀行貸出	生産	物価	外国利子
自国利子	—	0.567	0.350	0.090	0.765	0.599
貨幣量	0.205	—	0.026	0.214	0.911	0.058
銀行貸出	0.077	0.017	—	0.000	0.077	0.000
生産	0.255	0.119	0.801	—	0.164	0.510
物価	0.864	0.985	0.986	0.109	—	0.879
外国利子	0.080	0.864	0.016	0.374	0.965	—

7. ラトビア

	自国利子	貨幣量	銀行貸出	生産	物価	外国利子
自国利子	—	0.475	0.051	0.741	0.027	0.164
貨幣量	0.032	—	0.712	0.614	0.038	0.084
銀行貸出	0.010	0.332	—	0.881	0.014	0.021
生産	0.657	0.044	0.168	—	0.595	0.816
物価	0.175	0.376	0.639	0.262	—	0.928
外国利子	0.082	0.428	0.692	0.245	0.543	—

8. リトアニア

	自国利子	貨幣量	銀行貸出	生産	物価	外国利子
自国利子	—	0.059	0.474	0.112	0.023	0.840
貨幣量	0.999	—	0.642	0.676	0.791	0.517
銀行貸出	0.007	0.019	—	0.224	0.085	0.098
生産	0.702	0.144	0.241	—	0.976	0.000
物価	0.747	0.789	0.897	0.503	—	0.853
外国利子	0.939	0.638	0.952	0.016	0.234	—

注）各項の数値は p 値であり，縦軸は結果変数，横軸は原因変数を示している。

9. 1 ユーロ圏

	利子率	為替レート	貨幣量	銀行貸出	生産	物価
利子率	—	0.113	0.430	0.125	0.000	0.349
為替レート	0.910	—	0.701	0.962	0.897	0.746
貨幣量	0.193	0.515	—	0.332	0.891	0.953
銀行貸出	0.138	0.499	0.107	—	0.846	0.007
生産	0.823	0.230	0.919	0.184	—	0.553
物価	0.530	0.056	0.909	0.879	0.086	—

9. 2 ユーロ圏（貨幣量を除く 5 変数の場合）

	利子率	為替レート	銀行貸出	生産	物価
利子率	—	0.088	0.508	0.025	0.518
為替レート	0.792	—	0.437	0.850	0.085
銀行貸出	0.050	0.560	—	0.697	0.105
生産	0.456	0.066	0.047	—	0.473
物価	0.777	0.034	0.729	0.112	—

注) 各項の数値は p 値であり，縦軸は結果変数，横軸は原因変数を示している。

付表 1 変数の定義とデータの出所

変数	定義と出所
消費者物価	2000 年を基準年とした消費者物価指数の自然対数値の 100 倍。出所は IMF (2005)。
鉱工業生産	2000 年を基準年とした鉱工業生産指数の自然対数値の 100 倍。出所は IMF (2005)。但し、エストニアとラトビアについては GDP の四半期データを線形補間法で月次データに生成したものをを用いている。
銀行貸出	商業銀行による国内向け貸付額の自然対数値の 100 倍。出所は各国中央銀行のウェブサイト。
貨幣量	現金通貨と準通貨の合計の自然対数値の 100 倍。出所は IMF (2005)。
短期名目利子率	金融市場利子率。出所は IMF (2005)。
名目実効為替レート	名目実効為替レートの自然対数値の 100 倍。出所は IMF (2005)。但しバルト 3 ヶ国とスロベニアは中央銀行のウェブサイトから入手した。

付表 2 記述統計

1. チェコ

変数	平均	最大	最小	標準偏差
短期名目利子率	5.555	17.345	1.823	3.971
名目実効為替レート	468.357	485.101	451.808	8.698
貨幣量	732.530	758.614	703.097	17.682
銀行貸出	1375.502	1387.795	1354.393	8.436
鉱工業生産	470.922	496.981	451.415	13.227
消費者物価	463.281	470.828	452.041	5.547

2. ハンガリー

変数	平均	最大	最小	標準偏差
短期名目利子率	12.095	20.428	6.624	3.622
名目実効為替レート	467.646	477.903	457.460	5.023
貨幣量	875.988	921.381	826.510	27.788
銀行貸出	878.711	945.296	815.726	35.853
鉱工業生産	461.187	486.213	426.689	16.068
消費者物価	466.953	488.104	436.910	15.142

3. ポーランド

変数	平均	最大	最小	標準偏差
短期名目利子率	12.525	26.250	5.065	5.783
名目実効為替レート	463.458	476.958	450.490	6.310
貨幣量	1257.420	1284.576	1209.213	19.323
銀行貸出	1243.035	1272.538	1190.429	20.515
鉱工業生産	463.581	486.368	443.438	11.613
消費者物価	461.845	473.724	439.855	9.915

4. スロバキア

変数	平均	最大	最小	標準偏差
短期名目利子率	7.461	8.886	3.015	1.672
名目実効為替レート	454.453	475.514	433.990	9.793
貨幣量	1332.839	1360.167	1298.490	19.961
銀行貸出	642.504	664.893	616.101	12.211
鉱工業生産	467.667	485.748	450.202	11.415
消費者物価	465.697	488.115	436.697	15.922

5. スロベニア

変数	平均	最大	最小	標準偏差
短期名目利子率	6.042	10.201	3.526	1.421
名目実効為替レート	425.167	442.248	416.912	8.964
貨幣量	770.716	813.102	712.274	32.203
銀行貸出	1436.987	1498.823	1365.040	35.967
鉱工業生産	462.474	472.915	446.935	6.255
消費者物価	467.884	486.649	442.882	14.134

6. エストニア

変数	平均	最大	最小	標準偏差
短期名目利子率	3.822	10.801	2.026	2.029
貨幣量	1048.387	1110.847	993.991	33.842
銀行貸出	796.090	929.227	681.479	53.700
GDP	1019.129	1060.180	985.927	22.354
消費者物価	464.949	476.678	450.946	7.596
名目実効為替レート	483.467	490.555	458.236	7.651

7. ラトビア

変数	平均	最大	最小	標準偏差
短期名目利子率	3.719	7.535	1.491	1.243
貨幣量	733.014	805.031	680.517	37.895
銀行貸出	710.598	836.546	595.105	68.016
GDP	720.151	767.817	686.835	22.858
消費者物価	463.986	478.701	453.977	6.480
名目実効為替レート	484.913	495.504	467.075	7.868

8. リトアニア

変数	平均	最大	最小	標準偏差
短期名目利子率	3.476	10.984	0.634	2.082
貨幣量	938.689	1006.828	886.993	33.885
銀行貸出	925.774	1003.205	875.920	34.627
鉱工業生産	476.914	509.262	442.078	17.335
消費者物価	460.917	463.945	456.573	1.541
名目実効為替レート	681.669	704.995	614.420	24.898

9. ユーロ圏

変数	平均	最大	最小	標準偏差
名目実効為替レート	469.691	480.639	455.640	7.020
短期名目利子率	3.179	5.066	1.964	0.920
貨幣量	841.970	865.507	820.494	13.228
銀行貸出	928.045	948.537	904.362	12.351
鉱工業生産	459.273	463.375	452.396	3.339
消費者物価	463.071	470.574	456.795	4.369

本論文の要約と今後の課題

本論文はチェコ、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、リトアニアの中・東欧 8 ヶ国による欧州連合（EU）新規加盟について金融制度改革の観点から考察するとともに、これら中・東欧諸国が現在直面するユーロ導入問題についてマクロ経済動向と金融波及経路の計量分析を通じて分析を行っている。本論文は 3 章から構成されており、その具体的な内容は以下のとおりである。

第 1 章では中・東欧諸国が 2004 年 5 月の EU 新規加盟に向けて実施した様々な制度改革の中でも金融制度改革、とりわけ中央銀行の法的独立性に注目し、その形成過程とインフレ抑制との関係を分析している。中・東欧諸国は 1990 年代を通じて中央銀行法を漸次改正し、中央銀行の法的独立性を高めてきた。その背景には中央銀行の法的独立性を強化することで公的部門からの債務引き受け圧力を回避しインフレーションの高進を防ぐねらいとともに、各国の中央銀行法を EU 法である「経済・通貨同盟（EMU）のアキ」に一致するよう改正することが EU 加盟の重要な前提条件であったことが指摘される。

そこで第 1 章では市場経済化以降のチェコ、ハンガリー、ポーランド、エストニアにおける金融制度改革を概観した上で、これら各国の中央銀行法が EU 加盟条件の一つである EMU のアキに沿ってどのように改正され法的独立性が強化されてきたのか、そして中央銀行法の独立性強化が移行各国のインフレ率に対してどのような効果を持ち得たのかについて検証した。

初めに、上記の中・東欧 4 ヶ国における中央銀行法の形成過程について EMU のアキに沿って考察した。EMU のアキは中央銀行の公的部門に対する直接貸付や公的部門の金融機関に対する優先的なアクセスの禁止、そして中央銀行の政策決定に関する外部からの独立性確保という内容から構成されており、EU 新規加盟の中・東欧諸国はいずれも 2002 年 12 月、この分野の EU 加盟交渉を終了した。しかしこれに至る過程を検証した結果、エストニアでは 1993 年の中央銀行法制定に際して EU 法と一致する高い法的独立性が通貨当局に付与されていたのに対して、チェコ、ハンガリー、ポーランドでは 1990 年代末から 2002 年にかけてようやく EMU のアキと整合性を持つよう国立銀行法は改正されるなど、中・東欧諸国では中央銀行法を EU 法に一致させるプロセスは必ずしも一様ではなかったことが明らかになった。

次に、2 番目のテーマである中央銀行の独立性とインフレ率の関係について「中央銀行の独立性（CBI）指数」を用いて分析を行った。CBI 指数は実際に制定された中央銀行法から各国中央銀行の政策立案や人事面・財政面での政府からの独立性を計測するために考案された指数である。まず先行研究による中・東欧諸国の CBI 指数を比較検証したところ、バルト諸国では中央銀行法が高い独立性を示す一方、スロバキアとスロベニアの CBI 指数は低くなる傾向が見られ、またチェコでは人事面、ポーランドでは財政面で中央銀行の法的独立性が高いことが分かった。この CBI 指数を用いて中央銀行の法的独立性が移行各国のインフレ率に対してどのような影響を持ち得たのかについて考察した。1995 年から 2003 年までの移行 20 ヶ国におけるパネルデータを用いて、関連するマクロ経済変数をコントロールした上で CBI 指数とインフレ率の関係を分析した結果、両変数は概して負の相関を持つことが分かった。これにより中央銀行の法的独立性の強化は移行各国のインフレ率を抑制する効果を持ち得たことが明らかになった。

以上のとおり第 1 章では中・東欧諸国が 1990 年代を通じて実施した様々な制度改革の中でも金融制度改革、とりわけ中央銀行の法的独立性に注目し、その形成過程とインフレ抑制との関係を分析した。中・東欧 8 ヶ国はこの分野を始めとする制度改革の結果、加盟申請から約 10 年を経た 2004 年 5 月、EU 加盟を実現し、欧州回帰と欧州市場統合を達成した。しかしこれで欧州経済統合が完遂された訳ではない。すなわち中・東欧 8 ヶ国は EU 加盟と同時に「適用除外構成国」として EMU に加盟し、将来ユーロ圏に参加することが義務付けられたのである。中・東欧各国は総じてユーロ導入に前向きではあるが、ユーロ導入に際しては「マーストリヒト条約の収斂基準」と呼ばれる前提条件を履行しなければならないため、これに向けたマクロ経済調整が現在多くの国にとって重要な課題になっている。そこで第 2 章では中・東欧諸国とユーロ圏のマクロ経済関係を多変数共和分検定とパネル単位根検定という 2 種類の検定手法を用いて分析することにより、中・東欧諸国のユーロ導入問題を検証した。

初めに、ユーロ導入条件であるマーストリヒト条約の収斂基準を構成する為替レート、インフレ率、長期利子率、政府債務の各変数に多変数共和分検定を適用することにより、中・東欧諸国とユーロ圏のマクロ経済動向に長期的な協調関係が存在しているのかについて検定した。サンプル期間は為替レート、インフレ率、政府債務が 1996 年から 2005 年まで、長期利子率が 2001 年から 2005 年までである。これら 4 変数に

ついて「中・東欧 8 ヶ国」と「中・東欧 8 ヶ国とユーロ圏 12 ヶ国」を分析対象にするとともに、インフレ率と長期利子率については収斂基準の内容を考慮して「中・東欧 8 ヶ国と低インフレ率の EU 加盟 3 ヶ国」についても分析対象とした。その結果、為替レート、インフレ率、長期利子率は「中・東欧 8 ヶ国」に長期的な協調関係があり、為替レートと政府債務は「中・東欧 8 ヶ国とユーロ圏 12 ヶ国」の間、そしてインフレ率と長期利子率は「中・東欧 8 ヶ国と低インフレ率の EU3 ヶ国」の間にも長期的な均衡関係があることが明らかになった。

次に、中・東欧諸国のインフレ率がユーロ圏水準に向かって短期的な収束過程にあるのかを分析するためにパネル単位根検定を実施した。ここではマクロ経済変数の中でも大半の中・東欧諸国が 1990 年代を通じて金融政策の主要目標にしてきたインフレ率の動向を取り上げ、ギリシャがユーロ圏に完全参加し現行のユーロ圏が形成された 2001 年を境に 1996 年から 2000 年までと 2001 年から 2005 年までの 2 つのサンプル期間を設定した。前半のサンプル期間では中・東欧諸国のドイツに対するインフレ収束、そして後半では中・東欧諸国のユーロ圏に対するインフレ収束を検証し、中・東欧 8 ヶ国を全体として捉えるとともに、金融・為替政策の特徴に基づき「固定為替制度」や「変動為替制度」など複数のサブグループに分類してパネル単位根検定を行った。その結果、中・東欧諸国は全体としても、またサブグループとしてもドイツやユーロ圏とのインフレ率格差を縮小させていることが分かった。さらにサブグループの中でも固定為替制度を採用するグループのインフレ率は変動為替制度のグループに比べてユーロ圏との格差を着実に縮小させる傾向にあることも明らかになった。

以上のように第 2 章の計量分析では中・東欧諸国は為替レート、インフレ率、長期利子率、そして政府債務についてユーロ圏と長期的な協調関係を持ち、さらにインフレ率についてはユーロ圏に向かって短期的な収束過程にあることも明らかにした。しかしながら 2007 年 1 月からのユーロ早期導入を目指していたエストニアとリトアニアがインフレ率の収斂基準が障害となりこれを延期せざるを得なかったという最近の動きは本章のパネル単位根検定の結果とは必ずしも一致していない。確かに、エストニアとリトアニアはカレンシーボード制度の下、インフレ率を相対的に高い当初の水準から急速に低下させることに成功した。しかしカレンシーボード制度は為替レートを公定水準で固定することを最優先の課題とするため、この制度の下、インフレ率がある限られた期間、ある特定の水準でコントロールすることは他の政策フレームワー

クと同様、あるいはそれ以上に困難であることが予想される。従って、インフレ率がユーロ導入の障害となっているバルト諸国は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ことが今後の重要な課題になるものと考えられる。

第2章ではユーロ導入前の中・東欧諸国がユーロを導入する上で適切なマクロ経済環境を整えつつあることを検証したが、第3章では中・東欧諸国によるユーロ導入後の潜在的な問題を考察した。中・東欧諸国の内、スロベニアはマーストリヒト条約の収斂基準の履行を通じて2007年1月からのユーロ導入が承認された。また為替相場メカニズムIIに参加するバルト3ヶ国やスロバキアも2008年から2010年にかけてのユーロ圏参加を目指しており、チェコ、ハンガリー、ポーランドも現在は財政収支の収斂基準を達成する見通しが立たず目標時期を設定していないが、その後数年以内に同様の過程を辿ることが予想されている。このように多くの中・東欧諸国でユーロ圏参加に向けた動きが本格化しているが、実際にユーロが導入されると中・東欧各国の中央銀行は金融政策の自律性を放棄し、物価安定目標に向けた政策運営を欧州中央銀行（ECB）に委ねなければならない。すなわちECBは近い将来、中・東欧諸国も参加する拡大ユーロ圏の金融政策を一手に担うことになるが、このとき拡大したユーロ圏内で金融政策の効果波及経路が大きく異なる場合、域内共通の金融政策はユーロ圏加盟諸国の経済的利益を犠牲にすることが懸念される。

そこで第3章では中・東欧8ヶ国とユーロ圏の金融政策の効果波及経路を定量的に分析し、その特徴を明らかにすることにより、拡大ユーロ圏において上記のような金融波及経路の相違が発生する可能性について考察した。初めに、計量分析に先立ち、中・東欧各国の金融システムについて最近のマクロデータを用いて検証した。その結果、中・東欧諸国では近年株式市場の発展が顕著であるものの、資金調達に関しては銀行部門が依然主導的な役割を果たしていること、そしてバルト3ヶ国の銀行部門に対してはスウェーデンの金融グループ、それ以外の中・東欧諸国ではユーロ圏に拠点を置く銀行グループが積極的に進出する傾向が見られることが明らかになった。そこで次にこのような金融システムの特徴と為替制度の相違を考慮し構築したベクトル値自己回帰（VAR）モデルを用いて中・東欧8ヶ国の金融波及経路を分析した。

VARモデルは利子率、為替レート、貨幣量、銀行貸出、生産、物価の6変数から構成されており、1998年1月から2005年4月までのデータを用いている。計量分析に

際しては Granger 因果性検定を通じて VAR モデルを構成する各変数間の因果関係を検証し、単位根や共和分といった時系列データの特性についてほとんど注意を払うことなく因果性検定を行うことができる Lag - Augmented VAR (LA - VAR) モデルを適用した。Granger 因果性検定の結果は次の諸点に要約される。第一に、本研究で新たに追加した銀行貸出は多くの中・東欧諸国とユーロ圏の金融波及経路において統計的に有意な変数となった。次に、中・東欧諸国の金融波及経路はそれぞれ異なり、また必ずしも理論に沿ったものにはならなかったが、各国が採用する金融・為替政策の特徴を反映する傾向が見られた。従って、中・東欧諸国が今後ユーロを導入し、ECB の金融政策下に置かれることにより、各国間の金融波及経路の相違は徐々に解消され、中長期的にユーロ圏の金融波及経路に収斂していく可能性があるという結論に至った。

以上のように本論文では EU 加盟に向けて中・東欧諸国が取り組んできた金融制度改革、とりわけ中央銀行の法的独立性に注目し、その形成過程とインフレ抑制との関係を分析するとともに、これら諸国が現在直面するユーロ導入問題についてマクロ経済動向と金融波及経路の計量分析を通じて検証した。特に後者のユーロ導入問題については現在、前提条件であるマーストリヒト条約の収斂基準の内、バルト諸国はインフレ率の基準を履行することができず導入時期を年々遅らせている一方、チェコ、ハンガリー、ポーランドは財政収支の収斂基準を達成する見通しが立たず目標時期を設定することができない状況が続いている。本論文ではユーロ導入問題について中・東欧 8 ヶ国すべての国を対象にユーロ圏とのマクロ経済関係やユーロ圏へのインフレ収束という観点から分析を行ったが、今後は中・東欧各国がそれぞれ個別に抱える課題に焦点を当てて、ユーロ導入に向けた問題について研究を深めることが残された課題であると考えている。

また本稿では 3 つの章を通じて中央銀行の独立性、金融政策目標であるインフレ率の動向、そして金融政策の効果波及経路について計量手法を用いた分析を行ったが、今後も多様な分析手法の適用を通じて中・東欧諸国における中央銀行の金融政策ルールの特徴や行動様式を研究し、ユーロ圏加盟に向けての金融政策上の課題を検証していきたいと考えている。

以上