



ユーロと国際金融の 経済分析

高屋 定美 著

関西大学出版部

ユーロと国際金融の 経済分析

高屋 定美 著

関西大学出版部

はしがき

1993年にマーストリヒト条約が発効して、欧州連合（EU）の法貨としてユーロの導入が決定し、実際に1999年、欧州11カ国にユーロが導入されてから2008年で10年が経過した。この間、ギリシャ、キプロス、マルタ、そしてスロベニアがユーロを法貨とすることが認められ、欧州15カ国（2008年末現在）がユーロを利用するユーロ圏を形成している¹⁾。欧州委員会でも、ユーロ導入10年を節目として、今までのユーロ圏内ならびにユーロ圏外における様々な効果や影響を検証するプロジェクトが始動している。本書は、ユーロ圏外との国際金融関係でのユーロの位置づけとその効果を理論ならびに実証的に検討することを目的としている。

ユーロ圏はGDPや人口では米国経済に匹敵する規模をもち、さらにユーロ圏に加盟するEU諸国は増えることとなり、単一の通貨を用いた経済圏としては最大規模のものになろうとしている。その一方で、金融政策は欧州中央銀行（ECB）によって一元管理されるものの、租税・財政政策に関しては各国主権が残されたままであり、巨大な国民経済が誕生したとは、現段階ではいえない状態である。そのような特徴をもつユーロ圏がグローバル経済においてどのような影響を与えるのか、またどのような影響を受けるのかを検討することは、現代のグローバル経済を分析する上でも重要であろうと考える。

第1章では国際通貨制度の枠組みの中でユーロが台頭したことによる影響と、その位置づけについて論じている。戦後の国際通貨制度はUSドルを中

1) 本書では、ユーロを法貨として利用する諸国を通例に従って、ユーロ圏（Euro Area）と呼ぶことにする。また正式にユーロ圏に加盟はしていないが、欧州の小国であるアンドラ、モンテネグロ、コソボは国内通貨としてユーロを利用している。アンドラは従来、仏フランや西ペセタを国内通貨として利用しており、それゆえユーロも国内で利用している。EUはアンドラとユーロ利用に関する交渉をおこなっている。モンテネグロ、コソボは独マルクをかつては利用していたが、現在はユーロを利用している。ただし、EUは公式にその利用に関する交渉をおこなっていない。

心に機能してきたものの、変動レート制移行より、USドルの重要度は徐々に低下している。そのような国際通貨制度を取り巻く状況の中にあって、ユーロはどのような役割を担っているのかを検討している。

第2章では、ユーロ導入以前の欧州域内での通貨制度であった欧州通貨制度（EMS）に焦点を当てている。EMSは参加各国の為替レートに対して中心レートが設定され、 $\pm 1.125\%$ 以内に抑制する為替レートメカニズム（ERM）と、介入資金の融通をおこなう欧州通貨協力基金、そしてバスケット通貨であるECUから構成されていた。この章ではEMSでの為替レート変動が抑制されているとはいえ、変動可能であったことがどのような役割をもっていたのかを構造VAR（ベクトル自己回帰）モデルを用いて推定している。その結果、各国でショックを吸収する役割をもっていたことを論じている。

第3章では、最適通貨圏の条件の時系列的な変化に着目し、ユーロ圏諸国での最適通貨圏の条件の変化を実証している。最適通貨圏の条件は通貨統合の重要な基準とされ、1960年代より研究が進んできたが、ここではそれらを再考し、現在の条件の達成だけでなく、時間の経過により、その条件達成の方向にあるのかどうかを検証している。

第4章では、ユーロが台頭し、現在の基軸通貨であるUSドルとの競争の可能性を考察するために、非扇形の複数均衡モデルを用いて検討している。ここでは、ユーロがUSドルをシェアでしのぐためには、取引費用の低下が重要であること、そしていったんユーロのシェアが高くなると、外国為替市場での投機家の期待によってユーロがドルをしのぐ通貨となりうることを示している。

第5章では、ユーロ圏の中央銀行である欧州中央銀行（ECB）の金融政策を実証的に検討している。この章では、国際的な観点からユーロ圏内だけではなく米国との2国VARモデルを用いて、それぞれの金融政策の波及効果について検証をおこなっている。

第6章では、世界の重要な為替レートとなったユーロ・ドルレートが、どのような要因によって変動するのかを、粘着的価格を想定したマネタリー・モデルを用いて実証している。ただし、時系列データの性質より、ダイナミ

ック OLS を用いてユーロ・ドルレートの実証を分析した。

第7章では、ユーロ圏諸国間での経常収支調整に焦点を当てている。ユーロ圏内での経常収支不均衡が、近年、顕著になってきている国もあり、通貨統合をおこなった諸国間での経常収支不均衡は問題となりうるのかどうかを最初に論じ、その後、どのような要因で不均衡が生じているのかを、外生ショックを特定して実証をおこなっている。

以上のように、本書はユーロ圏の域外経済との国際金融関係に焦点をあて、グローバル経済の中でユーロ圏ならびに共通通貨ユーロがどのような役割を担おうとしているのかを論じている。

筆者は大学院時代から今日に至るまで、大勢の人々に支えられて研究を続けることが出来た。なかでも神戸大学の故・則武保夫先生および藤田誠一先生からは学部・大学院においてご指導を仰ぎ、国際金融論研究の道筋をつけていただいた。この場を借りて、感謝の意を表したい。さらに、神戸大学の井川一宏、井澤秀記、故・置塩信雄、久保広正、瀧川好夫、地主敏樹、中谷武、西島章次、原正行、三木谷良一、宮尾龍蔵の諸先生からは多くのご指導を受けてきた。さらに同志社大学の藤原秀夫先生には、研究会などを通じてご指導いただいた。

本書で取り扱った EU 経済に関しては、関西 EU 研究会での報告が非常に有益であった。とりわけ棚池康信、内田勝敏、奥村茂次、清水貞俊、嶋田巧の諸先生からは EU 研究の奥深さをご教示いただいた。また、有馬敏則、伊藤國彦、岩田健治、小川英治、河村朗、クラフチック・マリウシュ、栗原裕、故・島野卓爾、須齋正幸、田中素香、中西訓嗣、西山博幸、故・新田光重、星野郁、家森信善の諸先生方からのコメントならびに意見交換により、多くの洞察とご教示をいただいた。さらに、1997 年 4 月から 1998 年 3 月にかけてカリフォルニア大学パークレー校に訪問研究員として滞在した折には、James Pierce 名誉教授、そして Barry Eichengreen 教授から研究方法をはじめとする多くのことを教えていただいた。また 2008 年夏にはベルギーのカソリック・ルーヴァン大学で交換派遣研究員として研究をおこなうことが

できた。その際、経済学部のパイ・セルク教授には大変お世話になった。

また、最後になるが、関西大学出版部の門脇卓也氏、大橋佳子氏には出版に関してお世話になった。さらに関西大学商学部における研究環境にも感謝する。

本研究は、平成 19 年度関西大学学術研究助成基金（奨励研究）において、研究課題「東アジアにおける通貨統合の可能性と金融協力に関する理論および実証的研究」として研究費を受けたものの成果の一部として公表するものである。さらに、独立行政法人日本学術振興会科学研究費平成 17 年度～平成 19 年度基盤研究（c）（研究代表者：高屋定美、課題番号 17530253）による研究助成を受けたものの成果の一部でもある。また、本書の出版は関西大学研究成果出版補助金によるものである。記して感謝する。

2008 年 9 月 15 日

カソリック・ルーヴァン大学にて

高 屋 定 美

目 次

はしがき	i
------------	---

第1章 国際通貨制度と共通通貨ユーロの登場

1. 国際通貨制度の選択	1
2. ユーロの台頭と国際決済、国際通貨制度	7
3. 国際通貨としてのユーロの特徴	9
1) 国際通貨の理論	9
2) 貿易契約通貨としてのユーロの需要	14
3) 為替銀行の国際通貨需要	16
4) 為替媒介通貨としてのユーロの利用とコスト	19
5) 介入通貨としてのユーロ	23
4. ユーロと国際資本市場	27
5. ユーロと今後の国際通貨・金融システムの安定性：	
二極通貨体制の安定性	29
1) ユーロでの国際通貨機能の協働効果	29
2) 金融グローバル化のもとで二極通貨体制	30
3) アメリカとユーロ圏との政策調整	31

第2章 欧州通貨制度での為替レートの役割

— 実質為替レートの役割は重要であったのか —

1. はじめに	33
2. 差の体系としてのマンデル・フレミング・	
ドーンブッシュモデルと3変数構造 VAR モデル	35

1) モデル	35
2) 実証方法	39
3. データと推定期間	40
4. 3変数構造 VAR モデルの推定結果	42
1) 各ショックによるインパルス応答累積値の比較	42
2) 分散分解	45
3) 他の EU 諸国との相対的ショックの相関係数	53
5. ドイツのショックとの相関関係	55
6. むすび — EMU は最適通貨圏か —	56

第3章 最適通貨圏の動態的検証

1. 従来の最適通貨圏の基準	59
2. 導入以前の最適通貨圏の実証	64
1) 労働の移動性	64
2) 資本の移動性	66
3) 経済の開放性	75
4) 生産される財の多様性	77
5) インフレ率の類似性	78
6) 財政政策の統合度	82
3. 最適通貨圏の動態的検証	85
4. 実質変数の収束と EMU 形成の意義	88
5. むすび	93

第4章 ユーロと US ドルとの基軸通貨競争

1. はじめに	95
---------------	----

2. 通貨競争モデルのフレームワーク	96
3. モデルの展開	101
1) 収穫逦増的な取引費用関数のケース	101
2) 収穫逦減的な取引費用関数のケース	103
3) 動学体系での期待為替レートの内生化	106
4) 分岐の可能性と基軸通貨競争動学	107
4. むすび — ユーロの将来への示唆 —	108

第5章 ユーロ圏とアメリカの金融政策の国際的波及効果

— 2国 VAR モデルによる推定 —

1. はじめに	111
2. VAR モデルと構造 VAR モデル	112
3. 構造 VAR モデルの推定	113
1) 3変数SVAR モデル	113
2) 先行物価指標を導入したモデル	116
3) 為替レートを導入した5変数SVAR モデル	119
4. 2国モデル	121
5. むすび	127

第6章 ユーロ・ドルレートの決定要因の実証

— 拡張されたマネタリー・モデルによる実証研究 —

1. はじめに	131
2. 推定モデル	133
1) ベンチマーク・モデル	133
2) モデルの拡張	136

3. 実証分析	138
1) 推計期間とデータ	138
2) 推計式	139
3) 実証結果	140
4. むすび	145

第7章 ユーロ圏での経常収支調整

1. はじめに	147
2. 実証モデル	151
3. 実証結果	156
4. 通貨同盟の中での経常収支不均衡の意味	162
補論	165

参考文献	167
初出一覧	176
索引	177

第1章 国際通貨制度と共通通貨ユーロの登場

1. 国際通貨制度の選択

国際通貨制度は、ある国が対外決済をおこなうための公的ならびに民間の間での取り決めである。この制度には、対外決済に利用する通貨あるいは決済性預金の種類、為替レートに対する取り決め、資本移動の程度に関する取り決めが含まれ、それにより当該国の経済主体が対外決済をおこなう時のアヴェイラビリティが決定する。さらに、国際通貨制度には元来、非対称性が内在されている。対外決済に利用可能な通貨として対称的にどの国の通貨も利用できるわけではない。対外決済に利用可能な国際通貨とされる通貨は、世界の中でも数種類のものに限られている。その非対称性を回避するために、理論的には世界共通通貨を創設してどの国の管理にも属さない国際管理通貨創設案も出されたが、現実には特定国通貨建て債権である国際通貨が利用されてきた。

その特定国のうち、さらに国際決済の中心的な地位にある通貨が基軸通貨とされ、その発行国が基軸通貨国とされる。基軸通貨国以外に、国際通貨国、そして自国通貨を事実上、対外決済に利用できない周辺国に分類できる。欧州統合の結果、地域管理通貨としてユーロは誕生した。国民通貨ではない通貨が、EU域内で共通通貨として利用され、さらに域外で対外決済通貨として利用されている。本章では、ユーロの国際通貨としての役割を検討することを目的とする。そのために、国際通貨制度の一般的な特徴をまず検討し、その後にユーロの特徴を検証する。

1999年1月に創設されたユーロは初めから基軸通貨となることを期待されて導入されたものではない。また、欧州委員会ならびに欧州中央銀行（European Central Bank : ECB）によるそのような意図も明らかではない。ユーロは欧州連合（EU）の法貨として誕生した。しかし、経済規模、国際

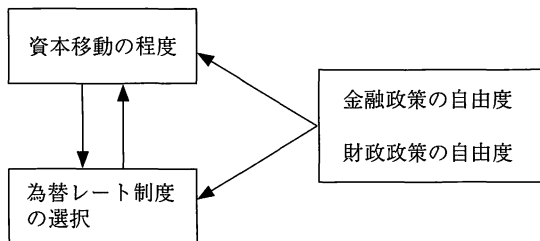
金融取引額などより US ドルに匹敵する経済ファンダメンタルをもつ通貨圏が創設されたこととなり、ユーロの基軸通貨の可能性を検証することには意義があろう。

基軸通貨国は、政策目標を達成する手段として独立性の確保を重視できる国である。そのため、資本移動、為替レート制度はそれに従属する手段であり、状況が変化すればそれらの変更をおこなう。財政政策の自由度も国際通貨制度を選択する基準となる。中央銀行の独立性が低く、財政政策の自由度を高め財政赤字を拡大させることができるのならば、赤字拡大のために国内金融市場でのファイナンスが容易となり、さらにそれを海外からの資本流入によって依存するのならば、資本移動の自由化を選択するであろう、それによってペッグ制を維持することが困難と考えられれば変動レート制を選択する。

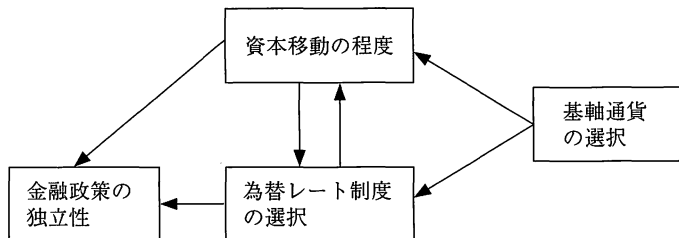
このような関係を図示したのが図 1-1 である。経済政策の独立性を重視す

図 1-1 国際通貨制度の選択

A 基軸通貨国の国際通貨制度の選択



B 周辺国の国際通貨制度の選択



る基軸通貨国は、その自由度を決定してから為替レート制度と資本移動の程度を決める。この順序は国内産業構造（貿易重視か金融業重視か）、財政赤字の程度（対外借入重視）に依存する。また経済政策の自由度ではなく、物価重視や財政均衡を重視する場合には、基軸通貨国であっても為替レート制度、資本移動の程度を優先して決定する。

非基軸通貨国（周辺国）は、国際決済のために基軸通貨の選択をおこなわざるをえない。その上で資本移動の程度や為替レート制度の選択をおこなうことになる。

周辺国は貿易・投資の利便性から基軸通貨を選択する。複数の国際通貨が存在する場合、貿易額・投資額の価値の安定とともに、資本移動に伴う相対的な利便性を追求する。

周辺国にとって、貿易の自由化と共に資本移動をどの程度自由化するのが問題となる。資本移動の自由化により、そのもたらす便益と費用があり必ずしも周辺国にとって自由化するのが望ましいとはいえない。また、為替レート制度の選択に関しては、為替レート変動の貿易、投資、マクロ経済への影響、そして自国通貨当局による為替政策の実行能力（外貨準備の保有額、為替介入技術）を考慮して当該国にとって望ましい制度が選択される。資本移動の程度ならびに為替レート制度の選択は、当該国のもつ政策選好の優先順位に依存する。例えば、為替レートの安定を望む当局であれば、資本移動を制限して為替政策を容易にしようとするかもしれない。また、資本輸入を優先するのであれば資本移動をより自由化し、外国から資本が流入しやすい環境を作ろうとするために、為替安定を犠牲にせざるをえないかもしれない。ただし、実際には資本移動の自由化とペッグ制の組み合わせによって資本輸入を促進した東アジア諸国があり、矛盾した政策目標を短期的にもった例もある。

為替レート制度にしてもどの通貨との関係を重視するかというのは、当該国が基軸通貨としてどの通貨を主に利用するかに関係する。例えばペッグ制を採用すると決めたとしても、どの通貨とペッグをするのかを先決せねば、そもそもペッグ制を採用することが望ましいのかどうかの議論ができない。

また資本移動の自由化の程度を決定する場合でも、自国通貨なのか、あるいは外貨であればどの通貨建ての資金の流入を主に想定するかが必要である。国際金融市場を国内にもたない多くの資本輸入国にとってどの通貨で借入れをおこなうかの決定は重要である。また資本輸出国であっても、どの通貨で資産運用をおこなうべきかが重要な問題であり、それが資本移動自由化の程度を決める要素となる。

基軸通貨国と周辺国との非対称性は、自国通貨が国際的な通用力をもてるかどうかにある。それに起因する非対称性が存在する。そこで国際通貨制度の特徴を基軸通貨国、非基軸通貨国に分けて、その協働関係を示したのが図1-2(a～e)である。基軸通貨国では、自国経済を優先することが可能である。したがって金融政策、財政政策の自由度を確保するものと考えられる。基軸通貨国にとっては、それを確保するために自国の資本移動の程度や為替レート制度の選択をおこなうことができる。一方、周辺国は基軸通貨の選択をおこない、その通貨に対する為替レート制度を選択し、さらに対外貿易・借入をどの程度円滑にするのかと経済発展・金融市場の発達度合いに依存して資本移動の程度を選択する。基軸通貨国と異なり周辺国は、自国通貨での国際取引が制限されるため、基軸通貨の利用を前提とした国際通貨制度の選択をおこなわねばならない。したがって、基軸通貨の借入を増加しようと考えれば資本移動を自由化しようとする。しかし、それによって投資家による資金シフトが激しくなる可能性があり、為替レート水準の維持が難しくなる。逆に基軸通貨とのペッグを重視するのならば、対外借入をある程度犠牲にする選択をおこなうであろう。周辺国にとって、基軸通貨との関係に依存して、金融政策や財政政策の経済政策の自由度が決定する。自国を閉鎖経済にすることを選択した国は、その自由度は高まるものの国内資源が制約される国では、その選択が必ずしも望ましいものではないだろう。周辺国にとっては、対外取引の程度と国際通貨制度の選択を同時に解かねばならない問題となる。

以上のフレームワークをもとに歴史的な国際通貨制度の特徴を明らかにする。ここでの比較対象は、国際金本位制、ブレトンウッズ体制、変動レート制、欧州通貨制度（European Monetary System : EMS）である。国際金

図 1-2a 国際金本位制

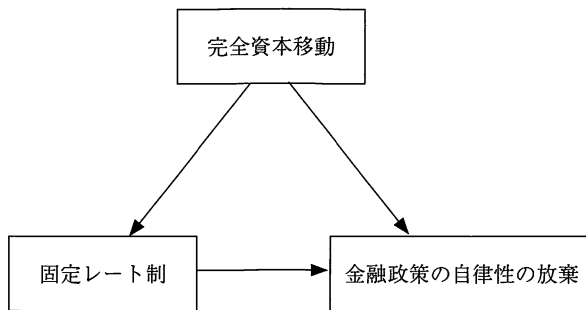


図 1-2b ブレトンウッズ体制

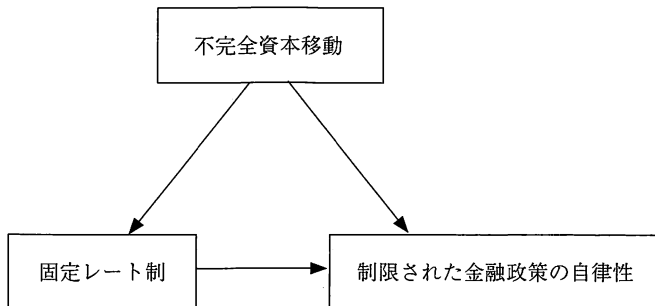


図 1-2c 変動レート制 (1)

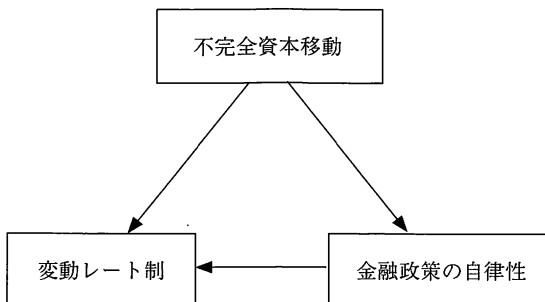


図 1-2d 変動レート制 (2)

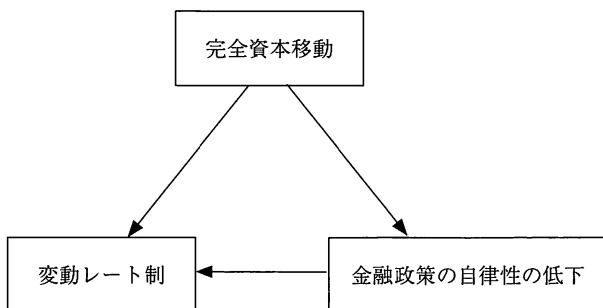
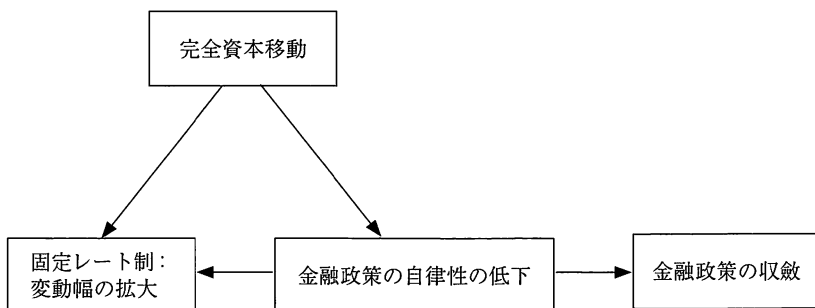


図 1-2e 後期 EMS (1990 年～1998 年)



本位制（図 1-2a）では、完全資本移動と固定レート制が維持されねばならず、そのため金融政策の自律性を各国は放棄せざるをえなかった。ただし、基軸通貨国であった英国も固定レート制の維持の代わりに金準備の維持を目標とせねばならず、金融政策の独立性は小さかった。図 1-2b ではブレトンウッズ体制でのフレームワークを示している。この制度での優先順位は固定レート制であったといえ、資本移動に関しては経常取引に関して自由化が促されてきたものの、資本取引に関して制限が残されており不完全資本移動であった。不完全資本移動のもとでの固定レート制では、金融政策の自律性はある程度確保された。

不完全資本移動のもとでの変動レート制の初期（図 1-2c）では、為替レート水準を固定にするための対外目標から解放され金融政策の自律性は確保される。しかし、図 1-2d のような資本移動が完全自由化された変動レート制では、資本移動によって各国間での金融政策の波及効果があり、不完全資本移動のもとでの変動レート制に比べて、金融政策の自律性は制限される。

図 1-2e は 1990 年以降の後期 EMS を描いている。そこでは、前期 EMS に比べて資本移動は完全となり、さらに ERM（Exchange Rate Mechanism：為替レートメカニズム）危機の経験を踏まえて変動幅が拡大された。ただし、それによりかえって投機的資本移動は抑制され、変動幅の維持と EMS 参加国の金融政策の収斂がみられた

以上の歴史的な特徴をもった国際通貨制度であるが、ユーロが台頭したユーロ圏はどのような制度として特徴づけられるであろうか。また、ユーロの登場がどのように国際通貨制度に影響を与えることになるのだろうか。以下、それらを考察してゆく。

2. ユーロの台頭と国際決済、国際通貨制度

この節では、ユーロを導入したユーロシステム（ユーロ圏）を一つの国とみなして国際通貨制度との関係を考察する。ここで、ユーロシステムが基軸通貨国として振る舞うのか、あるいは非基軸通貨国として振る舞うのかである。後述するように、ユーロ圏外でユーロを利用するのは、ERM II に参加しているデンマーク、そして EU 加盟候補国、そして旧宗主国などの関係で従来からユーロ参加国通貨にペッグしている CFA フラン諸国である。

しかし、アメリカに比べてユーロシステムはまだユーロ建て決済の比重を高めているわけではなく、特にアメリカ向けの貿易決済やドル建て証券の購入も活発であり、国際決済上で独占的な地位にあるわけではない。しかし、周辺国のように大部分の国際決済を US ドルに依存するわけでもない。ユーロ導入の初期条件は、①経済規模がアメリカ経済に匹敵するほど大きいこと、②周辺にはユーロを利用することが明らかな国があること、③ユーロ導入の

初期条件に厳格なルールを設定したため、結果としてユーロの対外的な信認を高めたことなどがあり、それらを考慮するとユーロシステムが基軸通貨の選択を先決する必要はない。したがって、ユーロシステムは独占的な基軸通貨国ではないものの、基軸通貨国モデルを適用することができる。

図 1-3a、図 1-3b のようにユーロシステムの場合、高い金融政策の独立性がマーストリヒト条約および ECB の約款によって保証されており、さらに 1993 年 1 月 EU 域内単一市場の完成によって資本移動は域外とも完全になっている。したがって、金融政策の独立性と資本移動の程度が先決変数であ

図 1-3a ユーロシステム

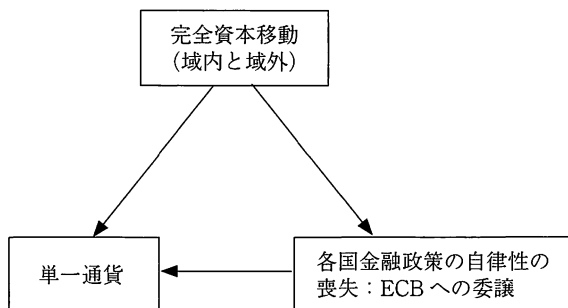
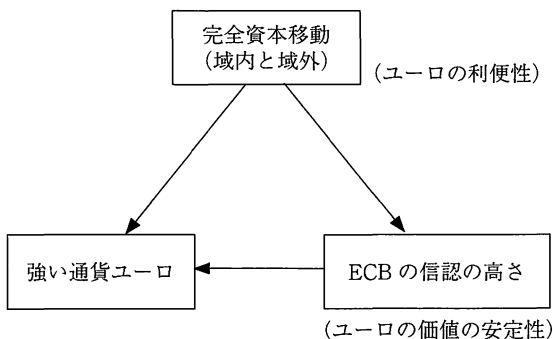


図 1-3b ユーロへの信認



り、その結果として為替レート制度が選択される。

国際通貨制度の中でのユーロシステムは他の基軸通貨を選択せずとも自らの政策の独立性と資本移動の程度を選択することが可能となる。したがって、域外に対しては必然的に変動レート制を採用することになる。

3. 国際通貨としてのユーロの特徴

この節では、ユーロの国際通貨の可能性を探るために、国際通貨の機能を軸に分析をおこなう。そのため、まず国際通貨の理論を述べ、国際通貨としてのユーロに関する機能の現在までの特徴を検証する。

1) 国際通貨の理論

国際通貨の機能は、表 1-1 のように公的利用と民間利用に分けることができる。公的利用ではペッグ制のもとでの平価を設定するための基準通貨としての利用や為替介入に利用するための介入通貨、そして外貨準備として保有される準備通貨としての利用がある。民間利用では、貿易契約や証券発行のためにある通貨で建値する必要がある、その役割を表示通貨と呼ぶ。そして、実際の貿易取引に利用される取引通貨、そして資金の運用・調達のために用いられる資産通貨の役割がある。さらに、国際通貨は外国為替市場において銀行間取引で利用される。外為取引では、自国通貨と国際通貨の取引もある。その場合、国際通貨

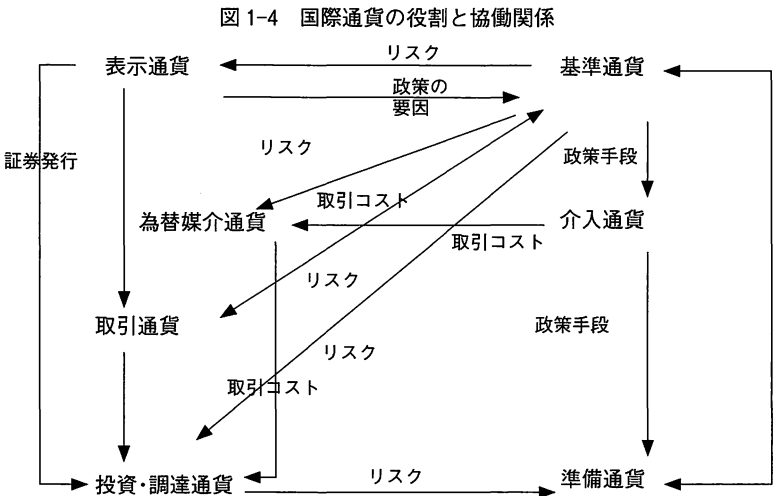
表 1-1 国際通貨の機能

機能	民間部門	外国為替市場	公的部門
計算単位	表示通貨		基準通貨
支払い手段	取引通貨	為替媒介通貨 介入通貨	公的決済通貨
価値貯蔵	投資・調達通貨		準備通貨

出所) Krugman (1980) をもとに著者加筆修正。

を媒介にしてローカル通貨間の取引をおこなう。その役割を為替媒介通貨と呼ぶ。

それらの国際通貨機能の協働関係、あるいは因果関係のパターンは次のよ



出所) Bénassy-Quere, Agnès BenoûMojon and Armand-Denis Shor (1998)

表 1-2 為替レート制度の種類

大分類	小分類	制度
ペッグ制	ハードペッグ	ドル化 カレンシーボード 共通通貨
	アジャスタブル・ペッグ	単一通貨へのペッグ バスケット・ペッグ
中間制度	介入ルールのあるフロート	協調体制 クローリング・ペッグ
		ターゲット・ゾーン（バンド制）
フロート制	裁量的介入をおこなうフロート	管理フロート
	完全自由フロート	フロート制

出所) Ghosh, Gulde and Wolf (2002), p.40-41.

うに考えられる（図1-4）。公的利用から始まる国際通貨の利用とは、まずある通貨に当該国がペッグすることから開始される（表1-2）。ペッグ制での平価を設定するための基準通貨が選択される。さらにペッグ制では介入義務があることから、その通貨で介入をおこなうと同時に準備通貨として保有する。民間利用に関しても基準通貨との関係が安定すれば表示通貨および取引通貨として利用することはリスクが軽減するために合理的である。表示・取引通貨として利用されると、それを運用・調達するために資産通貨として利用される。

また、民間利用から始まる場合には、例えば、貿易相手国としてのシェアが高いなどの理由により、ある通貨を表示・取引通貨として利用するとしよう。その通貨を運用・調達するために資産通貨としても利用する必要が生ずる。さらに民間利用の頻度が高くなればその通貨にペッグ、あるいは安定した関係を保つために介入通貨として利用され、それが準備通貨としての利用を促す。

さらに、民間経済主体が資産通貨としてある通貨で運用・調達するとしよう。当該通貨で証券を発行することで表示通貨の利用をおこない、その資金で調達した通貨を貿易取引などに利用でき、当該国通貨は表示通貨としても利用される。ただし、この場合、調達した当該通貨を即座に他の通貨に転換して、表示・取引通貨として利用することもあるので、資産通貨の利用頻度が高いからといって、国際通貨の他の機能も協働するとは限らない。

また、国際通貨がすべての貿易取引・国際証券取引に利用されているわけではなく、変動レート制のもとでは各国が為替リスクをできるだけ抑制するために自国通貨を利用しようとする。そのため、ローカル通貨どうしの国際取引もおこなわれている。しかし、外為市場でのローカル通貨の流動性（取引高）は少ないため、マッチングが難しく取引コストも高い。したがって、いったん流動性の高い通貨を媒介にした間接取引をおこなう方が取引コストは低い場合がある。その流動性の高い通貨が国際通貨であり、その役割を為替媒介通貨という。変動レート制でリスクが高くなり国際取引で用いられる通貨が分散化するに従い、為替媒介通貨の機能が高まってきた。したがって、

この機能は主要国の為替レート制度が変動レート制である場合に重視されているものの、固定レート制や単一通貨が一般的に利用されれば制限される機能である。

国際通貨は必ずしも九つの役割をすべて備えているわけではない。これらの役割をすべて備えている通貨が、基軸通貨である。例えば、長い間、USドルはこれらの機能をすべてもち、基軸通貨の地位にあった。しかし、変動レート制以降、先進国の民間部門は為替リスクと取引費用のため、自国通貨を利用することを望むようになってきた。それがUSドルの利用を低下させてきたのであり、近年、公的部門でも準備通貨の分散化を図ろうとしている。

さらに、通貨と同様に、これらの役割は独立しているわけではなく、協働的である。Bénassy-Quere, Mojon and Schor (1998) が指摘するように、これらの国際通貨の役割は互いに協働し、協働効果 (synergetic effects) は次のようなチャンネルを通じて現れる。

- 1) 取引費用：国際通貨の取引費用とは、ビッド・アスク・スプレッドによって表される。もしある通貨の外国為替市場での取引が多く流動性も高いのであれば、取引コストが低くなる。また Hartman (1998b) が指摘するように、為替レートのボラティリティも通貨当局は介入のためには、外国為替市場で主に流通している通貨を対象に、介入をおこなう傾向にある。さらに、民間部門はそのような当該通貨建ての資産を保有することを選好する。
- 2) 証券発行：証券発行は国際通貨の建値通貨の機能に依存する。もしある通貨の証券が容易に利用できるのであれば、当該国通貨の利用は取引通貨および資産通貨として拡張されるであろう。
- 3) 政策指向：貿易や資本移動において、特定国の通貨で表示されているシェアが高い時、固定レート制をめざす通貨当局は、その特定国通貨に自国通貨をペッグする誘因をもつ。
- 4) 政策手段：ある特定国通貨が固定レート制のアンカーとして利用されているとき、通貨当局はその通貨との平価を維持するための介入をおこなうが、その介入のための外貨準備として、特定国通貨を保有せねばな

らない。

- 5) リスク：もし特定国通貨が固定レート制のアンカーとして利用されているのなら、為替レートの変動のリスクが低いので、貿易や資本移動を、その当該通貨でおこなおうとする動機を民間部門は有する。

これらのチャンネルのうち、ここでは取引量に依存する取引費用に注目する。取引費用であるビッド・アスク・スプレッドは、当該通貨の流動性を反映するだけでなく、為替レートのボラティリティも反映する。Hartman (1998b) が示すように、日々の取引で発生するサプライズは、ボラティリティの増加をもたらす。

本章では、為替媒介通貨の役割に着目する。それに着目する理由は、USドルが示すように、現在の基軸通貨が、外国為替市場で最も支配的な役割を果たしていると考えからである。取引量の少ない通貨どうしの取引を媒介するこの機能が発生する論理は、通貨の生成と同じ論理でもある。

表1-3には直物為替の取引費用として、Alogouskoufisら(1997)によるビッド・アスク・スプレッドの推計値を掲げているが、このスプレッドの違いは流動性の多寡によるものであり、ドルが最も取引量が多く、取引費用も低いことを示している。日々の外為トレーダーにとっては、スプレッドのわずかな違いも重要な意味をもち、このスプレッドの違い、すなわち取引費用の違いによって、主に取引する通貨の種別を選択することになる。もし、USドルの為替媒介通貨としての役割が低下するのならば、この機能を別の通貨が担うようになるかもしれない。

その可能性とその条件を検討するために次節では、収穫逨減の取引費用関数を仮定した通貨競争モデルを提示する。

表1-3 直物レートでの取引費用

\$ /DM	4.06
DM/Yen	4.37
\$ /Yen	4.16
FF/\$	4.61
£/\$	4.27

注) 1万ドルあたりの取引で、ボラティリティはゼロと想定して計算している。

出所) Alogouskoufis, Portes and Rey (1997)

2) 貿易契約通貨としてのユーロの需要

グラスマン (Grassman 1973) は、貿易は輸出国通貨で契約される傾向にあると主張した。もしそうであるならば、契約通貨の利用額は当該国の輸出額に比例し、したがって輸出のうち当該国通貨が占める割合は 100% に近くなるはずである。しかし、表 1-4 で示すように各国の輸出と契約通貨の比率はアメリカを除いて 100% を下回っており、当該国通貨は輸出に比例して契約通貨に利用されていないことがわかる。国際通貨国でない小国はこの傾向をもたないのは当然であろう。

グラスマンへの反証として、マッキノン (McKinnon 1979) は、一次産品は基軸通貨ドルで、差別化される工業製品は為替リスクを回避するために輸出国通貨が利用される傾向にあることを指摘した。後者は先進国の輸出企業が市場支配力をもつ傾向にあるため、自国通貨を利用しようとする誘因がある。その一方でラオ＝マギー (Rao and Magee 1980) は自国通貨を契約通貨としてより低い価格を設定することと、外貨建て契約をしたときに為替リスクを回避するためより高い価格を設定することとは無差別であると指摘した。しかし、実際には基軸通貨である特定国通貨が契約通貨として利用され、そして先進国の通貨が輸出には利用される割合が高いことを考えると、契約通貨に関する適切な考え方としてはマッキノンの主張であろう。したがって、先進工業国が輸出をおこなう場合は自国通貨でおこなう傾向がみられるものの、一次産品を主要輸出にしている発展途上国は基軸通貨を利用する傾向にあるといえる。また、輸入でも先進工業国からの輸入であれば相手先の通貨が利用される傾向にあるが、発展途上国からの輸入であれば基軸通貨が利用される傾向にある。

以上の予備的考察を用いて、貿易契約の面でのユーロの役割を考える。ユーロ圏での域外貿易の契約通貨に関する統一的なデータは未だ存在していない。しかし、いくつかの実証データの類推よりユーロ圏を貿易相手とした契約通貨はユーロの利用が増加しよう。なぜなら、ユーロ圏の多くの国が先進工業国であり、差別化された工業製品を輸出している諸国であるからである。そのため、ユーロを利用して輸出をおこなうであろう。表 1-4a には輸出に

表 1-4a 輸出に占める契約通貨の割合

1980								
通貨→ 国↓	アメリカ ドル	日本 円	ドイツ マルク	フランス フラン	英国 ポンド	イタリア リラ	オランダ ギルダー	その他
アメリカ	96.0	0.2	1.0	0.7	1.0	0.2	0.3	0.6
日本	65.7	29.4	1.9	0.6	1.1	0.1	0.6	0.6
ドイツ	7.2	0.0	82.5	2.8	1.4	1.3	1.2	3.6
フランス	20.3	0.1	9.1	60.5	2.1	1.5	0.8	5.6
イギリス	17.0	0.1	3.0	2.0	76.0	0.5	1.0	0.4
イタリア	30.0	0.1	14.0	8.0	2.4	36.0	1.0	8.5
オランダ	16.5	0.0	21.5	5.4	4.2	0.9	43.5	8.0

1992								
通貨→ 国↓	アメリカ ドル	日本 円	ドイツ マルク	フランス フラン	英国 ポンド	イタリア リラ	オランダ ギルダー	その他
アメリカ	92.2	1.5	1.3	0.9	0.9	0.4	0.6	2.4
日本	46.6	40.1	3.3	0.9	1.6	0.4	1.0	6.1
ドイツ	7.3	0.3	77.0	3.3	3.2	2.2	0.9	5.8
フランス	16.5	0.8	10.4	54.6	4.1	3.3	1.5	8.8
イギリス	22.0	0.7	5.0	3.5	62.0	1.7	2.3	2.8
イタリア	18.0	0.6	19.0	9.0	3.0	40.0	1.3	9.1
オランダ	16.0	0.5	21.7	4.8	4.8	1.8	43.1	7.3

表 1-4b 輸入に占める契約通貨の割合

1980								
通貨→ 国↓	アメリカ ドル	日本 円	ドイツ マルク	フランス フラン	英国 ポンド	イタリア リラ	オランダ ギルダー	その他
アメリカ	85.0	1.0	4.1	1.0	1.5	0.5	0.2	6.7
日本	93.0	2.4	1.5	0.9	1.0	0.2	0.1	0.9
ドイツ	32.3	0.0	43.0	3.3	3.4	2.4	2.0	13.6
フランス	37.1	0.7	11.5	37.1	2.6	2.5	1.8	6.7
イギリス	29.0	1.3	9.6	4.7	38.0	1.7	2.8	12.9
イタリア	45.0	0.5	14.0	9.0	3.2	18.0	1.7	8.6
オランダ	29.4	0.8	22.9	4.4	4.7	1.1	25.1	11.6

1992								
通貨→ 国↓	アメリカ ドル	日本 円	ドイツ マルク	フランス フラン	英国 ポンド	イタリア リラ	オランダ ギルダー	その他
アメリカ	80.0	3.0	4.3	1.2	1.7	0.8	0.4	8.6
日本	74.5	17.0	3.6	1.3	1.3	0.7	0.3	1.3
ドイツ	18.4	1.7	55.9	3.1	2.2	1.7	1.3	15.7
フランス	23.1	1.3	11.7	4637.0	3.6	3.2	1.5	8.9
イギリス	22.0	2.4	11.9	5.3	43.0	2.2	3.2	10.0
イタリア	26.0	0.9	16.0	7.0	3.5	34.0	2.4	10.2
オランダ	21.4	2.0	21.8	3.7	3.9	1.1	38.9	7.2

占める契約通貨の割合を示しているが、輸出では自国通貨を用いる傾向が1980年から92年にかけて高まっており、ドイツ、フランス、イタリアおよびオランダといったユーロ圏でも輸出の際にはユーロ利用の比率を高めるであろう。

一方、輸入に関してはアメリカからの輸入ではドルが占めるであろうが、表1-4bからわかるように1980年92年にかけてヨーロッパでは自国通貨の比率を高めており、今後もユーロ圏の輸入ではユーロ利用の比率を高めるものと推察される。また、ユーロ圏外での取引のうち中東欧、CFAフラン圏との取引ではユーロが利用される。それらの地域ではユーロに対してペッグしている、あるいはユーロに基づくカレンシー・ボードを採用しているため、契約通貨としてユーロを利用する方が為替リスクを低下させることができるからである。しかし、ドルに密着した関係にあるアジアからの輸入に関してはドルを用いる可能性があり、ユーロの利用は伸びないかもしれない。また、ユーロ圏とは貿易関係のない第3国貿易でのUSドルの利用が従来から高く、ユーロに明らかにシフトするのは難しいであろう。それらの点を考慮すると、契約通貨としてのユーロの役割は、まだ進展はせず当分の間、USドルが支配的になると考えられる。

3) 為替銀行の国際通貨需要

次に国際通貨の需要を推計する。先に述べたように、国際通貨の具体的な形態は国際通貨国に置かれた非国際通貨国の商業銀行が保有する国際通貨建て短期債権である。したがって、ここでは国際通貨国に置かれた非居住者向け短期債権（BIS統計による銀行の非居住者短期債権残高）を被説明変数とし、説明変数としては、国際通貨と他の国際通貨との期待収益率の差、国際通貨国の開放度、在米銀行に対する対外債権、在ユーロ圏銀行に対する対外債権、在日銀行に対する対外債権、そして一期前の被説明変数とした。すべての変数は対数値に変換している。回帰式は次のようなものである。

$$D_t = c_0 + c_1 R_t^e + c_2 Open_t + c_3 L_t^{US} + c_4 L_t^{Euro} + c_5 D_{t-1} \quad (1-1)$$

$$E_t = c_0 + c_1 R_t^e + c_2 Open_t + c_3 L_t^{US} + c_4 L_t^{Euro} + c_5 E_{t-1} \quad (1-2)$$

$$Y_t = c_0 + c_1 R_t^e + c_2 Open_t + c_3 L_t^{US} + c_4 L_t^{JP} + c_5 Y_{t-1} \quad (1-3)$$

ここで、 D_t はドル建て短期対外債権、 R^e は当該通貨建て短期対外債権の期待収益率、 $Open$ は通貨発行国の開放度、 L^{US} は在米銀行の対外債権、 L^{EURO} は財ユーロ圏銀行の対外債権、 L^{JP} は在日銀行の円建て対外債権を表している。添え字の t は時間を表す。また、データは対外債権に関しては国際決済銀行 (Bank for International Settlement: BIS) の International Banking Statistics Table 5 より、その他のデータに関しては IMF (国際通貨基金)、International Financial Statistics より採集した。(1-1)式はドル建て短期対外債権を被説明変数に、(1-2)式はユーロ建て短期対外債権を被説明変数に、(1-3)式は円建て短期対外債権を被説明変数にしている。

推計結果は表 1-5 で示されている。この結果をまとめると、次のようになる。ドル建て短期対外債権を被説明変数とした場合は、期待収益率は有意ではなく、開放度、在米銀行の対外債権、1 期前のドル建て短期対外債権は有意である。また有意である説明変数の符号は、それぞれ正である。また、ユーロ建て短期対外債権を被説明変数にしたケースでは、期待収益率、在ユーロ圏銀行の対外債権、1 期前のユーロ建て短期対外債権、そしてトレンド項が有意である。有意である説明変数の符号は、期待収益率、トレンド項がマイナス、在ユーロ圏銀行の対外債権、1 期前のユーロ建て短期対外債権が正である。期待収益率に関しては理論上の符号とは反対であり、またユーロ建て短期対外債権には負のトレンドが推計期間中にみられた。円建て短期対外債権を被説明変数にしたケースでは、在米銀行のドル建て短期対外債権、在日銀行の円建て短期対外債権、および 1 期前の円建て対外短期債権が 1%水準で有意である。

以上の結果より、ドルの需要は開放度の高さとともに増加するものの、ユ

表 1-5 国際通貨需要関数の推定

推定期間：1995 年第 2 四半期～2002 年第 4 四半期 サンプル数 31		
被説明変数 ドル建て短期対外債権		
	係数	t 値
定数項	0.320	3.779
期待収益率	-0.009	-0.459
開放度	0.159	2.481
在米銀行の対外債権	0.431	5.823
在ユーロ圏銀行の対外債権	0.060	1.060
1 期前のドル建て対外債権	0.285	2.184
自由度調整済み決定係数	0.977	
ダービン・ワトソン比	1.794	
F 統計値	252.472	

推定期間：1997 年第 1 四半期～2002 年第 4 四半期 サンプル数 23		
被説明変数 ユーロ建て短期対外債権		
	係数	t 値
定数項	-0.422	-1.709
期待収益率	-0.687	-2.195
開放度	0.002	0.182
在米銀行の対外債権	0.614	1.524
在ユーロ圏銀行の対外債権	1.044	12.045
1 期前のユーロ建て対外債権	0.246	3.750
トレンド項	-0.020	-2.248
自由度調整済み決定係数	0.983	
ダービン・ワトソン比	0.747	
F 統計値	337.524	

推定期間：1995 年第 2 四半期～2002 年第 4 四半期 サンプル数 31		
被説明変数 円建て短期対外債権		
	係数	t 値
定数項	-5.155	-3.126
期待収益率	-0.069	-0.459
開放度	-0.414	-1.819
在米銀行のドル建て対外債権	0.803	3.195
在日銀行の円建て対外債権	0.628	2.890
1 期前の円建て対外債権	0.504	3.357
自由度調整済み決定係数	0.813	
ダービン・ワトソン比	1.351	
F 統計値	26.136	

注) Newey=West による HAC 分散共分散行列を使用して推計している。

一口需要は開放度とは関係がない。また共通して、当該国・地域の対外債権の増加が国際通貨需要を増加させる。これは、通貨発行国の貸付が国際通貨需要を増加させることを意味し、当該国での金融市場のアベイラビリティの高さが国際通貨需要を促進することを示唆している。またユーロ、円需要に関してはドル需要が代替的になるとはいえない。また、ドル需要に関してもユーロ需要が代替的であるとはいえない。また、一期前の当該国通貨建て対外短期債権が現在の対外短期債権に正の影響を与えており、慣性効果が有効に働いているといえる。

4) 為替媒介通貨としてのユーロの利用とコスト

この節では、第3国での基軸通貨ドルとユーロの利用に関する実証分析を試み、現在までのユーロの位置づけと今後の利用を展望する。

主要国が変動レート制に移行して以来、貿易取引通貨が多様化する反面、外国為替市場における通貨間の取引を媒介する為替媒介通貨はアメリカ・ドルが担ってきており、その役割は、国際通貨の機能の中でも重要な機能と認識されている。まず表 1-6a では BIS（国際決済銀行）の集計した外国為替市場での通貨利用を示している。それによれば、ドルの利用が圧倒的に多い。また、表 1-6b は取引別の通貨利用を示しているが、そこではドルとユーロの取引が最も多く、次いでドルと円の取引となっている。さらに地域別に外国為替市場での取引を集計したのが表 1-7 である。これによれば、西欧、中東欧ではユーロの利用が比較的多いものの、中東、アジア、オセアニアではドルの利用が多く、ユーロの利用は地域的な偏りがあるといえる。このようにドルと比べるとユーロの利用はまだ同程度とはいえず、取引量が相対的に少ないため、市場での流動性も同じ程度にまで成長しているとはいえない。

市場の流動性とは、潜在的に取引される量の多寡であり、言い換えると取引需要と供給の出会いの付きやすさといえる。流動性が高いとは取引の出会いが付きやすく、そのためビッド価格とアスク価格との乖離が小さい。逆に、取引の出会いの付きにくい流動性の低い取引ではビッド価格とアスク価格との乖離が大きくなる。したがって、流動性を測る手段としてビッド・アスク

表 1-6a 外国為替市場での通貨の利用

(単位: %)

	1992	1995	1998	2001
アメリカ・ドル	82.0	83.3	87.3	90.4
ユーロ	—	—	—	37.6
ドイツ・マルク	39.6	36.1	30.1	—
EMS 通貨ならびに ECU	55.2	59.7	525.5	—
日本・円	23.4	24.1	20.2	22.7
英国・ポンド	13.6	9.4	11.0	13.2
スイス・フラン	8.4	7.3	7.1	6.1
スウェーデン・クローネ	1.3	0.6	0.4	2.6

注) 4月の平均売買のシェア 合計 = 200%

出所) ECB, Review of the Foreign Exchange Market Structure, March 2003, p.31.

原出所) BIS

表 1-6b 取引別外国為替市場での売買

(単位: %)

	1992	1995	1998	2001
ユーロ / アメリカ・ドル	—	—	—	30
アメリカ・ドル / ドイツ・マルク	25	22	20	—
アメリカ・ドル / EMS 通貨ならびに ECU	10	15	17	—
ユーロ / 日本・円	—	—	—	3
ドイツ・マルク / 日本・円	2	2	2	—
アメリカ・ドル / 日本・円	20	21	18	20
ユーロ / 英国・ポンド	—	—	—	2
英国・ポンド / ドイツ・マルク	3	2	2	—
英国・ポンド / アメリカ・ドル	10	7	8	11

注) 4月の平均売買のシェア 合計 = 100%

出所) ECB, Review of the Foreign Exchange Market Structure, March 2003, p.31.

原出所) BIS

との乖離を示すビッド・アスク・スプレッドが取り上げられる。そして、このスプレッドが当該通貨の取引コストとして考えられている。これに関しては、Hau=Killeen=Moore (2002, 以下 HKM)、Derek=Hartman (2002)、Goodhart=Love= Payne=Rime (2002, 以下 GLPR) などがある。彼らの分析は、高頻度データを利用して、ユーロ導入前と導入後のビッド・アスク・スプレッドを実証しており、共通した結論は導入前に比べて導入後にはビッド・アスク・スプレッドが上昇していることである。表 1-8 で示されるように HKM は Electronic Broking System (EBS) のデータを使用しており、

表 1-7 直物為替市場での US ドルとマルク／ユーロの地域別取引シェア¹⁾
(単位: %)

地域 国名	1998			2001		
	US ドル 全取引量 ²⁾	ドイツマルク 全取引量 ²⁾	USドル/ユーロ ダイレクト・ トレーディング	US ドル 全取引量 ²⁾	ユーロ 全取引量 ²⁾	USドル/ユーロ ダイレクト・ トレーディング
ヨーロッパ (ユーロ圏を除く)						
西欧						
デンマーク	56.2	66.6	25.8	43.2	83.2	28.4
ノルウェー	62.3	88.9	52.3	71.4	93.4	66.2
スウェーデン	42.4	80.6	31.9	46.5	78.9	29.8
スイス	67.3	59.9	30.1	70.2	49.0	25.9
英国	75.2	54.0	30.6	83.9	48.8	33.5
中東欧						
チェコ	24.8	87.1	13.3	39.6	91.3	31.0
ハンガリー	77.4	55.6	39.8	64.2	86.3	51.9
ロシア	96.3	25.8	22.5	99.7	3.8	3.5
スロバキア	—	—	—	82.0	80.6	63.0
スロベニア	—	—	—	2.4	97.6	0.0
トルコ	—	—	—	91.7	70.7	62.5
アフリカ						
南アフリカ	94.1	24.2	21.6	88.1	25.0	14.3
南アメリカ						
ブラジル	100.0	0.0	0.0	95.6	5.8	1.7
チリ	99.7	3.4	3.3	99.8	2.1	1.9
中東						
バーレーン	95.3	23.9	19.4	86.5	35.2	22.3
サウジアラビア	97.2	30.3	27.8	91.7	39.1	33.6
アジア						
香港	86.1	39.9	31.1	90.9	34.0	27.8
日本	88.6	20.0	10.0	89.3	22.9	14.0
シンガポール	86.3	35.4	23.0	91.7	32.6	26.4
タイ	94.0	5.5	3.7	98.2	5.5	4.6
インド	95.3	19	14.7	97.8	15.5	13.8
オセアニア						
オーストラリア	91.5	24.1	18.1	94.2	18.9	14.9

注1) 当該国での銀行間直物市場の全取引量のうちのシェア

注2) US ドルとユーロとの取引を含む。この取引の多くは当該国通貨が相手となる。

出所) ECB, Review of the International Role of the Euro, December 2002, p.33.

GLPR は Reuters Dealing 2000-2 のデータを使用し、異なる取引システム
のデータから同様の結論をえており、その事実観察は頑健であるといえる。

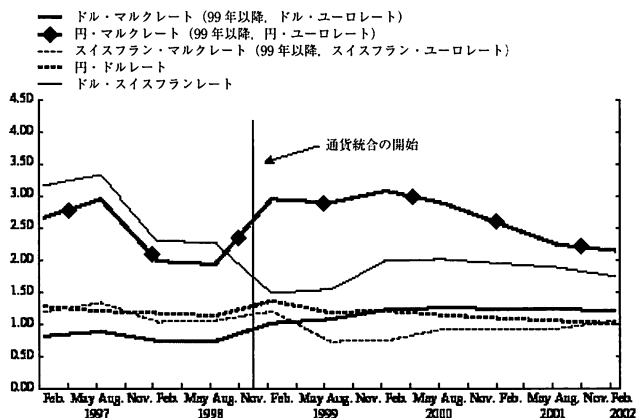
ここでビッド・アスク・スプレッドの理論的根拠を Shen=Starr (2002)
が論証しており、それによるとスプレッドは市場での取引高 (注文高)、価
格変動リスク、マーケットメーカーの在庫の大きさに依存する。したがって、
価格変動が大きく、注文高の少ないものはスプレッドが大きく、それは取引

表 1-8 EBS でのユーロ導入前後のビッド・アスク・スプレッド

	ユーロ導入前 1998 年 8 月	ユーロ導入後 1999 年 8 月	変化 (%)	識別検定 (t 値)
円／ドル	0.82	1.04	26.6	2.13 *
スイスフラン／ドル	2.03	1.28	-37.3	-3.03 **
ドル／マルク-ユーロ	0.5	0.73	44.2	5.76 **
円／マルク-ユーロ	1.39	2.74	97	7.44 **
スイス・フラン／マルク-ユーロ	0.72	0.43	-39.5	-6.76 **

出所) Hau=Killen=Moore (2002), p.159.

図 1-5 直物為替のビッド・アスク・スプレッドの推移



出所) ECB, Review of the International Role of the Euro, December 2002, p.35.

コストが高いものといえる。スプレッドの大きさを測定することで、ユーロ取引の厚みを知ることでもある。そこで、スプレッドの導入前と導入後の推移を示したのが図 1-5 である。これをみると、導入後にユーロを相手通貨とした取引のスプレッドは上昇しており、これよりマルクに比べてユーロの取引は低下していることが推察される。これは、従来はマルクを主としていた

ユーロ圏内取引がなくなったことに起因するであろう。しかし、スプレッドの上昇は、ユーロ・レートの変動やマーケットメーカーの在庫減少の可能性もある。両者は市場の薄さや当該国政府の為替政策に密接に関連している。為替政策に関しては次の項で述べる。

5) 介入通貨としてのユーロ

ユーロ・レートと自国通貨を安定にするため介入義務のある ERM II 諸国は、対ユーロ・レートを固定にするための介入をユーロでおこない、その結果、外為市場においてユーロ取引の流動性が広がり民間の対外取引もユーロでおこなわれてゆくと考えられる。したがって、ユーロを国際通貨として利用し、そのためユーロ・レートの変動が ERM II 参加通貨に影響を与えているのではないだろうか。

これを実証するために、Frankel=Wei (1994, 1995) でおこなわれたように次の為替レート変動の回帰式を用いる。

$$\hat{S}_i = const + a\hat{S}_D + b\hat{S}_E + c\hat{S}_Y + \varepsilon_i \quad (1-4)$$

ここで \hat{S}_i は i 国通貨の対スイスフランレートを表す。添え字の D はドルの対スイスフランレートであり、 E はユーロの対スイスフランレートであり、 Y は日本円の対スイスフランレートを表す。 ε_i は誤差項を示す。すなわち、ここでは各国通貨を媒介する通貨をスイスフランとし、対スイスフランレートを用いる。この式の解釈として、例えばドルレートと i 国レートの変動との相関が十分に高ければ、 i 国通貨当局はドルに対してペッグをしている、あるいは対ドルレート安定を重視した為替レート政策をおこなっていると判断する。推定期間はユーロ発足後の 1999 年 1 月 2 日から 2003 年 3 月 28 日までである。対象国は世界各国から 20 カ国を採用した。データは日時データであり、出所はユーロの対ドルレート、対スイスフランレート、対円レート、対ポンドレート、対スウェーデン・クローネレート、対ノルウェー・クローネレート、対デンマーク・クローネレートに関しては ECB ホームページより、それ以外の日次レートに関しては OANDA のホームページから採

集した¹⁾。

実証結果は、表 1-9 に掲げられている。この結果より、ERM II に参加している通貨はユーロ・レートの上に強い影響を受けていることがわかる。EU 構成国である英国は、推定された係数から判断すると、ユーロ・レートとともに US ドルレートからの影響をほぼ等しく受けている。またトルコはユーロではなくドルに有意に反応している。中欧諸国は概ねユーロに対して反応している。ただし、ハンガリー・フォリントはドル、ユーロにも反応しておらず、ロシアはユーロではなく US ドルに反応している。また南アフリカはドルとユーロからの影響をほぼ同程度受けている。南アメリカでは、ドルのみに反応しており、中東諸国もドルからの影響のみを受けている。またアジア諸国もドルのみに強く影響を受けており、それらの地域では事実上のドルが基軸通貨として機能していることを示唆している。オーストラリアはドルよりもややユーロに強く反応している。

さらに、外為取引でのユーロとドルの比率と為替レート政策との相関を描いたのが図 1-6 である。この図には矢印が描かれており、これはユーロ・レートとの安定を指向する為替レート政策とユーロ／ドル比率の上昇が正の相関があることを示している。この線の周りにあるグループは、民間と通貨当局ともにユーロ選好が高いことを表す。通貨当局のユーロ・レート安定が、民間のユーロドル比率を引き上げていることを示唆している。このグループでは、ユーロ安定を当局がめざすことで民間のユーロ取引の比率を引き上げているといえよう。

一方、Y 軸上にも一群のグループがある。これは (1-4) 式のユーロ・レートの係数 b が 5% 有意でなければ 0 とおいたグループである。為替レート政策では、ユーロ・レートを重視していないものの、民間取引のユーロ取引比率はある程度高い。これは、当該国の通貨当局がドルレート安定をおこなっているものの民間はドルだけでなくユーロ取引もおこなっていることを表す。このグループにはハンガリー、チェコなどが入っており、これらの国での民

1) OANDA のデータはロイターから提供されたものである。<http://www.oanda.com>

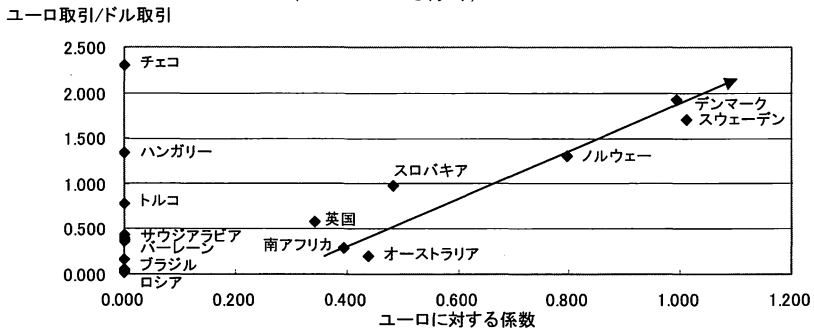
表 1-9 世界各国の為替レートの回帰分析結果

推計期間：1999年1月2日～2003年3月28日

国名		定数項	USドル	ユーロ	日本円	自由度調整済み決定係数	ダービン・ワトソン値	S.E. of regression	オプション	ユーロ取引 / USドル取引
デンマーク	係数 t 値 p 値	0.000 -0.634 0.527	-0.007 -6.164 0.000	0.994 403.946 0.000	0.000 -0.070 0.944	0.995	1.697	0.000		1.926
ノルウェー	係数 t 値 p 値	0.000 -0.661 0.509	0.208 10.093 0.000	0.796 16.907 0.000	0.036 2.093 0.037	0.407	2.052	0.003		1.308
スウェーデン	係数 t 値 p 値	0.000 -0.602 0.548	0.227 9.417 0.000	1.010 18.304 0.000	0.002 0.115 0.909	0.397	1.858	0.004		1.697
英国	係数 t 値 p 値	0.000 0.229 0.819	0.483 20.376 0.000	0.343 6.338 0.000	0.029 1.437 0.151	0.502	2.008	0.004		0.582
チェコ	係数 t 値 p 値	0.000 0.424 0.671	0.183 1.202 0.230	0.603 1.730 0.084	-0.058 -0.451 0.652	0.003	1.937	0.023		2.306
ハンガリー	係数 t 値 p 値	0.000 0.256 0.798	-0.012 -0.441 0.660	0.030 0.460 0.645	0.029 1.204 0.229	0.002	2.348	0.004		1.344
ロシア	係数 t 値 p 値	0.000 -1.766 0.078	0.601 12.664 0.000	0.177 1.634 0.103	-0.034 -0.858 0.391	0.232	2.151	0.007		0.038
スロバキア	係数 t 値 p 値	0.000 0.886 0.376	0.045 1.427 0.154	0.484 6.744 0.000	0.012 0.455 0.649	0.058	1.927	0.005		0.983
スロベニア	係数 t 値 p 値	0.000 1.906 0.057	0.329 5.726 0.000	0.376 3.570 0.000	-0.094 -3.003 0.003	0.108	2.536	0.006	NW	40.667
トルコ	係数 t 値 p 値	-0.002 -3.106 0.002	0.382 2.997 0.003	-0.032 -0.089 0.929	0.076 0.581 0.562	0.022	2.714	0.019	NW	0.771
南アフリカ	係数 t 値 p 値	0.000 -1.342 0.180	0.453 6.801 0.000	0.395 2.593 0.010	0.021 0.370 0.711	0.100	2.091	0.010		0.284
ブラジル	係数 t 値 p 値	-0.002 -3.414 0.001	0.601 5.331 0.000	-0.220 -0.853 0.394	0.064 0.677 0.499	0.058	1.902	0.017		0.061
チリ	係数 t 値 p 値	0.001 1.560 0.119	0.564 8.388 0.000	-0.019 -0.125 0.901	-0.015 -0.260 0.795	0.115	2.282	0.010		0.021
バーレーン	係数 t 値 p 値	0.000 1.582 0.114	0.724 20.429 0.000	0.041 0.404 0.687	0.012 0.420 0.675	0.507	2.121	0.005		0.407
サウジアラビア	係数 t 値 p 値	0.000 1.087 0.277	0.587 16.065 0.000	0.069 0.716 0.474	0.009 0.317 0.751	0.389	2.788	0.005	NW	0.426
香港	係数 t 値 p 値	0.000 1.227 0.220	0.585 16.183 0.000	0.079 0.828 0.408	0.009 0.301 0.764	0.388	2.789	0.005	NW	0.374
シンガポール	係数 t 値 p 値	0.000 0.335 0.738	0.481 13.179 0.000	0.068 0.685 0.494	0.072 2.332 0.020	0.338	2.651	0.005	NW	0.356
タイ	係数 t 値 p 値	0.000 -0.384 0.701	0.513 12.806 0.000	0.076 0.678 0.498	0.051 1.402 0.161	0.284	2.488	0.006	NW	0.056
インド	係数 t 値 p 値	0.000 0.696 0.487	0.587 15.520 0.000	0.127 1.117 0.264	0.000 -0.006 0.996	0.366	2.709	0.005	NW	0.158
オーストラリア	係数 t 値 p 値	0.000 0.002 0.999	0.335 7.138 0.000	0.439 4.087 0.000	0.080 2.021 0.044	0.150	2.185	0.007		0.201

注) オプションの NW は Newey=West による HAC 分散共分散行列を用いて推計している。

図 1-6 外為取引と為替レート政策との関係
(スロベニアを除く)



間のユーロ取引をおこなっている理由が為替レートの安定だけではなく他の理由、例えば貿易の利便性などの理由により民間取引の割合が高いものと考えられる。今後、ユーロ取引が高まってゆけばユーロ安定政策を通貨当局が重視する可能性もあり、それに伴いユーロ取引の上昇があるであろう。

以上より、ユーロの利用を進めるには、通貨当局の為替レート政策と民間取引の二つの要因が進展することが必要である。前者の為替レート政策については通貨当局がユーロに対してペッグをする、あるいは対ユーロ・レート安定をおこなうことであり、その結果、ユーロを介入通貨として利用することになる。これにより、外為市場でのユーロ利用は高まる。

一方、民間取引が高まるには、対ユーロ圏貿易の比重の増加、ユーロ圏内の金融市場での金融取引の増加による。すなわちユーロ圏が世界経済の中で重要な位置を占め、ユーロ圏以外との取引が進むことがユーロの利用を高める。しかし、ドルとの相対的な比率が高まるには、時間がかかるであろう。ドルの利用には慣性効果があり、それがまた基軸通貨の利用のネットワーク効果を維持しているからである。前者の慣性効果の代表例は、石油などの国際商品価格の取引が主にドルでおこなわれ、それに市場参加者が慣れていることがある。長年ドルの利用に慣れ親しんでいる貿易・金融取引を継続することの方が、様々な取引コストが低いと、ドル利用が維持される。そして、

そのことにより世界の多くの経済主体がドルを利用すれば、さらにドル利用を促す規模の経済を生み出す。基軸通貨の利用が開始される時には、慣性効果は働かず基軸通貨の形成条件が強く働かねばならないが、いったん利用が始まると慣性効果およびネットワーク効果が働くので、初期の形成条件が弱くなったにしても、その利用が維持されることは現在のドル利用を観察すれば明らかであろう。したがって、ユーロの利用の利便性が高まったとしてもドルへのシフトが一挙に始まるとは考えにくい。したがって、時間を通じて利便性と安定との比較によってドルとユーロの間での資金シフトが頻繁に起きるであろう。

4. ユーロと国際資本市場

この節では、金融市場のアベイラビリティと国際通貨との関係を考察する。結論を述べれば、金融市場のアベイラビリティは国際通貨の条件ではないであろう。なぜなら、ドイツマルクの例のように、フランクフルト市場ではアベイラビリティが高くはないものの、ロンドン市場でのマルク建て金融取引は1980年代以降、活発におこなわれ国際投資通貨の地位を獲得したものと考えられる。また逆の例として、英国・ポンドが挙げられる。ロンドン市場は世界の三大市場であるがそこでのポンド取引はわずかであり、ほとんどがドルであり、マルクであった。いずれの例も、当該国所在の金融市場と当該国通貨取引とは関係がないことを示しており、当該国での金融市場のアベイラビリティが当該国通貨を国際投資通貨に押し上げる条件とはいえないことを示している。

抽象的には、グローバル化した金融取引では、国際金融市場での取引は金融取引に魅力のある通貨を利用する。それが期待収益率、リスク、市場取引の流動性、通貨への信認などの要因が挙げられる。したがって、当該国に国際金融市場を育成して、国際的に取引を拡大させようとしても、その通貨への信認あるいは魅力がなければ当該国通貨の金融商品の取引は少ないであろう。逆に、当該国にたとえ国際金融市場が存在しなくとも、海外の国際金融

市場での取引は、グローバル化した金融取引では容易におこなわれる。国際金融市場は国際的に需要の高い通貨での取引を迅速に取り込むであろうし、それがその通貨の利便性を高めてゆく。投資通貨の利便性とは、どこかの国際金融市場で利便性があればよく、当該国にある必要はない。したがって、信認をえられる通貨、あるいは発行者にとっては資金供給が豊富な貯蓄を保有する国の通貨が魅力のある通貨となる。そのために貯蓄超過、すなわち経常収支黒字を維持できる経済安定志向の政策が必要である。したがって、ユーロが国際投資通貨としての信認をえるためには安定志向の経済政策をおこない、経常収支黒字を維持することが需要である。それに関しては ECB のインフレ抑制政策、安定成長協定による財政ルールがユーロ圏には備わっており、投資家の信認をえやすいであろう。

一方で、国際資本移動が盛んになっているものの、GDP で比較すると、あまり国際分散投資は進んでいないというホームカントリーバイアスが指摘されている。このバイアスは具体的には 1) 居住者発行の証券を保有する傾向にある、2) 自国通貨建て証券を保有する傾向があるなどをさす。この原因は、①国内生産財への選好の強さ、②国内情報の方が国際情報よりも入手がしやすいという情報の非対称性、③資本移動規制だけでなく、投資家の自主規制も含めた様々な規制の存在が挙げられる。

ユーロが投資通貨になるためには、このようなホームカントリーバイアスを乗り越えなければならない。そこで、実際にホームカントリーバイアスがみられるかを簡単な時系列データで確認をする。表 1-10 によれば、国際的に保有されている債券・ノートとユーロ圏、アメリカ、日本の一般政府債務との比率をみると、ユーロ圏、アメリカがほぼ同程度にその比率を高めている。この比率は、政府債務残高の増加と当該国通貨建て証券の保有割合を示しており、当該国通貨建て証券がどの程度、公的債務に起因するものであるかを示している。2001 年にはアメリカが 60% の比率を超したが、ユーロ圏も 2002 年には 60% を超しており、ラフな推計ではあるがユーロが導入された後にドルと同様に国際投資通貨となりつつあることを示している。すなわち、政府債務残高の増加率以上に、国債引き受け手のうち非居住者の比率が

表 1-10 国際証券発行と政府債務

	／年	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
(1)国際債券・ ノート (10億ドル)	ユーロ	490.9	620.6	742.9	832.7	848.9	1133.9	1452.9	1770.5	2290.2	3285
	ドル	741.2	809.6	875.6	1114.5	1434.8	1834.2	2358.5	2908.9	3613	4051.6
	円	266.3	380.8	437.8	464.7	446.1	464.5	499.5	454.3	413.2	436.8
(2)一般政府 債務 (10億ドル)	ユーロ域	2828.176	3013.410	3013.157	3345.708	3823.740	3940.361	4271.274	4999.138	5287.103	5135.795
	アメリカ	5034.413	5289.366	5513.208	5773.840	5936.664	5998.254	6053.108	5845.153	6018.721	6328.832
	日本	3020.623	3557.234	4256.509	4060.640	3968.838	4059.629	5202.936	5886.396	5552.902	5680.128
(1)/(2) (%)	ユーロ	17.4	20.6	24.7	24.9	22.2	28.8	34.0	35.4	43.3	64.0
	ドル	14.7	15.3	15.9	19.3	24.2	30.6	39.0	49.8	60.0	64.0
	円	8.8	10.7	10.3	11.4	11.2	11.4	9.6	7.7	7.4	7.7

データ出所) BIS ホームページより。

高くなってきた可能性を示唆している。1998年以降、アメリカ、ユーロ圏での国際債・ノートの発行残高の増加が著しい。

ではなぜ、ホームカントリーバイアスが小さくなってきたのだろうか。アメリカ、ユーロ圏での市場規制は以前から緩和されており、その他の要因として情報の非対称性の解消が進んでいること、そして外国生産財への選好も高まっていることが挙げられる。これらの要因は、経済のグローバル化に伴う事象である。その結果、以前に比べて高い国際債の発行を容易にしている。しかし、これは円を除くドルとユーロにみられる現象であるので、国際投資通貨の観点からユーロがドル以上の魅力をもったとはまだいえず、ドルと同等の地位にあるといえる。

5. ユーロと今後の国際通貨・金融システムの安定性： 二極通貨体制の安定性

1) ユーロでの国際通貨機能の協働効果

ユーロの現状を以上で考察してきたが、国際通貨としての役割はあるもののドルをしのぐ基軸通貨の地位にはないことが確認された。これは、ドルの慣性効果ならびにネットワーク効果によるところが大きい。ユーロは介入通貨、貿易決済通貨、国際投資通貨の機能において、ユーロを主な国際通貨と

して利用するユーロ圏では利用頻度は高い。中欧やアフリカの旧 CFA フラン圏ではユーロにペッグをしており、介入通貨としての利用から他の国際通貨機能へと波及してゆくだろう。アジア、中南米においてはドルの利用度が高いため、地域によってドルとユーロの利用度が異なる。もしアジア、中南米におけるユーロの利用度が高まるとすれば、アジア諸国、中南米諸国がユーロを含むバスケット通貨にペッグをすることによって介入通貨としてユーロの利用が高まり、それが他の通貨機能に波及する協働効果（synergy effects）が期待される。

協働効果が働き、ユーロがドルとともにシェアの高い国際通貨になる可能性は介入通貨による利用に大きく依存する。ただし、介入通貨の選択には貿易決済通貨としての利用、資金調達通貨としての利用を合理的に考慮することになるので、ユーロの民間利用の高まりがある程度先行しておこなわれている必要がある。さらに、ドルと並ぶ国際通貨ユーロが台頭した場合、どのような影響を世界経済に与えるだろうか。その点を次に考慮しよう。

2) 金融グローバル化のもとで二極通貨体制

歴史的に二極通貨体制は、戦間期のポンド、ドル体制があり、その時期に資本移動が英国、アメリカ間で活発に動いたためにポンド・ドルレートが不安定となり、さらには為替切り下げ競争によって国際通貨制度が不安定になったとの広い認識がある。そのため、二極通貨体制は不安定なシステムであると類推される場合がある。確かに、理論的に対等 2 国の間で資本移動が完全に自由化され、双方の通貨が国際通貨であれば為替レートは非決定になる。それを現実に応用すれば、ユーロ・ドル二極通貨体制は不安定になる可能性がある。現在では、経済規模ではユーロ圏経済とアメリカ経済は同規模であるが、国際通貨の利用には「慣性の法則」や「ネットワーク効果」が働き、ドルの支配的地位のもとでその不安定性が回避されている。ユーロがドルのもつネットワーク効果を低下させるだけの魅力をもつ通貨に成長した後には、不安定な二極通貨体制が台頭する可能性がある。

その不安定性を抑制する方法として、例えば①二極通貨体制間での自由な

資本移動を制限すること、②二極通貨間で固定レート制を採用すること、③変動レート制を維持したまま、裁量的に経済政策調整をおこなうことなどが考えられよう。①は現在のグローバル化した経済行動を制約するものであるが、それは必ずしも非可逆的ではないものの、かなりの抵抗が予想される。②では為替レートの安定のために両国・地域の経済政策に制約がかけられる。前節でみたように、ユーロ圏では金融・財政政策は独自の論理でルールが課されており、為替レート安定のためにそれを潜在的に犠牲にする新たなルールを設定する合意はえられないだろう。

さらに③に関しても②と同様に、政策調整には曖昧さは残るものの逆に合意できる余地も残される。したがって、政策調整が数少ない選択肢であろう。①から③の方法に共通するのは、国際通貨国の国際収支赤字幅に対してある一定の制約をかけることである。国際通貨国は自国の通貨によって外国との決済が可能であるために、とりたてて自国の国際収支制約に配慮をしない。実際、現在のアメリカ政府がその例である。資本移動の制限であれ、為替レートの安定であれ対外的な制約を国際通貨国にかけることを通じて、経済運営の自制を求める仕組みを備えることが二極通貨体制を安定させる条件であろう。

3) アメリカとユーロ圏との政策調整

しかし、政策調整がおこなえたとしても問題がのこる。特に赤字国であるアメリカの経常収支調整を遅らせる可能性がある。確かにユーロ圏とアメリカとの政策協調がおこなわれ、金利協調、為替レートの安定がおこなわれたとすれば、資本移動の激化による不安定性は回避されよう。その一方で、アメリカの経常収支赤字の是正を遅らせるかもしれない。投資家にとって、ユーロ圏は財政赤字抑制や物価安定の事実上のルールが設定されていることにより、財政赤字拡大やインフレリスクが急激に高まり国債価格が暴落するリスクは低い。一方、アメリカはそのようなシステムが内在されていないため、そのリスクは相対的に高い。政策協調の枠組みができれば、ユーロ圏から公的資金が流出することによってアメリカの国債価格下落リスクを軽減するこ

となる。そのことによって、アメリカ国債下落によるアメリカ経済の後退、そして世界経済の需要低下を回避する便益と、アメリカ政府が自ら赤字調整をおこなう誘因を疎外するいわゆるモラル・ハザード発生の費用が生ずる。いずれにせよ、経常収支赤字国である大国アメリカの調整誘因をいかに引き出すことができるのかが問題である。今後の世界経済安定は、世界最大規模のユーロ圏経済とアメリカ経済の両地域での政策調整に依存することになるだろう。

第2章 欧州通貨制度での為替レートの役割

— 実質為替レートの役割は重要であったのか —

1. はじめに

EU は経済統合をめざして様々な障壁を取り除く努力を長年、続けてきた。その結果、単一市場が 90 年代には完成し、域内の貿易、直接投資、証券投資、銀行活動は拡大してきた。そのため、EU 域内でのマクロ経済の相互依存関係も高まってきたものと考えられる。理論的には、物価が粘着的であると想定されているマンデル・フレミングモデルをもとにした 2 国モデルでは、供給ショック、需要ショックは貿易連関や金利の相関、そして為替レートを通じて 2 国間での相互依存関係が認められる。はたして、EU 域内でもそのような相互依存関係が確認されるのであろうか。もしマクロ経済において相互依存関係が認められないならば、それらの間で共通通貨を導入したり、共通金融政策をおこなったりすることは景気循環の違いによって共通通貨参加国に大きな負担をかけることになる。一方、高い相互依存関係が認められるのであれば、共通通貨を導入して共通金融政策をおこなう負担は小さく、むしろ為替リスクからの解放による共通通貨を導入する便益が高くなるものと考えられる。ただし、その相互依存関係は、ショックに対して同一の方向でなければならないが、逆のショックの相互依存関係が存在するときには、それを調節する変数が必要となる。ユーロ導入以前の EU では、ERM による調節によって逆方向の相互依存関係を調節していた可能性が考えられる。もし、その調節が重要な調節弁であると確認されれば、それを消失させる共通通貨導入は参加国のマクロ経済に大きな負担を与えることとなる。

そこで、本章では為替レートの調節能力を実証的に分析することが目的である。そのために、ここでは構造 VAR (Structural Vector Auto Regression : SVAR) モデルを用いて、マクロ経済に衝撃を与えるショックを識別し、為

替レート調整の重要性と供給ショックや需要ショック、そして名目ショックの連関を検証する。SVAR を利用した分析は、Blanchard=Watson (1986) により、彼らは1期先の予測誤差の同時点での相関を制約することによってVAR モデルを識別し、合衆国のマクロ変動が財政、需要、供給のそれぞれのショックに等しく影響を受けていたと結論づけた。また Blanchard=Quah (1989) は長期的制約を初めて用いて、合衆国のマクロ変動の主な要因は需要ショックによるものであるとした。これに対して、King ら (1991) は長期制約と短期制約とを組み合わせ、名目ショックはあまり大きな役割を果たさず実質ショックが重要であるとした。Gali (1992) もまた短期と長期の制約を組み合わせ、合衆国のマクロ変動では供給ショックが支配的であるとの結論を下した。合衆国以外の研究では、Ahmed ら (1993)、Clarida=Gali (1994)、Canzoneri ら (1996) があり、概ね実質ショックが変動の主因であるとの結論に至っている。

また EMU に対する SVAR の応用は Bayoumi=Eichengreen (1993) に始まる。彼らは Blanchard=Quah (1989) による長期制約を用いた SVAR モデルを用いて 1990 年代の最適通貨圏の新たな展開をおこなった。彼らは外生ショックの相互依存関係を分析し、マクロ経済的な相互依存関係の高さを共通通貨導入の条件としている。そして、当時は、未だ EMU を EU 構成国全体に導入する条件にはないと結論づけた。

本章でも基本的には Bayoumi=Eichengreen (1993) の分析手法と同じ Blanchard=Quah (1989) による長期的制約を VAR モデルに課す SVAR モデルを利用する。しかし、彼らの分析では所得と物価の2変数の SVAR モデルを用いており、彼らが需要ショックとする中には貨幣的な名目ショックと実質需要ショックが識別されていない。その区別がなければ EMU を形成するためにどのような条件が必要であったかを適切に判断することはできない。特に、ここでは EMU 形成以前の EMS のもとで、どの程度、実質為替レートが重要な役割を果たしてきたかに着目する。ユーロ導入後、名目為替レートでの政策調整が放棄された一方で、欧州諸国でも価格の粘着性が認められるために、ユーロ導入後は実質為替レートの調整機能も低下していると

いえる。そのため、実際に EMS のもとでの調整機能がどの程度、働いていたかを検証する。さらに推定期間を2期間に分けてユーロ導入が近づいてその機能にどのような変化が生じたかを検証する。その検証を通じて、ユーロ導入後にどのようなショックに各国は直面するかを考察することができる。

本章で用いる実証モデルの特徴は、実質為替レートを明示的にモデルに導入し、3変数 VAR モデルとする。外生ショックの仮定は、次のとおりである。供給ショックは長期的に生産、物価、実質為替レートに影響を与えるものの、需要ショックは長期的には物価と実質為替レートのみに影響を与えるのみとする。さらに名目ショックは長期的には物価にのみ影響を与えるものと想定する。

本章の構成は以下のとおりである。第2節では通常の価格粘着的なマンデル・フレミング・ドーンブッシュモデルを差の体系で展開する。第3節ではデータと推定期間の説明をおこない、第4節で3変数の構造 VAR モデルの推定結果を示す。その際、インパルス応答の累積値の比較と分散分解、そして EU 間での外生ショックの相関を調べる。第5節では EMS での中心国とされたドイツのショックと他の EMS 加盟国との相関関係を論ずる。第6節は結論である。

2. 差の体系としてのマンデル・フレミング・ドーンブッシュモデルと3変数構造 VAR モデル

1) モデル

マンデル・フレミング・ドーンブッシュモデルでは、粘着的価格、それによる不完全雇用と生産の調整、消費における不完全代替が仮定される。そのような仮定のもとで、マンデル・フレミング・ドーンブッシュモデルでのショックは、総供給ショック（生産性ショック）、総需要ショック（物価ショック）、そして名目ショック（為替レートショック）に分類される。

対称2国モデルを前提とした時に、Aoki (1981) が示した和と差の体系では、差の体系にのみ為替レートが登場する。これは、為替レートが対称2

国では両国の経済構造の差に依存することを意味する。本章では、この考え方を応用して、EMU でのショックを識別することを試みる。

ここで想定する三つの外生ショック、供給ショック、需要ショック、名目ショックの理論的な効果に関しては次のように考えることができよう。正の供給ショックは自国財の超過供給を生み出し、それによって物価は下落することになる。物価の下落に伴う効果により、実質為替レートは増価することになる。

正の需要ショックは、自国財の超過需要を生み出し、その結果、短期的には財の供給を増加させ、さらに超過需要によって物価は上昇する。名目為替レートは需要増加による金利の引き上げによって増価する場合と、物価上昇によって減価する場合があります、一概には特定できない。

また、正の名目ショックは、名目為替レートを減価させ、それによって物価を上昇させる。また、短期的には輸出を刺激するので生産を増加させる効果が見込まれる。しかし、物価と生産への効果は短期的なもので、すぐに効果がなくなるものとされる。長期的には生産は長期レベルに達し、物価、名目為替レートは初期の水準にもどる。

これらの三つのショックを識別する方法として二つの異なったアプローチがある。すなわち、経済構造モデルを構築して推計する方法と、時系列モデルであるベクトル自己回帰（Vector Auto Regression：VAR）モデルに経済理論と整合的な制約をかけて推計する方法がおこなわれている。前者では、供給ショック、需要ショックの性質について様々な仮定をおいてモデルをシミュレーションするものであるが、供給ショック、需要ショックというように残差を区別するのは簡単ではない。そこで、後者の構造 VAR（SVAR）モデルによって三つのショックを識別することとする。

Blanchard=Quah（1989）、Bayoumi=Eichengreen（1993）でおこなわれたように、通常、SVAR モデルでは需要ショックと供給ショックの2種類のショックが識別される場合が多い。しかし、この場合、開放経済を対象にすると需要ショックの中に為替レート変動に伴うショックも含まれており、国内要因による需要ショックと識別することができない。EMU 参加諸国は、

EMS 時代より EU 域内に対する開放度の高い諸国であり閉鎖経済を前提としたSVARを適用するのはショックの識別において不完全であろう。そこで、本章では、生産、物価、為替レートの3変数によるSVARを用いて、三つのショックを識別する。差のモデルを理論的前提とするので、EMU 参加諸国の変数は、ユーロ圏平均値との差を利用する。

ここで用いるモデルはマンデル・フレミング・ドーンブッシュモデルであり、物価の変動は短期的には硬直的であるが、長期的には伸縮的となるという物価の粘性性を仮定する。この特徴より、このモデルは短期的には貨幣は非中立的であるが、長期的には中立的となる。以下がモデルの基本構造である。

$$y_t^d = d_t + \eta q_t - \sigma \left(i - E_t(p_{t+1} - p_t) \right) \quad (2-1)$$

$$m_t - p_t = y_t - \lambda i_t \quad (2-2)$$

$$i_t = E(s_{t+1} - s_t) \quad (2-3)$$

$$p_t = (1 - \theta) E_{t-1} p_t^l + \theta p_t^l \quad (2-4)$$

$$y_t^s = y_{t-1}^s + \varepsilon_t^s \quad (2-5)$$

$$m_t = m_{t-1} + \varepsilon_t^m \quad (2-6)$$

$$d_t = d_{t-1} + \varepsilon_t^d - \varepsilon_{t-1}^d \quad (2-7)$$

(2-1)式は総需要を表す。 y_t^d は当該国の総需要とユーロ圏平均の総需要との対数値の差である相対的総需要、 d_t は相対的需要ショック、 q_t は実質為替レート、 i_t は名目金利差（実数の差）、 p_t は当該国の物価を表す。添え字は期間を表す。また $E(p_{t+1} - p_t)$ は t 期から $t+1$ にかけての相対的期待インフレ率を表す。さらに、 $q_t = s_t + p_t^* - p_t$ として定義され、 s_t は名目為替レート、 p_t^* はユーロ圏平均物価を表す。(2-2)式は貨幣市場の均衡式であり、 m_t はマ

マネーサプライの対数値の差である相対的マネーサプライを表す。(2-2)式の左辺は相対的実質マネーサプライを、右辺は貨幣需要を表す。通常の貨幣需要の仮定と同様に、総需要に関して正、金利に関して負の仮定をおく。ただし、簡単化のために総需要の係数を1とする。(2-3)式は、相対的金利平価を表す。すなわち、当該国金利とユーロ圏平均金利の差が相対的為替レート変化率 $E(s_{t+1} - s_t)$ に等しい。(2-4)式は相対的物価の決定を表し、 t 期の物価は $t-1$ 期の均衡物価予想 $E_{t-1}p_t^l$ と現実の均衡物価 p_t^l のウェイト付けされて決定するものと仮定する。この特徴が物価の粘性性を表す。例えば、現実の均衡物価が達成される状態は $\theta = 1$ で表され、この時には現実の物価が均衡物価と一致する。

次に確率的ショックを次のように想定する。(2-5)式は相対的総供給を表し、供給ショック ε_t^s はホワイトノイズとする。(2-6)式は貨幣供給式を表し、 ε_t^n はホワイトノイズであるとする。また、(2-7)式は需要ショックの変動式であるが、 $t-1$ 期の需要ショック ε_{t-1}^d の一部に影響を受けて、 t 期のホワイトノイズである需要ショック ε_t^d とともに変動するものとする。

以上の構造式を短期均衡と長期均衡で解く。ここで短期均衡とは $0 < \theta < 1$ の状態であり、長期には $\theta = 1$ が達成され、その時の均衡値を長期均衡とする。短期均衡は次の (2-8)式～(2-10)式で示される。

$$y_t = y_t^l + \nu(1-\theta)(\eta + \sigma) + (\varepsilon_t^n - \varepsilon_t^s + \alpha\gamma\varepsilon_t^d) \quad (2-8)$$

$$q_t = q_t^l + \nu(1-\theta)(\varepsilon_t^n - \varepsilon_t^s + \alpha\gamma\varepsilon_t^d) \quad (2-9)$$

$$p_t = p_t^l - (1-\theta)(\varepsilon_t^n - \varepsilon_t^s + \alpha\gamma\varepsilon_t^d) \quad (2-10)$$

上記の式より短期均衡値と長期均衡値の乖離は θ の大きさに依存することがわかる。長期均衡は次の (2-11)式～(2-13)式で示される。

$$y_t^l = y_t^s \quad (2-11)$$

$$q_t^l = \frac{(y_t^s - d_t)}{\eta} + \frac{\sigma\gamma\epsilon_t^d}{(1+\lambda)(\eta+\sigma)} \quad (2-12)$$

$$p_t^l = m_t - y_t^s + \frac{\lambda\gamma\epsilon_t^d}{(1+\lambda)(\eta+\sigma)} \quad (2-13)$$

ここで y_t^l は相対的総供給 (= 総需要) の長期均衡値、 q_t^l は実質為替レートの長期均衡値、 p_t^l は相対的物価の長期均衡値である。相対的長期総供給は供給ショックのみに依存し、長期実質為替レートは供給ショックと需要ショックに依存することがわかる。さらに長期相対的物価は、先の二つのショックに加え名目ショックにも依存することがわかる。

2) 実証方法

本章では、当該国とユーロ圏全体との相対生産 y_t 、実質為替レート q_t 、当該国とユーロ圏全体との相対物価 p_t の自然対数値の変分をとった3変数でSVARが構成される。すなわち、それらのベクトルは、次の(2-14)式のように

$$x_t = [\Delta y_t, \Delta q_t, \Delta p_t] \quad (2-14)$$

と示される。ただし、添え字の t は時間を示す。また、 x_t は次の構造によって与えられる。

$$x_t = C(L)\epsilon_t \quad (2-15)$$

ここで L はラグ・オペレータであり、 $\epsilon_t = [\epsilon_t^s, \epsilon_t^d, \epsilon_t^m]$ は構造ショックを表し、 ϵ_t^s は t 期の供給ショック、 ϵ_t^d は需要ショック、 ϵ_t^m は名目ショックである。これらのショックは系列相関がなく、それぞれの分散を1と基準化し、分散共分散行列は単位行列に基準化されるものとする。

それぞれのショックは直接観察できないので、推定されたVARよりもとの三つのショックを識別するために、VMA表現の推定から ϵ_t を求める。すなわち、

$$x_t = A(L)u_t \quad (2-16)$$

$A(L)$ は単位行列であり、攪乱ベクトル u_t を表し、共分散行列を推定したものである。(2-15)式と (2-16)式より、次の (2-17)式の線形関係が求められる。

$$u_t = C_0 \varepsilon_t \quad (2-17)$$

推定された攪乱ベクトル u_t から構造ベクトル ε_t のベクトルを知るためには、行列 C_0 を識別する必要がある。対称行列 $\Sigma = C_0 C_0'$ は九つの要素のうち六つに制約をかけることが必要となる。すなわち、

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta q_t \\ \Delta p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C(1) & 0 & 0 \\ C(2) & C(4) & 0 \\ C(3) & C(5) & C(6) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{s,t} \\ \varepsilon_{d,t} \\ \varepsilon_{n,t} \end{bmatrix} \quad (2-18)$$

と仮定する。この制約は Blanchard=Quah (1989) に基づいており、名目ショックは生産、物価に対して影響を与えず、需要ショックは長期的に生産に影響を与えないと仮定していることになる。(2-18)式を推定することにより、三つのショックの識別とショックの特性、そして各変数のそれぞれのショックからの影響を識別することが可能となる。

3. データと推定期間

ここで用いたデータはすべて International Monetary Fund から出されている International Financial Statistics CD-ROM を利用した。生産に関しては鉱工業生産指数 (production) を、物価に関しては消費者物価指数 (Consumer Prices) を、為替レートは対 ecu レートの月中平均値を用いた。さらに、鉱工業生産指数、消費者物価に関しては Census X12 による季節調整をおこなった。

また、推定期間は EMS 発足時からユーロ導入前までの 1979 年 3 月から 1998 年 12 月までで、その期間を次のように二つに分割した。

I 期 1979年3月～1990年6月

II 期 1990年7月～1998年12月

表2-1 ADF 検定による単位根検定の結果

		Level				difference			
country	variable	model	lag	t-value	Prob.	model	lag	t-value	Prob.
オーストリア	Y	A	6	-2.375448	0.3914	A	5	-5.631721	0 **
	q	A	14	-3.344549	0.0618 +	C	14	-4.224377	0 **
	P	C	12	1.540257	0.9697	C	11	-1.978219	0.0461 *
ベルギー	Y	C	14	2.030773	0.9901	B	13	-4.195276	0.0009 **
	q	A	3	-2.264575	0.4512	C	2	-6.570373	0 **
	P	A	12	-3.225872	0.0822 +	C	14	-1.738626	0.0779 +
フィンランド	Y	C	12	1.940978	0.9876	C	11	-2.852988	0.0044 **
	q	C	1	0.33836	0.7821	C	0	-11.99142	0 **
	P	B	2	-7.152183	0 **	C	12	-2.573322	0.0101 *
フランス	Y	A	9	-2.772416	0.2092	B	1	-14.11844	0 **
	q	A	1	-3.038828	0.124	C	0	-12.56521	0 **
	P	A	3	-4.841774	0.0005 **	C	8	-2.338696	0.019 *
ドイツ	Y	A	2	-2.259826	0.4537	C	1	-14.64516	0 **
	q	B	7	-3.772143	0.0037 **	C	2	-7.046172	0 **
	P	B	2	-2.079164	0.2534	B	1	-7.893562	0 **
アイルランド	Y	B	6	2.67355	1	A	5	-7.045222	0 **
	q	A	5	-3.002291	0.1339	B	0	-17.14758	0 **
	P	B	3	-4.252904	0.0007 **	A	2	-6.59268	0 **
イタリア	Y	A	11	-2.937579	0.1528	C	1	-14.19521	0 **
	q	C	2	-0.070362	0.6583	C	1	-12.94209	0 **
	P	A	2	-5.301439	0.0001 **	C	11	-3.406908	0.0007 **
オランダ	Y	A	4	-3.817635	0.0173 *	C	3	-11.72697	0 **
	q	C	0	0.354653	0.7865	C	0	-14.63594	0 **
	P	B	1	-3.059399	0.0312 *	C	0	-13.64466	0 **
ポルトガル	Y	A	11	-2.697438	0.2388	B	5	-6.059986	0 **
	q	C	2	-1.091224	0.2486	C	1	-8.391285	0 **
	P	B	7	-4.013093	0.0016 **	A	6	-4.073691	0.0079 **
スペイン	Y	A	8	-2.332957	0.414	C	7	-3.855246	0.0001 **
	q	C	1	0.418305	0.8028	C	0	-11.77112	0 **
	P	B	0	-12.71715	0 **	A	0	-13.80553	0 **

注1) ** は1%水準で有意であることを、* は5%水準で有意であることを、+ は10%水準で有意であることを示している。

注2) model の列は、ADF 検定に用いたモデルの種類を表している。model A はトレンド項、定数項付きモデル、model B は定数項付きモデル、model C はトレンド項も定数項もないモデルを示している。どのモデルを用いるかの選択は、まず model A で検定し、トレンド項が有意でないならば、model B を用いて検定した。model B を用いて検定した結果、定数項が優位でないならば、model C を用いて検定した。

注3) ラグは赤池の情報量基準 (AIC) に基づいて最適ラグを求めた。

I 期は EU での市場統合が不完全な期間であり、資本移動に関しては各国で資本管理がおこなわれていた。II 期は市場統合がおこなわれドロール委員会報告も提出され、さらには資本管理が自由化されてきた期間である。推定対象国はオーストリア、ベルギー、デンマーク、フィンランド、フランス、アイルランド、イタリア、オランダ、スペイン、英国の 10 カ国である。

ここで単位根検定をおこなってデータの時系列的特性を調べる。レベルでの各変数を ADF 検定によって単位根検定をおこなった結果、表 2-1 に掲げられたように多くの変数で単位根をもつことが確認される。一階の階差をとって同様に ADF 検定をおこなうと、すべての変数に関して単位根をもつことを棄却でき、階差をとった全変数は定常であることが確認される。

4. 3 変数構造 VAR モデルの推定結果

1) 各ショックによるインパルス応答累積値の比較

この節では、市場統合の完成前と完成後とでインパルス応答による外生ショックの効果を比較する。

第 2 節の (2-18) 式で示された SVAR モデルを推定し、そのモデルよりインパルス応答を求めた。ただし、分解手法 (Decomposition Method) は構造分解 (Structural Decomposition) を用いた。ここで、検討対象とする期間は I 期と II 期とする。時期区分をおこなうことで二つの期間でのショックの大きさを比較するためである。

表 2-2 には、60 期までのインパルス応答の累積値を掲げている。生産に与える供給ショックの大きさ (絶対値) が上昇しているのが、オーストリア、ベルギー、フィンランド、フランス、アイルランドであり、低下しているのがドイツ、オランダ、ポルトガルである。また実質為替レートに与える供給ショックの大きさが上昇したのが、オーストリア、フィンランド、ドイツ、イタリア、オランダ、スペインであり、低下したのがベルギーである。物価に与える大きさが上昇したのが、オーストリア、フィンランド、ドイツ、オランダ、ポルトガルであり、低下したのが、アイルランドである。

表 2-2 累積インパルスの大きさ（絶対値）の変化

country	variable	供給ショック	需要ショック	名目ショック
オーストリア	Y	+	0	+
	q	+	-	0
	P	+	+	+
ベルギー	Y	+	0	0
	q	-	-	0
	P	0	-	-
フィンランド	Y	+	0	0
	q	+	+	0
	P	+	0	-
フランス	Y	+	0	0
	q	0	-	0
	P	0	-	-
ドイツ	Y	-	-	0
	q	+	+	-
	P	+	-	-
アイルランド	Y	+	0	0
	q	0	-	0
	P	-	-	+
イタリア	Y	0	0	0
	q	+	+	0
	P	0	-	-
オランダ	Y	-	0	0
	q	+	-	0
	P	+	-	-
ポルトガル	Y	-	0	0
	q	0	-	0
	P	+	-	-
スペイン	Y	0	0	0
	q	+	-	0
	P	0	+	-

注) 1期から2期への変化を示している。

生産に与える需要ショックの大きさ（絶対値）が上昇している国はなく、低下している国がドイツのみである。実質為替レートに与える大きさが上昇した国は、フィンランド、ドイツ、イタリアであり、低下したのがオーストリア、ベルギー、フランス、アイルランド、オランダ、ポルトガル、スペインである。物価に与える大きさが上昇した国は、オーストリアとスペインであり、低下した国はベルギー、フランス、ドイツ、アイルランド、イタリア、オランダ、ポルトガルである。

生産に与える名目ショックの大きさ（絶対値）が上昇している国はオーストリアのみで低下した国はない。実質為替レートに与える大きさが上昇した

国はなく、低下した国はドイツのみである。物価に与える大きさが上昇した国は、オーストリア、オランダであり、低下した国はベルギー、フィンランド、フランス、ドイツ、イタリア、オランダ、ポルトガル、スペインである。

全体をとらえるために、ショックの大きさのみを比較したのが表 2-3a である¹⁾。需要ショック、名目ショックに関しては概ね y 、 q 、 p の各変数への影響は小さくなっている。すなわち、需要ショックが生産に与える影響は、1カ国で低下したのみで他は変化なしであり、実質為替レートに与える影響は3カ国で上昇し、7カ国で低下している。また、物価への影響は2カ国で上昇し、7カ国で低下、1カ国が変化なしとなった。さらに、名目ショックが生産に与える影響は1カ国のみが上昇し、実質為替レートへの影響も1カ国のみが低下し、物価に関しては2カ国が上昇、8カ国が低下している。EMUの成立を前にしたマーストリヒト条約による収斂基準に従うことによって、需要ショック、名目ショックの影響が小さくなってきたと考えられる。

しかし、供給ショックに関して、3変数への影響が大きくなっている。すなわち、生産に関しては5カ国で上昇、3カ国で低下、実質為替レートに関して5カ国で上昇、2カ国で低下、物価に関しては5カ国で上昇、1カ国で低下している。特に実質為替レートの変動の役割が限定される EMU のもとでは、供給ショックの何らかの吸収弁が必要になっていることを示唆している。

また、表 2-3b では第 1 期と第 2 期とを比較して、ショックの方向が変化したかどうかを検討するために、ショックの正負の変化のみを表している。それによると、名目ショックでは変化はなく、需要ショックでは物価に対する影響が正に変化した国が3カ国ある。供給ショックに関しては、物価に対しては負の影響に変化した国が5カ国あり、実質為替レートに対しては正に変化した国が3カ国、負に変化した国が4カ国ある。ショックの方向性に関しては、二つの期間を通じて名目ショック、需要ショックに関しては大きな変化はなかったものの、供給ショックに関しては方向性の変化が顕著であったといえる。特に実質為替レートに対する供給ショックの影響は、正負とも

1) 累積インパルスの値は本章付表を参照。

表 2-3a 累積インパルスの大きさ（絶対値）の変化（まとめ）

variable	供給ショック		需要ショック		名目ショック	
	+	-	+	-	+	-
Y	5	3	0	1	1	0
q	6	1	3	7	0	1
P	5	1	2	7	2	8

注) 表中の数字は国の数を表す。

表 2-3b 累積インパルスの方向の変化

variable	供給ショック		需要ショック		名目ショック	
	+	-	+	-	+	-
Y	0	0	0	0	0	0
q	3	4	0	0	0	0
P	0	5	3	0	0	0

注) 表中の+はマイナスのショックがプラスのショックに変化したことを表し、-はその逆を表す。
また表中の数字は国の数を表す。

にはほぼ同数であり、実質レートの変動が供給ショックの影響の非対称性を吸収していることを示唆している。

2) 分散分解

次に、各国のインパルス反応関数の分散分解を表 2-4（本書 pp.48-52）でおこなった。分散分解によって、生産、実質為替レート、物価の各変数の変動のうち、何%が供給ショック、需要ショック、名目ショックに起因するのかを知ることができる。

まずオーストリアでは、Ⅰ期、Ⅱ期ともに生産の変動のうち 85%が供給ショックであり、変化はない。実質為替レートの変動に関して需要ショックによってほとんど説明される。ただし、Ⅰ期に比べてⅡ期の方が他のショックの影響を受けている。また、物価に関してはⅠ期では需要ショック、名目ショックによって変動していたのがⅡ期では名目ショックによってのみ変動

している。ベルギー、フィンランドでは、Ⅰ期、Ⅱ期ともに生産の変動は供給ショックによって実質為替レートの変動は需要ショックに、物価の変動は名目ショックによって、それぞれの変動がほとんど説明される。フランスでは生産の変動は供給ショックによってⅠ期、Ⅱ期ともに説明されるのに対し実質為替レートの変動はⅠ期よりもⅡ期の方では供給ショックによって変動していることがわかる。物価の変動はⅠ期では需要ショックの影響を受けていたのに対して、Ⅱ期ではその影響は消え、名目ショックと供給ショックの影響を受けている。

ドイツでは、Ⅰ期、Ⅱ期ともに生産の変動は供給ショックによって、実質為替レートの変動のほとんどは、需要ショックによって説明される。物価の変動はⅠ期、Ⅱ期ともに、需要ショックと名目ショックの影響によって変動していると考えられる。アイルランドでは、Ⅰ期、Ⅱ期ともに生産の変動は供給ショックによって、実質為替レートの変動は需要ショックによってほとんどが説明される。しかし、物価の変動はⅠ期では需要ショック、名目ショックによって影響を受けているのに対し、Ⅱ期では名目ショックによってほとんどが説明され、需要ショックの影響が、かなりの程度、低下している。

イタリアではⅠ期、Ⅱ期ともに生産の変動は供給ショックによって、実質為替レートの変動は需要ショックによって、物価の変動は名目ショックによってそれぞれの変動のほとんどが説明される。オランダではⅠ期、Ⅱ期ともに生産の変動は供給ショックによって、実質為替レートの変動は需要ショックによって、それぞれの変動のほとんどが説明される。しかし、物価の変動に関しては、Ⅰ期では需要ショックによる影響がほとんどであったのに対し、Ⅱ期では名目ショックの影響と需要ショックの影響が現れている。ポルトガルでは、Ⅰ期、Ⅱ期ともに生産の変動は供給ショックによって、実質為替レートの変動は需要ショックと名目ショックによって、物価の変動は需要ショックと名目ショックによって説明される。ただし、物価の変動はⅡ期には、名目ショックの比重が高くなっている。スペインでは、Ⅰ期、Ⅱ期ともに生産の変動は供給ショックによって、実質為替レートの変動は需要ショックによって、そして物価の変動は名目ショックによってほとんどが説明される。

生産の変動に関しては、ほとんどの国がⅠ期、Ⅱ期ともに供給ショックによってのみで説明される。実質為替レートの変動に関して、Ⅰ期で需要ショックと名目ショックの影響を受けていた国は、Ⅱ期でも二つのショックの影響を受けている。物価の変動に関してはⅠ期で需要ショックと名目ショックの影響を受けていた国は、Ⅱ期では名目ショックの影響の比重が高くなっている。

以上より、実質為替レートの役割はⅠ期、Ⅱ期ともに大きな変化はなく、需要ショックと名目ショックのアブゾーバーとして機能している。また物価は名目ショックのみによる影響を受ける傾向にあり、ユーロ導入後、欧州中央銀行の適切なコントロールによって、物価変動のコントロールは容易になることを示唆している。ユーロ導入によって名目為替レートの変動が喪失し、物価変動の硬直性もあわせて考慮すると、ユーロ導入前に比べて、導入後は実質為替レートの変動は制限されるであろう。そのため、需要ショックのアブゾーバーはより不十分にしか機能しない。需要ショックのユーロ加盟国の伝播が予想される。

表 2-4 分散分解

オーストリア

変数	第 1 期	ショック			第 2 期	ショック		
	期 (月次)	供給ショック	需要ショック	名目ショック	期 (月次)	供給ショック	需要ショック	名目ショック
y	1	92.93	0.33	6.74	1	98.17	0.09	1.74
	3	85.97	2.20	11.83	3	92.87	2.70	4.42
	5	86.09	2.05	11.86	5	92.75	2.77	4.48
	7	86.06	2.15	11.79	7	92.74	2.78	4.48
	10	85.98	2.18	11.84	10	92.74	2.78	4.48
	20	85.96	2.19	11.85	20	92.74	2.78	4.48
	24	85.96	2.19	11.85	24	92.74	2.78	4.48
q	1	0.06	96.46	3.48	1	3.05	85.06	11.89
	3	1.31	93.05	5.64	3	8.53	78.59	12.88
	5	2.17	92.16	5.67	5	10.00	77.56	12.44
	7	2.28	92.05	5.67	7	9.99	77.56	12.44
	10	2.35	91.97	5.68	10	10.00	77.56	12.44
	20	2.36	91.95	5.68	20	10.00	77.56	12.44
	24	2.36	91.95	5.68	24	10.00	77.55	12.45
p	1	6.23	48.79	44.97	1	0.35	51.61	48.03
	3	8.97	44.78	46.25	3	2.44	29.16	68.40
	5	10.20	44.09	45.71	5	4.52	22.99	72.50
	7	10.36	44.01	45.63	7	4.85	20.22	74.93
	10	10.47	43.95	45.58	10	5.30	17.47	77.23
	20	10.50	43.93	45.57	20	5.89	13.91	80.20
	24	10.50	43.93	45.57	24	6.00	13.27	80.74

ベルギー

変数	第 1 期	ショック			第 2 期	ショック		
	期 (月次)	供給ショック	需要ショック	名目ショック	期 (月次)	供給ショック	需要ショック	名目ショック
y	1	89.66	4.96	5.38	1	99.22	0.78	0.00
	3	81.22	10.86	7.92	3	99.12	0.81	0.06
	5	82.18	10.96	6.85	5	98.96	0.98	0.06
	7	81.75	11.41	6.84	7	98.94	1.00	0.06
	10	81.72	11.59	6.69	10	98.93	1.00	0.06
	20	81.73	11.63	6.64	20	98.93	1.01	0.06
	24	81.73	11.63	6.64	24	98.93	1.01	0.06
q	1	2.72	97.13	0.15	1	2.08	95.42	2.51
	3	3.78	95.50	0.72	3	4.62	91.85	3.53
	5	3.87	95.27	0.86	5	5.13	91.25	3.62
	7	3.92	95.23	0.85	7	5.16	91.20	3.64
	10	3.94	95.21	0.86	10	5.20	91.16	3.64
	20	3.94	95.20	0.86	20	5.20	91.15	3.64
	24	3.94	95.20	0.86	24	5.20	91.15	3.64
p	1	0.00	16.34	83.65	1	1.77	15.25	82.99
	3	2.81	17.70	79.49	3	2.92	13.86	83.22
	5	3.50	17.92	78.57	5	3.58	13.72	82.70
	7	3.80	17.87	78.33	7	3.61	13.70	82.68
	10	3.85	17.89	78.25	10	3.64	13.70	82.67
	20	3.88	17.90	78.22	20	3.64	13.70	82.66
	24	3.88	17.90	78.22	24	3.64	13.70	82.66

フィンランド

変数	第1期	ショック			第2期	ショック		
	期(月次)	供給ショック	需要ショック	名目ショック	期(月次)	供給ショック	需要ショック	名目ショック
y	1	98.09	0.43	1.48	1	95.38	1.21	3.41
	3	95.38	0.99	3.63	3	91.16	1.57	7.27
	5	95.31	1.09	3.59	5	91.06	1.59	7.35
	7	95.31	1.10	3.60	7	91.06	1.59	7.35
	10	95.30	1.10	3.60	10	91.06	1.59	7.36
	20	95.30	1.10	3.60	20	91.06	1.59	7.36
	24	95.30	1.10	3.60	24	91.06	1.59	7.36
q	1	0.30	85.27	14.43	1	2.98	83.40	13.62
	3	0.28	81.00	18.72	3	2.99	81.16	15.85
	5	0.32	80.76	18.92	5	3.10	80.79	16.11
	7	0.32	80.76	18.92	7	3.11	80.78	16.11
	10	0.32	80.76	18.92	10	3.11	80.78	16.11
	20	0.32	80.76	18.92	20	3.11	80.78	16.11
	24	0.32	80.76	18.92	24	3.11	80.78	16.11
p	1	1.65	0.93	97.41	1	6.99	2.53	90.48
	3	3.26	3.74	93.00	3	7.34	5.34	87.32
	5	3.38	3.85	92.78	5	7.39	5.35	87.26
	7	3.38	3.85	92.77	7	7.40	5.35	87.26
	10	3.38	3.85	92.77	10	7.40	5.35	87.25
	20	3.38	3.85	92.77	20	7.40	5.35	87.25
	24	3.38	3.85	92.77	24	7.40	5.35	87.25

フランス

変数	第1期	ショック			第2期	ショック		
	期(月次)	供給ショック	需要ショック	名目ショック	期(月次)	供給ショック	需要ショック	名目ショック
y	1	98.29	0.84	0.88	1	89.94	7.25	2.80
	3	96.93	1.14	1.93	3	79.88	13.56	6.56
	5	96.89	1.16	1.95	5	79.33	14.03	6.64
	7	96.87	1.18	1.95	7	79.36	14.01	6.63
	10	96.87	1.18	1.95	10	79.36	14.01	6.63
	20	96.87	1.18	1.95	20	79.36	14.01	6.63
	24	96.87	1.18	1.95	24	79.36	14.01	6.63
q	1	0.93	98.81	0.26	1	11.43	88.01	0.57
	3	1.07	98.05	0.88	3	16.60	81.86	1.54
	5	1.10	98.00	0.90	5	17.56	80.30	2.14
	7	1.11	97.99	0.90	7	17.54	80.26	2.20
	10	1.11	97.99	0.90	10	17.55	80.26	2.20
	20	1.11	97.99	0.90	20	17.55	80.26	2.20
	24	1.11	97.99	0.90	24	17.55	80.26	2.20
p	1	0.78	14.93	84.30	1	5.91	3.55	90.54
	3	1.55	14.96	83.49	3	7.71	3.74	88.55
	5	1.55	15.08	83.37	5	8.36	4.05	87.59
	7	1.58	15.08	83.34	7	8.36	4.08	87.55
	10	1.58	15.08	83.34	10	8.36	4.08	87.55
	20	1.58	15.08	83.34	20	8.36	4.08	87.55
	24	1.58	15.08	83.34	24	8.36	4.08	87.55

ドイツ

変数	第 1 期				第 2 期			
	期 (月次)	ショック			期 (月次)	ショック		
		供給ショック	需要ショック	名目ショック		供給ショック	需要ショック	名目ショック
y	1	100.00	0.00	0.00	1	98.83	0.96	0.21
	3	96.89	1.34	1.78	3	98.36	1.35	0.29
	5	96.85	1.34	1.82	5	98.22	1.45	0.33
	7	96.84	1.34	1.82	7	98.20	1.46	0.34
	10	96.84	1.34	1.82	10	98.20	1.46	0.34
	20	96.84	1.34	1.82	20	98.20	1.46	0.34
q	24	96.84	1.34	1.82	24	98.20	1.46	0.34
	1	0.03	99.97	0.00	1	8.52	89.87	1.61
	3	1.26	94.32	4.42	3	8.13	89.44	2.43
	5	1.26	93.99	4.75	5	9.67	87.94	2.39
	7	1.27	93.98	4.76	7	9.70	87.90	2.40
	10	1.27	93.98	4.76	10	9.72	87.89	2.40
p	20	1.27	93.98	4.76	20	9.72	87.89	2.40
	24	1.27	93.98	4.76	24	9.72	87.89	2.40
	1	0.23	26.43	73.34	1	13.21	15.94	70.85
	3	0.37	26.11	73.53	3	13.04	16.10	70.86
	5	0.37	26.18	73.45	5	13.16	15.66	71.18
	7	0.37	26.17	73.46	7	13.13	15.65	71.22
	10	0.37	26.17	73.46	10	13.15	15.65	71.20
	20	0.37	26.17	73.46	20	13.15	15.65	71.20
	24	0.37	26.17	73.46	24	13.15	15.65	71.20

アイルランド

変数	第 1 期				第 2 期			
	期 (月次)	ショック			期 (月次)	ショック		
		供給ショック	需要ショック	名目ショック		供給ショック	需要ショック	名目ショック
y	1	94.34	1.89	3.77	1	95.37	4.34	0.29
	3	90.99	3.00	6.02	3	92.19	7.38	0.43
	5	90.39	3.66	5.95	5	92.25	7.27	0.48
	7	90.37	3.67	5.95	7	92.22	7.28	0.50
	10	90.37	3.68	5.95	10	92.22	7.28	0.50
	20	90.37	3.68	5.95	20	92.22	7.28	0.50
q	24	90.37	3.68	5.95	24	92.22	7.28	0.50
	1	1.88	92.81	5.31	1	5.95	81.58	12.47
	3	1.96	90.16	7.88	3	8.23	72.37	19.40
	5	2.11	90.02	7.87	5	9.32	71.42	19.26
	7	2.12	90.01	7.87	7	9.33	71.40	19.27
	10	2.12	90.01	7.87	10	9.33	71.40	19.27
p	20	2.12	90.01	7.87	20	9.33	71.40	19.27
	24	2.12	90.01	7.87	24	9.33	71.40	19.27
	1	5.45	59.38	35.18	1	0.33	0.02	99.65
	3	5.21	56.73	38.06	3	2.16	11.23	86.61
	5	5.22	56.73	38.05	5	2.73	10.93	86.34
	7	5.22	56.73	38.05	7	2.80	10.91	86.28
	10	5.22	56.73	38.05	10	2.81	10.91	86.28
	20	5.22	56.73	38.05	20	2.81	10.91	86.28
	24	5.22	56.73	38.05	24	2.81	10.91	86.28

イタリア

変数	第1期 期(月次)	ショック			第2期 期(月次)	ショック		
		供給ショック	需要ショック	名目ショック		供給ショック	需要ショック	名目ショック
y	1	96.35	3.38	0.26	1	94.98	0.66	4.36
	3	93.05	6.69	0.26	3	90.55	1.81	7.64
	5	90.49	9.20	0.31	5	89.15	1.84	9.02
	7	90.37	9.31	0.32	7	89.11	1.85	9.04
	10	90.27	9.41	0.32	10	89.10	1.85	9.05
	20	90.27	9.41	0.32	20	89.10	1.85	9.05
	24	90.27	9.41	0.32	24	89.10	1.85	9.05
q	1	1.35	95.12	3.52	1	4.00	91.86	4.14
	3	1.53	91.91	6.56	3	4.30	88.75	6.95
	5	1.74	91.71	6.55	5	4.30	88.19	7.51
	7	1.75	91.70	6.55	7	4.30	88.14	7.56
	10	1.76	91.69	6.55	10	4.30	88.14	7.56
	20	1.76	91.69	6.55	20	4.30	88.14	7.56
	24	1.76	91.69	6.55	24	4.30	88.14	7.56
p	1	1.35	6.55	92.10	1	0.42	7.69	91.89
	3	2.09	6.45	91.46	3	5.12	8.72	86.15
	5	2.31	6.45	91.24	5	6.21	8.58	85.21
	7	2.32	6.45	91.23	7	6.21	8.61	85.17
	10	2.32	6.45	91.23	10	6.22	8.61	85.16
	20	2.32	6.45	91.23	20	6.22	8.61	85.16
	24	2.32	6.45	91.23	24	6.22	8.61	85.16

オランダ

変数	第1期 期(月次)	ショック			第2期 期(月次)	ショック		
		供給ショック	需要ショック	名目ショック		供給ショック	需要ショック	名目ショック
y	1	97.75	1.50	0.75	1	95.58	0.34	4.08
	3	92.53	2.24	5.23	3	93.77	0.57	5.67
	5	92.44	2.25	5.31	5	93.06	0.64	6.29
	7	92.44	2.25	5.31	7	93.05	0.65	6.30
	10	92.44	2.25	5.31	10	93.05	0.65	6.30
	20	92.44	2.25	5.31	20	93.05	0.65	6.30
	24	92.44	2.25	5.31	24	93.05	0.65	6.30
q	1	1.04	95.56	3.41	1	0.02	99.37	0.61
	3	2.92	92.09	4.99	3	1.93	95.78	2.30
	5	2.94	92.03	5.03	5	2.02	94.77	3.21
	7	2.94	92.03	5.03	7	2.02	94.71	3.27
	10	2.94	92.03	5.03	10	2.02	94.71	3.27
	20	2.94	92.03	5.03	20	2.02	94.71	3.27
	24	2.94	92.03	5.03	24	2.02	94.71	3.27
p	1	0.84	99.15	0.01	1	9.29	23.93	66.79
	3	2.34	94.88	2.78	3	10.85	24.49	64.66
	5	2.35	94.79	2.86	5	10.88	24.71	64.41
	7	2.35	94.78	2.87	7	10.87	24.73	64.40
	10	2.35	94.78	2.87	10	10.87	24.73	64.39
	20	2.35	94.78	2.87	20	10.87	24.73	64.39
	24	2.35	94.78	2.87	24	10.87	24.73	64.39

ボルトガル

変数	第1期	ショック			第2期	ショック		
	期(月次)	供給ショック	需要ショック	名目ショック	期(月次)	供給ショック	需要ショック	名目ショック
y	1	93.85	1.96	4.19	1	92.45	6.97	0.59
	3	92.03	3.53	4.44	3	91.23	7.45	1.32
	5	90.15	4.64	5.21	5	90.47	8.02	1.50
	7	90.11	4.62	5.27	7	90.47	7.99	1.53
	10	90.09	4.62	5.29	10	90.44	8.02	1.54
	20	90.09	4.62	5.29	20	90.44	8.02	1.54
	24	90.09	4.62	5.29	24	90.44	8.02	1.54
q	1	7.08	73.27	19.65	1	4.94	82.29	12.77
	3	6.64	68.38	24.98	3	4.49	81.76	13.75
	5	6.83	68.59	24.58	5	5.02	81.04	13.94
	7	6.88	68.67	24.45	7	5.04	80.99	13.97
	10	6.88	68.70	24.42	10	5.05	80.98	13.97
	20	6.88	68.70	24.42	20	5.05	80.98	13.97
	24	6.88	68.70	24.42	24	5.05	80.98	13.97
p	1	1.07	60.61	38.32	1	0.45	46.07	53.48
	3	2.23	59.35	38.43	3	1.08	43.35	55.57
	5	2.50	58.98	38.52	5	1.10	43.61	55.29
	7	2.51	59.01	38.49	7	1.10	43.63	55.27
	10	2.51	59.01	38.48	10	1.10	43.63	55.27
	20	2.51	59.01	38.48	20	1.10	43.63	55.27
	24	2.51	59.01	38.48	24	1.10	43.63	55.27

スペイン

変数	第1期	ショック			第2期	ショック		
	期(月次)	供給ショック	需要ショック	名目ショック	期(月次)	供給ショック	需要ショック	名目ショック
y	1	98.08	1.32	0.60	1	95.24	0.18	4.58
	3	95.20	3.99	0.81	3	87.53	5.32	7.15
	5	94.58	4.56	0.86	5	87.21	5.41	7.38
	7	94.57	4.57	0.86	7	87.18	5.42	7.40
	10	94.57	4.57	0.86	10	87.18	5.42	7.40
	20	94.57	4.57	0.86	20	87.18	5.42	7.40
	24	94.57	4.57	0.86	24	87.18	5.42	7.40
q	1	1.59	97.93	0.48	1	2.31	91.06	6.63
	3	2.36	95.70	1.94	3	2.13	85.44	12.43
	5	2.35	95.49	2.16	5	2.12	84.51	13.37
	7	2.35	95.49	2.16	7	2.12	84.42	13.46
	10	2.35	95.49	2.16	10	2.12	84.41	13.47
	20	2.35	95.49	2.16	20	2.12	84.41	13.47
	24	2.35	95.49	2.16	24	2.12	84.41	13.47
p	1	0.92	4.26	94.82	1	10.30	0.25	89.45
	3	3.89	7.25	88.86	3	14.18	1.16	84.66
	5	3.91	7.42	88.67	5	14.28	1.26	84.45
	7	3.91	7.42	88.67	7	14.27	1.28	84.45
	10	3.91	7.42	88.67	10	14.27	1.28	84.45
	20	3.91	7.42	88.67	20	14.27	1.28	84.45
	24	3.91	7.42	88.67	24	14.27	1.28	84.45

3) 他の EU 諸国との相対的ショックの相関係数

次にショックの相関関係を検討した。その結果が表 2-5 に相関行列表として掲げた。またその要点をまとめたのが表 2-6 である。表 2-6 では、相関係数の大きさとその方向が正の数を示している。正の相関が増加すれば、対称的な経済構造となり、経済政策運営も容易におこなうことができる²⁾。表 2-6 をみると、正の相関係数の数は次のような傾向がある。供給ショックに関しては、ドイツ、アイルランドをのぞいてⅠ期からⅡ期にかけて正の相関数が多い。需要ショックに関してはドイツ、オランダ、ポルトガルを除いて正の相関は減少している。名目ショックもフィンランド、オランダを除いて正の相関は減少している。

また、相関係数の大きさに関しては、供給ショックはフランス、アイルランド、イタリア、オランダではほとんど変化がない。オーストリア、フィンランド、スペインではその大きさは増大しており、ベルギー、ドイツでは減

表 2-5 ショックの相関関係の特徴

階差		オーストリア	ベルギー	フィンランド	フランス	ドイツ	アイルランド	イタリア	オランダ	ポルトガル	スペイン
	相関係数の二乗和										
供給 ショック	第 1 期	0.118	0.963	0.447	0.894	0.891	0.158	0.305	0.159	1.457	0.218
	第 2 期	0.305	0.253	0.663	0.893	0.401	0.140	0.340	0.113	1.072	0.641
需要 ショック	第 1 期	0.634	0.203	0.341	0.628	0.462	0.220	0.201	0.376	0.102	0.320
	第 2 期	0.342	0.353	0.205	0.295	0.394	0.092	0.477	0.534	0.121	0.173
名目 ショック	第 1 期	0.394	0.996	0.630	0.933	0.969	0.105	0.941	0.271	0.125	0.117
	第 2 期	0.062	0.126	0.378	0.671	0.751	0.049	0.333	0.180	0.085	0.188
	正の相関係数の数										
供給 ショック	第 1 期	5	4	6	6	6	2	2	4	1	4
	第 2 期	7	6	7	7	5	1	6	6	0	7
需要 ショック	第 1 期	5	3	6	5	3	2	5	2	5	6
	第 2 期	4	5	2	5	4	1	4	5	7	3
名目 ショック	第 1 期	8	8	6	8	8	6	8	3	8	7
	第 2 期	3	4	7	7	1	3	4	5	5	5

2) Bayoumi=Eichengreen (1993) においてもショックの方向性と最適通貨圏との関係を論じている。

表 2-6 各ショックの相関係数マトリックス

供給ショック

	オーストリア	ベルギー	フィンランド	フランス	ドイツ	アイルランド	イタリア	オランダ	ポルトガル	スペイン
オーストリア		0.261	0.248	0.109	0.002	-0.024	0.132	0.121	-0.200	0.302
ベルギー	-0.101		0.169	0.135	0.177	-0.033	-0.270	0.057	-0.089	0.147
フィンランド	0.103	0.328		0.502	0.145	-0.166	0.190	0.029	-0.337	0.349
フランス	0.161	0.543	0.442		0.185	-0.259	0.183	0.098	-0.569	0.379
ドイツ	0.044	0.444	0.209	0.188		-0.002	-0.140	-0.050	-0.515	0.166
アイルランド	0.057	-0.070	-0.112	-0.203	-0.167		0.017	-0.143	-0.063	-0.139
イタリア	-0.012	-0.030	-0.063	-0.099	0.158	-0.077		0.182	-0.327	0.145
オランダ	0.139	-0.084	0.071	0.209	-0.131	-0.108	0.072		-0.147	0.078
ポルトガル	-0.060	-0.519	-0.249	-0.477	-0.737	0.216	-0.492	-0.163		-0.434
スペイン	-0.206	0.266	0.082	0.144	0.007	-0.065	-0.111	-0.154	-0.191	

注) 対角線の左下は第1期の相関を、右上は第2期の相関を示している。

需要ショック

	オーストリア	ベルギー	フィンランド	フランス	ドイツ	アイルランド	イタリア	オランダ	ポルトガル	スペイン
オーストリア		0.259	-0.120	0.142	0.257	-0.135	-0.242	0.306	-0.020	-0.060
ベルギー	-0.072		-0.202	0.371	0.085	-0.112	-0.189	0.211	0.067	-0.055
フィンランド	0.260	-0.196		-0.157	-0.080	-0.007	0.219	-0.242	0.098	-0.052
フランス	0.521	-0.128	0.143		-0.150	-0.104	-0.246	0.137	0.002	0.025
ドイツ	0.365	0.138	-0.313	0.332		-0.131	-0.266	0.364	0.124	-0.237
アイルランド	-0.328	-0.171	-0.096	-0.077	-0.085		0.131	-0.096	-0.079	-0.020
イタリア	0.165	-0.171	0.047	0.072	-0.039	-0.078		-0.397	0.114	0.124
オランダ	-0.139	0.197	0.085	-0.428	-0.207	-0.205	-0.008		0.018	-0.138
ポルトガル	-0.005	0.149	0.118	-0.084	-0.034	0.099	0.137	-0.084		0.268
スペイン	0.049	-0.068	0.290	0.093	-0.219	0.052	0.333	-0.190	0.150	

注) 対角線の左下は第1期の相関を、右上は第2期の相関を示している。

名目ショック

	オーストリア	ベルギー	フィンランド	フランス	ドイツ	アイルランド	イタリア	オランダ	ポルトガル	スペイン
オーストリア		-0.107	0.072	-0.030	0.086	-0.117	-0.033	0.071	-0.078	-0.106
ベルギー	0.323		0.226	0.042	-0.123	-0.086	-0.028	-0.046	0.009	0.189
フィンランド	0.040	0.280		0.425	-0.237	-0.094	0.236	0.099	0.029	0.096
フランス	0.319	0.627	0.290		-0.549	0.002	0.240	0.308	0.057	0.172
ドイツ	0.308	0.384	0.448	0.349		-0.019	-0.429	-0.236	-0.229	-0.278
アイルランド	-0.096	0.154	-0.012	0.098	0.135		-0.112	0.014	0.057	-0.055
イタリア	0.058	0.435	0.472	0.456	0.490	0.115		-0.081	0.090	0.082
オランダ	0.243	-0.164	-0.087	-0.043	0.337	-0.145	-0.089		-0.032	0.068
ポルトガル	0.051	0.122	-0.074	0.093	0.178	0.057	0.167	0.159		-0.100
スペイン	0.132	0.136	0.171	0.062	-0.002	0.081	0.169	-0.085	0.072	

注) 対角線の左下は第1期の相関を、右上は第2期の相関を示している。

少している。需要ショックに関しては、ベルギー、イタリア、オランダ、ポルトガルでは増加しているが、残りは減少している。名目ショックはスペインを除いて、すべて減少している。したがって、名目ショックは正の相関は少ないもののその大きさが小さくなり、問題がない。一方、需要ショックは正の相関が減少傾向にあり大きさは増減両方ともあり、注意が必要である。供給ショックは正の相関が増加しているが、大きさはあまり変化がみられない。したがって、供給ショックの大きさの変化は少ないものの、方向性が同じになってきているため、そのコントロールは容易になっていることを示唆している。

5. ドイツのショックとの相関関係

次に、この節ではドイツのショックが、各国のショックにどのような影響を与えているかを検討する。そのため、まずドイツとドイツ以外の国との間での外生ショックの相関係数を求め、それを表2-7のようにまとめた。

それによると、Ⅰ期の供給ショックの相関は、ベルギー、フィンランド、フランス、イタリアの相関係数が正でその値も相対的に高い。一方、アイルランド、オランダ、ポルトガルの相関係数は負で、その値も相対的に高い。またⅡ期では、ベルギー、フィンランド、フランス、スペインの相関係数が正でその値も相対的に高い。イタリア、オランダ、ポルトガルの相関係数は負で、その値も相対的に高い。

需要ショックに関しては、Ⅰ期ではオーストリア、ベルギー、フランスとの相関係数が正で値も高くなっているのに対し、フィンランド、オランダ、スペインは相関係数が負で値も高くなっている。第Ⅱ期では、オーストリア、オランダ、ポルトガルとの相関係数が正で値も高くなっているのに対し、フランス、アイルランド、イタリア、スペインとの相関係数が負で値も高い。

名目ショックに関しては、Ⅰ期ではオーストリア、ベルギー、フィンランド、フランス、アイルランド、イタリア、オランダ、ポルトガルとの相関係数は、正であり、値も高い。Ⅱ期では、逆にベルギー、フィンランド、フラ

表 2-7 ドイツのショックとの相関係数

	供給ショック		需要ショック		名目ショック	
	I 期	II 期	I 期	II 期	I 期	II 期
ドイツ	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
オーストリア	0.0441	0.0023	0.3655	0.2570	0.3084	0.0856
ベルギー	0.4445	0.1770	0.1383	0.0850	0.3843	-0.1230
フィンランド	0.2086	0.1445	-0.3128	-0.0804	0.4480	-0.2374
フランス	0.1876	0.1849	0.3324	-0.1505	0.3490	-0.5495
アイルランド	-0.1668	-0.0024	-0.0848	-0.1312	0.1347	-0.0188
イタリア	0.1576	-0.1397	-0.0392	-0.2663	0.4903	-0.4294
オランダ	-0.1310	-0.0497	-0.2069	0.3639	0.3374	-0.2360
ポルトガル	-0.7370	-0.5151	-0.0339	0.1240	0.1781	-0.2291
スペイン	0.0068	0.1659	-0.2189	-0.2369	-0.0019	-0.2784

ンス、アイルランド、イタリア、オランダ、ポルトガル、スペインとの相関係数が、負となり値も相対的に高い。

以上より、I 期、II 期を比較して供給ショックの相関に関しては、対象国が異なるものの、大きな変化はみられない。需要ショックの相関に関しては、正負とも 1 カ国のみが II 期では相関が高くなっており、対象国が異なるものの大きな変化はみられない。名目ショックでは、多くの国でドイツとの相関がみられるが、I 期と II 期では相関係数の符号が異なり、II 期ではドイツとは逆の相関が多くの国でみられる。

6. むすび — EMU は最適通貨圏か —

本章では、長期的制約を導入した SVAR を用いて、EMS のもとでの加盟国のショックの特徴を明らかにしようとした。えられた結論をまとめると、まず供給ショックに関して、I 期、II 期を比較すると 3 変数への影響が相対的に大きくなっている。すなわち、生産への影響は 5 カ国で上昇、3 カ国で低下、実質為替レートに関して 5 カ国で上昇、2 カ国で低下、物価に関しては 5 カ国で上昇、1 カ国で低下している。したがって、実質為替レートの変動の役割が限定されるユーロ導入後は、供給ショックのための吸収弁が必要

になっていることを示唆している。

また、実質為替レートの役割はⅠ期、Ⅱ期ともに大きな変化はなく、需要ショックと名目ショックのアブソーバーとして機能している。また物価は名目ショックのみによる影響を受ける傾向にあり、ユーロ導入後、欧州中央銀行の適切なコントロールによって、物価変動のコントロールは容易になることを示唆している。ユーロ導入によって名目為替レートの変動が喪失し、物価変動の硬直性もあわせて考慮すると、ユーロ導入前に比べて、導入後は実質為替レートの変動は制限されるため、需要ショックのアブソーバーとして実質為替レートは不十分にしか機能しない。したがって、需要ショックのユーロ加盟国の伝播が予想される。

また三つのショックの相関関係を調べると、次のような結論をえた。すなわち、名目ショックは正の相関は少ないものの、その大きさが小さくなり、負の相関があっても大きな問題ではないであろう。一方、需要ショックは正の相関が減少傾向にあり、負の相関が増加し、さらに大きさは増減両方ともあり、各国の需要変動の非対称性がみられるために、注意が必要である。供給ショックは正の相関が増加しているものの、大きさはあまり変化がみられない。したがって、供給ショックの大きさの変化は少ないものの、方向性が同じになってきており、各国で共通した経済政策を採用することで、供給ショックのコントロールはよりたやすくなっていることを示唆している。

ドイツのショックとの相関を取り出してみると、Ⅰ期、Ⅱ期を比較して供給ショックの相関に関しては、対象国が異なるものの、大きな変化はみられない。需要ショックの相関に関しては、正負ともⅡ期では相関が高くなった国が1ヵ国増えているのみで、大きな変化はみられない。名目ショックに関しては、多くの国でドイツとの相関がみられるが、Ⅰ期とⅡ期では相関係数の符号が異なり、Ⅱ期ではドイツとは逆の相関が多くの国でみられる。

以上のように、ユーロ圏へと進展してゆくとともにショックの特徴の変化がみられている。実質為替レートの役割はEMSのもとで重要なショックのアブソーバーであったと考えられる。その調整が不完全となるユーロ導入後にはそれを補う政策調整がおこなわれるのか、あるいは市場による調整がお

こなわれねばならない。市場による調整とは、例えば生産要素の移動であるが、それに伴う調整コストが高い場合には、政策調整によって非対称的なショックのためのアブソーバーの役割が重要となるであろう。そのショックの相関の特徴も、供給ショックに関しては大きな変化がみられないものの、需要ショックは非対称的な特性をもつことが予想される。供給ショックとともに需要ショックによる経済変動に配慮した政策運営が求められるであろう。

第3章 最適通貨圏の動態的検証

1. 従来の最適通貨圏の基準

通貨統合の進展を評価する上で、国際金融論ないしは国際マクロ経済学は1960年代より最適通貨圏の理論を適用してきた。この理論は、国際通貨制度の選択の議論をするときの暗黙の前提とされていた「政治上の」国民国家が、共通通貨を利用すべき「地理的な」通貨圏と一致しているのかという点に光を当てることとなった。すなわち、世界中の国家が固有の通貨を発行して、それぞれの為替レートを変動レート制によって自由に変動させ独立させるのが望ましいのか、それともいくつかのグループに各国を分けて、共通通貨をそのグループ内で利用するのが望ましいのかという問題を考える糸口となった。

通貨圏が大きければ大きいほど、通貨を流通させる取引コストや通貨の利用の便宜が高まるという規模の経済が働く。そのため、規模の経済からみると通貨圏が大きければ大きいほど望ましい。しかし、一方で通貨圏が大きくなると、通貨圏内に多様な経済地域を含むこととなり、非対称ショックが発生しやすくなる¹⁾。非対称ショックが発生しやすくなればなるほど、各地域に対して同等の金融政策を実行するのは望ましくない。したがって、共通通貨圏は小さいほど望ましいこととなる。最適通貨圏の理論では、規模の経済からの便益と地域経済間の非対称性との二つを考慮した上で、共通通貨を流通させる地理的な範囲を決定すべきであり、それが最適性ということとなる。ただし、どのような経済状態であるならば最適なのかということに関しては必ずしもすべての論者が同一ではないものの、完全雇用と物価水準の安定とその維持に関しては共通見解に達していたと考えられる。例えば、マンデル

1) Mundell (1961) 参照。

(Mundell 1961) は、経済政策でもって一国の雇用と物価を安定できる地域としており、マッキノン (McKinnon 1963) もまた雇用の維持、物価の安定、そして国際収支均衡を挙げている。また、総需要管理政策の観点からは、最適通貨圏とは物価安定や完全雇用などの政策目標を達成できるように効率よく政策割当がおこなえる通貨圏ととらえることもできる。

ユーロ圏が最適通貨圏であるかどうかという議論は、様々な研究によって深められてきた。人為的に共通通貨を流通させる試みに対して、その通貨圏が最適なのかどうかを様々な条件によって議論してきた。ただし、従来の最適通貨圏の条件は、必ずしも通貨圏の最適性を求めた条件ではなく、通貨圏を形成したときの費用の最小化をもたらしうがどのような条件であるのかに焦点を当ててきた。さらに、それらの条件に共通しているのは、最適通貨圏内での調整が実質為替レートではなく他の調整弁を求めてきたものである。その調整弁として次のようなものが検討されてきた。

マンデル (Mundell 1961) は最適通貨圏の条件として、要素移動性の基準は取り上げたもので、通貨同盟内の要素市場も統合されると、ショックが発生しても、その調整が要素の移動でおこなえるので、為替レート変動が放棄されてもその費用は小さくなる。生産要素、すなわち労働や移動が自由に共通通貨圏を移動できなければ、ある地域の生産物から他の地域への生産物に需要が変化すると、前者の地域では賃金・物価が硬直的であるならば失業が発生し、後者の地域ではインフレーションは高まる。したがって、共通通貨を導入するには労働など生産要素の移動が必要であることをマンデルは論じた。またイングラム (Ingram 1973) は、資本移動性を強調し、通貨同盟内での資本移動が高まれば、為替レートの変動がなくとも経常収支のファイナンスが容易になることで一時的には調整が可能となる。さらに、長期資本が不況地域に流入すれば、マクロ経済調整をおこなうことも可能である。

また、労働移動を要素として取り上げる場合、賃金・物価の硬直性が仮定されていることに注意が要される。フリードマンら (Friedman 1953, Kawai 1987, Tavlas 1993) は、賃金・物価の伸縮性があるのならば、必ずしも労働移動性が高くなるともショックを価格調整によって吸収できるとす

る。賃金の伸縮性があるもとで、ショックによって失業が発生したならば、賃金が下落して雇用を高めるであろう。したがって、両地域（両国）で賃金の伸縮性があるのならば、為替レートによる調整は必要なくなり、要素移動の程度が低くとも通貨統合をおこないやすくなる。また、完全雇用が満たされる場合に、フレミング（Fleming 1971）が指摘するように、インフレ率の類似性があれば要素の移動や為替レートの変動によるショックの調整は必要ではないので、通貨統合をおこないやすい。ドゥ・グラウヴェ（de Grauwe 1973）も通貨統合が成功するためには共通インフレ率が選択され、許容されねばならないと主張する。

マッキノン（McKinnon 1963）は最適通貨圏の条件として経済開放度を挙げる。開放度の高い経済ほど、国内コストが輸入価格に強く依存するので、為替レート変動が高くなれば国内コストに大きな影響を与える。また、開放度の高い経済であればあるほど、限界輸入性向は高くなり、為替レートによる国際収支調整機能は低くなる。したがって、開放度の高い経済であればあるほど、為替レート変動によってショックを吸収する寄与度は低くなり、通貨統合のコストは低いとする。ただし、ショックの発生が国内からのものか、海外からのものかによって状況は異なる。なぜなら、開放度の高い経済で、海外からのショックの波及の可能性が高いのであれば、そのショックによって国内経済を攪乱する程度も高くなり為替レートを変動させてショックを吸収することが望ましい。一方、国内でショックが発生する可能性が高いのであれば、為替レートによってそれを吸収することはできず、為替レート調整機能を放棄しても影響は少ない。したがって、この基準では当該経済にとって為替レート変動がショックとなるのか、海外から波及したショックなのか、自国で発生したショックなのか、どのショックが主要なショックとなるのかを考慮した上で適用する必要がある。

ケネン（Kenen 1969）は、生産の多様性を基準に挙げる。生産物が多様な経済は、必然的に輸出財の多様性もみられる。多様な輸出財を生産する経済は、様々な対外ショックに対する隔離機能がある。個々の輸出はショックによって変動するかもしれないが、輸出財が多様になっていると、全体の輸

出に対する影響は小さい。したがって、全体の輸出変動を調整するような為替レート変動を必要としない。したがって、通貨統合のコストは低くなる。また、多様な経済は輸出と投資との連関が薄くなる。なぜなら、多様な財を生産している経済では、多様な国内財も生産しており、輸出の変動が大きくとも国内経済への影響は小さくなり、その結果、投資との連関は小さくなる。しかし、この基準でも不十分な点はある。それは、多様化した経済は、個々の輸出財へのショックに対しては吸収可能であるが、全輸出に影響を与える外的ショックが発生した場合には、吸収は十分ではない。マクロ調整を多様性だけでは不可能だからである。また、マッキノンの経済開放度の基準とも矛盾する。多様な生産財を生産できない小国経済であるからこそ、外国との貿易に依存するために経済開放度は高くなる。したがって、経済開放度が高く、多様性の低い小国経済どうしの通貨統合に対する答えは曖昧なものとなる。ケネンの基準では、大国どうしの通貨統合を認めるものとなる。

以上の基準は経済ファンダメンタルに関わるものであったが、経済ファンダメンタルズが最適通貨の条件を満たさない場合に政策によって是正できる可能性もあれば、逆に経済ファンダメンタルズが条件を満たしていたとしても政策によって満たされない場合もあり、経済政策の統合も必要になる。その観点で、フレミング（Fleming 1971）は、政策選好（政策統合度）が収斂することも重要になると指摘した。インフレ率を通貨当局が選択可能であるのならば、通貨当局のインフレ率への選好が等しい国家間が通貨統合するのならば、そのコストは低いからである。ただし、実証する上では、インフレ率選好の相似と複数の金融政策目標におけるインフレに対するウェイトの相似とは異なる。すなわち、インフレ率選好は、通貨当局が現実のインフレ率を選択しているものと解釈し、現実のインフレ率によってそれを知ることができる。一方、通貨当局の選好は金融政策の目標間ウェイト、目標インフレ率、そして通貨当局がもつ主観的割引率の組み合わせである。それぞれは、最適金融政策モデルのフレームワークを利用して実証し、それを求めることとなる。

また、ケネン（Kenen 1969）は財政政策の統合度、あるいは財政協調の程度をあげる。両地域の財政統合の程度が高くなればなるほど、失業率の低

い地域から高い地域への財政移転をおこなうことが可能となる。それにより、要素移動がなくともショックの吸収をおこなうことが可能となる。一国内で一つの通貨圏は、地域間の収支不均衡を所得再配分によって調整する装置が備わっていても機能する。例えばアメリカを例にすると、東部で景気が後退し雇用が減少し、西部ではその波及が顕在化していないとしよう。労働の移動性が高ければ東部から西部へ労働者は移動するが、労働の移動性が低い場合には、失業保険などの所得再配分が財政を通じておこなわれると、労働移動を代替する。ただし、財政移転には、税の移転となるので両地域の国民の合意がえられなければならない。そのためには、通貨統合とともに政治統合が必要になるかもしれない。近年にコーエン（Cohen 1993）は、いままでに成功した六つの通貨統合は政治統合によって支えられていたと結論づけている。一通貨圏が一国内で形成されやすいのは、国家財政が徴税をおこない、社会保険を提供して国内の景気調整をおこなう機能をもっており、その範囲が国境によって定められるからである。政治統合と通貨統合の一致している場合には、税の移転が比較的容易である。この視点を重視すると、国をまたがった通貨統合をおこなう場合には、財政政策の協調の可能性が共通通貨圏形成の基準となる。

以上のように古典的な最適通貨圏の条件は、実証的な基準としては曖昧であり、また必ずしもそれぞれの基準どうしの整合性があるものとはいえない。しかし、この議論を通じて通貨圏を形成する時の費用に関する認識が高まってきたものといえる。

近年では、合理的期待形成をもとにした新古典派マクロ経済学の隆盛とともに、その成果を取り入れた「新しい」最適通貨圏の議論もおこなわれている²⁾。古典的な最適通貨圏の議論が為替レートによる経常収支や景気への効果を認めていたものの、この議論では為替レートによる効果を認めず、金融政策の信認あるいはインフレ抑制効果の観点から通貨統合を検討する。

2) このような流れを Tavlas (1993) は、The New Theory of Optimum Currency Union としている。

2. 導入以前の最適通貨圏の実証

1) 労働の移動性

この節では最適通貨圏の条件を EMU の時系列データに当てはめてみて実証を試みる。まず、労働移動に関する直接的なデータの入手が困難であるため、ここでは地域ごとの失業率の推移をみることによって労働移動性が高いかどうかをアメリカとの比較を通じて検討する。表 3-1a と表 3-1b によると、アメリカでは地域的失業率の差は約 8% であるのに対して、ユーロ圏では 29% とはるかに高い。もし労働移動が高いのならば高失業率地域から低失業率地域に労働者が移動するはずであるが、何らかの障壁によって、それが阻害されているか、あるいはアメリカとは異なる調整メカニズムがユーロ圏では働いていると考えられる。Blanchard and Katz (1992) では、アメリカでの労働者の州間移動を取り上げ、アメリカでは賃金調整よりも労働移動による調整によって州での雇用格差を調整しているとしている。一方、Decressin and Fatas (1995) では、ヨーロッパでの調整メカニズムを取り上げ、ヨーロッパでは雇用格差を労働移動ではなく、労働参加率によって調整していると結論づけている。また、別の調整メカニズムとしては賃金による調整である。賃金の硬直性が低いのであれば、労働移動によって雇用調整をおこなう必要はない。

EU ではローマ条約の制定以来、単一市場を形成するために、労働移動を促進するための諸制度を整えてきた。移動、滞在、居住の権利を保障して、国籍での差別を禁じ、さらに社会保障制度の違いによる不利益を除去して労働の移動を促進しようとしてきた。例えば、1987 年の単一欧州議定書では、労働者および職業のための自由移動に対する障害をなくすための 18 項目の政策が出されている。さらに、マーストリヒト条約においても、従来の労働の移動から人の移動へと政策理念が深化し、制度として労働移動を促進してきた。

しかし、現在までに労働移動が進んでいるとはいえないであろう。そこで、労働移動の進まない理由として次のように考えられる。① Bertola (1989) が述べるように、将来の所得の不確実性が高くなればなるほど、労働者は他

表 3-1a 地域的な失業率の格差

(単位: %)

年	ユーロ圏			アメリカ		
	最大	最小	差	最大	最小	差
1983	22.5	3.3	19.2	18.0	5.4	12.6
1984	29.9	2.8	27.1	15.0	4.2	10.8
1985	30.7	3.0	27.7	13.1	3.9	9.2
1986	30.3	1.8	28.5	13.1	2.9	10.2
1987	31.1	2.5	28.6	12.0	2.6	9.4
1988	35.3	0.8	34.5	10.9	2.5	8.4
1989	31.6	0.9	30.7	8.6	2.5	6.1
1990	29.7	0.8	28.9	8.4	2.2	6.2
1991	29.8	1.5	28.3	10.6	2.8	7.8
1992	27.0	2.1	24.9	11.4	3.0	8.4
1993	32.4	2.3	30.1	10.9	2.7	8.2
1994	34.7	2.8	31.9	8.9	2.9	6.0
1995	34.4	2.6	31.8	8.9	2.6	6.3
1996	36.8	3.1	33.7	8.5	2.9	5.6
1997	31.9	2.5	29.4	7.9	2.5	5.4
1998	29.9	2.3	27.6	8.8	2.5	6.3
1999	32.0	2.1	29.9	6.6	2.5	4.0
平均	31.2	2.2	29.0	10.7	3.0	7.7

注 1) ユーロ圏での地域とはユーロ加盟国において EU level 3 での地域区分による (Unemployment rates at NUTS level 3)。

注 2) アメリカでの地域区分は州ごとである。
データ出所) Eurostat, US Bureau of Labor

表 3-1b 地域失業率の格差

(単位: %)

年	オーストリア	ベルギー	フランス	ドイツ	ギリシャ	アイerland	イタリア	オランダ	スペイン	ポルトガル	フィンランド	平均	アメリカ
1983	n.a.	6.0	4.6	4.3	2.0	n.a.	11.2	n.a.	12.4	n.a.	n.a.	6.8	12.6
1984	n.a.	6.3	5.7	4.6	2.2	n.a.	12.1	n.a.	18.6	n.a.	n.a.	8.2	10.8
1985	n.a.	6.5	7.0	4.7	3.7	n.a.	14.8	n.a.	17.6	n.a.	n.a.	9.1	9.2
1986	n.a.	7.7	6.7	4.8	5.3	n.a.	17.2	n.a.	16.7	9.9	n.a.	9.7	10.2
1987	n.a.	8.9	7.2	5.0	3.8	n.a.	16.5	n.a.	18.4	8.2	n.a.	10.0	9.4
1988	n.a.	9.4	8.3	4.5	6.6	1.2	19.0	5.7	17.2	13.8	7.5	9.0	8.4
1989	n.a.	8.0	7.8	4.2	6.1	0.2	20.0	5.1	17.6	10.7	5.7	8.6	6.1
1990	n.a.	7.8	7.6	4.1	6.8	1.0	18.0	6.2	18.6	9.0	5.9	8.8	6.2
1991	n.a.	7.4	7.9	6.1	5.7	1.4	15.8	2.9	16.1	8.2	8.2	7.9	7.8
1992	n.a.	8.1	10.3	7.5	8.3	0.3	13.2	3.0	16.5	12.9	12.9	8.4	8.4
1993	2.4	9.2	8.7	6.7	7.6	0.8	17.5	3.6	19.3	17.9	15.9	8.4	8.2
1994	2.2	9.7	8.0	6.0	7.7	0.7	18.6	3.7	19.6	18.5	16.0	8.5	6.0
1995	2.6	10.5	8.8	6.0	9.1	1.7	21.2	3.6	21.1	15.2	13.9	9.4	6.3
1996	2.7	10.1	9.6	6.6	12.9	1.1	21.8	4.9	21.6	14.2	14.0	10.1	5.6
1997	3.1	10.2	10.3	7.8	9.5	0.3	21.5	3.8	21.9	15.3	14.6	9.8	5.4
1998	3.7	12.1	10.4	9.4	9.8	0.8	23.2	3.0	20.6	14.4	14.3	10.3	6.3
1999	3.2	12.0	11.2	9.2	9.1	1.6	24.8	3.7	19.7	13.6	13.6	10.5	4.0

注 1) 平均値は不明の値を除いた値である。

注 2) ヨーロッパでの地域とは EU level 3 での地域区分による (Unemployment rates at NUTS level)。

注 3) アメリカでの地域区分は州ごとである。

データ出所) Eurostat, Regio 2000, US Bureau of Labor

地域へ移動するのをためらいがちになる。なぜなら、固定コストを支払って他地域に移動したとしても、予想された所得をえられない可能性があるとするれば、わざわざ移動することをためらうであろう。したがって、たとえ他地域へ移住する方がより高い所得をえられる可能性があるとしても、その不確実性が高ければ労働の移動は高まらないであろう。さらに、外生ショックがあるもとで為替レートの変動がなくなれば、ショックの調整が所得変動によっておこなわれるかもしれない。もしそうなのであれば、共通通貨の導入は労働の移動を低めることになる。②労働者が居住を変更する際には文化・習慣や言語の相違という経済以外の要因も大きな壁となる。それが、労働者の移動を阻害する。しかし、これはEU統合がよりいっそう深化すると言語の壁は、英語が普及することによって低下し、また文化・習慣の違いも残るであろうが、受け入れがたいほどのものではなくなるであろう。EU構成国の多くがキリスト教を基盤にした文化圏であり、歴史的には共通した文化圏を形成した国々もあるので、文化による壁は小さくなるであろう。

2) 資本の移動性

(1) IS バランスの相関

次に、マンデルやイングラムが強調してきた資本の移動性に関してユーロ圏の実証を試みる。資本移動の測定には、従来、様々な議論がなされてきた。ネットの資本移動に関しては、フェルドシュタイン＝ホリオカから始まる資本移動パズルをめぐる議論がおこなわれている。この研究に沿って、時系列データを用いた研究やクロスセクションデータを用いた研究がおこなわれて、このパズルへの解決を図ってきた。近年では、パネル推定による実証研究により、資本移動パズルは過去にもなかったという結果が報告されている。

また、グロスも含めた資本移動に関しては、正確なデータが存在していないので、カバー付きの金利平価式を推定して、それが成立するのか、あるいは成立しないのかによって資本移動性を把握しようとする研究の流れもある。この研究では、二つの地域間での資本移動の程度を、金利平価によって測定することができるので、地域間の資本移動の程度の測定が可能となる。ただ

し、この方法では実際の資本移動の程度を測定しているとは限らない。なぜなら、資本移動が完全の場合には、たとえ資本が動かなくとも為替レートの変動や金利の変動によって金利平価は成立する。たしかに金融変数の変動が起きること自体が資本移動の程度を表すものであるが、実際にどれだけ資本が移動したか、あるいは資本移動がどれだけ高くなってきたかを測定するには不適切であろう。

そこで、ここでは前者のフェルドシュタイン＝ホリオカによる研究の流れを汲んだ方法を検討する。しかし、フェルドシュタイン＝ホリオカの方法は、一国の貯蓄・投資の相関を実証したものであるが、それがどの国・地域との資本移動が高くなっているのかを知ることはできない。そこで、われわれは構造 VAR を応用した資本移動の測定法を提唱する。i 国の貯蓄は国内投資、EU 域内投資、そして域外での投資に分けられる。

$$S_{i,t} = I_{i,t}^d + I_{i,t}^{EU} + I_{i,t}^{ROE} \quad (3-1)$$

そこで、ベクトル

$$x = [I_{i,t}^{ROE}, I_{i,t}^{EU}, I_{i,t}^d, S_{i,t}] \quad (3-2)$$

$$X = C(L) \varepsilon_{i,t} \quad (3-3)$$

L はラグ・オペレーターであり、 $\varepsilon_{i,t} = [\varepsilon_{ROE}, \varepsilon_{EU}, \varepsilon_d, \varepsilon_m]$ は構造ショックのベクトルを表す。 ε_{ROE} は EU 域外の供給ショック、 ε_{EU} は域内の供給ショック、 ε_d は i 国国内の供給ショック、 ε_m は i 国国内の需要ショックを表す。これらのショックを直接観察できないので、次のようなベクトル移動平均表現を仮定する。

$$X = A(L) u_{i,t} \quad (3-4)$$

ここで $A(L)$ は単位行列であり、攪乱項ベクトル $u_{i,t}$ は分散共分散行列を推定したものからえられる。(3-3)式と (3-4)式より、次の線形関係がえられる。

$$u_t = C_0 \varepsilon_t \quad (3-5)$$

推定された u_t から構造ショック ε_t を識別するために 4×4 行列 C_0 を識別する必要がある。

Blanchard=Quah (1989) が示したように、長期的制約を課して構造ショックを識別する。すなわち、各供給ショックは長期的に効果をもつものの、需要ショックは長期的な効果をもたないと仮定する。それによって、(3-5) 式の長期的表現は次のようになる。

$$\begin{bmatrix} I_{i,t}^{ROE} \\ I_{i,t}^{EU} \\ I_{i,t}^d \\ S_{i,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(1) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & C_{22}(1) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & C_{33}(1) & 0 \\ C_{41}(1) & C_{42}(1) & C_{43}(1) & C_{44}(1) \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{ROE} \\ \varepsilon_{EU} \\ \varepsilon_D \\ \varepsilon_m \end{pmatrix} \quad (3-6)$$

ここで $C(1) = C_0 + C_1 + \dots$ は ε の X_t に対する長期的効果である。貯蓄がどのように利用されているのかを、貯蓄に影響を与えるショックの係数を比較することによって、i 国の貯蓄と各投資の相関により、域内、域外との資本移動の程度を測定する。すなわち、自国の貯蓄に対して自国の供給ショックは、正の影響を与える。なぜなら、自国の長期的な供給ショックは、生産を拡大させ所得を増大させるに伴い自国の貯蓄も増加させるからである。一方、自国を除く EU 域内の供給ショックは自国の所得を増加させるか、あるいは下落させるかは一意には決まらない。なぜなら、EU 域内の供給ショックがあると、自国に正の影響を与える場合であれば所得を増加させるが、生産ショックにより自国から他国へ生産シフトをして資本流出を伴うのであれば、所得を下落させることが考えられる。したがって、貯蓄に対しても EU 域内の供給ショックは一意には決まらない。このことは域外の供給ショックに対しても同様である。以上の理論的推察を考慮した上で、実証を試みた。データは IFS より、年次データを用いた。また推定期間を 1960 年から 1979 年の前期と 1980 年から 2002 年の後期に分割した。その結果が表 3-2a (本書 pp.70-72) に掲げてある。

これによると、ベルギーでは第1期には域外ショック、域内ショック、国内ショックともに有意であり、係数の値をみると域内ショック、国内ショックが高くなっている。第2期には、国内ショックが有意ではなくなり、域外ショック、域内ショックが有意となりそれぞれの係数は第1期に比べて高くなっている。特に域外ショックが高い値を示している。このことは、域内市場統合が進むとともに世界経済のグローバル化の進展によって、域外との資本移動が高くなった結果、域内とともに域外との資本移動が活発になっていると考えられる。

デンマークでは、第1期には国内ショックが有意でなく、域内、域外ショックが有意で係数は負の値である。第2期には域内ショックも有意ではなくなり、域外ショックのみがデンマークの貯蓄に負の影響を与えている。これは、デンマークがEUでの市場統合の進展とは逆にEU市場との距離を置いているようである。すなわち資本移動に関してEUとは活発でなく、域外とは活発であることを示している。

フランスでは、第1期には域内ショックが有意でなく、域外ショック、国内ショックが有意である。第2期には三つの供給ショックが有意になり、域内ショックも有意になっている。係数の絶対値をみると、この中で域外ショックの影響が最も大きく、また域内ショック、国内ショックが符号は逆であるものの絶対値では同じインパクトを与えている。このことはフランスが域内市場での資本移動が活発となっていることを示している。

ドイツでは、第1期には域内ショック、域外ショックは有意でなく、国内ショックのみが有意であるので、資本移動が活発ではないことを示している。第2期になると域外ショック、域内ショック、国内ショックがそれぞれ有意であり、係数は域外ショック、域内ショックが高くなっている。これは第2期になると域内と域外両方においてドイツは資本移動が活発になっていることを表している。

イタリアでは、第1期には域外ショック、域内ショック、国内ショックともに有意であり域内ショックの影響が大きいことがわかる。第2期には国内ショックが有意でなく、域外ショック、域内ショックが有意である。このこ

とよりイタリアは早い段階から資本移動が活発であり、外国の影響を受けやすいものの国内投資への資金供給も国内投資でおこなわれていた。しかし、第2期になると市場統合が進み投資と貯蓄との連関が低くなり、国内貯蓄は国内ショックからの影響を受けにくくなっている。したがって、国内貯蓄と国内投資の連関が薄くなっており、資本移動が活発になっていることを表している。

オランダでは、第1期、第2期ともに域外ショック、域内ショック、国内投資が有意となっており、オランダも早い段階から資本移動が活発であったと考えられる。ただし、オランダは第2期での係数は国内ショックが高くなり域外ショックの係数が小さくなり、そして域内ショックの係数の符号が負から正へと変化している。このことは、第1期では域内で供給ショックが起きると資本流出により、オランダでは国民所得、国内貯蓄が低下したものの、第2期では域内ショックによって、自国の生産にも正の波及があり、資本移動が流入し、その結果貯蓄にも正の影響を与えた可能性があることを示すものである。

表 3-2a SVAR による構造ショックの推計

ベルギー				
1960-1979				
	係数	標準偏差	Z 値	P 値
域外ショック	0.91	0.29	3.09	0.00
域内ショック	1.62	0.26	6.16	0.00
国内ショック	-0.89	0.29	-3.05	0.00
需要ショック	1.11	0.18	6.16	0.00
LR test for over-identification:			カイ二乗値	12.95492
1980-2002				
	係数	標準偏差	Z 値	P 値
域外ショック	-4.80	0.83	-5.81	0.00
域内ショック	2.31	0.53	4.36	0.00
国内ショック	-0.24	0.40	-0.59	0.55
需要ショック	1.86	0.28	6.63	0.00
LR test for over-identification:			カイ二乗値	10.0439

デンマーク

1960-1979				
	係数	標準偏差	Z 値	P 値
域外ショック	-1.34	0.47	-2.84	0.00
域内ショック	-3.10	0.65	-4.73	0.00
国内ショック	-0.12	0.42	-0.28	0.78
需要ショック	1.83	0.30	6.16	0.00
LR test for over-identification:			カイ二乗値	21.59191
1980-2002				
	係数	標準偏差	Z 値	P 値
域外ショック	-2.97	0.66	-4.51	0.00
域内ショック	-0.49	0.49	-1.00	0.32
国内ショック	0.30	0.48	0.61	0.54
需要ショック	2.26	0.34	6.63	0.00
LR test for over-identification:			カイ二乗値	14.21468

フランス

1960-1979				
	係数	標準偏差	Z 値	P 値
域外ショック	1.19	0.25	4.82	0.00
域内ショック	0.13	0.29	0.46	0.65
国内ショック	1.07	0.23	4.60	0.00
需要ショック	0.67	0.11	6.16	0.00
LR test for over-identification:			カイ二乗値	32.29336
1980-2002				
	係数	標準偏差	Z 値	P 値
域外ショック	-1.02	0.23	-4.42	0.00
域内ショック	-0.55	0.23	-2.44	0.01
国内ショック	0.56	0.19	2.93	0.00
需要ショック	0.81	0.12	6.63	0.00
LR test for over-identification:			カイ二乗値	3.5492

ドイツ

1960-1979				
	係数	標準偏差	Z 値	P 値
域外ショック	0.11	0.19	0.59	0.56
域内ショック	-0.26	0.37	-0.69	0.49
国内ショック	1.41	0.29	4.80	0.00
需要ショック	0.80	0.13	6.16	0.00
LR test for over-identification:			カイ二乗値	17.03653
1980-2002				
	係数	標準偏差	Z 値	P 値
域外ショック	-2.86	0.45	-6.39	0.00
域内ショック	2.63	0.42	6.26	0.00
国内ショック	0.33	0.13	2.56	0.01
需要ショック	0.56	0.08	6.63	0.00
LR test for over-identification:			カイ二乗値	10.31278

アイルランド

1960-1979				
	係数	標準偏差	Z 値	P 値
域外ショック	2912.85	481.40	6.05	0.00
域内ショック	-2113.75	355.84	-5.94	0.00
国内ショック	104.43	93.57	1.12	0.26
需要ショック	401.12	65.07	6.16	0.00
LR test for over-identification:			カイ二乗値	389.5077
1980-2002				
	係数	標準偏差	Z 値	P 値
域外ショック	3.69	0.70	5.24	0.00
域内ショック	0.89	0.53	1.67	0.09
国内ショック	-1.31	0.47	-2.77	0.01
需要ショック	2.02	0.30	6.63	0.00
LR test for over-identification:			カイ二乗値	28.90536

イタリア

1960-1979				
	係数	標準偏差	Z 値	P 値
域外ショック	-4.15	1.16	-3.59	0.00
域内ショック	-215.42	34.97	-6.16	0.00
国内ショック	4.29	1.17	3.67	0.00
需要ショック	4.10	0.66	6.16	0.00
LR test for over-identification:			カイ二乗値	165.5607
1980-2002				
	係数	標準偏差	Z 値	P 値
域外ショック	-4.95	1.38	-3.58	0.00
域内ショック	55.60	8.47	6.56	0.00
国内ショック	-1.79	1.20	-1.49	0.14
需要ショック	5.47	0.82	6.63	0.00
LR test for over-identification:			カイ二乗値	118.7424

オランダ

1960-1979				
	係数	標準偏差	Z 値	P 値
域外ショック	-9.08	1.67	-5.45	0.00
域内ショック	-5.32	1.24	-4.30	0.00
国内ショック	1.84	0.84	2.20	0.03
需要ショック	3.40	0.55	6.16	0.00
LR test for over-identification:			カイ二乗値	43.15407
1980-2002				
	係数	標準偏差	Z 値	P 値
域外ショック	-5.64	0.94	-6.01	0.00
域内ショック	5.21	1.07	4.88	0.00
国内ショック	2.84	0.59	4.85	0.00
需要ショック	1.87	0.28	6.63	0.00
LR test for over-identification:			カイ二乗値	0.400895

データ出所) Commission of the European Communities ,European Economy,
Statistics Appendix

(2) 名目金利の相関

次に、名目金利の相関を検証することによって、金融市場の統合度を比較する。測定期間は1979年3月から1990年6月までの第1期と1990年7月から1998年12月までの第2期に期間を分割した。また各国金利の相関係数の期間別平均値も求めている。まず、表3-2bにより各国金利の相関の平方和をみると、イタリア、オランダ、ポルトガル、スペインでは低下しているものの、他は上昇している。すなわち金融・資本市場における統合の進展が金利の相関を高めているものの、それが全構成国でみられるものではない。第1期では資本規制が存在していたために金利の相関が制限されていたが、第2期では規制が撤廃されたもののERMでの変動幅が拡大され域内資本移動の為替リスクが高まったために、金利の相関も限定されたものと考えられる。

さらに、金利変化の波及をグレンジャーテストによって検討する³⁾。その結果が表3-2cに掲げられている。この検証は金融政策における「ドイツ支配仮説 (German Dominance Hypothesis)」に対応している。この仮説はドイツ以外のEMS参加諸国がドイツの金融政策に追随しておりドイツがEMSの金融政策における中心国の役割を果たしているとするものである。表3-2cによると、第1期ではオーストリア、ベルギー、イタリア、オランダの金融政策に対してこの仮説が妥当であることがわかる。第2期では、オーストリア、フィンランド、フランス、イタリア、オランダ、スペインに対してこの仮説が当てはまることがわかる。オーストリア、イタリア、オランダがドイツの金融政策に第1期、第2期を通じて追随してきたことがわかる。またEMUが進展した第2期において追随国が増加している。しかし、ベルギーは第2期ではドイツの影響がみられなくなり、第2期のアイルランドは仮説とは逆に10%水準で有意にドイツに影響を与えていることになる。これは小国が大国に影響を与えていることになり、理解しづらい。これは Bundesbank の金融政策をアイルランド中央銀行が予想し、ドイツの金融市場

3) 金利変化のデータは拡張されたディッキー・フラー (ADF) 検定で I (0) であることを確認している。

表 3-2b 短期金利（変化）の相関係数

	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	イタリア	オランダ	ポルトガル	スペイン	第1期の平均	第1期の平方和
オーストリア		0.148	0.234	0.035	0.237	0.329	0.041	0.203	0.167	-0.017	0.153	0.313
ベルギー	0.144		0.045	-0.067	-0.104	-0.020	0.247	0.230	0.003	-0.194	0.032	0.190
デンマーク	0.123	0.329		-0.113	0.308	0.164	0.014	0.079	0.113	-0.117	0.100	0.291
フィンランド	0.089	0.046	-0.030		0.088	0.112	0.061	0.005	0.237	0.038	0.072	0.093
フランス	0.211	0.218	0.340	0.335		0.303	0.093	0.121	0.179	0.087	0.210	0.475
ドイツ	0.245	0.262	0.093	0.114	-0.023		0.112	0.180	0.429	-0.047	0.152	0.382
イタリア	0.023	-0.081	-0.235	0.104	0.119	-0.063		0.128	-0.089	-0.224	-0.035	0.166
オランダ	0.355	0.135	0.051	0.387	0.512	0.157	0.115		0.244	0.014	0.219	0.657
ポルトガル	0.554	0.144	0.154	0.064	0.001	0.451	-0.035	0.235		-0.005	0.174	0.615
スペイン	0.153	-0.041	0.296	-0.019	0.028	0.103	-0.099	0.117	0.157		0.077	0.173
第2期の平均	0.211	0.129	0.105	0.093	0.130	0.171	0.061	0.144	0.160	-0.052		
第2期の平方和	0.605	0.295	0.351	0.309	0.448	0.483	0.112	0.233	0.406	0.113		

注) 上段は第1期、下段は第2期

データ出所) IMF、IFS。短期金利は各国のマネーマーケット金利を利用。

表 3-2c 短期金利（変化）のグレンジャーテスト

	第1期		第2期	
	F 値	P 値	F 値	P 値
ドイツ→オーストリア	12.964	0.000	21.377	0.000
オーストリア→ドイツ	0.482	0.489	2.780	0.099
ドイツ→ベルギー	17.126	0.000	0.802	0.373
ベルギー→ドイツ	0.016	0.899	0.132	0.717
ドイツ→デンマーク	1.356	0.246	1.200	0.276
デンマーク→ドイツ	0.113	0.737	0.165	0.685
ドイツ→フィンランド	1.477	0.226	6.030	0.016
フィンランド→ドイツ	0.941	0.334	1.819	0.181
ドイツ→フランス	1.445	0.232	9.490	0.003
フランス→ドイツ	0.053	0.818	0.034	0.855
ドイツ→アイルランド	1.337	0.250	0.451	0.503
アイルランド→ドイツ	0.022	0.883	3.099	0.081
ドイツ→イタリア	4.563	0.034	3.565	0.062
イタリア→ドイツ	0.939	0.334	0.184	0.669
ドイツ→オランダ	3.814	0.053	16.557	0.000
オランダ→ドイツ	0.199	0.656	3.273	0.073
ドイツ→スペイン	0.012	0.912	4.209	0.043
スペイン→ドイツ	0.128	0.721	0.037	0.848

注) 短期金利の変化は ADF 検定によって、定常であることを確認している。
データ出所) IMF、IFS。

の変化よりも先にアイルランド中央銀行が金融政策変更を実施した可能性がある。「ドイツ支配仮説」は第1期よりも第2期に強く当てはまることがわかる。特にフランスがドイツの金融政策に強く影響を受けており、EMU 形成に向かって各国の金融政策はドイツの金融政策に追隨してゆくことがわかる。

3) 経済の開放性

次にマッキノンが提唱した経済開放度を示したのが、表3-3(a～c)である。これはEU 構成国の財の輸出と輸入のGDP シェアの和である。それぞれの数値は市場価格である。各構成国の開放度とEU 域内に対する開放度、そして対EU シェアを示している。また開放度に関しては、アメリカと日本の数値も挙げている。

まず、EU 構成国の中で大国とみなされるドイツ、フランス、イタリア、英国、スペインの対EU 域内での開放度は日本、アメリカの全世界に対する開放度と類似している。日本とアメリカが最適通貨圏であると仮定するならば、EU の大国はEU 圏と変動レート制を採用しても問題はないといえる。しかし、EU 構成国での小国とみなされるベルギー、ルクセンブルグ、デンマーク、アイルランド、オランダ、オーストリア、ポルトガル、スウェーデンは開放度が大国よりも高く、共通通貨を用いた方が望ましいことを示している。しかもその数値は次第に大きくなる傾向がある。またユーロ圏全体のEU 域外との開放度は、日本、アメリカよりも若干高いもののそれほど大きく離れてはいない。このことはEU 構成国、あるいはユーロ参加国には大国、小国があり、それぞれの開放度は異なるもののユーロ圏全体では日本やアメリカの通貨圏とほぼ等しい開放度をもっていることになる。したがって、日本やアメリカが最適通貨圏であるとした場合、ユーロ圏全体では共通通貨圏を形成するのは望ましい。また英国やデンマーク、スウェーデンというEU 構成国であるもののユーロ不参加国もユーロ圏に対する開放度は年代が下るにつれて非常に高くなっている。したがって、経済開放度の基準からみるとそれら3カ国は共通通貨圏に参加することが望ましいことになる。

表 3-3a 各国開放度の推移 (単位%)

year	B	L	DK	D	EL	E	F	IRL	I	NL	A	P	FIN	S	UK	EUR12
1960 年代	87.25	166.27	58.54	36.09	27.69	20.28	25.56	71.86	27.59	84.93	49.15	44.11	41.72	43.09	39.58	36.70
1970 年代	108.42	181.54	58.42	44.92	35.87	28.38	36.26	88.23	40.21	92.06	62.74	49.68	52.83	53.56	51.63	47.89
1980 年代	134.28	201.83	67.73	56.26	48.55	37.67	43.82	105.73	42.75	107.04	74.16	65.87	56.70	64.08	52.38	56.51
1990 年代	137.36	214.96	67.43	52.14	45.08	44.38	44.62	134.27	44.40	108.11	79.05	66.80	60.79	68.44	53.38	57.03

対 EU 域内開放度

year	B/L	DK	D	EL	E	F	IRL	I	NL	A	P	FIN	S	UK	EU15
1960 年代	48.64	31.19	16.42	12.07	7.55	10.33	42.69	10.68	45.10	23.84	16.47	22.36	22.41	9.71	16.89
1970 年代	68.22	31.35	22.55	14.45	9.23	17.51	58.93	17.83	52.05	28.44	20.24	26.60	26.96	17.97	23.38
1980 年代	85.47	33.91	29.27	18.62	14.08	21.09	67.82	19.55	61.87	33.79	32.18	25.39	31.27	22.55	27.91
1990 年代	85.66	32.69	25.00	20.93	23.10	23.01	71.84	20.83	55.95	37.07	40.76	27.45	32.74	22.82	28.11

対 EU シェア

year	B/L	DK	D	EL	E	F	IRL	I	NL	A	P	FIN	S	UK	EU15
1960 年代	55.51	53.37	45.32	43.63	37.32	40.36	59.52	38.58	53.23	47.74	37.58	54.21	52.36	24.56	45.44
1970 年代	56.86	53.67	50.26	40.97	32.53	48.42	66.58	44.34	56.58	45.33	40.87	50.49	50.44	34.42	48.80
1980 年代	58.36	50.10	52.04	38.56	37.41	48.24	64.18	46.10	57.87	45.58	48.64	45.05	48.81	43.04	49.49
1990 年代	59.68	48.44	47.94	46.51	51.91	51.58	54.29	47.07	51.91	46.96	60.98	45.54	47.88	42.85	49.39

注 1) ここで記号は次の国名を表す。B: ベルギー、L: ルクセンブルグ、DK: デンマーク、D: ドイツ、EL: ギリシャ、E: スペイン、F: フランス、IRL: アイルランド、I: イタリア、NL: オランダ、A: オーストリア、P: ポルトガル、FIN: フィンランド、S: スウェーデン、UK: 英国、EUR12: ユーロ参加国。

注 2) オーストリア、フィンランド、スペインでの 1960 年代は 1963 年から 69 年までである。

データ出所) Commission of the European Communities, *European Economy*, 各号 Statistical Annex.

表 3-3b 日本とアメリカの開放度

year	US	JP
1960 年代	9.56	19.16
1970 年代	14.98	22.58
1980 年代	18.78	23.41
1990 年代	22.47	18.15

データ出所) Commission of the European Communities, *European Economy*, 各号 Statistical Annex.

表 3-3c ユーロ圏の対 EU 開放度

year	EUR12
1960 年代	16.68
1970 年代	23.37
1980 年代	27.96
1990 年代	28.17

注) ユーロ圏の対 EU 開放度は EU15 での対 EU シェアとユーロ圏のシェアが等しいものと仮定した上で、EUR12 の開放度より求めた。

データ出所) Commission of the European Communities, *European Economy*, 各号 Statistical Annex.

4) 生産される財の多様性

次にケネンの生産される財の多様性を検討しよう。表3-4には部門別総雇用からみた多様性をEU構成国とEU全体、そしてアメリカのデータを示している。これをみると、アメリカの部門別雇用の分散が最も低く、ポルトガルの値が最も高い。したがって、アメリカでは雇用が多様な部門で吸収され

表3-4 2001年のEUの部門別総雇用

(単位: %)

部門／国	ベルギー	デンマーク	ドイツ	ギリシャ	スウェーデン	フランス	アイルランド	イタリア	ルクセンブルグ
農業、漁業、森林業	1.3	3.3	2.5	14.9	6.6	4.0	6.2	5.0	1.5
製造業	18.4	18.3	23.7	14.5	18.9	18.6	17.7	22.9	11.2
建設業	6.5	6.6	8.0	7.4	11.5	6.4	0.7	7.9	9.6
卸売り・小売り	14.4	14	14.3	17.3	15.9	13.1	14.6	15.6	14.4
ホテル・レストラン	3.2	2.4	3.3	6.6	6.1	3.4	6.2	4	4.7
輸送・倉庫・通信	8.0	6.9	5.7	6.5	6	6.8	6.5	5.4	7.7
金融サービス	3.8	3.1	3.7	2.8	2.5	3.1	4.1	3.1	10.4
不動産業・ビジネスサービス	8.7	9.8	8.1	5.5	7.6	9.7	8.8	7.2	6.8
政府・地方公共団体・国防・社会保障	9.8	5.5	8.2	7.6	6.3	9.2	4.8	9.1	10.6
教育	8.9	7.2	5.5	6.5	5.8	7.5	6	7.4	6.3
保健・ソーシャルワーク	11.9	17.4	10.1	4.6	5.3	10.5	8.4	6.1	8.0
その他サービス	3.7	4.7	5.4	3.2	3.8	4.3	4.4	4.3	3.2
合 計	98.6	99.2	98.5	97.4	96.3	96.6	88.4	98	94.4
部門別雇用の分散	25.0	30.1	34.5	22.8	24.2	20.7	21.6	32.2	13.3

部門／国	オランダ	オーストリア	ポルトガル	フィンランド	スペイン	英国	EU	アメリカ
農業、漁業、森林業	3.0	5.4	9.2	5.6	2.4	1.3	3.9	1.9
製造業	14.5	20.1	22.7	20	18.3	16.5	19.8	11.9
建設業	6.6	8.5	12.1	6.0	5.4	7.4	7.9	4.7
卸売り・小売り	16.0	16.1	15.5	12.0	12.2	15.1	14.7	12.4
ホテル・レストラン	3.8	5.4	5.3	3.4	2.8	4.2	4.0	5.1
輸送・倉庫・通信	6.3	6.8	4.1	7.5	6.8	7.2	6.3	4.1
金融サービス	3.7	3.6	1.9	2.2	2.0	4.4	3.4	3.4
不動産業・ビジネスサービス	12.4	7.8	4.6	10.3	11.9	11.3	8.9	7.7
政府・地方公共団体・国防・社会保障	7.2	6.4	6.4	4.7	5.3	6.7	7.7	3.3
教育	6.4	6.0	6.0	6.9	8.0	8.0	6.8	5.7
保健・ソーシャルワーク	14.9	8.2	5.4	14.6	18.7	11.1	9.7	8.5
その他サービス	4.6	4.2	2.9	5.3	5.3	5.2	4.6	4.3
合 計	99.4	98.5	96.1	98.5	99.1	98.4	97.7	73.0
部門別雇用の分散	23.0	24.3	36.5	26.6	33.6	20.5	23.4	11.3

データ出所) European Commission(2002), *Employment in Europe 2002*, p.32.

て、そのシェアの偏りが比較的小さいことがわかる。アメリカが最適通貨圏であるとした場合、EU 全体では雇用される部門の偏りが比較的大きく、ある部門にショックが発生したときにそれを吸収できる能力が比較的小さい可能性がある。これはアメリカと比べ EU が農業と製造業、そして政府部門での雇用が大きいためといえる。また分散をみると大国であるドイツも小国であるポルトガルも分散は EU 平均を上回り、逆に大国であるフランスと小国であるルクセンブルグは EU 平均を下回っており、多様性の面では大国、小国の区別はできない。一般的には大国であるほど多様な生産部門をもち、ショックの吸収度が高いといえるが、EU 構成国では必ずしもそうとはいえない。したがって、大国ドイツであっても共通通貨圏を EU で形成する便益があるといえる。ドイツの製造業での負のショックが発生した時に、ドイツ国内だけで吸収できない失業者を他国の別の部門へ移動できるのならば、ドイツが共通通貨圏を形成することに合理性があろう。多様性の観点から判断すれば、デンマーク、ドイツ、イタリア、ポルトガル、フィンランド、スペインは共通通貨圏を形成するインセンティブをもつものの、フランス、ルクセンブルグは EU 平均を大きく下回り、そのインセンティブをもたないだろう。他の構成国はほぼ EU 平均であり、中立的な立場である。現在、ユーロ圏に加盟していないスウェーデン、英国は多様性の観点では便益はなく、デンマークのみ便益がある。

5) インフレ率の類似性

次にフレミング (Fleming) が指摘したインフレ率の類似性をとり上げよう。インフレ率の相似した国の間での通貨統合でなければ、共通金融政策を運営することが困難となるため、インフレ率の類似性が最適通貨圏の条件とされる。ただし、インフレ率の類似性と、金融政策選好の類似性は必ずしも一致しない。例えば、通貨当局がインフレ抑制を重視していたとしても、当該国をめぐる経済環境、経済構造によって現実のインフレ率を抑制することができない可能性がある。逆にインフレ抑制をあまり重視していない通貨当局であっても、当該国の経済環境、経済構造によってはインフレが発生しない

時期もある。

しかし、ユーロ参加各国の通貨当局の金融政策選好が、それぞれ収斂することが望まれるものの、それを実証するのは困難である。そのため、実際のインフレ率の収斂の検討を通じてインフレ選好の収斂と考える。第1期を1979年3月から1990年6月、第2期を1990年7月から1998年12月までとする。第1期はEU構成国において資本規制があり、市場統合があまり進んでいない時期であり、第2期は資本規制が撤廃され、市場統合が進み、さらには経済通貨同盟への具体的な進展がみられた時期である。

各国間のインフレーションの相関係数を示したのが表3-5aである。この表では各期の各国ごとに相関係数の平均値も示している。その平均値をみるとオーストリア、ベルギー、デンマーク、フィンランド、フランス、ポルトガルでは第1期よりも第2期では相関係数は低下し、それ以外では上昇している。これは、市場統合が進展したといっても、物価の相関も進展するとはいえないことを表している。

さらに、インフレ率の変化の因果関係をグレンジャーテストによって検討した。これはドイツ・ブンデスバンクによる「信認輸入仮説」に対応している⁴⁾。信認輸入仮説では低いインフレ率をめざす国にベッグして、その通貨当局による金融政策への高い信認を利用して、自国の公衆の期待インフレを抑制するという仮説である。具体的にはドイツマルクにEMS諸国が事実上ベッグして、ブンデスバンクの高い信認をベルギー、オランダなどの国が「輸入」することを通じて、それらの国の期待インフレを抑制し、インフレ率を安定させることができるというものである。表3-5bには、ドイツとそれ以外のEMS参加諸国のインフレ率の因果関係を第1期、第2期において検証した。ラグは赤池の情報量基準（AIC）によって1期とした。

これをみると、第2期よりも第1期における方がドイツのインフレ率の影響力が強いことがわかる。信認輸入仮説が妥当するのであれば、ドイツのインフレ率が他の周辺国に対してグレンジャーの意味での因果関係がみられる

4) 信認輸入仮説は例えば Giavazzi=Pagano (1988) による。

表 3-5a インフレーションの相関係数

	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	イタリア	オランダ	ポルトガル	スペイン	第1期の平均
オーストリア		0.358	0.303	0.287	0.455	0.484	0.229	0.415	0.539	0.197	0.414	0.368
ベルギー	0.309		0.390	0.327	0.605	0.594	0.195	0.566	0.504	0.317	0.437	0.424
デンマーク	0.066	0.447		0.237	0.507	0.482	0.080	0.532	0.435	0.214	0.318	0.332
フィンランド	0.115	0.310	0.116		0.550	0.424	0.085	0.514	0.515	0.086	0.373	0.309
フランス	0.369	0.660	0.535	0.290		0.583	0.285	0.783	0.598	0.411	0.581	0.510
ドイツ	0.277	0.266	0.192	0.043	0.261		0.248	0.528	0.548	0.269	0.460	0.309
ギリシャ	0.381	0.302	0.106	0.316	0.400	0.227		0.268	0.155	0.057	0.299	0.251
イタリア	0.291	0.194	0.068	0.169	0.303	0.131	0.395		0.637	0.266	0.581	0.304
オランダ	0.266	0.388	0.293	0.096	0.442	0.231	0.131	0.130		0.257	0.452	0.269
ポルトガル	0.278	0.390	0.289	0.292	0.506	0.144	0.368	0.479	0.259		0.415	0.342
スペイン	0.437	0.288	0.228	0.040	0.438	0.213	0.511	0.452	0.275	0.420		0.330
第2期の平均	0.279	0.360	0.252	0.210	0.447	0.351	0.253	0.467	0.447	0.249	0.433	

注) 上段は第1期、下段は第2期。

データ出所) IMF、IFS。

表 3-5b インフレーションのグレンジャーテスト

	第1期		第2期	
	F 値	P 値	F 値	P 値
ドイツ→オーストリア	12.637	0.001	0.644	0.424
オーストリア→ドイツ	0.993	0.321	4.336	0.040
ドイツ→ベルギー	0.663	0.417	0.221	0.639
ベルギー→ドイツ	24.514	0.000	3.613	0.060
ドイツ→デンマーク	10.139	0.002	0.471	0.494
デンマーク→ドイツ	6.417	0.012	1.361	0.246
ドイツ→フィンランド	11.429	0.001	0.019	0.892
フィンランド→ドイツ	8.850	0.003	0.071	0.790
ドイツ→フランス	1.941	0.166	1.138	0.289
フランス→ドイツ	27.826	0.000	4.352	0.040
ドイツ→ギリシャ	1.401	0.239	0.225	0.636
ギリシャ→ドイツ	0.142	0.707	5.508	0.021
ドイツ→イタリア	7.547	0.007	0.001	0.972
イタリア→ドイツ	33.477	0.000	1.690	0.197
ドイツ→オランダ	9.198	0.003	5.569	0.020
オランダ→ドイツ	13.479	0.000	0.582	0.447
ドイツ→ポルトガル	1.940	0.166	0.549	0.460
ポルトガル→ドイツ	0.054	0.817	2.437	0.122
ドイツ→スペイン	6.060	0.015	1.566	0.214
スペイン→ドイツ	1.083	0.300	4.588	0.035

注) AIC によりラグは1期に決定。

データ出所) IMF、IFS。

はずであるが、それがみられたのは第1期におけるオーストリア、スペイン、第2期のオランダのみであり、相互依存関係にあるのも多い。さらには逆にドイツに対して影響を与えているようにみえる国は第1期のベルギー、フランス、第2期のオーストリア、フランス、ギリシャ、スペインである。この結果をみると「信認輸入仮説」が妥当していないように考えられる。しかし、周辺国がドイツのインフレ率を予想する場合、ドイツの期待インフレ率と周辺国のインフレ率が因果関係をみせることも考えられる。

そこで、周辺国の公衆は合理的にドイツのインフレ率を予想できるものと仮定して、1期先のドイツのインフレ率と周辺国のインフレ率とのグレンジャーテストをおこなった。その結果が、表3-5cである。この表より、ドイツの信認輸入仮説が妥当するのは第1期のベルギー、デンマーク、ギリシャ、

表3-5c ドイツの期待インフレーションとのグレンジャーテスト

	第1期		第2期	
	F 値	P 値	F 値	P 値
ドイツ→オーストリア	32.761	0.000	6.464	0.013
オーストリア→ドイツ	4.608	0.034	4.380	0.039
ドイツ→ベルギー	29.584	0.000	5.518	0.021
ベルギー→ドイツ	2.939	0.089	4.036	0.047
ドイツ→デンマーク	22.956	0.000	3.876	0.052
デンマーク→ドイツ	3.489	0.064	2.111	0.149
ドイツ→フィンランド	16.498	0.000	0.154	0.696
フィンランド→ドイツ	4.158	0.043	3.268	0.074
ドイツ→フランス	4.553	0.035	4.935	0.029
フランス→ドイツ	15.619	0.000	2.522	0.115
ドイツ→ギリシャ	7.707	0.006	1.838	0.178
ギリシャ→ドイツ	2.624	0.108	0.810	0.370
ドイツ→イタリア	0.974	0.325	0.700	0.405
イタリア→ドイツ	16.797	0.000	2.153	0.146
ドイツ→オランダ	24.922	0.000	6.290	0.014
オランダ→ドイツ	5.562	0.020	0.590	0.444
ドイツ→ポルトガル	7.262	0.008	0.118	0.732
ポルトガル→ドイツ	2.357	0.127	1.296	0.258
ドイツ→スペイン	24.093	0.000	1.738	0.190
スペイン→ドイツ	4.637	0.033	2.759	0.100

注) AIC によりラグは1期に決定。ドイツの期待インフレーションは1期先とする。
データ出所) IMF、IFS。

ポルトガル、第2期のフランス、オランダである。相互依存関係にあるのが第1期のオーストリア、フィンランド、フランス、オランダ、スペイン、第2期のオーストリア、ベルギーである。第2期のギリシャ、イタリア、ポルトガル、スペインは相互依存関係が薄く、ギリシャ、ポルトガルはドイツからの影響力が低下し、スペインは相互依存関係が低下していることがわかる。

6) 財政政策の統合度

地域間、あるいは各国間で、非対称的なショックが発生する可能性が高く、しかもその調整を実行することが、要素移動によってできないならば、財政移転による他のショック吸収メカニズムを必要とする。各国では、地域間の経済調整をおこなうために財政移転をおこなっている。この目的には二つが考えられ、一つが所得再配分であり、もう一つは地域間リスク・シェアリングである。前者は、豊かな地域から貧しい地域へ所得を移転し、一人あたり所得の収斂を促すものである。これは、景気循環に関わりなく長期的あるいは構造的におこなわれるものである。これに対して、後者は景気循環の違いにより、財政移転によって相対的に所得の高い地域から低い地域へ所得を補填するシステムを備えることで、地域間の所得変動リスクをシェアすることを目的とする。二つの財政移転の目標は異なるが、両者が対立する可能性がある。例えば、長期的に豊かな地域で所得が一時的に低減するとすれば、貧しい地域から豊かな地域へ所得移転をおこなう場合も考えられ、移転制度の運営が難しくなる。

Sachs=Sala-i-Martin (1992) はアメリカ合衆国において、連邦政府からの移転受け取りと連邦政府への支払いによって一人あたり所得の変動の約40%が吸収されたものとしている。彼らの研究は、すべてのショックを財政移転によって吸収できないかもしれないものの、一国内での地域間リスク・シェアリングが財政移転によって保証されていることが、通貨圏を維持する点で重要であることを示唆している。EU 予算は年々拡大し、共通農業政策 (Common Agriculture Policy : CAP) による農業補助金や構造調整基金の増額が図られている (表 3-6a)。このような所得移転は景気循環に対応する

表 3-6a EU 予算の規模と財政移転

単位	%		100 万ユーロ	10 億ユーロ	%
財政年度	A	B	EU 予算全体	EU 全体のGDP	EU 予算の対 EU 全体の GDP 比率
1969	91.32	85.16	2065.5	667	0.310
1970	94.63	90.61	3576.4	747	0.479
1971	84.89	80.04	2411.3	828	0.291
1972	83.99	81.89	3304.8	924	0.358
1973	85.98	87.63	4703.5	1068	0.440
1974	77.52	78.82	5056.4	1231	0.411
1975	80.85	79.52	6101.4	1387	0.440
1976	82.78	81.97	7895.6	1595	0.495
1977	83.25	82.03	9076.1	1768	0.513
1978	83.61	84.78	12510.1	1945	0.643
1979	83.70	84.15	14773.5	2201	0.671
1980	82.61	83.87	16454.8	2470	0.666
1981	82.54	82.31	18529.4	2722	0.681
1982	82.22	83.77	21300.8	2968	0.718
1983	81.07	82.83	25432.5	3170	0.802
1984	79.58	81.18	28039.6	3440	0.815
1985	84.08	86.14	28833.2	3692	0.781
1986	80.12	84.36	35820.2	3909	0.916
1987	82.11	86.44	36234.8	4119	0.880
1988	79.99	82.63	42495.2	4482	0.948
1989	79.36	82.83	42284.1	4894	0.864
1990	79.88	84.21	45608.0	5273	0.865
1991	84.23	89.25	55016.2	5779	0.952
1992	84.86	88.68	60844.1	6023	1.010
1993	85.54	91.10	66733.4	6043	1.104
1994	82.37	86.44	61478.7	6336	0.970
1995	80.71	85.17	68408.6	6588	1.038
1996	83.02	89.03	78604.9	6919	1.136
1997	83.57	89.40	81491.9	7287	1.118
1998	83.70	91.26	82502.6	7630	1.081
1999	83.66	90.75	84951.6	8030	1.058
2000(1)	82.12	87.94	92253.6	8553	1.079
2001(2)	81.66	88.16	96683.4	8827	1.095

注) A は (農業基金保証部分 + 構造基金) / 一般予算

B は (農業基金保証部分 + 構造基金 + 欧州開発基金) / EU 予算全体

表 3-6b EU 予算の各国拠出金と受け取りと一人あたり収支(1995 年)

	ベルギー	デンマーク	ドイツ	ギリシャ	スペイン	フランス	アイルランド	イタリア
支払い(100万ECU)	1,676.70	1,009.00	17,444.20	832.9	2,918.20	10,165.30	436.8	5,227.60
受け取り(100万ECU)	2,368.90	1,601.10	7,893.10	4,474.10	10,863.30	10,149.60	2,551.70	5,799.60
収支(100万ECU)	692.2	592.1	-9,551.10	3,641.20	7,945.10	-15.7	2,114.90	572
人口(100万人)	10.15	5.22	81.62	10.46	39.2	58.14	3.58	57.33
一人あたり収支(ECU)	68.2	113.4	-117	348.1	202.7	-0.3	590.7	10

	ルクセンブルグ	オランダ	オーストリア	ポルトガル	フィンランド	スウェーデン	英国
支払い(100万ECU)	147.8	2,685.90	1,540.90	659.1	750.4	1,307.00	6,572.90
受け取り(100万ECU)	122.8	2,344.90	857.8	3,246.00	722.8	721	4,531.40
収支(100万ECU)	-25	-341	-683.1	2,586.90	-27.6	-586	-2,041.50
人口(100万人)	0.41	15.46	8.05	9.92	5.11	8.85	58.6
一人あたり収支(ECU)	-61	-22.1	-84.9	260.8	-5.4	-66.2	-34.8

データ出所) Eurostat

ものではなく、長期的な所得格差を解消するために設けられたものである。したがってユーロ圏内での安定を保証するための財政によるリスク・シェアリング・システムはないものといってよい。また、EU 予算の拡大がおこなわれてきたものの、所得格差は解消せずに、むしろ 80 年代半ばより拡大している。長期的な所得格差を収斂させるのにも現在の EU 予算では十分ではないことを示唆している(表 3-6b)。

さらに、中東欧諸国の EU 加盟という EU の東方拡大に伴い農業関連支出や地域開発予算の増大が懸念され、欧州委員会は 1997 年に「アジェンダ 2000」と呼ばれる中期財政計画を策定した。これは農業関連支出と地域開発費の大幅見直し・削減を盛り込んだものであったが、各国の反対によって削減案は見直さざるをえなかった。ただし、東方拡大に伴う所得移転を抑制しなければ負担国の拠出が増加し、それらの国の不満は高まるであろう。未だ政治統合が進んでいない EU において財政移転をおこなうことは、国民の反対に直面することもあるであろう。所得移転においても不十分であり、またリスク・シェアリングに関してはその制度をもっていない現行の EU では財政の統合はほとんど進んでいないと考えられる。

3. 最適通貨圏の動態的検証

最適通貨圏の議論の端緒は、ある経済圏と別の経済圏が共通通貨を導入できるかどうかの前提条件がなにであり、その条件が満たされていれば通貨統合が可能であるという条件の探求にあった。確かに第1節で述べた条件が満たされないことが第2節の実証結果によって、明らかとなった。一方で、時系列的にみた場合に、時間が経つにつれて最適通貨圏の条件を満たす国やその逆の国があることもわかった。そこで、前者のプロセスを収束、後者のプロセスを乖離とする。また、マーストリヒト条約の発効直前の条件を初期条件とし、その段階で最適条件を満たす国と満たさない国に分ける。前者を条件適合国、後者を条件不適合国とする。最適通貨圏の条件の変化に着目した議論は、(Frankel and Rose 1998)による最適通貨圏の内生性でおこなわれている。この議論によれば、貿易構造の類似性、開放度、景気循環の相関性は通貨同盟を形成する上で重要な最適通貨圏の条件は、為替レート制度の選択の関数でもある。それらの要素と最適通貨圏とは原因でもあり、結果でもある。したがって、最適通貨圏の基準が事前的にえられず、事後的にえられるかもしれない (Frankel and Rose 1998)。為替リスクの消失によって取引コストが低減し、貿易が活発になったり、通貨同盟に参加することによってインフレ率が低下したり、あるいは資本移動が活発になったりすることが考えられるからである。またこの問題は、通貨統合の複雑さを表す。通貨統合によって、事前的には満足された最適通貨圏の条件であっても事後的には変化しうるかもしれない、注意を要するからである。したがって、動学的な最適通貨圏の条件を考えねばならない。

初期に条件が満たされ、それが維持されるか、あるいは条件により収束してゆくのならば、それらの経済圏が共通通貨を導入するのは最適であろう。また初期に条件不適合国であったとしても収束プロセスをもつ国であれば、最適通貨圏の条件に時間が経つにつれ適合することが予想され、その予想が政府や公衆にも共有されるのであれば収束は達成されるであろう。したがって、たとえ初期段階で条件不適合国であったとしても、共通通貨を導入する

ことは望ましい。

逆に初期に最適通貨圏の条件が満たされている地域であっても、それが条件から乖離してゆく経路をたどるのならば、通貨圏を形成するのは最適ではない。ただし、共通通貨を導入するコストは、固定費用でありそれはサンクコストと考えられるだろう。もし、そうであるならば、最適通貨圏の条件が満たされなくても、いったん共通通貨を導入すると、その通貨圏から退出することは容易ではなく、たとえ最適通貨圏の条件が満たされなくとも、共通通貨圏にとどまる選択がなされる。しかし、必ずしも退出が起これないわけではない。共通通貨にとどまることによる費用が大きくなり、サンクコストを上回るのならば退出する選択をとるであろう。したがって、最適通貨条件が初期だけではなく、共通通貨圏が形成された後にどのような経路をたどって、その条件が変動するかに注意を払う必要がある。むろん、初期にも条件が満たされず、また条件から乖離する経路をたどるのならば共通した通貨圏を形成すべきではない。

第2節でおこなったように、初期での最適通貨圏の条件を検討したが、それぞれの時間的経路をみると、まず労働移動性に関して、表3-1b（本書 p.65）をみると、地域別失業率格差は統合時のドイツ、フランス、オーストリア、英国では失業率格差は広がったものの、それを除くと80年代後半に格差が広がってから収束する方向に向かっている。一方、ユーロ圏平均の地域失業率格差は収束する傾向はみられず、格差が続いている。特にベルギー、イタリアでは格差が広がっており、労働移動が域内で進展していないことを表している。

表3-2a（本書 p.70）では資本移動の程度の測定を試みたが、それによると概ね第2期（1980年から2002年）に域内での資本移動が進展しているとの結果をえた。また名目金利の相関を表3-2b（本書 p.74）に掲げたが、第1期（1979年から1990年）第2期（1990年から1998年）では、平均すると相関関係に大きな相違はなかった。逆に相関関係が低下したものもあり、必ずしも90年代になってから相関関係に大きな変化はみられない。したがって資本移動の程度は長期的にみると進展してきたものの、近年になって大

大きく変化しているとはいえない。すでに1980年代から資本移動の程度はある程度高くなっており、今後も大きな変化はないものと考えられる。

各国の経済開放度は表3-3a(本書p.76)で示したように、時代が下るに従い開放度が高くなっている。EEC、ECそしてEUへ至る市場統合プロセスで各国の貿易開放度は高くなっており、経済開放度はユーロが導入された今後も高くなるのではないかと予測される。

インフレに関してもすでに表3-5a(本書p.80)で示したように、相関は90年代になってからやや低下しており、インフレの相関はすでに1980年代に高くなっており、統合が進展した90年代において相関がやや低下しており、ユーロ導入によって共通金融政策がおこなわれるものの、各国のインフレ率の相関が著しく高くなるとは考えにくい。

財政政策の統合は表3-6aで示したように、EU予算規模は拡大してきた。これをもって財政政策の統合が進展したとはいえないものの、結束基金や構造基金などの長期的な格差を是正する枠組みをEUは構築してきた。しかし、すでに指摘したようにEU拡大によってEU予算が拡大することを避けようとする動きがあることと、景気循環に対応した財政政策の協調システムは、未だない。したがって、財政政策の統合はあまり進展していないと考えられる。

さらに政治統合の程度も進展には及んでいない。EUにおける政治統合の手法は新機能主義が提唱するように経済統合を進めた後に政治統合を押し進めてゆくように考えられる。例えばユーロ紙幣の流通が始まった2002年になってジスカール・デスタン・元フランス大統領を中心に欧州憲法条約策定の動きがでて、具体的な憲法案も出された。欧州憲法条約はオランダ・フランスなどの国での国民投票によって批准されず、政治統合の進展の難しさが露呈した。したがって、現在までは政治統合は大きくは進展していないものの、今後この面の統合が進み、それが経済統合にも再び波及することが予想される。特に財政政策の統合には政治統合の進展が不可欠である。したがって、政治統合の進展によって財政政策の統合が進み、ケネンの提唱した最適通貨圏の条件が満たされる可能性がある。政治統合と経済統合の相互依存関係が財政政策の統合を考慮する場合には重要な要素である。

4. 実質変数の収束と EMU 形成の意義

次に、通貨圏を形成する上でファンダメンタルの収斂が達成されようとしているのかを検討するために一人あたり実質 GDP の収束を実証する。最適通貨圏の条件に示されなかったものの、一人あたり実質成長率がそれぞれの均衡成長率に収束できるのであれば、国・地域間での要素の移動、技術の波及、そして構造政策の結果、成長率の収束が複数の国・地域全体でみられるのであれば、長期的な経済構造も大きな乖離はないと想定できる。そうであるならば、共通通貨圏を形成しても長期的に経済ファンダメンタルは収束するので、実質変数の動きを気にすることなく名目変数の収斂に関心を寄せればよい。そこで、ここでは Barro=Sala-i-Martin (1992) で示された β 収束検定を試みる。

$$\Delta \log(y_t^i) = \alpha^i + \beta \log(y_{t-T}^i) + \varepsilon_t^i \quad (3-7)$$

ここで y_t^i は i 国の t 年の一人あたり実質 GDP を表す。 T はラグ年数である。 α は定数項を、 β は定常均衡へ至る一人あたり GDP の年次収束率を示す。 ε_t^i は誤差項である。左辺は $t-T$ 年から t 年までの一人あたり実質 GDP 成長率を表す。

(3-7)式は、世界各国の成長率が全体のサンプル数で年率 β で収束することを表す。Barro=Sala-i-Martin (1992) ではかなり多くの国・地域をカバーしており、それらの国・地域が異質であっても各国別の特性は重要な要素とはされていない。

しかし、EU12カ国に (3-7)式を適用するとすれば、サンプル数が限られ、各国別の特性が成長率を決定する重要な要素になりうる。例えば、各国別の技術、選好、人口成長率に関わる構造パラメータが異なっているかもしれない。そこで、各国別の特性をダミー変数によって表す固定効果モデルをここでは採用する。さらにクロスセクション・ウェイトを付けた GLS モデルとそれを付けない LSDV モデルの2種類の推定をおこなう。

ここで用いたデータは年次であり、次のとおりである。GDP は European

Economy, Statistical Annex に掲載されている購買力平価ベースの12カ国のGDPを用いている。人口はIMF、International Financial Statisticsより入手した。推定期間は二つの期間である。第1期は1979年から1988年、第2期は1989年から2001年までとした。前者の期間は市場統合がそれほど進んでおらず、また経済通貨同盟(Economic and Monetary Union : EMU)に向かう気運もそれほど高くなかった時期である。第2期は市場統合も進展しつつあり、ドロール委員会によるEMUへの積極的な動きがでてきた時期に対応している。

実証結果は表3-7a、表3-7bに掲載されている。これをみると、第1期には約8%の収束率で収束していることがわかる。また固定効果をみると、フィンランド、フランス、ドイツが高い均衡GDPであったことがわかる。すなわち、均衡GDPを固定効果の係数 α と収束スピードを表す β との関係を示した次の式から求めることができる。

$$y^{it} = \frac{\alpha^i}{\beta} \quad (3-8)$$

第2期には第1期よりも収束率は低く約5%である。EU12カ国の成長が収束減の法則によってなのか、やや低い。一方、均衡GDPは全体として向上しているものの、第1期に比べて、分布が変化している。第1期には高い均衡GDPであったドイツが、かなり低下しており、逆にアイルランドが第2期には高くなっている。従来の域内先進国の均衡GDPは低下し、逆に域内途上国と考えられてきたアイルランド、ポルトガル、スペインが高くなっている。これは実質GDPの収束が第1期におこなわれてきたために、その収束スピードが低下してきたといえよう。

表3-7cには(3-8)式より求めた各期の均衡GDPを掲げている。この表より、ルクセンブルグを除いて第1期で平均を下回っていた諸国は第2期では上昇しており、第1期で平均を上回っていた諸国は第2期では低下している。したがって各国の均衡GDPは収束する傾向をみせている。

この結果をもたらした要因が、域内の市場統合政策のみであったのか、あるいはEUレベルでの地域政策によるものなのかを識別するために構造基金

表 3-7a 実質成長率の β 収束 (1979 年～1988 年)

変数	係数	標準偏差	t 値	p 値
β	-0.081	0.008	-10.498	0.000
固定効果				
オーストリア	0.263			
ベルギー	0.259			
フィンランド	0.271			
フランス	0.265			
ドイツ	0.266			
ギリシャ	0.203			
アイルランド	0.224			
イタリア	0.261			
ルクセンブルグ	0.289			
オランダ	0.252			
ポルトガル	0.222			
スペイン	0.227			
Weighted Statistics				
Adjusted R-squared	0.656			
F-statistic	19.870			
Durbin-Watson stat	1.555			

固定効果 (クロスセクション・ウェイトを付加)

表 3-7b 実質成長率の β 収束 (1989 年～2001 年)

変数	係数	標準偏差	t 値	p 値
β	-0.046	0.010	-4.739	0.000
固定効果				
オーストリア	0.186			
ベルギー	0.183			
フィンランド	0.173			
フランス	0.174			
ドイツ	0.173			
ギリシャ	0.173			
アイルランド	0.215			
イタリア	0.181			
ルクセンブルグ	0.225			
オランダ	0.189			
ポルトガル	0.175			
スペイン	0.175			
Weighted Statistics				
Adjusted R-squared	0.390			
F-statistic	9.245			
Durbin-Watson stat	1.762			

固定効果 (クロスセクション・ウェイトを付加)

表 3-7c 各国の相対均衡 GDP

	第 1 期	第 2 期
オーストリア	113.0	93.8
ベルギー	107.5	87.8
フィンランド	123.5	71.1
フランス	114.7	73.6
ドイツ	116.6	71.7
ギリシャ	53.9	70.7
アイルランド	69.5	176.4
イタリア	109.4	85.4
ルクセンブルグ	154.2	220.5
オランダ	97.8	101.0
ポルトガル	68.2	74.1
スペイン	71.9	73.9

注) EU12カ国平均を 100 とした各国の相対的な均衡 GDP を示している。

の効果を導入して、再び推定を試みる。すなわち、(3-8)式に構造基金 (structural funds) の年次データを説明変数に導入した次の (3-9)式を推定した。

$$\Delta \log(y_t^i) = \alpha^i - \beta \log(y_{t-T}^i) + \gamma^i EUBUDGET_{t-T} + \varepsilon_t^i \quad (3-9)$$

(3-9)式の *EUBUDGET* は構造基金の年次予算額を EU12カ国の人口で除した値、すなわち EU12カ国一人あたりの構造基金額である。表 3-7d, 表 3-7e にはその結果を掲げている。それをみると、第 1 期には β は 1%水準で有意であり、 γ は 5%水準で有意となっている。構造基金を想定しない (3-7) 式の推定結果と比べると β の値は小さくなっており、構造基金によって GDP 成長の収束が加速されていたと考えられる。一方、第 2 期では β 、 γ はともに有意ではなくなっており、第 2 期には構造基金による政策効果は薄れていると考えられる。第 2 期には収束スピードは低下したものの、EU 地域政策によるのではなく、内発的な成長の収束がみられるといえる。

以上の結果より、現在 EMU を形成する 12カ国の実質変数は徐々にではあるが収束し、90 年代に入ってから内発的な成長の収束過程に入りつつ

表 3-7d 構造基金を考慮した実質成長率の β 収束 (1979 年～1988 年)

変数	係数	標準偏差	t 値	p 値
β	-0.049	0.017	-2.782	0.006
γ	-0.017	0.008	-2.115	0.037
固定効果				
オーストリア	0.230			
ベルギー	0.228			
フィンランド	0.238			
フランス	0.232			
ドイツ	0.232			
ギリシャ	0.187			
アイルランド	0.208			
イタリア	0.231			
ルクセンブルグ	0.252			
オランダ	0.221			
ポルトガル	0.209			
スペイン	0.208			
Weighted Statistics				
Adjusted R-squared	0.674			
F-statistic	19.926			
D.W.	1.613			

表 3-7e 構造基金を考慮した実質成長率の β 収束 (1989 年～2001 年)

変数	係数	標準偏差	t 値	p 値
β	-0.029	0.023	-1.253	0.212
γ	-0.008	0.010	-0.779	0.437
固定効果				
オーストリア	0.167			
ベルギー	0.165			
フィンランド	0.156			
フランス	0.157			
ドイツ	0.156			
ギリシャ	0.164			
アイルランド	0.201			
イタリア	0.165			
ルクセンブルグ	0.200			
オランダ	0.172			
ポルトガル	0.164			
スペイン	0.163			
Weighted Statistics				
Adjusted R-squared	0.371			
F-statistic	8.031			
D.W.	1.800			

あるのではないだろうか。また、最適通貨圏（Optimum Currency Area : OCA）の条件を動態的に観察した結果では、それらの条件は収束されず発散されつつあるものもある。特に労働移動に関しては、未だ地域間の失業調整は十分おこなわれていない。したがって実質 GDP の収束過程が、反転する可能性も秘めており、これからの市場統合の促進や労働者の移動を促すような労働市場の改革が求められるであろう。それが困難であるならば、それを代替するような政策手段の拡充が必要である。

5. むすび

以上において、最適通貨圏（OCA）の条件を再検討することによって、ユーロ圏が共通通貨を導入する条件を満たしているのかどうかを実証した。最適通貨圏の条件を、そのままユーロ圏に当てはめると必ずしも満たしているとはいえない。なぜなら、それらの条件が満たされるのには、時間がかかる可能性があるからである。そこで、本章では最適通貨圏の条件を動態にとらえなおし、時間を通じて、それらの条件が達成されようとしているのかどうかを検討した。それによれば、多くの条件では、長期的には達成されるような動向が観察され、ユーロが導入した後もユーロ圏は最適通貨圏の条件が、やがて満たされることを示唆している。これを概念的に図にしたのが図 3-1 である。静学的にとらえた OCA 条件が、初期構造としたものであり、時間が経ち動学経路として OCA が満たされる可能性を考慮したのが（Ⅰ）～（Ⅳ）のケースである。生来においても、あるいは将来には OCA が満たされるのが収束としたケースであり、乖離としたケースでは、たとえ現在において OCA が満たされていたとしても、将来にはそれが満たされないこともありうることを示している。本章で検証した結果より、多くの条件が現在では達成されていなくても、将来、条件達成の可能性を確認することができ、ユーロ圏はやがては OCA の条件を満たすことになるであろう。

ただし、最適通貨圏の条件の動向は、一様に達成されるものではないであろう。特に労働の移動に関しては、未だ格差が残存し、十分な移動性を満た

第4章 ユーロとUSドルとの基軸通貨競争

1. はじめに

1999年にユーロがユーロ圏と呼ばれる11カ国に導入され、表示通貨としての役割を担うこととなった。ユーロはアメリカ合衆国とほぼ同じ規模の経済圏であり、共通通貨の導入が、ユーロ圏の通貨・金融市場の統合をさらに加速させることが期待されていた。さらに、それはEUとその他の地域との貿易・金融連関を強め、基軸通貨としてのユーロの可能性を促進することになるかもしれない。したがって、ユーロの誕生は第2次世界大戦以降、基軸通貨であったUSドルとの競争を促すことになるかもしれない。

主要先進国では、基軸通貨としてのドルの衰退は、すでに変動レート制移行以来、始まっている。変動レート制以降、国際通貨の役割をもついくつかの通貨が、為替変動リスクゆえに登場した。為替レート変動により、貿易企業は自国通貨を利用することによって、そのリスクをヘッジしようとしてきた。それによって、民間部門での建値通貨や取引通貨としてのUSドルの役割は低下した。また、投資家は様々な通貨によって表示された資産を保有することによって国際的な資産分散を図ってきた。このことが国際通貨の資産通貨としての役割を分散化させた。それらにより、ブレトンウッズ体制でのUSドルの支配的な役割は低下してきたといえる。その一方で、外国為替市場での為替媒介通貨としてのUSドルの役割は重要性を増してきた。為替媒介通貨は、外国為替市場での取引量が少ない通貨どうしを媒介する役割を担う。たとえ非国際通貨が貿易取引に利用されようとしても、外国為替市場でその通貨と見合いとなる通貨を見つけるのが難しい。したがって、非国際通貨国での取引業者は為替媒介通貨として国際通貨（あるいは基軸通貨）を一時的な交換手段として利用した上で、相手となる通貨を取引する必要がある。通貨の国際的利用の分散化が基軸通貨の為替媒介通貨としての役割を必要と

した。本章では、ユーロと US ドルとの間に将来起こるであろう通貨競争を説明するために国際通貨による為替媒介通貨の役割に注目する。

さらに、為替媒介通貨のネットワーク効果を説明するために、収穫逓増モデルを応用する。ネットワーク効果は外国為替市場での取引が多くなればなるほど、当該通貨建て為替取引による取引費用は低下するものと考えられる。このことを説明するために、収穫逓減的な特徴をもつ取引費用関数を導入する。Krugman (1991), Matsuyama (1992) and Murphy, Shleifer and Vishny (1989) による研究は経済発展モデルにおいて、発展を促す均衡と、停滞する均衡の二つの複数均衡に向かうパスの存在を明らかにした。これらの研究は、歴史的な初期条件と将来の収益の期待の役割が重要であると主張した。本章では、国際通貨の収穫逓増的な特徴をもつネットワーク効果を説明するために、非線形の収穫逓減費用関数を適用する。Krugman (1991) は均衡のこのような特徴を調べるために収穫逓増的な線型モデルを構築した。動学システムの分岐 (bifurcation) の可能性を調べるために、Krugman のモデルは非線形に拡張される。ここでのモデルにより、ユーロと US ドルの支配的な役割が切り替わる可能性を示す条件を明らかにすることができる。

本章の構成は次のとおりである。第 2 節では、国際通貨の為替媒介通貨の役割を説明するモデルを示す。第 3 節では複数均衡が存在する基軸通貨競争の動学的モデルを提示する。第 4 節は、結論を述べ、ユーロの将来に関しての展望をおこなう。

2. 通貨競争モデルのフレームワーク

外国為替市場での為替媒介通貨としての機能において、基軸通貨の役割が支配的である。Krugman (1980) はいくつかある基軸通貨の機能の中でも、変動レート制においては為替媒介通貨の機能が最も重要であると述べた。しかし、彼の論文では動学的な競争過程を描写してはいない。ここでは、動学

的な競争過程を検討するために次のようなモデルを想定する¹⁾。

二つの通貨を想定する。これらは外国為替市場で取引されている主要通貨であるユーロとUSドルとしよう。さらに、添え字の1はユーロを、2はドルを表すものとする。ここで各期の収益最大化を図るこれら通貨に投資する第3国の投資家を導入する。第3国通貨は国際通貨ではないので、外国為替市場での流通量は限られており、為替媒介通貨機能をもっていない。そのため、第3国の居住者は国際決済のためにユーロかUSドルのどちらかを利用せねばならない。どちらの通貨を利用するかを決定するときに、ここでは金利を考慮せずに、投資家は維持転換の投資を決定するものと仮定する。この仮定は、多くの銀行のトレーダーをインタビューし、直物ポジションを作るときにはあまり金利には注意を払っていないと主張する Goodhart (1988) をもとにしている。またトレーダーは1日のうちに、売買を繰り返すので、この仮定は適当なものとする。ここで、 $\delta_j (j=1, 2)$ は自国とj国との金利差を表す。

トレーダーは自国通貨とユーロあるいはUSドルとの間での、為替レート変動に直面するので、彼らは為替レートを予想する。 $\varepsilon_j (j=1, 2)$ が期待為替レート変動率を表す。 ε_j は一般的に外国為替市場での取引量に依存すると考えられるものの、単純化のために、とりあえずは ε_j は一定であると仮定する。のちに、この仮定はゆるめられる。

すべての取引は $c_j (j=1, 2)$ 取引費用率がかかるものと仮定し、 c_j は二つの通貨で建値された資産残高 $B_j (j=1, 2)$ の減少関数とする。実際には c_j はビッド・アスク・スプレッドで表され、当該通貨の取引量に依存する。外国為替市場での見合いとなる通貨を探すサーチ費用は売買される通貨の利便性・流動性に依存するので、当該通貨の取引量が増えれば増えるほど、取引費用 c_j は低下する。すなわち、 c_j は規模の経済の特徴をもつものとする。このことが国際通貨のネットワーク効果をもたらす理由である。外国為替市場

1) ここでは、Murphy, Shleifer and Vishy (1989), Krugman (1991), Matsuyama (1991)、寺地 (1992) を参考に、モデルを構築している。

での実際に取引される量とともに、資産として保有されている当該通貨も、潜在的にこの取引費用 c_j に影響を与えていると想定し、 c_j は B_j の関数とする。また、二つのケースに分ける。 c_j が B_j の増加関数のケースをケース 1 とし、減少関数のケースをケース 2 とする。しかし、希望の経済が外部性の性格をもつので、個々のトレーダーは c_j を外生として扱うとする。 c_j は次の (4-1) 式のように想定される。

$$C_j = c_j(B_j), \quad j=1,2$$

$$c'_j = \frac{\partial c_j}{\partial B_j} > 0, \quad c''_j = \frac{\partial^2 c_j}{\partial B_j^2} < 0 \quad (4-1)$$

c''_j は次のように分類される。すなわち、 $c''_j > 0$ がケース 1, $c''_j < 0$ がケース 2 とする。さらに、ユーロを利用する取引のために必要とされる技術を表すパラメータを a とする。したがって、ユーロの費用関数は次の (4-2) 式のようにになる。

$$C_1 = \alpha c_1(B_1) \quad (4-2)$$

個々のトレーダーは、自己が保有する資産ポジションを調整するための取引をおこなう時に、調整費用 ϕ がかかるものとし、それは取引額 N に依存するとする。さらに、保有する資産ポジションの調整は逓増的に費用がかかるものとする、調整費用関数は次の (4-3) 式のようにになる。

$$\phi = \phi(N) \quad (4-3)$$

ここで、 $\phi' = \frac{\partial \phi}{\partial N} > 0$, $\phi'' = \frac{\partial^2 \phi}{\partial N^2} > 0$ が仮定される。

第 3 国のトレーダーの数は一定と仮定する。単純化のために、トレーダーの投資学は瞬時的には一定に制約されていると仮定する。個々のトレーダーがユーロか US ドルかのどちらの通貨建ての資産に投資するかを選択をおこなうときに、彼は次の制約に直面する。

$$n_t = n_{1,t} + n_{2,t}$$

ここで n_t は t 期の投資家の全投資額の制約であり、 n_1 はユーロ建て資産への投資を、 n_2 は US ドル建て資産への投資を表す。第3国経済全体の投資額は各期で N と表され、単純化のために一定であると仮定する。言い換えると、当該国の保有する外貨建て全資産の蓄積率を一定であると仮定している。第3国経済全体の投資額の各期の制約は

$$N = N_1 + N_2 \quad (4-4)$$

となる。ここで N_1 は第3国全体が保有するユーロ建て資産額を、 N_2 は第3国全体が保有する US ドル建て資産額を表す。個々のトレーダーの資産制約は

$$b = b_1 + b_2$$

となる。ここで b は個々のトレーダーの保有する全資産である。 b_1 はユーロ建て資産を、 b_2 は US ドル建て資産を示す。また経済全体での資産制約は

$$B = B_1 + B_2 \quad (4-5)$$

となる。 B は総資産を、 B_1 はユーロ建て総資産を、 B_2 は US ドル建て資産を表す。

個々のトレーダーの利潤 π は次のような関数で表すことができる。

$$\pi = (\varepsilon_1 + \delta_1) b_1 + (\varepsilon_2 + \delta_2) b_2 - c_1(B_1) n_1 - c_2(B_2) n_2 - \phi(N_1 + N_2)$$

第1項はユーロ建て資産からの収益を、第2項は US ドル建て資産からの収益を表し、第3項、第4項はそれぞれの取引費用を、第5項は調整費用を表す。また、経済全体で集計した利潤関数は次の (4-6) 式ようになる。

$$\Pi = (\varepsilon_1 + \delta_1) B_1 + (\varepsilon_2 + \delta_2) B_2 - \alpha c_1(B_1) N_1 - c_2(B_2) N_2 - \phi(N_1 + N_2) \quad (4-6)$$

Π は総利潤を表す。ユーロで建値された資産の変化は、

$$\dot{B}_1 = N_1 \quad (4-7)$$

となる。個々のトレーダーは (4-7) 式を制約にして利潤最大化をおこなう。トレーダーの最大化問題は次のようになる。

$$\max \int_t^\infty \Pi_t e^{-\rho(s-t)} ds \quad (4-8)$$

$$\text{s.t. } \dot{B}_1 = N_1$$

各期の個々のトレーダーは、(4-8) 式を最大化するようにユーロ建て資産か US ドル建て資産の投資額を決定する。

そこで、現在価値ハミルトニアンを次の (4-9) 式のように定義する。

$$H = (\varepsilon_1 + \delta_1) B_1 + (\varepsilon_2 + \delta_2) B_2 - \alpha_1 B_1 N_1 - c_2(B_2) N_2 - N_1 + N_1 \quad (4-9)$$

ここで λ は共役変数である。最適解を求めるための必要条件は次の (4-10) 式と (4-11) 式のようになる。

$$\frac{\partial H}{\partial N} = 0 \quad (4-10)$$

$$\dot{\lambda} = \rho\lambda - \frac{\partial H}{\partial B_1} \quad (4-11)$$

また横断条件は次のとおりである。

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \lambda_t B_{1,t} \exp(-\rho t) = 0 \quad (4-12)$$

(4-10) 式から、

$$-\alpha_1(B_1) N_1 - c_2(B_2) N_2 - \phi'_{N_1} + \lambda = 0$$

という関係が求められる。これを次のような逆関数に書き換えることができる。

$$N = N(\lambda, B_1) \quad (4-13)$$

先の仮定により、

$$\frac{dN}{d\lambda} = \phi'' > 0 \text{ となる。また } \frac{dN}{dB_1} = -\frac{\alpha c_1' + c_2'}{\phi''} \text{ の符号は決まらない。}$$

(4-13)式より、(4-11)式は次のように、

$$\dot{\lambda} = \rho\lambda - \left(\Omega - \alpha c_1'(B_1) N_1 + c_2'(B_2) N_2 \right) \quad (4-14)$$

となる。ここで、仮定より $\Omega = (\varepsilon_1 - \varepsilon_2) + (\delta_1 - \delta_2)$ は一定の値である。
(4-12)式に注意すると、(4-14)式は次のように解くことができる。

$$\lambda = \int_0^\infty \left(\Omega + \alpha c_1'(B_1) N_1 - c_2'(B_2) N_2 \right) \exp((- \rho)(s - t)) ds \quad (4-15)$$

(4-15)式より λ は二つの通貨の期待収益と取引コストの格差の現在価値の流列であることがわかる。すなわち、これは投資の決定要因が二つの資産のからの現在と将来の収益および取引費用であることを示している。言い換えれば、将来の取引費用の違いは、外部性に基づく将来の取引費用の投資家の期待に依存する。次に取引費用関数の特徴を二つのケースに分けて分析しよう。

3. モデルの展開

1) 収穫逓増的な取引費用関数のケース

ユーロ建て資産への投資がどのように決定されるかを検討する単純な方法は、(4-7)式と (4-14)式の定常均衡で線形近似することである。

$$\begin{pmatrix} \dot{B}_1 \\ \dot{\lambda} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A_1 & \phi_\lambda'' \\ A_2 & \rho \end{pmatrix} \begin{pmatrix} B_1 - \bar{B} \\ \lambda - \bar{\lambda} \end{pmatrix} \quad (4-16)$$

ただし、 $A_1 = \frac{\partial N}{\partial B_1} < 0$ 、 $A_2 = \alpha c_1'' N_1 + c''(\bar{N} - N_1) + \alpha c_1' N_{1B_1}' + c_2' N_{1B_1}'$ である。 A_1 の値は負であるが A_2 の値は決まらない。ここで、 A_2 の値を正と仮

定しよう。すなわち、収穫逓増的費用の効果が、 c_1 の一階の値よりも大きい場合である。(4-16)式の係数行列の行列式は、

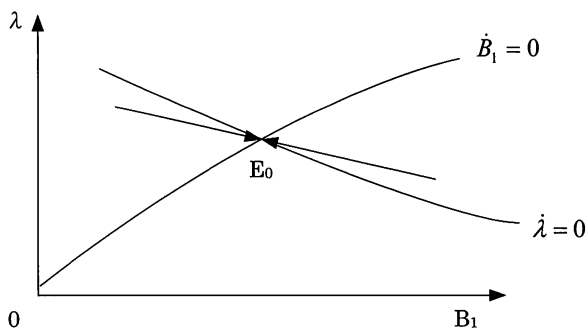
$$\det = A_1 \rho - A_2 \phi''$$

であり、仮定より、負の値である。したがって、動学体系は正の根と負の根をそれぞれ一つずつもつので、定常均衡は鞍点となる。図 4-1a は、この特徴を表した位相図であるが、均衡 E_0 に到達する一意のパスが存在する。

ここで、ユーロ導入後の効果を検討しよう。アメリカの銀行とヨーロッパの銀行が、新しい取引システムに投資をおこない、利便性の高い取引システムを構築したとすれば、取引費用は減少することが期待される。従来の ECU とユーロの本質的な違いは、利便性である²⁾。

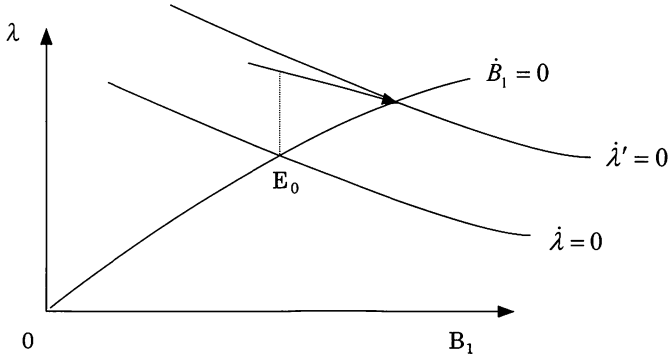
まず、初期には図 4-1a の E_0 にある。ユーロの導入時に永続的にパラメータ a が低下したとすると、 $\dot{\lambda}=0$ 線がより上方にシフトし、 $\dot{\lambda}'=0$ へと移動する。すると、均衡は E_0 から E_1 へジャンプする。永続的な a の減少は、 λ を増加させる。これはユーロへの投資を増加させる。しかし、ユーロ建て資産の投資は、このケースの仮定によりユーロの取引費用が増加するので、次

図 4-1a 収穫逓増的な取引費用関数の位相図 (1)



2) ここでの利便性には、取引費用の低さとともに、潜在的な取引の安定性も含んでいるものとする。

図 4-1b 収穫逓増的な取引費用関数の位相図 (2)



第に減少する。図 4-1b は $\dot{\lambda} = 0$ 線が上方にシフトし、 E_0 から E_1 に均衡が移動し、 α の永続的な減少にしたがって E_2 に移動することを示している。この永続的な減少は、ユーロと US ドルとの間の取引費用の相違の現在価値を減少させる。これにより、US ドルからユーロへの資本移動がもたらされる。しかし、まもなく取引費用が逓増的に増加するので、このユーロへの資本流入は停止する。この場合、 α の減少があったとしても、ユーロのシェアは限定的である。

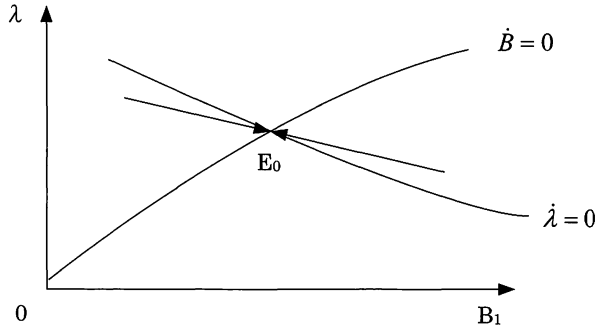
2) 収穫逓減的な取引費用関数のケース

次に、取引費用 c が B の減少関数である場合を検討しよう。そうであれば、 A_2 は負となり、(4-16)式の行列のトレース (tr.) と行列式 (det) は次のようになる。

$$tr. = A_1 + \rho = -\phi''^{-1}(\alpha c_1' + c_2') + \rho \quad (4-17)$$

$$\begin{aligned} \det &= A_1 \rho - A_2 \phi''^{-1} \\ &= -\left(\phi''^{-1}(\alpha c_1' + c_2')\right) \left(\rho - \phi''^{-1}(\alpha c_1' + c_2')\right) - \phi''^{-1}(\alpha c_1'' N + c_2''(\bar{N} - N_1)) \end{aligned} \quad (4-18)$$

図 4-2a 収穫逓減的な取引費用関数の位相図 (1)



(4-16)、(4-17)式よりトレースと行列式はともに符号は決まらない。したがって、本章ではトレースを正と仮定しよう。すなわち、

$$\rho\phi'' - (\alpha c_1' + c_2') > 0 \quad (4-19)$$

と仮定する³⁾。 ρ や ϕ'' が十分大きいことが(4-19)式より仮定されていることを意味する。ただし、(4-18)式の符号がまだ不明なので、以下では二つのケースに分類して検討する。

ケース 1

ここでは次の不等式を仮定する。

$$\left| -(\alpha c_1' + c_2')(\rho - \phi''^{-1}(\alpha c_1' + c_2')) \right| > \left| (\alpha c_1'' N_1 + c_2''(\bar{N} - N_1)) \right| \quad (4-20)$$

不等式(4-20)は、取引費用の収穫逓減の程度が小さいことを意味している。したがって、ケース 1 では、為替媒介通貨としての基軸通貨のネットワーク効果が弱いことを仮定している。

ケース 1 では、均衡の行列式が負となるので、均衡点は鞍点である。そのため、前節で検討したように、均衡に向かう一意の安定パスが存在する。し

3) トレースが負の時、体系は安定するので、このケースはここでは取り上げない。

たがって、このケースの位相図は図4-2aに掲げているが、前節の図4-1aと同じである。

ケース2

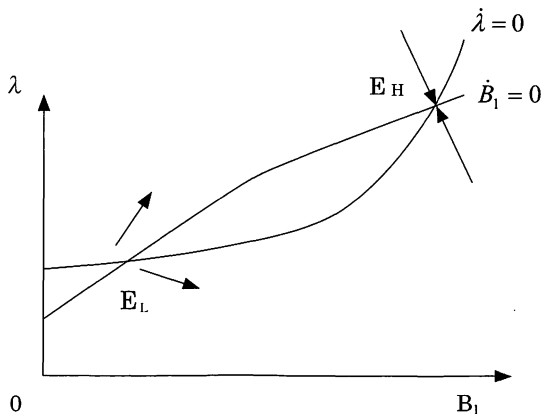
ケース2では、行列式において次の不等式が成立するものとする。

$$\left| -(\alpha c_1' + c_2')(\rho - \phi''^{-1}(\alpha c_1' + c_2')) \right| < \left| (\alpha c_1'' N_1 + c_2''(\bar{N} - N_1)) \right| \quad (4-21)$$

不等式(4-21)は、取引費用の収穫逓減の程度が大きいことを意味している。したがって、ケース1では、為替媒介通貨としての基軸通貨のネットワーク効果が強いことを仮定している。

図4-2bは $\dot{\lambda}=0$ と $\dot{B}_1=0$ の位相図を示している。 $\dot{\lambda}=0$ と $\dot{B}_1=0$ の線より、二つの均衡 E_L と E_H が成立する。 E_H では、ユーロのシェアが最も大きい均衡である。さらに、 E_H は鞍点でもある。これは、仮定により B_1 が大きくなるにしたがい、 c_1'' が小さくなるので、(4-16)式の係数行列の行列式が負であるからである。 E_L のシェアは E_H よりも小さい。これは、相対的に B_1 が小さくなると、 c_1'' が大きくなるので、 E_L の係数行列の行列式は、正となるからである。この点はわき出し点(source)である。原点0はユ

図4-2b 収穫逓減的な取引費用関数の位相図(2)



ーロのシェアがゼロとなる均衡点である。原点の係数行列の行列式は上で述べたように正となる。

ケース2では、投機家の期待に従って、最初は少なかったユーロのシェアが、しだいに大きくなる可能性を示している。ユーロが導入されたとき、その利用頻度は、USドルに比べて小さいものであった。しかし、ユーロの利用の期待がドルよりも高くなりつつある近年では、そのシェアは高くなり、またドル・ユーロレートもユーロ高に動いてきている。

3) 動学体系での期待為替レートの内生化

前節では、為替レートの期待変化率は一定であると仮定していた。しかし、この仮定は変動レート制の経験に照らせば、非現実的である。そこで、第3国が小国ではないと仮定し、次のように為替レート変化率を内生化する。

$$\begin{aligned}\varepsilon_1 &= \eta_1 B_1 \\ \varepsilon_2 &= \eta_2 B_2, \quad \eta_1, \eta_2 > 0\end{aligned}\tag{4-22}$$

(4-22)式では当該国通貨の対ユーロレートと対USドルの期待為替レートはユーロとUSドルのネットでの取引需要に依存するものと仮定している。もしある通貨の取引量が増加すると、その通貨の期待為替レートは減価するものとする。したがって、 Ω は一定でなく、 $\Omega = \eta_1 B_1 - \eta_2 B_2 + \delta_1 - \delta_2$ となる。

新たな動学体系の係数行列のトレースと行列式は次の (4-23) 式、(4-24) 式のようになる。

$$tr. = A_1 + \rho = -\phi''^{-1}(\alpha c_1' + c_2') + \rho\tag{4-23}$$

$$\begin{aligned}\det &= A_1 \rho - A_2 \phi''^{-1} \\ &= -\left(\phi''^{-1}(\alpha c_1' + c_2')\right)\left(\rho - \phi''^{-1}(\alpha c_1' + c_2')\right) - \phi''^{-1}(\alpha c_1'' N + c_2''(\bar{N} - N_1)) - \phi''^{-1}(\eta_2 + \eta_1)\end{aligned}\tag{4-24}$$

(4-24)式から、 η_1 と η_2 は行列式に対して負の効果をもつ。すなわち、均衡が鞍点なのかわき出し点なのかは、 η_1 と η_2 の大きさに依存することになる。もし、均衡が不安定でわき出し点であっても、 η_1 と η_2 が十分に大きくなれば、均衡に向かう一意の安定パスをもつことになる。

4) 分岐の可能性と基軸通貨競争動学

次に、通貨取引での取引費用が収獲逓減関数をもつ体系では均衡に向かう軌道が分岐(bifurcation)する可能性のあることを示す。ユーロが導入された後、外国為替市場で、世界的にユーロとUSドルのどちらが支配的になるかという基軸通貨競争に関する疑問が出されてきた。前節までは均衡の近傍での検討であったが、より広く大域的な検討をおこなわねば、通貨競争の特徴を明らかにすることはできない。そのため、ここではホップの分岐定理(Hopf theorem)を用いて、ユーロの取引システムの利便性を表す α の大きさに焦点を当てる。

(4-7)、(4-14)式が特性根をもち、それらの特性根の実部が、 α が減少するにつれて、増加するときに $\alpha = \alpha_0$ が分岐点となる。ある α 、 $\bar{\alpha}$ が α_0 よりも大きい、あるいは小さいときに、 (λ, B_1) に関して閉軌道が存在する。もし $\bar{\alpha} < \alpha$ であるならば、このシステムの特異点 α^* は安定的に循環(spiral)する。もし $\bar{\alpha} > \alpha$ であれば、そのシステムの特異点 α^* は不安定な循環をし、この軌道は特異点の周りの閉軌道に近づく。

(4-7)、(4-14)式の均衡の近傍の特性根が、 $\alpha = \alpha_0$ の時に虚根となるとしよう。(4-17)式から、

$$tr. = A_1 + \rho = -\phi^{n-1}(\alpha_0 c_1' + c_2') + \rho = 0 \quad (4-25)$$

$$tr.^2 - 4 \det = \alpha_0 \phi^{n-1} \left(c_1'' N_1 - c_1' \right) + \left(\rho - \phi^{n-1} c_2' \right) \rho + \phi^{n-1} c_2'' (\bar{N} - N_1) < 0 \quad (4-26)$$

(4-25)、(4-26)式から α_0 の範囲は次のようになる。

$$\frac{\rho - \phi'^{n-1}}{c_1'} = \alpha_0 < - \frac{(\rho - \phi'^{n-1} c_2') \rho + \phi'^{n-1} c_2'' (\bar{N} - N_1)}{(c_1'' N_1 - c_1') \phi'^{n-1}} \quad (4-27)$$

もし α_0 が (4-27) 式の範囲内にあるとすると、この体系は閉軌道をもつ⁴⁾。なぜなら、特性根の実部は α が増加すると、増加するからである。 $\alpha = \alpha_0$ がこの体系の分岐点である。もしある α ($> \alpha_0$) で閉軌道が存在するならば、この均衡点がわき出し点 (source) である。もし α が α_0 よりも大きくなると、 α の変化が閉軌道を崩すことによって分岐を引き起こす。

この分析より、もしユーロ導入のインパクトと解釈できる α が、(4-27) 式の範囲にあるならば、基軸通貨としての役割において、ユーロと US ドルとの間に移動サイクルが起きうることがわかる。もし α の値が α_0 よりも大きくなるならば、外国為替市場でユーロはドルをしのぐことになる。この基軸通貨競争の鍵となるパラメータが α であり、競争の状況はそのパラメータに依存することになる。

4. むすび — ユーロの将来への示唆 —

本章では外国為替市場でのユーロが US ドルをしのぐ条件を検討する。ユーロ導入の初期に、ユーロを取り扱う技術的な革新やその利便性の改善が、ネットワーク効果によって取引費用を低下させる。ここでは国際通貨の為替媒介通貨機能に着目した。しかし他の要因も重要となろう。たとえユーロを取り扱う技術的な革新がなくとも、ユーロの取引量を増加させうる要因があるかもしれない。

Kawai=Akiyama (1998) は、表 4-1 のように、GDP ベースで主要通貨圏の経済規模を計算している。また輸出輸入を合計した貿易ベースの経済規模

4) $tr. = \rho - \phi'^{n-1} (\alpha c_1' + c_2')$ を正と仮定しているので、 $\alpha c_1' + c_2'$ と $\rho - \phi'^{n-1}$ はともに正となる。

表 4-1 主要通貨圏の経済規模

	GDP ベース				貿易ベース			
	ユーロ	USドル	円	その他	ユーロ	USドル	円	その他
先進国	33.4	30.8	17.1	0.3	45.8	18.8	8.1	0.5
EU15	31.5	0.0	0.0	0.0	43.0	0.0	0.0	0.0
EU11	25.1	0.0	0.0	0.0	34.5	0.0	0.0	0.0
アメリカ	0.0	27.5	0.0	0.0	0.0	14.2	0.0	0.0
日本	0.0	0.0	17.0	0.0	0.0	0.0	8.0	0.0
その他	1.9	3.3	0.1	0.3	2.8	4.6	0.1	0.5
途上国	1.3	15.7	0.4	1.1	2.4	22.1	1.1	1.4
アフリカ	0.5	0.7	0.0	0.2	0.7	1.3	0.0	0.4
アジア	0.3	7.5	0.3	0.2	1.3	14.6	1.0	0.2
欧州	0.1	0.8	0.0	0.1	0.2	0.9	0.0	0.6
中東	0.0	1.0	0.0	0.1	0.0	1.7	0.0	0.2
ラテンアメリカ	0.4	5.7	0.1	0.0	0.2	3.7	0.1	0.0
合計	34.7	46.4	17.5	1.4	48.1	40.9	9.2	1.8

出所) Kawai and Akiyama (1998) に基づいて計算している。

も示している。それによると US ドルの相対的な経済規模は世界全体の 46.4 % であり、ユーロ圏の経済規模は 34.7% となる。この時点で US ドルのシェアが大きい理由は、US ドルペッグを採用している途上国が多かったからである。貿易ベースでの経済規模の測定によって、US ドルの相対規模は 40.9%、ユーロは 48.1% となる。

この推計より、US ドルはユーロの登場があってもしばらくはその地位を維持するように考えられる。US ドルを取り扱うことによる履歴効果 (hysteresis effect)、あるいはドルを利用してきた歴史がその地位を維持させているとも考えられる。しかし、現在、ユーロにペッグしている国は、中東欧諸国、北アフリカ諸国に広がり、準備通貨としての利用も広がっている。それが為替媒介通貨や決済・支払通貨としてのユーロの役割を高めることに貢献する。また、サブプライム問題に起因するニューヨーク金融市場の不安から、国際分散投資によって、US ドルからユーロへのシフトも始まる可能性がある。これらの一連の動きが、それぞれ協働効果として現れ、ユーロ利用の取引費用を下落させ、利便性を高めることにつながる。収獲逦減的な特

徴を取引費用関数がもつと考えられるので、取引量が増加し、いったん取引費用が低下すれば、さらにその費用を押し下げるように働く。ユーロ利用のシェアもそれにより高まるものといえる。さらに、それが傾向として認められれば、ユーロを基軸通貨へと押し上げる可能性も示唆している。

しかし、本章で示したようにユーロと US ドルのシェアのシフトが閉軌道をもつ可能性もある。それはユーロとドルのシェアが高まったり、小さくなったりする状況である、これは複数基軸通貨性の不安定性を示すものであり、シェアの上下によって為替レートも大きく変動していることを示唆している。したがって、現実の国際通貨状況が、この状況に陥るならば、投機的な資本移動が増加し、為替レートは不安定となる。そのため、世界経済を不安定にさせる可能性もある。この状況を回避するのは、ユーロの利便性をさらに高めてゆき⁵⁾、US ドルの利便性を圧倒的にしのぐことが必要となる。あるいは逆に、US ドルの信認と利便性を一層高め、ユーロの利便性向上があっても、シェアが低くならないような、アメリカの政府、民間挙げての施策があれば、不安定な状況は回避できる。しかしながら、近年の状況はどちらともいえない状況にあり、国際通貨制度の不安定な時代が続くことを示唆している。

5) 利便性を高める必要のある分野は金融市場、特に証券市場である。金融市場で流動性が高く安定した収益をもたらすユーロ国債、ユーロ政府債といったものをユーロ参加国政府の協調によって発行することができれば、ユーロ建て証券市場は、厚みのある金融市場となる。

第5章 ユーロ圏とアメリカの金融政策の 国際的波及効果

— 2国VARモデルによる推定 —

1. はじめに

1999年1月からユーロが欧州諸国に導入され、2002年1月からは紙幣・硬貨が導入され、公衆にも共通通貨が広く利用されるようになった。物価安定をその定款に明記された枠組みの中で欧州中央銀行（ECB）は、ユーロ圏での金融政策を担っている。本章は、ECBの金融政策効果を実証的に分析することが目的である。

一般的に金融政策の効果を実証するのにはいくつかの方法が考えられる。例えば、単独の金融政策反応関数を推定して、その係数の有意性と大きさを比較する方法、テイラー・ルールと呼ばれるアプリオリな金融政策ルールを現実のデータに当てはめ、その当てはまりの良さを比較する方法、ベクトル自己回帰（VAR）モデルを用いて、金融政策ショックの反応を検討する方法などがある。しかしながら、どの方法が優れているかというコンセンサスは必ずしもえられていない¹⁾。

ECBの金融政策効果の実証においても同様に、金融政策ルールを単独で推定する方法、あるいはまたテイラー・ルール型の金融政策ルールを推定する方法などがおこなわれている。本章では金融政策ルールを単独で推計するのではなく、VARモデルを用いて、複数の内生変数を利用してシステムとして推定する方法を採用する。それにより波及経路およびその効果がどの程度であるかを検証できるからである。

以下、第2節ではVARモデルとその応用である構造VAR（SVAR）モ

1) VARモデルによる金融政策効果のサーベイについては照山（2001）を参照。

デルについて説明する。第3節ではユーロ圏での ECB の金融政策効果を構造 VAR モデルを使って推計する。第4節では、モデルを拡張して、ユーロ圏とアメリカ経済との2国モデルで、それぞれの金融政策当局による政策効果を推計する。第5節では結論を述べる。

2. VAR モデルと構造 VAR モデル

本節では、ここで推定する構造 VAR (SVAR) モデルと、制約なしの VAR モデルとの相違を説明する²⁾。通常の VAR モデルは、内生変数の動きを、すべての内生変数の過去の値で説明する。例えば、次の (5-1) 式のように書ける。

$$X_t = B(L)u_t \quad (5-1)$$

ここで、 X_t は n 個の内生変数のベクトルであり、 B は係数行列、 u_t は攪乱項のベクトルである。それぞれの攪乱項はホワイトノイズである。 L はラグ・オペレーターを表す。変数の動学を表す係数 $B(L)$ には、何ら制約を課していない。推定に当たっては最小二乗法を適用することで、漸近的に有効な統計量がえられる。

しかし、このモデルでは経済学的な根拠をもたず、内生変数に影響を与えるショックの性質を特定化できない。ショックの性質が特定化されないと、VAR モデルで通常おこなわれるインパルス応答関数でのダイナミクスの効果が、どのようなショックによるものかを判別することができないという問題が生ずる。インパルス応答関数による分析とは、ある攪乱項に一定のショックを与え、VAR モデルの変数間のダイナミクスを通じてどのように影響を与えるかを調べる手法である。例えば、政策効果の判別を目的とした時に、当該政策によるショックによる影響なのか、あるいは他のショックとの混合

2) 以下の説明、ならびに本章の実証方法は細野・杉原・三平 (2001) 第6章に多くを依拠している。また、Favero (2001) Chapter 6 も参考にした。

であるのか、そのショックの性質を識別しなければ検証はできない。そこで、VAR モデルの係数に何らかの制約をかけて、経済モデルに一致する VAR モデルを構築する必要がある。その具体的な手法がSVAR モデルである。

SVAR モデルには、Christiano, Eichenbaum, Evans (1999) に代表されるような同時決定式を含んだ短期的制約を課したモデルと、Blanchard=Quah (1989) に代表される長期的制約を課したモデルがある。ここで、用いるのは短期的制約を課したモデルであるので、その説明をおこなう。SVAR モデルは、次の (5-2) 式のように定式化される。

$$K_0 X_t = K(L) X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5-2)$$

ここで、 K_0 は同時点の係数行列である。個の係数行列により経済構造を想定する。係数行列という制約を変えることによって、制約なしの VAR モデル (5-1) 式では明示されなかった経済構造を考慮したショックを識別できる。ここで、それぞれの外生ショックは互いに独立であると仮定し、分散共分散行列 Σ は対角行列となる。

K_0 の推定が正しくおこなうためには、追加的な制約が必要となる。なぜなら、 K_0 と Σ には合計 n^2 個の未知のパラメータがあるのに対して、 Σ は対称行列であるので、 $n(n+1)/2$ 個だけの情報しかない。したがって、 $n(n-1)/2$ 個以上の情報が追加される必要がある。最小限の情報の追加によって構造ショックを識別する。

3. 構造 VAR モデルの推定

1) 3変数 SVAR モデル

まず、ユーロ圏内の ECB の役割を検討する。ここでは、ユーロ圏全体を閉鎖経済として想定する。ここでは、以下のようなシンプルで総需要・総供給モデルを想定する。

$$y^D = y^d(R) + \varepsilon_d \quad (5-3)$$

$$y^s = y^s(p) + \varepsilon_s \quad (5-4)$$

$$R = R(y, p) + \varepsilon_R \quad (5-5)$$

ここで (5-3) 式は総需要を表し、総需要 y^D は、金利 R の減少関数とする。 ε_d は総需要ショックを表す。(5-4) 式は総供給であり、総供給 y^s が物価 p の増加関数とする。 ε_s は総供給ショックを表す。さらに (5-5) 式は、ECB の金融政策ルールを表すものとする。 ε_R は金利ショックで、金融政策ショックを表す。すなわち、ECB は金融政策をおこなう上での政策変数として短期金利を用いているものとし、金融政策は総供給 (= 総需要) と物価に依存すると仮定する。以上、三つの式は静学モデルであるが、これをもとにして次のように SVAR モデルを構成する。(5-3) から (5-5) 式のマクロ経済構造を係数行列 A_0 に反映させ、ラグ構造をもつ動学部分を A_L とすると、次の SVAR をえる。

$$A_0 X_t = A(L) X_{t-1} + B \varepsilon_t$$

さらに、金利の総需要に対する偏微係数をゼロとする。すなわち投資は金利に同時点では反応しないという意志決定ラグを仮定することにより、 A_0 は下三角行列となる。これにより、同時決定を含まないリカーシブな VAR であり、コレスキー分解による推定が可能となる。 A_0 が推定されれば、それより逐次代入によって $A(L)$ を求めることができる。

この章では、ユーロが発足した 1999 年 1 月から 2002 年 7 月までのデータを利用した。 y は鉱工業生産指数、 p は HICP (Harmonized Index of Consumer Prices)、 R は EONIA (Euro OverNight Index Average) を用いた。ここで使われたデータの入手は、すべて ECB のホームページからである³⁾。

VAR モデルを推定する際のラグに関して、ここではシュヴァルツの情報

3) <http://www.ecb.int>

量基準（Schwarz Information Criteria : SIC）ならびに赤池の情報量基準（Akaike Information Criteria : AIC）を考慮して決定した。また、誘導型VARの推計は、すべての変数について階差ではなくレベルを用いて推計する。Sims, Stock, and Watson (1990) が主張するように、誘導型モデルは非定常な変数が含まれている場合でも、推定量は一致性をもつためである⁴⁾。通常、時系列データを用いる場合、非定常であるかどうかの単位根検定をおこない、非定常となれば共和分関係の検定と共和分ベクトルの推計をおこなう。そして、ベクトル誤差修正モデル（Vector Error Correction Model : VECM）を推計する方法が採られる。しかし、その方法では予備的な検定結果による定式化に誤りがある可能性もあり、レベルを用いたVARモデルの推計が多くなされている。また、非定常なデータの階差をとって定常化するのは、畠中（1991：第4章）でも指摘するように、危険であり、階差をとることによって重要な情報を除くおそれがある。そこで、この章ではレベルのデータを用いてVARを推計した。ラグはSICおよびAIC基準より1とした。

表5-1で推計された同時点係数行列をみると、総供給では想定した符号とは異なり、一方、金融政策ルールは符号条件を満たす。そして、 y に関しては有意であるが、 p に対しては有意ではない。さらに図5-1より、推定されたインパルス応答関数をみると、正の金利ショックが発生すると、物価は下落するものの、生産が上昇する結果となっている。また、総需要ショックが発生して物価が上昇したにもかかわらず、金利が下落している。通常、ECBが第一義の役割とされている物価安定とは逆の政策をおこなっていることとなり、また観察される事実とも異なる。これらは同時点で投資が金利に反応していないという仮定だけでなく、モデルが単純であり重要な波及経路を落としている可能性がある。そこで、次に物価に関して、先行指標となる経済変数をモデルに導入して、より正確な波及経路の推計を試みる。

4) この点に関しては、照山（2001）および畠中（1991）第4章も参照。

表 5-1 3 変数モデルの同時点係数行列

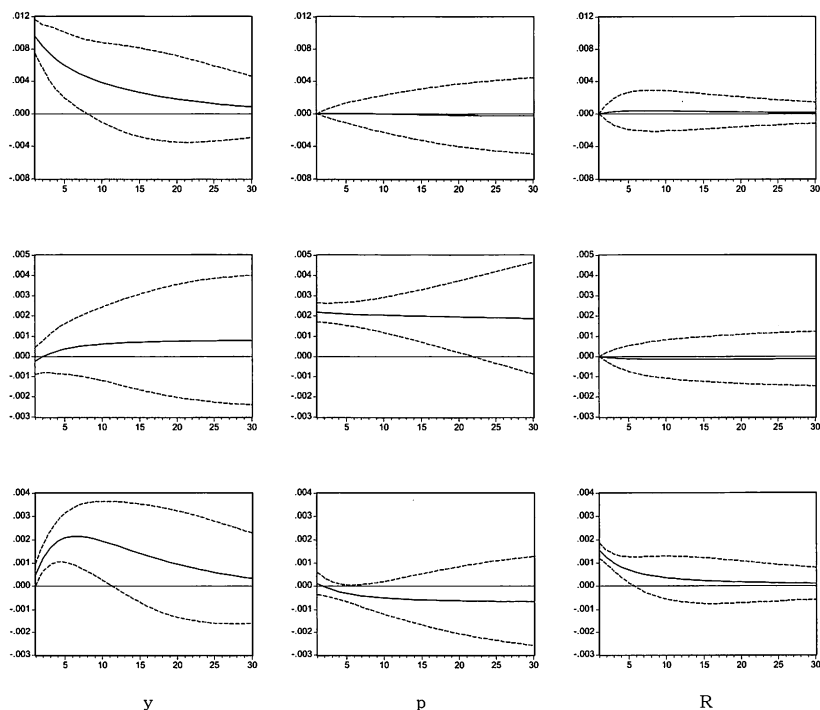
総需要	1	0	0
総供給	0.023718	1	0
金融政策ルール	-0.054481*	-0.048726	1

注) 太字は符号条件を満たさない。

*は 5%水準で有意であることを示す。

構造 VAR は just identified である。

図 5-1 3 変数モデルのインパルス応答



注) 点線は標準誤差の±2倍のバンドを表している。

2) 先行物価指標を導入したモデル

通常、先行物価指標を導入する目的は、「物価パズル」と呼ばれる金融引き締めであっても物価が上昇するようなインパルス応答の結果を修正するためである。これは Sims (1992) によって提唱された方法である。ECB は金

利を政策変数とするものとし、(5-6)式で示した金融政策ルールに物価の先行指標を導入する。

$$R = R(y, p, p_L) + \varepsilon_R \quad (5-6)$$

$$p_L = p_L(p, y) \quad (5-7)$$

ここで p_L は物価の先行指標である。 p_L は (5-7) 式のように p と y の増加関数とする。先行指標が上昇したのを観察して、ECB が金融政策を変更するのだとすれば、現在の物価水準の変化と金融政策ショックとの相関にはずれが生ずる。それが正の場合もあれば、負の場合もあろう。いずれにしても、正確なショックの識別をおこなったことにはならない。Christiano, Eichenbaum and Evans (1999) は先行指標を含むブロック・リカーシブな SVAR を推定している。彼らによると、ブロック・リカーシブな SVAR では、モデルが経済構造を正確には識別できていなくとも、金融政策ショックを正しく推定できれば金融政策に対する各変数のインパルス応答も正しく推計できるとする。そこで、先行指標を導入したブロック・リカーシブな SVAR の推計を試みる。先行指標としたのはユーロ圏での生産者価格である。また、ブロック・リカーシブな SVAR を推計するために、次のような仮定をおく。すなわち、実物経済ブロックは金融政策ルールよりも先決して決まる先決変数であると仮定する。したがって、同時点で金融政策に対して y や p は反応しないものと想定する。

さらに、金融政策の構造ショックが正確に推定されれば、実物経済ブロックの推定に任意のいかなる制約を用いても金融政策ショックに対するインパルス応答は、実物経済ブロックの制約には影響を受けない⁵⁾。したがって、金融政策効果に特に関心を寄せる場合には、許される想定であろう。

推計された同時点係数行列が表 5-2 に掲げられている。これをみると、金融政策ルールに関して符号条件は満たされるものの、有意ではない。推計さ

5) Christiano, Eichenbaum, and Evans (1999) を参照。

表 5-2 先行価格を導入した 4 変数モデルの同時点係数行列

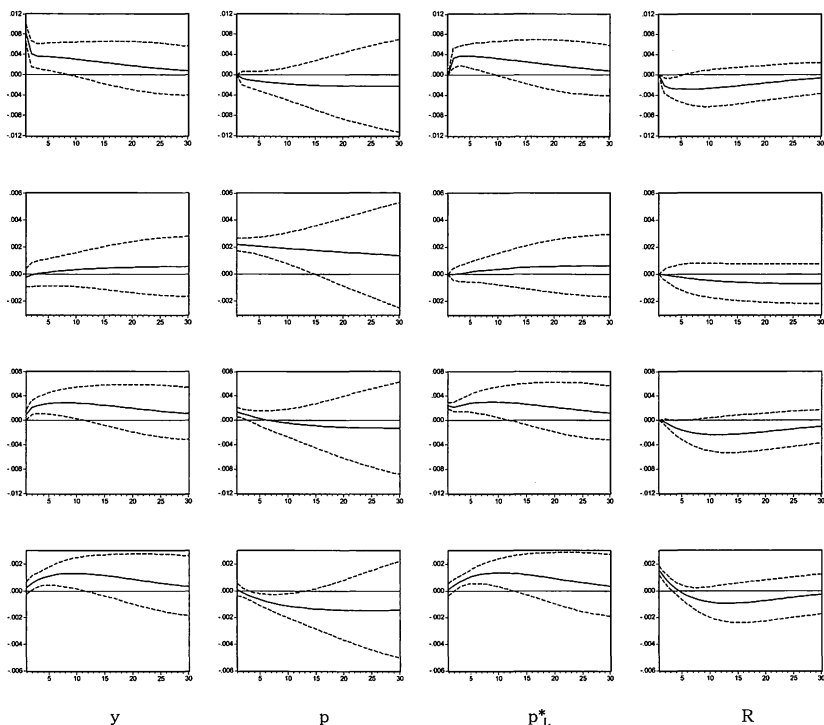
総需要	1	0	0	0
総供給	0.031396	1	0	0
先行価格	-0.135915**	-0.596086**	1	0
金融政策ルール	-0.026954	-0.005571	-0.060673	1

注) 太字は符号条件を満たさない。

** は 1%水準で有意であることを示す。

構造 VAR は just identified である。

図 5-2 先行価格を導入した 4 変数モデルのインパルス応答



注) 点線は標準誤差の±2倍のバンドを表している。

れたインパルス応答関数は図 5-2 にあるように、正の金利ショック、すなわち金融政策の引き締めでは生産、消費者物価、生産者物価にそれぞれ負の効果を与えており、中でも消費者物価指数に関しては最も長い持続的な影響を

与えている。また、金融引き締め効果が持続的なために、金利は初期値よりもやがては低下して調整をおこなっている。それに従い、生産者価格も上昇を始めている。したがって、有意な係数はえられなかったものの、ECBは生産者価格を先行指標として用いながら、消費者物価と生産に関して強い影響を与えていることを示唆している。

3) 為替レートを導入した5変数SVARモデル

次に、為替レートを上のモデルに導入したSVARモデルを考察する。為替レートを導入する理由は、圏外からのショックを受けて変動した為替レートがユーロ圏の生産、物価に影響を与えるかを検討するためである。ここで用いた為替レートは、ECBのホームページからえた名目実効ユーロレートである。また、為替レートはレベルではなく、水準である。これは、金利平価式を想定した場合、ユーロ圏金利と外国金利+期待為替レート変化率が等しくなる。ここでは、期待為替レート変化率が変動するものと考え、1期先の為替レート変化率を利用した。したがって、ここでは外国金利は一定であると仮定しており、開放小国経済を想定していることになる。推定期間は、1999年1月から2002年6月までである。ラグはSICおよびAIC基準より1とした。

推計された同時点係数行列が表5-3に掲載されている。これをみると、金融政策ルール之行では、符号条件は満たすものの有意ではなかった。また、為替レート変動の効果であるが、先行価格に対して有意に正の効果を与えていることがわかる。また、金融政策ルールに対しては、有意ではないものの正の効果を与える。したがって、ユーロ安が進むと、先行価格を上昇させるためにECBは金融引き締めを余儀なくされることがわかる。

次に、インパルス応答をみよう。これは図5-3に掲げられている。金融引き締め効果は、 y に対しては、負の効果を与えており、30期以上持続している。また消費者物価 p に対しては、負の効果を与えており、これも30期以上持続している。先行価格に関しては、 p よりも大きく下がっており、 p と同様30期以上持続している。また金融政策自体は、はじめに大きなショ

表 5-3 為替レート導入した 4 変数モデルの同時点係数行列

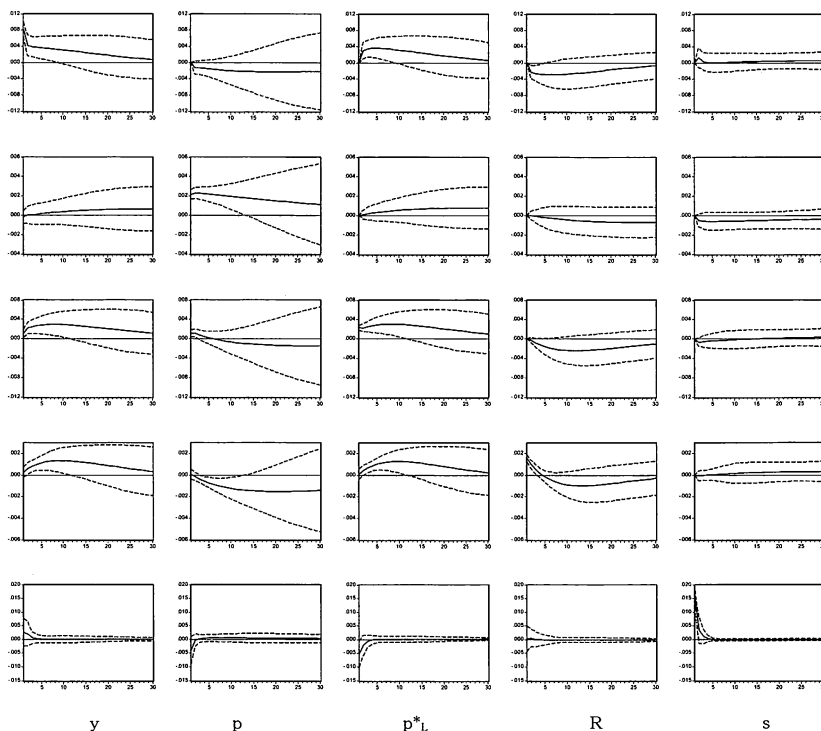
総需要	1	0	0	0	0
総供給	0.01**	1	0	0	0
先行価格	-0.15	-0.51**	1	0	0
金融政策ルール	-0.03	0.01	-0.04	1	0
為替レート	-1.08	1.19	3.03**	1.06	1

注) 太字は符号条件を満たさない。

** は 1%水準で有意であることを示す。

構造 VAR は just identified である。

図 5-3 為替レート導入した 5 変数モデルのインパルス応答



注) 点線は標準誤差の±2倍のバンドを表している。

ックを与えた結果、生産が落ち込んでおり、それを修正するように金融緩和になり、ゼロに収束している。したがって、金融引き締めが過剰になる可能性があることを表している。為替レートに対しては、ユーロ高の効果が初期

にはわずかではあるが生ずるものの、即座に消えてしまい、為替レート変動に対しては一時的な効果しかもたないことを表している。

4. 2 国モデル

次にユーロ圏とアメリカの2国モデルによる両国のそれぞれのショックの波及経路を検証する。開放経済のVARモデルを用いたEichenbaum and Evans (1995)では、アメリカとその他のG7諸国との間での産出、物価、金利の計6変数で構成されたVARモデルを推計している。その結果の中で注目すべきは、アメリカ以外の国の金融引き締めが対USドルレートの増価をもたらすという「為替レートパズル」が検出されたことである。また、アメリカの金融引き締めは、ドルレートの増価をもたらし、外国の金利よりもアメリカ国内の市場金利に有意で持続的な効果を与えるという結果をえている。

ただし、Favero (2001)は開放経済のVARの推定に当たって次の問題を指摘している。1) 推計期間中に2国のどちらかあるいは両方で金融政策レジームが変更される可能性があり、パラメータの不安定性が潜在的な問題である、2) 商品価格指標などの先行価格を含まない開放経済モデルは、金融政策ショックの効果を抽出することが正確にはできない可能性がある、3) 閉鎖経済でのリカーシブ構造が合理的であっても、開放経済で同様のリカーシブな構造が正当化されるかは不明である。例えば、為替レートが最後に並べられたVARモデルでは、同時点で両国の金融当局は為替レート変動に対して反応していないことを意味する。しかし、その仮定は閉鎖経済の傾向をもったアメリカには当てはまっても、より開放度の高い国を相手国にする場合には、誤った定式化であろう。

したがって、近年のVARモデルでは、あえてリカーシブな構造を想定せずに実証しているモデルもある。例えば、Kim and Roubini (1995)は、アメリカの経済構造を特定化せず、アメリカ以外の経済構造を想定して、SVARモデルを構成している。すなわち、石油価格、フェデラル・ファン

ドレート、アメリカ以外の国の産出、物価、通貨残高、金利、為替レートで構成されたSVARを提唱した。そのモデルでは、アメリカ経済は外生として扱われ、アメリカ以外の通貨当局の金融政策ルールには為替レートは入らないことが仮定されている。

本章では、ユーロ圏とアメリカ経済との2国モデルを用いて、相互の経済圏でのショックの波及を検出することを試みる。ユーロ圏とアメリカ経済とは同等の規模をもつ経済圏であるので、どちらかを外生として扱うのは不適切である。また、ECBが為替レートを金融政策目標にしているとの公式な声明はなく、またプレス・リリースをみてもユーロレートへの配慮をうかがわす記述はほとんどない。したがって、ここではユーロ・ドルレートを明示的には扱わない。すなわちリスク・プレミアムのない完全資本移動のもとでの金利平価式が成立するものとし、両経済圏での金利を明示的に扱う。また、推計期間は、前節の3変数SVARモデルと同様に、1996年1月から2002年7月までの月次で推計をおこなった。

構造モデルは以下のとおりである。

$$y^{*D} = y^{*d}(R^*, s + p^* - p) + \varepsilon_d^* \quad (5-8)$$

$$y^D = y^d(R, s + p^* - p) + \varepsilon_d \quad (5-9)$$

$$y^{*s} = y^{*s}(p^*) + \varepsilon_s^* \quad (5-10)$$

$$y^s = y^s(p) + \varepsilon_s \quad (5-11)$$

$$p_L^* = p_L^*(p^*, y^*) \quad (5-12)$$

$$p_L = p_L(p, y) \quad (5-13)$$

$$R^* = R^*(y^*, p^*) + \varepsilon_R^* \quad (5-14)$$

$$R = R(y, p) + \varepsilon_R \quad (5-15)$$

$$R = R^* + \pi^e + \rho \quad (5-16)$$

(5-8)式は、アメリカの総需要であり、 R^* は連邦準備の金融政策手段であるフェデラル・ファンド金利である。 s は名目為替レートとする。したがって、 $s + p^* - p$ は消費者物価指数でデフレートした実質為替レートである。 $s + p^* - p$ に対して y^* は負の偏微係数であると仮定する。(5-9)式はユーロ圏の総需要である。(5-10)式はアメリカの総供給関数であり、 p^* はアメリカの物価を表す。(5-11)式はユーロ圏の総供給関数を表す。(5-12)式はアメリカの先行物価指数であり、推定に当たっては生産者価格指数を用いた。(5-13)式はユーロ圏の先行価格指数であり、前節と同様にユーロ圏の生産者価格指数を推計には用いた。(5-14)式は、連邦準備の金融政策ルールであり、ECBと同様に生産と物価を目標としているものと想定する。(5-15)式はECBの金融政策ルールである。(5-16)式は、不完全資本移動のもとでのアンカバーの金利平価式である。 ρ は為替変動あるいは累積経常収支に伴うリスク・プレミアムとする。ただし、本章のモデルでは外生とする。

2国SVARモデルを推定するに当たって、さらに次の仮定をもうける。すなわち、(1)外国の鉱工業生産指数は、同時点では自国の鉱工業生産指数には影響を与えないとする。また、(2)外国の消費者物価指数、卸売物価指数は同時点では自国のそれぞれに影響を与えないと仮定する。言い換えると、外国の生産の変化に対する自国の生産ならびに外国の物価に対する自国の物価は、認知ラグがあるものとする。

また期待為替レート変化率を一定としたケース1と期待為替レートが現在の為替レートの水準に依存するとしたケース2に分けて分析を進める。ケース2では、期待為替レートに関して、次の(5-18)式のように定式化する。

$$\pi^e = \pi^e(s) \quad (5-17)$$

とし、さらに(5-17)式を、次の(5-18)式のように書き換える。

$$s = s(\pi^e) \quad (5-18)$$

ただし、期待為替レートは1ヵ月先の現実の為替レートと今期の為替レートとの変化率を用いて推定している。

以上の仮定において、まずケース1のSVARを推定する。先の(1)の仮定より同時点係数行列は同時点を含まないリカーシブなVARモデルとなるので、通常のコレスキー分解による推定が可能となる。ラグはSICおよびAIC基準より1とした。

推定された同時点係数行列を表5-4に掲げている。それによると、連邦準備の金融政策ルールは、 y に対しては負という符号条件も満たし、有意であるものの、 p に対しては、有意ではなく符号条件も満たしていない。しかし、先行価格に対しては負という符号条件を満たし10%水準で有意である。ECBの金融政策ルールをみると、先行価格の符号条件は満たさないものの、 y 、 p に関しては符号条件を満たす。ただし、 y に対しては有意ではなく、また p に対しては10%水準で有意となっている。2国モデルに拡張した場合、連邦準備は先行価格に対して反応しているのに対して、ECBは先行価格よりも p に反応している。

また、インパルス応答は図5-4に掲げられている。これをみると、連邦準備の金融引き締めは、アメリカの物価、先行価格ともに上昇させており、「物価パズル」がみられる。生産に対してはマイナスの効果を与えている。またECBの金融引き締めは先行価格を上昇させるものの、物価は下落させており、生産を抑制している。また連邦準備の引き締めは、ユーロ圏の物価、先行価格を上昇させており、生産に対しては初期には正の効果がみられるものの、やがては負の効果がみられる。またECBは連邦準備の引き締めに対応して、金融引き締めをおこなっている。ECBの金融引き締めは、アメリカの生産を大きく引き下げており、物価も下落させており波及効果が大きいことを示している。また、連邦準備はECBの引き締めに対応して、金融緩和をおこなっている。

次にケース2を検討する。同時点係数行列を表5-5に掲げている。これを

表 5-4 2 国モデルでの同時点係数行列 (1)

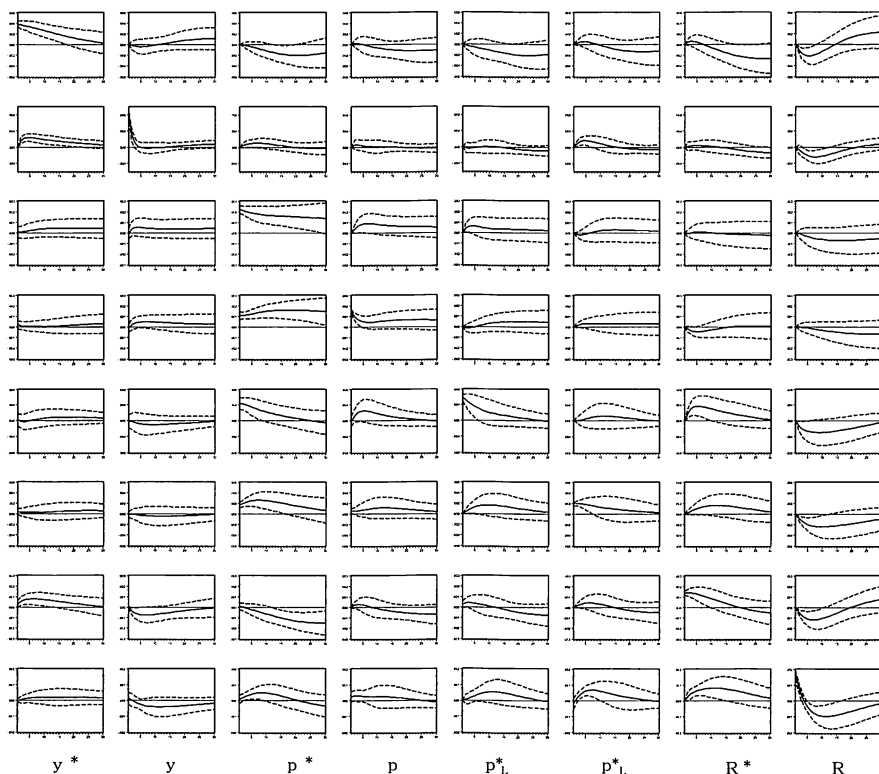
米総需要	1	0	0	0	0	0	0	0
ユーロ総需要	0	1	0	0	0	0	0	0
米総供給	-0.017955	-0.001378	1	0	0	0	0	0
ユーロ総供給	-0.044709	0.013770	-0.482647**	1	0	0	0	0
米先行価格	-0.001125	0.035017	-1.963206**	0.067569	1	0	0	0
ユーロ先行価格	-0.065537	0.009624	-0.562697**	-0.406281**	0	1	0	0
米金融政策ルール	-0.085834*	0	0.053576	0	-0.051487+	0	1	0
ユーロ金融政策ルール	0	-0.018139	0	-0.211929+	0	0.086797	0	1

注) 太字は符号条件を満たさない。

** は 1%水準で有意であることを示す。

構造 VAR は over-identified である。そのため過剰識別のための LR 検定をおこなった。その結果、カイ二乗値は 18.45 であり 5%水準で、この識別条件は棄却されなかった。

図 5-4 2 国モデルにおけるインパルス応答 (1)



注) 点線は標準誤差の±2倍のバンドを表している。

構造 VAR は over-identified である。そのため過剰識別のための LR 検定をおこなった。その結果、カイ二乗値は 61.93 であり 1%水準で、この識別条件は棄却されなかった。

表 5-5 2 国モデルでの同時点係数行列 (1)

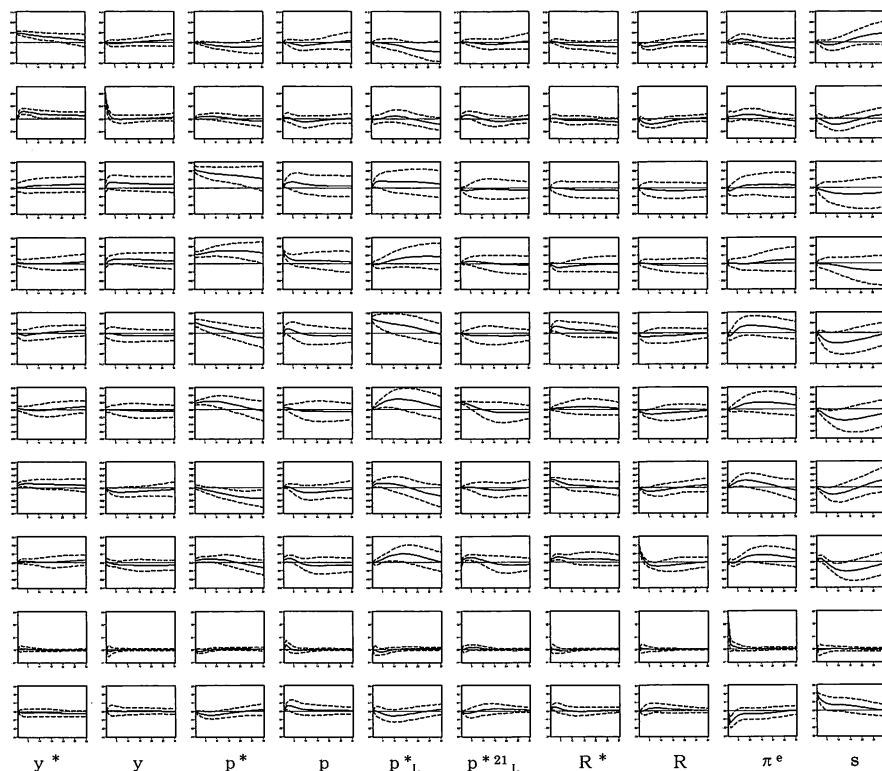
米総需要	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0
ユーロ総需要	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0
米総供給	-0.020994	-0.006058	1	0	0	0	0	0	0	0
ユーロ総供給	-0.042315	0.016158	-0.500255**	1	0	0	0	0	0	0
米先行価格	-0.003867	0.026960	-1.859407**	0.004073	1	0	0	0	0	0
ユーロ先行価格	-0.063545	0.011433	-0.568933**	-0.392408**	0	1	0	0	0	0
米金融政策ルール	-0.081431*	0	0.049316	0	-0.052378*	0	1	0	0	0
ユーロ金融政策ルール	0	-0.019281	0	-0.2032+	0	0.059045	0	1	0	0
期待為替レート変化率	0	0	0	0	0	0	1	-1	1	0
為替レート	0	0	0	0	0	0	0	0	0.372039**	1

注) 太字は符号条件を満たさない。

** は 1%水準で有意であることを示す。

構造 VAR は over-identified である。そのため過剰識別のための LR 検定をおこなった。その結果、カイニ乗値は 61.13 であり 1%水準で、この識別条件は棄却されなかった。

図 5-5 2 国モデルでのインパルス応答 (2)



注) 点線は標準誤差の±2倍のバンドを表している。

みると、ケース1とはほぼ同様の結果がえられた。ただし、期待為替レート変化率に対する為替レートの偏微係数は有意に正である。

さらにインパルス応答を図5-5で検討する。これによると、連邦準備の引き上げはアメリカの物価の下落、ユーロ圏の物価の下落を招いている。また、両経済圏の生産も引き下げており、両経済圏の物価も下落している。ただし、先行価格は上昇している。また為替レートに対しては、現実の為替レートはユーロ安を招くものの期待為替レート変化率はほとんど変化を与えていない。さらに、ECBは連邦準備の金融政策に正に対応している。

一方、ECBの金融引き締めは、両地域の生産、物価ともに下落させる。また両地域の先行価格も下落させることを示している。そのため、連邦準備は金融緩和で対応している。また現在の為替レートに対してはユーロ安を招く「為替レートパズル」がみられるものの、その効果は一時的であり、期待為替レート変化率はほとんど変化がない。

5. むすび

本章では、構造VARを推定することによって、ECBの金融政策効果を検討した。ECBの金融政策ショックはユーロ圏のみの先行価格を入れていないモデルでは、物価パズルがみられた。そこで先行価格として生産者価格を用いて、推定すると物価パズルが消え、また生産、先行価格に対して効果があるものの、HICPに対してはあまり効果はえられなかった。これより、ECBは将来のHICPの変化を知るために生産者価格に注目しているといえる。

さらに、ユーロ圏、アメリカ経済との2国モデルを構成した。それによると、連邦準備の金融政策ショックはユーロ圏に影響を与え、それがECBの金融政策を促していることがわかる。逆もそうである。生産、物価に対してはその波及効果は同じ方向に働いている。しかし連邦準備の引き締めが両経済圏の先行価格を引き上げているが、一方、ECBの引き締めは両経済圏のそれを引き下げている。この違いが、連邦準備のECBによる引き締めの対応と、ECBの連邦準備による引き締めの対応が異なる結果を生み出したも

のと考えられる。互いの金融政策が相互依存関係にあることより、今後、ユーロ、アメリカ間での金融政策協調も視野に入れて、それぞれの政策目標の達成を検討する必要もあるであろう。

最後に、2国モデルではデータ数を確保するためにユーロが実際に導入された以前の1996年1月から、推定している。そのため、実際に導入された1999年1月以降、あるいは紙幣、コインが導入された2002年1月から、ECBの金融政策ルールにおいて構造変化が起きている可能性がある。そこで、1996年1月から2002年6月までの推計期間中の構造変化がなかったかを、CUSUM および CUSUMQ テストでパラメータの安定性を検証した。それが図5-6a、図5-6bに示されている。それによると、期間中、大きな構造変化はなかったことがわかる。したがって、1996年1月からの推計であっても、ECBの金融政策ルールは推計できるものと考えられる。

図5-6a ECBの金融政策ルールに対するCUSUMテスト

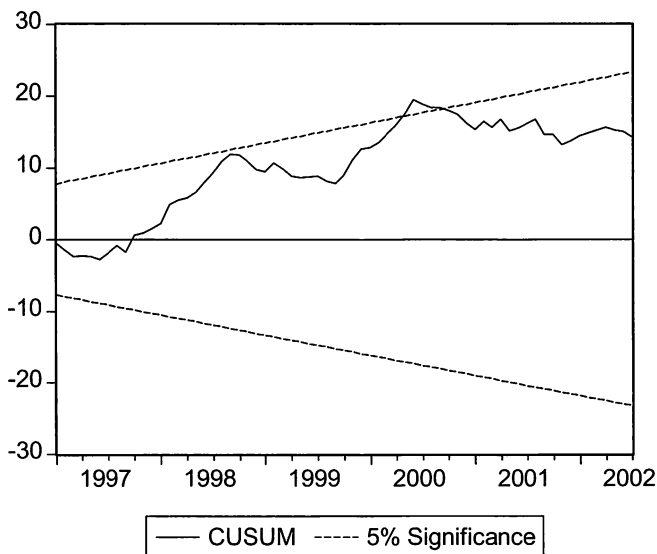
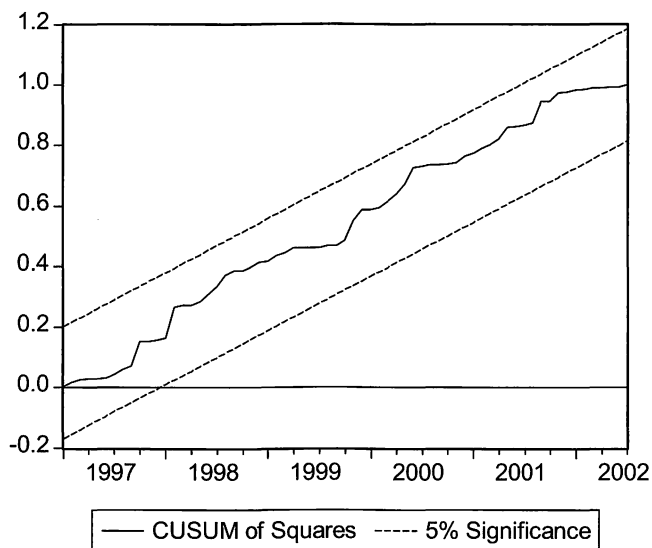


図 5-6b ECB の金融政策ルールに対する CUSUMQ テスト



第6章 ユーロ・ドルレートの決定要因の実証

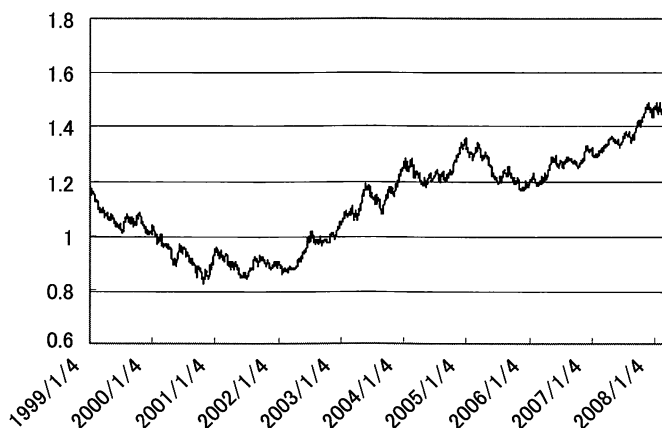
—— 拡張されたマネタリー・モデルによる実証研究 ——

1. はじめに

ユーロ発足から8年を経て、ユーロは国際通貨として認知され、対ユーロ・レートも重要な金融変数として認識されている。図6-1には、ユーロ・ドルレートをプロットしているが、2000年10月26日にドルに対してユーロ最安値0.8252を記録したものの、2001年に入ってからユーロはドルに対して増価し、2008年3月28日にはユーロ・ドルレートの最高値1.5796を記録するまでになった。この間、ユーロはドルに対しておよそ倍近く上昇していることになる。

本章では、ユーロ・ドルレートの変動要因を、従来の為替レートモデルであるマネタリー・モデルを応用して実証する。それにより、近年のユーロ・レートの変動を支配してきた経済変数を特定化し、今後のユーロ・レートの変動予測もおこなうことができる。

図6-1 ユーロ・ドルレートの動向



データ出所) 欧州中央銀行 (<http://www.ecb.int>)。

ただし、ユーロ圏は金融政策の一元化を果たしたものの、財政政策の足並みの乱れ、各国の経済格差は残されたままである。これらのユーロ圏内での相違が、対外的な代表指標であるユーロ・レートにどのように影響が現れるのかどうか、を検証してみることに本研究の目的がある。

為替レート決定モデルは、マンデル・フレミングモデルに代表されるフロー・アプローチと資本移動を重視するアセット・アプローチに大別される。さらにアセット・アプローチは内外資産の完全代替を想定するマネタリー・モデルと、それを想定しないポートフォリオ・バランスアプローチに分類される。さらに、マネタリー・モデルは伸縮価格モデルと硬直的価格ないしは粘着的価格モデルに識別される。経済モデルでは一般的にみられるが、為替レートモデルもいくつかの仮定に依存しており、その仮定の違いによって構造モデルが異なることになる。このように為替レート決定モデルには種々あるものの、その中でマネタリー・モデルは、仮定の置き方による操作性が容易であり、ベンチマーク・モデルとして利用することが容易である。そこで、本章ではマネタリー・モデルをベンチマーク・モデルとし、その仮定を緩めることにより、ユーロ・レートの決定要因を探ることにする。

マネタリー・モデルは Frankel (1979) より発展してきた為替レート決定の主要モデルの一つであるが、それが成立する条件として、財の国際的な完全代替、価格の伸縮性、内外資産の完全代替性が仮定されている。

その後、現実の為替レートの動向を考慮して改良が進展してきた。まず、Dornbusch (1976) によって展開された粘着的価格モデルによって、為替レートのオーバーシュート現象の説明がおこなわれた。また、内外資産の完全代替の仮定を緩め、不完全代替を仮定したポートフォリオ・バランスアプローチが Branson によって提案された。また、それと平行してそれらの理論をもとにした実証分析も数多く発表され、いままでに為替レート研究はかなり蓄積されている。

しかし、これらの経済分析では為替レートの現実の動きを説明することが難しくなっている。その一つの理由として資本移動が自由化され、国際的に資本移動が活発になったことで為替レートのボラティリティも高まり、モデ

ルによる予測が困難となっていることが挙げられる¹⁾。そのため、為替レート研究では、ファイナンスの実証モデルを用いた研究も盛んになっている。また、別の理由として、データの取り扱いの不適切さも挙げられるであろう。かつては、時系列の非定常データも為替レートの実証分析に用いられてきたが、為替レートをはじめとして時系列データの多くが、非定常であり、定常データに変換するか、非定常性を適切にコントロールして実証することが求められる。適切な実証分析をおこなうことにより、理論と整合的な実証結果が導出できる可能性も否定できない。

そこで、本章では、新たに主要な為替レートとなったユーロ・ドルレートの決定要因を理論モデルに基づいて実証することを試みる。それをおこなうにあたって、データの定常性に注意を払い、単位根検定をおこない、それにより非定常データが検出されれば共和分分析をおこなう。そして、共和分ベクトルの存在が確認されれば、ダイナミック OLS (Dynamic Ordinary Least Squares : DOLS) によって、為替レートの回帰分析をおこなうこととする。

以下、第2節ではマネタリー・モデルに基づく推定モデルを提示する。第3節では実証モデルとそれによる実証結果を示す。第4節はまとめである。

2. 推定モデル

1) ベンチマーク・モデル

本節ではまずユーロ・ドルレートを推定するためのベンチマーク・モデルとして、一般的な対称2国のマネタリー・モデルを用いる。マネタリー・モデルは以下のとおりである。

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (6-1)$$

1) この点について Meese=Rogoff (1983) は理論モデルによる予測よりもランダム・ウォークモデルの方が予測力が高いことを初めて示した。

$$m_t - p_t = \alpha y_t - \beta i_t \quad (6-2)$$

$$m_t^* - p_t^* = \alpha y_t^* - \beta i_t^* \quad \alpha > 0, \beta > 0 \quad (6-3)$$

ただし、ここで、金利をのぞく各変数は対数値である。 s は名目為替レート、 p は物価指数、 m は名目マネーサプライ、 y は実質所得、 i は名目金利を表す。さらに、右肩のアストリスクは、アメリカの変数を表し、添え字の t は時間（ t 期）を表す。

(6-1)式は、自由貿易が成立し、財市場での完全代替、すなわち購買力平価が成立していることを表している。また (6-2)式は自国の貨幣市場での需給一致条件を、(6-3)式は外国の貨幣市場での需給一致条件を表している。(6-2)式あるいは (6-3)式の左辺は実質貨幣残高を、右辺は貨幣需要を表す。ただし、両国を対称な経済構造をもつものと想定するために、貨幣需要関数のパラメータは、両国で等しいものとする。

$$s = (m_t - m_t^*) - \alpha (y_t - y_t^*) + \beta (i_t - i_t^*) \quad (6-4)$$

さらに、フィッシャー方程式

$$i_t = r_t + \pi_{t+1}^e$$

を仮定すると、(6-4)式は

$$s = (m_t - m_t^*) - \alpha (y_t - y_t^*) + \beta (\pi_{t+1}^e - \pi_{t+1}^{e*}) + \beta [(i_t - \pi_{t+1}^e) - (i_t^* - \pi_{t+1}^{e*})] \quad (6-5)$$

と書き換えることができる²⁾。ただし、 r は実質金利、 π_{t+1}^e は t 期における $t+1$ 期の期待インフレを表す。完全資本移動が想定され、内外資産の完全代

2) Groen (2000) は (6-4)式にカバー無しの金利平価と為替レートに合理的期待を導入し、さらに為替レートが $I(1)$ 過程に従うものと仮定した上で、為替レート変化率を誤差項として扱ったモデルを共和分検定している。Groen (2000) は対ドル、対マルクレートで共和分検定をおこなったが、有意に共和分をもつ為替レートモデルは少なかったと報告している。

替が仮定されれば、両国の実質金利は等しくなり、(6-5)式は

$$s = (m_t - m_t^*) - \alpha (y_t - y_t^*) + \beta (\pi_{t+1}^e - \pi_{t+1}^{e*}) \quad (6-6)$$

と表すことができる。したがって、長期均衡では名目直物為替レートは金融政策スタンスの違い、両国の景気の違い、そして両国の公衆による期待インフレの相違によって変動することが示された。また (6-6)式で決定される名目レートの長期均衡値を \bar{s} とおく。

しかし、(6-6)式での説明は、どのような時間的視野でも価格は伸縮的であり、それにより財の完全代替が仮定されているが、これは現実的ではない。すなわち、短期的には価格は硬直的であり、時間が経つに従い、価格調整がおこなわれると考えるのが現実的であろう。特に 1990 年代以降の先進国経済では、年間のインフレーションは低く、価格調整が瞬時におこなわれているとはいえない³⁾。

そこで粘着的価格モデルの初期モデルである Dornbusch (1976) モデルを取り上げよう。このモデルでは、期待為替レート変化率が、長期為替レートと現在の為替レートの差に依存するとされ、

$$\Delta s_{t+1}^e = \theta (\bar{s}_t - s_t) \quad 0 < \theta < 1 \quad (6-7)$$

と仮定される。これは、為替レートの回帰的予想と呼ばれる。また物価の変動は次の (6-8)式のように総需要と総供給の差に依存するとしている。

$$\Delta p_t = \rho (y_t^d - y_t) \quad \rho > 0 \quad (6-8)$$

ここで y_t^d は総需要を表す。本章では、粘着的価格モデルと伸縮価格モデルの二つのモデルの特徴を合わせたハイブリッド・マネタリーモデルを用いる。ユーロ・ドルレートにおいて、アプリオリにどのモデルが適合できるのかを判断できないため、より自由度の高いモデルを利用する⁴⁾。ハイブリッド・

3) インフレ率が低い理由としては、独占的競争が先進国経済では多くみられると想定することもできる。ただし、ここではその点について焦点を当てない。

4) ハイブリッド・マネタリーモデルは Frankel (1979,1980) によって展開された。

マネタリーモデルでは、長期では伸縮価格モデルが示唆する長期均衡値に、短期では硬直価格モデルの均衡値が成立するとし、短期均衡値は時間が経つにつれ長期均衡値に移行するものと想定している。ここで長期均衡値とは(6-6)式で決定される為替レートである。

短期での価格の硬直性は、為替レート調整に影響を及ぼし、(6-1)式と(6-7)式より期待為替レート変化率は次の(6-9)式のように定式化される。

$$\Delta s_{t+1}^e = \theta (\bar{s} - s_t) + (\pi_{t+1}^e - \pi_{t+1}^{e*}) \quad 0 < \theta < 1 \quad (6-9)$$

期待為替レート変化率は、硬直的価格の特徴である回帰の予想と両国のインフレ率の予想に依存すると仮定されている。さらに、完全資本移動が仮定されると、カバー無しの金利平價が成立する。すなわち、

$$\Delta s_t^e = i_t - i_t^* \quad (6-10)$$

が成立する。また、価格の粘着性ゆえに期待為替レート変化は回帰の期待と期待インフレ格差と等しいものと仮定する。したがって、短期モデルで為替レートは

$$s = \bar{s} - \frac{1}{\theta} \left[(i_t - \pi_{t+1}^e) - (i_t^* - \pi_{t+1}^{e*}) \right] \quad (6-11)$$

となり、ここに(6-6)式の長期均衡値 \bar{s} を代入すると

$$s_t = (m_t - m_t^*) + \beta_2 (y_t - y_t^*) + \beta_3 (\pi_{t+1}^e - \pi_{t+1}^{e*}) - \frac{1}{\theta} \left[(i_t - \pi_{t+1}^e) - (i_t^* - \pi_{t+1}^{e*}) \right] \quad (6-12)$$

と、名目レートの短期均衡を表すことができる。

2) モデルの拡張

次に(6-12)式での仮定を現実には緩めることにする。本章での拡張は(a)短期での内外債券の不完全代替を仮定したモデルと、(b)ユーロ圏各国の国債金利ボラティリティの二つである。

(a) 短期での内外債券の不完全代替

長期では内外債券の完全代替を仮定し、実質金利の均等化を想定するものの、短期では不完全代替を仮定し、実質金利は均等化しないものとする。資本移動が世界的に自由化されているものの、投資家の為替レート・ボラティリティに対するリスクの感応度によって内外債券は不完全代替となりうる⁵⁾。したがって、実質金利は長期では両国で等しくなる ($r_t = r_t^*$) もの、短期ではカバー無し金利平価は成立せず、リスク・プレミアムが金利平価式に追加される。すなわち、

$$\Delta s_{t+1}^e = i_t - i_t^* + \omega \quad (6-13)$$

が成立する。 ω はリスク・プレミアムを示す。そこで、 ω に対して、為替レートのボラティリティが影響を与えると仮定し、次式のように仮定する。

$$\omega_t = \phi \sigma_{s,t}^2 \quad \phi > 0 \quad (6-14)$$

自国投資家からみればボラティリティの上昇は自国通貨建て資産への回避となるが、外国投資家からみると自国通貨建て資産への投資を増やすこととなる。したがって、対外資産比率の差に分散をかけたものが為替リスクとなる。ここで、 ϕ は自国と外国の対外資産比率の差を表し、 $\sigma_{s,t}^2$ は為替レートの分散を表す。

したがって、短期モデルで為替レートは

$$s = \bar{s} - \frac{1}{\theta} \left[(i_t - \pi_{t+1}^e) - (i_t^* - \pi_{t+1}^{e*}) \right] - \frac{1}{\theta} \omega_t \quad (6-15)$$

となり、ここに長期均衡式を代入すると

$$s_t = (m_t - m_t^*) + \beta_2 (y_t - y_t^*) + \beta_3 (\pi_{t+1}^e - \pi_{t+1}^{e*}) - \frac{1}{\alpha} \left[(i_t - \pi_{t+1}^e) - (i_t^* - \pi_{t+1}^{e*}) \right] - \frac{1}{\alpha} \omega_t \quad (6-16)$$

と表すことができる。

5) これに関連した研究として、ホームバイアス・パズルに関する一連の研究がある。

(b) ユーロ圏各国の国債金利のボラティリティ

世界の投資家がユーロ圏で証券投資する対象としては、各国国債が代表的である。もし、国債価格のボラティリティに違いがあっても相関が高ければ、ユーロ圏全体のボラティリティが高くなる。それが内外投資家からユーロ建て国債が敬遠され、ユーロ安につながるのではないかと考えられる。そこで、ユーロ圏10ヵ国⁶⁾の国債金利の各時点での分散を(6-10)式に代入すると、次の(6-17)式がえられる。

$$s_t = (m_t - m_t^*) - \alpha (y_t - y_t^*) + \beta (\pi_{t+1}^e - \pi_{t+1}^{e*}) - \frac{1}{\theta} [(i_t - \pi_{t+1}^e) - (i_t^* - \pi_{t+1}^{e*})] + \frac{1}{\theta} \sigma_{i,t} \quad (6-17)$$

ここで、 $\sigma_{i,t}$ は各時点での各国国債金利のクロスセクションの分散を表す。

したがって、本章では以上の(6-12)式、(6-16)式、そして(6-17)式を推定し、どの要因がユーロ・レートの決定に大きく影響を与えているのかを検証する。次節では、データと推定方法、そして推定結果を説明する。

3. 実証分析

1) 推計期間とデータ

本章での推計期間は1999年1月から2007年5月までの101ヵ月とした。また、本章の推計で用いたデータは、以下のとおりである。マネーサプライにはM1を用い、生産は季節調整済み鉱工業生産指数を、物価指数は消費者物価指数を、金利は10年物長期国債金利を用いた。ユーロ圏のデータはユーロ圏での平均値を用い、特に物価についてはHICPを用いている。さらに、ユーロ・ドルレートは期中平均値を用いた。またデータの出所に関して、アメリカのデータはいずれもIMFのIFS CD-ROMより、ユーロ圏のデータはECBのホームページ(<http://www.ecb.int>)より入手した。

6) 2008年1月1日現在、ユーロ圏15ヵ国であるが、そのうち、ルクセンブルク、ギリシャ、スロベニア、キプロス、マルタを除く10ヵ国である

推計にあたっては、鉱工業生産指数、為替レートは対数変換をおこない、物価指数は、前年同期比に基づくインフレ率を作成した。実質金利はフィッシャー式より、名目金利から期待インフレ率を差し引いた値を用いている。

また、期待インフレ率は、AR 過程を仮定し、SIC (Schwarz Information Criteria) より求めた最適ラグ次数により、両地域の期待インフレ率を求めた。期待インフレの推計式は以下のとおりである。

$$\pi_{t,t+1}^e = -0.410\pi_{t-1,t}^e + 0.06\pi_{t-2,t-1}^e + 0.418\pi_{t-3,t-2}^e + 0.219\pi_{t-4,t-3}^e$$

(-4.112) (0.630) (4.121) (2.163)

自由度調整済み決定係数 = 0.193, ダービン・ワトソン比 = 1.985

カッコ内は t 値。

$$\pi_{t,t+1}^{*e} = 0.705\pi_{t-1,t}^{*e} - 0.141\pi_{t-2,t-1}^{*e} + 0.225\pi_{t-3,t-2}^{*e}$$

(12.882) (-2.102) (4.173)

自由度調整済み決定係数 = 0.193, ダービン・ワトソン比 = 1.985

カッコ内は t 値。

ただし、 $\pi_{t,t+1}^e$ は t 期に予想する t+1 期の期待インフレを表す。以下では、この式に基づいて導出された期待インフレ値を用いて実証する。

2) 推計式

次に、推計するにあたっての推計式を示す。(6-12)式の推計式は

$$s_t = \gamma_0 + \gamma_1 md_t + \gamma_2 yd_t + \gamma_3 e \inf d_t - \gamma_4 rd_t + \varepsilon_t \quad (6-18)$$

とする。ここで、 $md = m - m^*$, $yd = y - y^*$, $e \inf d = \pi_{t,t+1}^e - \pi_{t,t+1}^{*e}$, $rd = (i_t - \pi_{t,t+1}^e) - (i_t^* - \pi_{t,t+1}^{*e})$ を示す。(6-12)式では、マネーサプライ差の係数は1であるが、推計にあたっては、係数値が1であるかどうかを検証するため、あえて係数制約を加えずに推計している。以下の推計式でも同様である。また、理論的な係数の符号は、 $\gamma_1 > 0, \gamma_2 < 0, \gamma_3 > 0, \gamma_4 > 0$ である。

(6-16)式の推計式は、

$$s_t = \gamma_1 md_t + \gamma_2 yd_t + \gamma_3 \text{inf } d_t - \gamma_4 rd_t + \gamma_5 \sigma_{s,t}^2 + \varepsilon_t \quad (6-19)$$

となり、理論的な係数の符号は、 $\gamma_5 < 0$ である。(6-17)式の推計式は

$$s_t = \gamma_1 md_t + \gamma_2 yd_t + \gamma_3 \text{inf } d_t - \gamma_4 rd_t + \gamma_6 \sigma_{i,t}^2 + \varepsilon_t \quad (6-20)$$

となり、理論的な係数の符号は $\gamma_6 > 0$ である。

3) 実証結果

(a) 単位根検定

まず、実証分析をおこなうにあたって、各変数の単位根検定をおこなう。もし、単位根をもつ変数があれば、ダイナミック OLS ではその変数の階差のリード・ラグを含めて推定式を構成することになる。ここでは、Augmented Dickey-Fuller (ADF) 検定と Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) 検定の2種類の検定により、単位根の存在の有無を判定する。その結果が表 6-1 に掲げられている。表 6-1 の結果より、 md, yd, rd, σ_i は単位根をもつものと判定した。

以上のように、単位根をもつ変数が存在することがわかった。そこで、次項で変数間での共和分検定をおこない、共和分ベクトルが存在するかどうかを検証する。

(b) 共和分検定の結果

表 6-2 は、Johansen の方法によるトレース検定の結果を示している。ここでは、モデル 1、モデル 2、モデル 3 で用いられる被説明変数、説明変数間に共和分ベクトルが存在するのかどうかを検定している。また、従来のマナタリー・モデルに含まれる変数である md, yd, s の3変数間での共和分検定もあわせておこない、オリジナル・マナタリー・モデルとして示している。ラグ次数の選択は SIC より、ラグ次数はすべて 2 を選択した。共和分における臨界値 (critical value) は、Osterwald-Lenum (1992) の臨界値を

表 6-1 単位根検定の結果

レベル

変数名	<i>md</i>		<i>yd</i>		<i>einfd</i>	
検定方法	ADF	KPSS	ADF	KPSS	ADF	KPSS
検定値	0.312285	1.246656***	-0.956267	0.255587	-4.511023***	0.11707
オプション	トレンドなし 定数項なし	トレンドなし	トレンドなし 定数項なし	トレンドなし	トレンドなし 定数項あり	トレンドなし
ラグ	1		3		2	
Bandwidth		7		7		6
変数名	σ_d		σ_i		<i>rd</i>	
検定方法	ADF	KPSS	ADF	KPSS	ADF	KPSS
検定値	-3.680748	0.095912	-1.953193**	0.246668***	-0.732042	
オプション	トレンドなし 定数項あり	トレンドあり	トレンドなし 定数項なし	トレンドあり	トレンドなし 定数項なし	トレンドあり 0.316778***
ラグ	1		10		2	
Bandwidth		7		5		7

一階の階差

変数名	<i>md</i>		<i>yd</i>		<i>einfd</i>	
検定方法	ADF	KPSS	ADF	KPSS	ADF	KPSS
検定値	-11.67378***	0.476942	-10.97451***	0.168666	-12.09998***	0.05062
オプション	トレンドなし 定数項なし	トレンドなし	トレンドなし 定数項なし	トレンドなし	トレンドなし 定数項なし	トレンドなし
ラグ	1		1			
Bandwidth		8		5		1
変数名	σ_d		σ_i		<i>rd</i>	
検定方法	ADF	KPSS	ADF	KPSS	ADF	KPSS
検定値	-5.851641***	0.0643	-4.801686***	0.151944	-2.688302***	0.347737
オプション	トレンドなし 定数項なし	トレンドなし	トレンドなし 定数項なし	トレンドあり	トレンドなし 定数項なし	トレンドなし
ラグ	1				2	
Bandwidth		3		3		6

注) KPSS 検定における誤差項の長期分散は Newey and West 推定量を用いた。

ADF 検定の帰無仮説は I (1) であり、対立仮説が I (0) である。

KPSS 検定の帰無仮説は I (0) であり、対立仮説が I (1) である。

1%基準で棄却した場合は、***、5%基準で棄却した場合は**、10%基準で棄却した場合は*をつけて示している。

ADF 検定でのラグの選択では、SIC を用いた。

ADF 検定と KPSS 検定で、判定が異なる場合には KPSS 検定の結果を優先した。

ADF 検定の臨界値	トレンドなし、定数項なし トレンドなし、定数項あり		
Test critical values:	1% level	-2.588772	-3.498439
	5% level	-1.94414	-2.891234
	10% level	-1.614575	-2.582678
KPSS 検定の臨界値	トレンドなし トレンドあり		
Asymptotic critical values:	1% level	0.739	0.216
	5% level	0.463	0.146
	10% level	0.347	0.119

Cheung=Lai (1993) に基づいて、小標本修正をおこなったものを利用した。
その臨界値を用いて、有意な共和分ベクトルの数を示している。

表 6-2 共和分検定の結果

オリジナル・マネタリーモデル		
共和分ベクトルの数	固有値	トレース検定値
1	0.24	42.98 ***
2	0.12	15.78 **
3	0.03	3.33

SIC 基準によりラグ次数は 2 とする。

モデル 1		
共和分ベクトルの数	固有値	トレース検定値
1	0.25	80.68 ***
2	0.23	52.20 ***
3	0.12	26.89 **
4	0.10	13.93 **
5	0.03	3.19

SIC 基準によりラグ次数は 2 とする。

モデル 2		
共和分ベクトルの数	固有値	トレース検定値
1	0.35	115.91 ***
2	0.26	74.44 ***
3	0.16	45.03 **
4	0.13	28.36 **
5	0.10	14.52 **
6	0.04	3.75

SIC 基準によりラグ次数は 2 とする。

モデル 3		
共和分ベクトルの数	固有値	トレース検定値
1	0.33	104.37 ***
2	0.26	66.30 **
3	0.16	37.50
4	0.13	21.16
5	0.07	8.27
6	0.02	1.47

SIC 基準によりラグ次数は 2 とする。

注) 1%基準で棄却する場合は*、5%水準で棄却する場合は**で示している。

表6-2より、オリジナル・マネタリー・モデルでは5%水準で共和分ベクトルが二つ存在し、長期的にはオリジナル・マネタリー・モデルが成立する可能性を示唆している。また、他の三つのモデルでも1%水準、あるいは5%水準で共和分ベクトルが存在することを示唆しており、共和分関係はあるものとは考えられる。

ただし、モデル1、モデル2ではすべての変数間で共和分ベクトルが存在する可能性を示しており、モデルの妥当性を示している。モデル3では二つの共和分ベクトルの存在しか認められない。モデル3の場合では、どの変数間での共和分ベクトルが存在しているのかは詳細には不明であるが、モデル1に金利のボラティリティを追加したことにより、モデル1で示された共和分関係も認められないことを示唆している。このことは、共和分検定の検出力の問題から起因するのかもしれない。しかし、本章では、モデル1、モデル2、モデル3での変数間に共和分関係があることを示唆しており、次の項で展開するようにDOLSによる各説明変数の係数の推定をおこなう。

(c) DOLS の推計結果

次に、DOLSの推計結果を示す。DOLSは誤差項と右辺の $I(1)$ 変数の間での相関を除去するために、右辺の $I(1)$ 変数の階差をとったリードとラグを追加する。 $I(0)$ 変数については誤差項との相関は無視できるものとし、リードとラグを追加しない。単位根検定の結果より、 md, yd, rd, σ_i の4変数に関しては、リード・ラグを含めて推計する。したがって、(6-18)式は、

$$s_t = \gamma_0 + \gamma_1 md_t + \gamma_2 yd_t + \gamma_3 e \inf d_t - \gamma_4 rd_t + \sum_{i=-n}^n \phi_{1,i} \Delta md_t + \sum_{i=-n}^n \phi_{2,i} \Delta yd_t + \sum_{i=-n}^n \phi_{3,i} \Delta rd_t + \varepsilon_t \quad (6-21)$$

となり、(6-19)式は

$$\begin{aligned}
s_t = & \gamma_0 + \gamma_1 md_t + \gamma_2 yd_t + \gamma_3 \text{einf } d_t - \gamma_4 rd_t - \gamma_5 \sigma_{d,t} \\
& + \sum_{i=-n}^n \phi_{1,i} \Delta md_t + \sum_{i=-n}^n \phi_{2,i} \Delta yd_t + \sum_{i=-n}^n \phi_{3,i} \Delta rd_t + \sum_{i=-n}^n \phi_{4,i} \Delta \sigma_{d,t} + \varepsilon_t
\end{aligned} \quad (6-22)$$

となる。また、(6-20)式は

$$\begin{aligned}
s_t = & \gamma_0 + \gamma_1 md_t + \gamma_2 yd_t + \gamma_3 \text{einf } d_t - \gamma_4 rd_t + \gamma_6 \sigma_{i,t} \\
& + \sum_{i=-n}^n \phi_{1,i} \Delta md_t + \sum_{i=-n}^n \phi_{2,i} \Delta yd_t + \sum_{i=-n}^n \phi_{3,i} \Delta rd_t + \sum_{i=-n}^n \phi_{4,i} \Delta \sigma_{i,t} + \varepsilon_t
\end{aligned} \quad (6-23)$$

となる。さらに、リード・ラグの次数はSICより、次数を2とした。以上の推計式を用いて実証した。また、不均一分散、系列相関の影響を除去するために、各変数の係数の標準誤差については、Newey=West (1987)の方法を用いて修正している。

この推計結果は、表6-3に掲げられている。この結果は次のようにまとめられる。モデル1、モデル2、モデル3ともに md 、 yd 、 $\text{einf } d$ は1%ないしは5%水準で有意である。 md の係数は厳密には1でないものの、いずれのモデルも1に近い計数値である。 yd 、 $\text{einf } d$ も符号条件を満たし、係数の値もマネーサプライ差よりも大きな値となっている。 rd については、モデル1、モデル2では有意ではないものの、モデル3では1%水準で有意になっているものの、モデル1では10%水準で有意であり、モデル2では有意ではない。ただし、いずれも符号条件は満たし、係数も yd 、 $\text{einf } d$ と同様の大きさである。

さらに、モデル2でのドルレートのボラティリティ σ_d は、符号条件を満たさず、有意ではない。したがって、為替レートのボラティリティについて、投資家はリスク感応的ではないといえる。またモデル3の金利のボラティリティも符号条件は満たすものの、有意ではない。ただし、推定誤差を最大限、考慮しても金利のボラティリティが高まればユーロ安になる可能性はある。したがって、ユーロ圏諸国の金利格差が広がれば、投資家はユーロ投資をリスクの高いものと考え、ユーロを売却する可能性を示唆している。ただし、

表 6-3 DOLS の推計結果

	モデル 1		モデル 2		モデル 3	
	係数	修正済みt値	係数	修正済みt値	係数	修正済みt値
γ_0	-5.326	-5.023 ***	-5.652	-4.740 ***	-6.106	-5.401 ***
γ_1	0.732	5.221 ***	0.767	5.057 ***	0.828	5.639 ***
γ_2	-7.762	-2.779 **	-7.273	-2.832 **	-7.538	-3.006 ***
γ_3	6.815	1.742 *	6.774	1.867 *	5.943	1.526
γ_4	5.734	1.773 *	5.039	1.505	6.604	-5.401 **
γ_5			1.596	0.834		
γ_6					0.827	1.534
自由度調整済み決定係数		0.735		0.749		0.766
標準誤差		0.072		0.070		0.068
残差平方和		0.412		0.385		0.359
調整要素		1.956		1.892		1.895

注 1) md が単位根をもつことが確認されたため、リード・ラグ 12 期をもつ DOLS によって、推定した。ただし、リード・ラグ項は報告されていない。

注 2) 1%基準で有意である場合は***、5%基準で有意である場合は**、10%基準で有意である場合は*をつけて示している。

注 3) DOLS のリーズ・ラグは SIC によって選択した。その結果、それぞれ 2 を選択した。

注 4) ラグ・トランケーション (lag truncation) は、Newey = West(1994) に従い、3 とした。

注 5) 調整要素 (rescaled factor) によって修正した t 値を修正済み t 値として示している。

統計的には二つのモデルの推定結果より、投資家は推定期間中、あまりリスクには感応せず、ユーロ圏とアメリカとの間の資本移動は完全であり、二つの地域・国の債券は完全代替に近いものと考えられる。

4. むすび

本章では、ユーロ導入以降のユーロ・ドルレートの決定要因を、従来のマネタリー・モデルをもとに分析した。ただし、従来の実証研究では、非定常データを用いて実証がおこなわれていたが、近年の時系列分析の研究成果である共和分検定およびダイナミック OLS (DOLS) を用いた分析がおこなわれつつある。そこで、本章でも新たに EU の共通通貨として創出されたユーロと US ドルとの為替レートの決定を分析した。それにより、完全代替のマネタリー・モデルがユーロ・ドルレートでは当てはまりがよく、マネーサ

プライ差、所得格差、期待インフレ格差、金利格差がユーロ・ドルレートに影響を与えていることが示された。

これらのことによって、ユーロ・ドルレートの動向は、概ねハイブリッド・マネタリー・モデルで説明できることがわかった。金融グローバル化が進展し、世界の金融取引において主要な通貨であるユーロとドルでは資本移動が完全であり、資産の代替性が認められることも明らかとなった。

今後の課題としては、超短期の動きと短期の動きをつなぐ理論と実証分析が求められることである。日々の超短期では、ランダム・ウォークと呼ばれる変動によってファイナンス理論では説明されることが一般的となってきた。ユーロ・ドルレートも超短期では、ランダム・ウォークに従う可能性もある。そのような動きと、マネタリー・モデルで説明可能な短期的な動きとを、どのように接合し、合理的に説明するかが求められよう。それに関しては、今後の研究課題としたい。

第7章 ユーロ圏での経常収支調整

1. はじめに

ユーロが導入され、ユーロ圏の経済統合が大きく進展してきた。貿易、投資はユーロによって取引コストが大きく低下し、域内での経済的な一体性は高まっているように思われる。ユーロ圏全体の経常収支は、図7-1にみられるように、時期によって不均衡の方向と幅も異なるものの、概ね均衡している。したがって、ユーロ圏全体の経常収支不均衡は、アメリカのように持続可能性が問題となるような事態ではない。しかし、ユーロ加盟国では、図7-2に示されるような諸国が経常収支赤字を記録しており、その幅は拡大している。

では、そもそも経常収支不均衡は経済的な問題なのであろうか？一般的に、

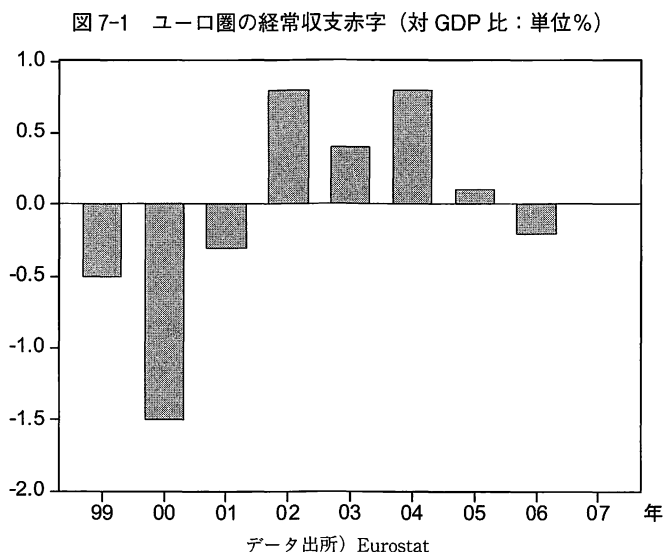
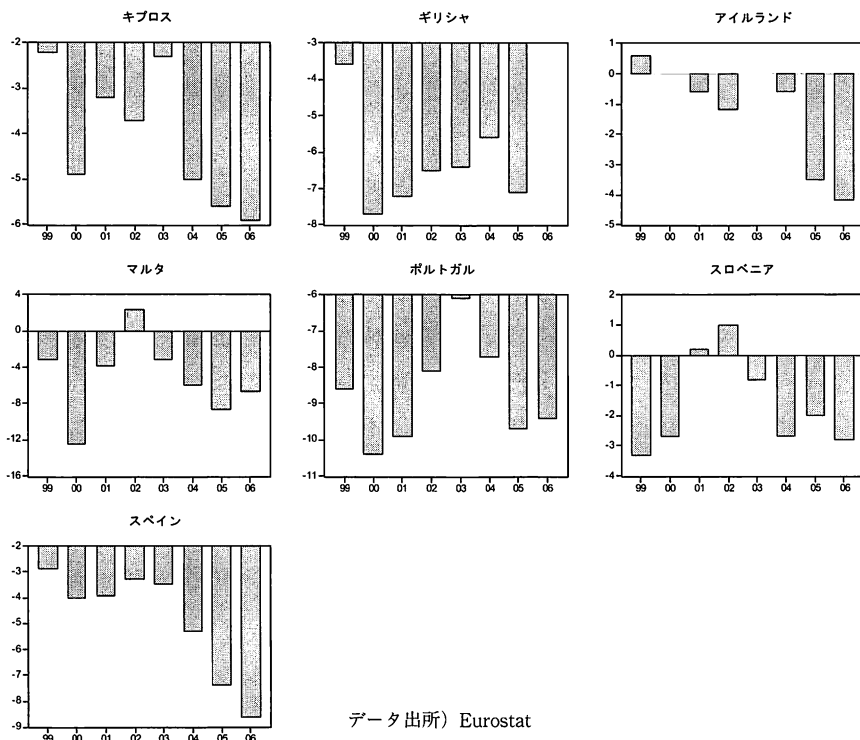


図 7-2 ユーロ圏での経常収支赤字国（対 GDP 比：単位％）



IS バランスによる経常収支不均衡であれば、投資の限界効率はいずれ低下して、投資は減退し、また投資の増加によって所得も増加するので、貯蓄は増加する。したがって、経済収支不均衡は改善されることとなり、経常収支不均衡は理論的には問題にする必要はない。また、経常収支の裏である資本収支から考察しても、資本移動が自由化されている世界では、対外借入国（経常収支赤字国）と貸出国（経常収支黒字国）が存在するのは、自然な状態であり、これも問題とされることはない。さらに、ユーロ圏では財政収支による経常収支不均衡であれば、安定成長協定を維持することによって、経常収支赤字には歯止めがかかり、財政バランスの改善とともに経常収支不均衡も改善する。

しかし、生産性ショックによる経常収支不均衡の場合、即座に是正は難しい。資本移動が経常収支不均衡をファイナンスするのは、EU 金融市場がほぼ統合されているので容易である。したがって、すぐに不均衡が問題となることはない。経常収支の維持可能性が問題となることはないものの、将来的には経常収支黒字を出す必要はあり、それへの懸念が高まれば、たとえユーロ加盟国であっても、カントリー・リスクが高まり、当該国向け金利の上昇は考えられる。したがって、通貨同盟国であっても、経常収支不均衡は放置できる問題ではない。

一方、需要ショック、すなわち財政赤字によるショックが発生した場合、財政赤字を返済するのは将来世代であり、当該国で将来世代の返済意志が不確実である場合には、やはり現在の財政赤字への懸念とともに経常収支赤字への不安も高まる。

先ほどの図 7-1、図 7-2 に戻ろう。ユーロ圏での経常収支動向を対 GDP 比で示したものが、図 7-1 である。図 7-1 から、ユーロ圏全体では赤字と黒字を繰り返しながらも、ほぼ均衡に近い水準で変動している。またユーロ圏での経常収支赤字国では、ギリシャ、ポルトガルが赤字を持続し、スペインは赤字幅を拡大させている。ユーロ新規導入国であるキプロスは赤字を拡大させ、マルタ、スロベニアも赤字を持続している。赤字幅ではギリシャ、ポルトガル、スペインの大きさが GDP 比 7% を超えており、その幅は小さいものではないといえる¹⁾。

次に、ユーロ圏とユーロ圏内での経常収支赤字国の統計的特性を調べる。具体的には、経常収支が非定常であるかどうかを、単位根検定を用いて調べる。もし非定常であるならば、当該国の経常収支不均衡は、平均回帰的に動き経常収支は拡大しないものの、持続する可能性がある。定常であるならば、平均回帰的な動きを示すことなく、経常収支が拡大する可能性があることを示す。

最も一般的に単位根検定として用いられている拡張されたディッキー・フ

1) この点については補論（本章末）で確認する。

表 7-1 経常収支の単位根検定

	ユーロ圏	アイルランド	ギリシャ	ポルトガル	スペイン	スロベニア	キプロス	マルタ
レベル	-1.994918*	-2.271354*	4.376187	-0.195366	0.9852	-2.85395**	0.4539	-1.033727
ラグ	0	0	3	0	0	0	1	4
階差	-7.081508**	-2.105794*	-6.185509**	-1.966118*	-2.105794*	-9.456047**	-14.61776**	-2.635632**
ラグ	0	2	0	7	2	0	2	3

注 1) どの推定でも、定数項、トレンドは含めていない。

注 2) レベルとは、経常収支をレベルで検定したときの t 値を示し、階差とは経常収支の階差をとったものを検定したときの t 値を示す。

注 3) ラグは SIC に基づく。

注 4) ** は 1%基準で、* は 5%基準で、それぞれ単位根をもつことを棄却することを示す。

ラー（ADF）検定をここでも用いた²⁾。推定期間は、1999 年第 1 四半期から 2007 年第 4 四半期までとした。その結果が表 7-1 に掲げられている。それによると、単位根をもち非定常であるのは、ギリシャ、ポルトガル、スペイン、アイルランド、キプロス、マルタ定常であるのはユーロ圏全体、スロベニアのそれぞれの経常収支である。したがって、ユーロ圏、スロベニアの経常収支は非定常であり、それは拡大すること、縮小することもありうる。また、その他の定常である経常収支赤字国は、赤字が持続してゆくことを示唆している。

以上の統計的特性をもつことがわかったものの、ユーロ圏とその他の国の経常収支がどのように変動するのかは、まだ不明である。特に定常的な統計的性質をもつユーロ圏とスロベニアの経常収支の変動要因を解明する必要がある。そこで以下の節では、それを実証研究する。第 2 節では構造 VAR モデルを展開する。第 3 節では、構造 VAR の結果と、経常収支とショックとの実証結果を示す。第 4 節では、通貨同盟内での経常収支不均衡の意味を長期金利との関係を中心に論ずる。

2) 他に KPSS 検定をおこなったが、同様の結果がえられた。

2. 実証モデル

ここで第2章の粘着的マネタリー・モデルを適用し、ショックを識別した上で、そのショックと経常収支とを回帰することで、どのショックが経常収支に与える影響が大きいのか、そして経常収支を均衡へともたす要因はどのようなものがあるのかを実証する。

i 国と j 国との経常収支は、完全雇用を仮定すれば、i 国通貨、j 国通貨間の実質為替レートに依存し、不完全雇用を仮定するならば、i、j 2 国の総需要（あるいは均衡では総供給とも等しい）にも依存することになる。そこで、次の (7-1) 式のように経常収支関数を想定する。

$$CA_{ij,t} = c_0 + \alpha_1 q_{ij,t} + \alpha_2 y_{ij,t} \quad (7-1)$$

$CA_{ij,t}$ は t 期の i 国 j 国との経済収支（対 GDP 比）、 $q_{ij,t}$ は i、j 間の実質為替レート（自然対数値）、 y は i 国と j 国の相対的総需要を示す³⁾。これより

$$CA_{ij,t} - CA_{ij,t-1} = \alpha_1 \Delta q_{ij,t} + \alpha_2 \Delta y_{ij,t} \quad (7-2)$$

となる。ただし、 Δ は階差を表す。本章では、経常収支を変動させる実質為替レートの変動と経済成長の変動の要因を外生ショックに求め、外生ショックと経常収支の変動を分析する。さらに、外生ショックを供給ショック、需要ショック、貨幣ショックに識別し、どのショックが経常収支に与える影響が大きいのかを検討する。ここで、ショックの識別に関しては、Blanchard=Quah (1989) による長期制約を課した構造 VAR モデルを用いて識別する。

もし、ユーロ加盟各国で経常収支に与えるショックの影響が異なるとすれば、経常収支の変動も各国で異なる可能性があり、域内での経常収支不均衡が常態化する可能性がある。

3) y_{ij} は i 国の総需要（自然対数値）から j 国の総需要（自然対数値）を引いた差である。本章では、i 国、j 国の構造パラメータが等しい対称的な経済と仮定する。以下のモデルでも同様の仮定をおいている。

外生ショックと実質為替レート、相対的総供給との関係を次のように想定する。

$$\Delta q_{ij,t} = x_1 \varepsilon_{ij,t}^s + x_2 \varepsilon_{ij,t}^d \quad (7-3)$$

$$\Delta y_{ij,t} = \omega_1 \varepsilon_{ij,t}^s + \omega_2 \varepsilon_{ij,t}^d \quad (7-4)$$

ただし、 $\varepsilon_{ij,t}^s$ は t 期の i 国、j 国間の相対的供給ショックを、 $\varepsilon_{ij,t}^d$ は t 期の i、j 間の相対的需要ショックを表す。したがって、(7-3)、(7-4)式を (7-2)式に代入すると、

$$\begin{aligned} CA_{ij,t} - CA_{ij,t-1} &= \alpha_1 (x_1 \varepsilon_{ij,t}^s + x_2 \varepsilon_{ij,t}^d) + \alpha_2 (\omega_1 \varepsilon_{ij,t}^s + \omega_2 \varepsilon_{ij,t}^d) \\ &= (\alpha_1 x_1 + \alpha_2 \omega_1) \varepsilon_{ij,t}^s + (\alpha_1 x_2 + \alpha_2 \omega_2) \varepsilon_{ij,t}^d \end{aligned} \quad (7-5)$$

(7-5)式をみると、実質為替レートは供給ショック、需要ショックに依存する。生産は、供給ショックにのみ依存するものと想定する。

ここで、経常収支変動に対し、相対的供給ショックが影響を与えるということは、例えば二つの国の間での技術ショックが大きいことを意味する。これは、長期的なショックであり、これが経常収支不均衡の支配的要因であるならば、その不均衡は持続することを示唆する。

経常収支変動に対し、相対的需要ショックが大きな影響を与えるということは、二つの国の間での需要シフト、財政支出などによる需要変動が経常収支に影響を与える程度が大きいことを示唆する。これは、短期的なショックであり、これが経常収支不均衡の支配的要因であるならば、その不均衡は一時的な需要変動が消失すると、経常収支不均衡も長期的には持続しないことを意味する。

本章で分析する問題は、ユーロ圏の経常収支赤字国において、これらのショックがどの程度、影響を与えるのか、またユーロ圏の経常収支赤字各国では、どのショックが主因となって経常収支赤字となっているのかということである。

ここでショックの識別に関しては、本書第2章で用いたものと同じモデル

を用いる。

$$y_{ij,t} = d_{ij,t} + \eta q_{ij,t} - \sigma (i_{ij,t} - E_t(p_{ij,t+1} - p_{ij,t})) \quad (7-6)$$

$$m_{ij,t} - p_{ij,t} = y_{ij,t} - \lambda i_{ij,t} - \varepsilon_{ij,t}^n \quad (7-7)$$

$$i_{ij,t} = E(s_{ij,t+1} - s_{ij,t}) \quad (7-8)$$

$$p_{ij,t} = (1 - \theta) E_{t-1} p'_{ij,t} + \theta p^l_{ij,t} \quad (7-9)$$

$$y_{ij,t}^s = y_{ij,t-1}^s + \varepsilon_{ij,t}^s \quad (7-10)$$

$$d_{ij,t} = d_{ij,t-1} + \varepsilon_{ij,t}^d - \varepsilon_{ij,t-1}^d \quad (7-11)$$

(7-6)式は総需要を表す。 y_{ij} は当該国の総需要とユーロ圏平均の総需要との対数値の差である相対的総需要、 $d_{ij,t}$ は相対的需要ショック、 $q_{ij,t}$ は実質為替レート、 $i_{ij,t}$ は名目金利差（実数の差）、 $p_{ij,t}$ は当該国の物価を表す。添え字は期間を表す。また $E_t(p_{ij,t+1} - p_{ij,t})$ はt期からt+1にかけての相対的期待インフレ率を表す。さらに、 $q_{ij,t} = s_{ij,t} + p_{ij,t}$ として定義され、 $s_{ij,t}$ はi国通貨、j国通貨間の名目為替レートを表す。

(7-7)式は貨幣市場の均衡式であり、 $m_{ij,t}$ はマネーサプライの対数値の差である相対的マネーサプライを表す。(7-7)式の左辺は相対的実質マネーサプライを表す。マネーサプライの管理は欧州中央銀行によって一元的におこなわれ、当該国に配分されたマネーサプライ残高を表すものとする。また、右辺は貨幣需要を表す。通常の貨幣需要の仮定と同様に、総需要に関して正、金利に関して負の仮定をおく。ただし、簡単化のために総需要の係数を1とする。さらに $\varepsilon_{ij,t}^n$ はt期の相対的名目ショックを示す。具体的には、金融市場での貨幣需要の低下とそれによる証券の取得を示す。言い換えるとポートフォリオ・シフト・ショックを示すものとする。

(7-8)式は、相対的金利平価を表す。すなわち、当該国金利とユーロ圏平

均金利の差が相対的為替レート変化率 $E(s_{ij,t+1} - s_{ij,t})$ に等しい。(7-9)式は相対的物価の決定を表し、 t 期の物価は $t-1$ 期の均衡物価予想 $E_{t-1}p'_{ij,t}$ と現実の均衡物価 $p'_{ij,t}$ のウェイト付けされて決定するものと仮定する。この特徴が物価の粘性性を表す。例えば、現実の均衡物価が達成される状態は $\theta=1$ で表され、この時には現実の物価が均衡物価と一致する。

次に確率的ショックを次のように想定する。(7-10)式は相対的総供給を表し供給ショック $\varepsilon_{ij,t}^s$ はホワイトノイズとする。(7-11)式は需要ショックの変動式であるが、 $t-1$ 期の需要ショック $\varepsilon_{ij,t-1}^d$ の一部に影響を受けて、 t 期のホワイトノイズである需要ショック $\varepsilon_{ij,t}^d$ とともに変動するものとする。以上の構造式を短期均衡で解く。ここで短期均衡とは $0 < \theta < 1$ の状態であり、長期には $\theta=1$ が達成される。短期均衡は次の (7-12)式～(7-14)式で示される。

$$y_{ij,t} = y_{ij,t}^l + v(1-\theta)(\eta + \sigma) + (\varepsilon_{ij,t}^n - \varepsilon_{ij,t}^s + \alpha\gamma\varepsilon_{ij,t}^d) \quad (7-12)$$

$$q_{ij,t} = q_{ij,t}^l + v(1-\theta)(\varepsilon_{ij,t}^n - \varepsilon_{ij,t}^s + \alpha\gamma\varepsilon_{ij,t}^d) \quad (7-13)$$

$$p_{ij,t} = p_{ij,t}^l - (1-\theta)(\varepsilon_{ij,t}^n - \varepsilon_{ij,t}^s + \alpha\gamma\varepsilon_{ij,t}^d) \quad (7-14)$$

上記の式より短期均衡値と長期均衡値の乖離は θ の大きさに依存することかわかる。

本章では、当該国とユーロ圏全体との相対的総需要 $y_{ij,t}$ 、実質為替レート $q_{ij,t}$ 、経常収支赤字のユーロ圏加盟国とユーロ圏全体との相対的物価 $p_{ij,t}$ の変化をとった3変数のSVARと、当該国と米国との3変数SVAR、そしてユーロ圏と米国との3変数SVARの三つのモデルが構成される。すなわち、
1) i がユーロ圏加盟国、 j がユーロ圏全体、2) i がユーロ圏加盟国、 j が米国、
3) i がユーロ圏全体、 j が米国、の三つのケースを検討する。それらのベクトルは、

$$x_t = [\Delta y_{ij,t}, \Delta q_{ij,t}, \Delta p_{ij,t}] \quad (7-15)$$

と示される。また、 x_t は次の構造によって与えられる。

$$x_t = C(L) \varepsilon_t \quad (7-16)$$

ここで L はラグ・オペレータであり、 $\varepsilon_t = [\varepsilon_{ij,t}^s, \varepsilon_{ij,t}^d, \varepsilon_{ij,t}^n]$ は構造ショックを表す。これらのショックは系列相関がなく、それぞれの分散を1と基準化し、分散共分散行列は単位行列に基準化されるものとする。

それぞれのショックは直接観察できないので、推定された VAR よりもとの三つのショックを識別するために、VMA 表現の推定から ε_t を求める。すなわち、

$$x_t = A(L) u_t \quad (7-17)$$

$A(L)$ は単位行列であり、攪乱ベクトル u_t を表し、共分散行列を推定したものである。(7-16)式と (7-17)式より、次のような線形関係が求められる。

$$u_t = C_0 \varepsilon_t \quad (7-18)$$

推定された攪乱ベクトル u_t から構造ベクトル ε_t のベクトルを知るためには、行列 C_0 を識別する必要がある。対称行列 $\Sigma = C_0 C_0'$ は九つの要素のうち六つに制約をかけることが必要となる。すなわち、

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta q_t \\ \Delta p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C(1) & 0 & 0 \\ C(2) & C(4) & 0 \\ C(3) & C(5) & C(6) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{ij,t}^s \\ \varepsilon_{ij,t}^d \\ \varepsilon_{ij,t}^n \end{bmatrix} \quad (7-19)$$

と仮定する。この制約は Blanchard=Quah (1989) に基づいており、名目ショックは生産、物価に対して影響を与えず、需要ショックは長期的に生産に影響を与えないと仮定していることになる。(7-19)式を推定することにより、三つのショックの識別とショックの特性、そして各変数のそれぞれのショックからの影響を識別することが可能となる。

ここで注意せねばならないのは、名目ショックは貨幣供給ショックではなくて貨幣需要ショックである。なぜなら、ユーロ圏では加盟国独自の貨幣供給ショックが起きないからである。そのため、名目ショックの差はユーロ圏

と各国の貨幣需要のショックの相対的な差となる。

3. 実証結果

第2節での構造 VAR によって識別されたショックを説明変数にし、ユーロ加盟国の経常収支を回帰した。推定方法は最小二乗法による。推定対象は、ユーロ圏と、ユーロ加盟国の経常収支赤字国であるギリシャ、スペイン、ポルトガル、アイルランド、キプロス、スロベニアとした。赤字国であるマルタに関しては、推定するだけのデータが収集できなかったために除外した。

変数は四半期データを用い、データの入手に関して GDP、消費者物価指数は Eurostat から、実質為替レートとして実質実効レートを利用し、IMF の *International Financial Statistics* CD-ROM から入手した。経常収支は Eurostat から入手し、当該国の GDP で基準化している。域内各国別の経常収支がえられなかったため、当該国とその他世界との経常収支を用いる。

推定期間は、ユーロ発足後の 1999 年第 1 四半期から 2007 年第 4 四半期までとしている。ただし、構造 VAR の推定では、SIC (Schwarz Information Criteria) よりラグを 4 としたため、経常収支の推定期間は、2000 年第 1 四半期から 2007 年第 4 四半期までとなる。

また、ユーロ圏全体の経常収支の推定に関しては、アメリカとユーロ圏との経済の差に着目し、両地域の差の変数を用いる。また、ユーロ加盟国に関しては、ユーロ圏全体とアメリカとの関連に着目し、ユーロショックと当該国のショックの差とアメリカと当該国のショックの差を用いて経常収支を推定している。

まず、3 変数の構造 VAR モデルを用いて、ショックを識別した。それによって推定された係数行列を掲げたのが表 7-2 である。これをみると、概ね係数行列は有意であり、ショックは識別されているものと考えられる。

次に、識別された供給ショックと需要ショックによって経常収支の変化を推定する。ユーロ圏の経常収支に関しては、ユーロ圏とアメリカとのそれぞれのショックの差で推定する。また、ユーロ加盟国については、当該国とユ

表 7-2 構造 VAR の係数行列

ユーロ圏	係数	z 値	アイルランド	係数	z 値	ギリシャ	係数	z 値
C(1)	0.002	7.483	C(1)	0.005	7.746	C(1)	0.004	6.782
C(2)	-0.008	-1.226	C(2)	-0.002	-1.993	C(2)	0.001	0.375
C(3)	-0.001	-4.197	C(3)	0.001	2.409	C(3)	0.000	-0.159
C(4)	0.034	7.483	C(4)	0.006	7.746	C(4)	0.008	6.782
C(5)	-0.001	-3.330	C(5)	0.000	0.687	C(5)	0.001	1.896
C(6)	0.001	7.483	C(6)	0.002	7.746	C(6)	0.001	6.782
対数尤度	320.152		対数尤度	295.965		対数尤度	264.133	

ポルトガル	係数	z 値	スペイン	係数	z 値	キプロス	係数	z 値
C(1)	0.005	8.124	C(1)	0.003	8.246	C(1)	0.002	5.657
C(2)	0.001	0.816	C(2)	0.000	0.696	C(2)	0.005	5.013
C(3)	-0.001	-0.968	C(3)	-0.001	-6.258	C(3)	0.001	5.359
C(4)	0.010	8.124	C(4)	0.003	8.246	C(4)	0.002	5.657
C(5)	0.002	4.309	C(5)	0.000	1.912	C(5)	0.000	-2.293
C(6)	0.002	8.124	C(6)	0.001	8.246	C(6)	0.000	5.657
対数尤度	322.304		対数尤度	405.407		対数尤度	222.547	

スロベニア	係数	z 値
C(1)	0.002	7.348
C(2)	-0.003	-0.789
C(3)	0.000	-1.655
C(4)	0.021	7.348
C(5)	0.000	1.016
C(6)	0.001	7.348
対数尤度	249.550	

注) スロベニアは実質実効レート代わりに実質為替レートを用いている。

実質為替レートは、スロベニアとアメリカの CPI ベースで作成した。

ユーロ圏全体のショックとの差、また当該国とアメリカとのショックの差によって回帰する。ただし、ユーロ圏のショックとアメリカのショックとの相関がある可能性があるため、それぞれ別に回帰式を構成した。推定結果を示したのが、表 7-3、表 7-4 である。表 7-3 はユーロ圏の経常収支の推定結果であり、表 7-4 はユーロ圏内の経常収支赤字国の推定結果である。

表 7-3 をみると、ユーロ圏の経常収支はアメリカとの相対的なショックに大きく影響を受けていることがわかる。すなわち、アメリカの供給ショック

表 7-3 ユーロ圏の経常収支の推定

変数	係数	標準偏差	t 値	P 値
ε^s	4.9139	1.6603	2.9596	0.0067
ε^d	-4.0561	1.4220	-2.8524	0.0086
自由度修正済み決定係数	0.3245	対数尤度	-94.3219	
回帰式の標準誤差	7.4362	ダービン・ワトソン比	1.9546	
残差二乗和	1382.4470			

注) ε^s は供給ショックのユーロ圏とアメリカとの差を、 ε^d はユーロ圏とアメリカとの需要ショックの差を表す。それぞれ、ユーロ圏のショックからアメリカのショックを差し引いた値である。

に比べてユーロ圏の供給ショックが増加すると、経常収支は黒字の方向に動くことが示されている。これは、ユーロでの技術革新などの供給ショックが発生すれば、輸出の増加をもたらし、それにより経常収支黒字がもたらされることを示唆している。また、ユーロ圏での需要ショックが相対的に増加すると、経常収支は赤字傾向になる。これは財政支出の拡大などにより、需要ショックが発生すると、輸入増を通じて経常収支は赤字の方向に動くことを示唆する。これらの結果は、ユーロ圏の経常収支はアメリカとの間での経常取引が重要な要素となっていることも示唆している。

次に、ユーロ加盟国の赤字国の推定結果が表 7-4 に掲げられている。ギリシャでは、ユーロとのショックが支配的であり、対アメリカとのショックからは影響を受けない可能性があることを示している。すなわち、ギリシャはユーロとの経常取引が経常収支に影響を与える支配的要因であり、そのショックは供給、需要ともに影響を与える可能性がある。スペインは、ユーロ圏との相対的な需要ショックが支配的な要因であるものの、それ以外のショックは影響を与えていない。特にユーロ圏との相対的な生産ショックは影響を与えないので、スペインでの供給ショックが生じたとしても、スペインの輸出増を招く可能性が低いことを示す。

ポルトガルは、ユーロ圏とのショックの差は影響を受けず、アメリカの需要ショックに影響を受けることを示している。ユーロとの経常取引よりもアメリカとの取引が、ポルトガルの経常収支に影響を与える。同様に、アイルランドでもアメリカとの相対的な需要ショックの差が影響を与えることにな

表 7-4 ユーロ加盟国の経常収支の推定

ギリシャ

対ユーロ圏

変数	係数	標準偏差	t 値	P 値
ε^s	4.9860	1.5665	3.1828	0.0047
ε^d	-2.7285	1.1282	-2.4184	0.0252
自由度修正済み決定係数	0.2008	対数尤度	-90.5878	
回帰式の標準誤差	15.5855	ダービン・ワトソン比	1.4831	
残差二乗和	4858.1852			

対アメリカ

変数	係数	標準偏差	t 値	P 値
ε^s	2.0789	1.5459	1.3448	0.1937
ε^d	0.3583	1.7139	0.2091	0.8365
自由度修正済み決定係数	-0.1731	対数尤度	-94.8103	
回帰式の標準誤差	18.8833	ダービン・ワトソン比	1.8733	
残差二乗和	7131.6043			

注) ε^s は供給ショックの差を、 ε^d は需要ショックの差を表す。

スペイン

対ユーロ圏

変数	係数	標準偏差	t 値	P 値
ε^s	0.7650	0.6112	1.2517	0.2203
ε^d	0.5139	0.1911	2.6877	0.0115
自由度修正済み決定係数	-0.0772	対数尤度	-105.5694	
回帰式の標準誤差	6.1189	ダービン・ワトソン比	2.0422	
残差二乗和	1160.6981			

対アメリカ

変数	係数	標準偏差	t 値	P 値
ε^s	0.1038	0.2986	0.3477	0.7305
ε^d	0.1292	0.3798	0.3402	0.7361
自由度修正済み決定係数	-0.1535	対数尤度	-100.4715	
回帰式の標準誤差	6.3944	ダービン・ワトソン比	2.2448	
残差二乗和	1185.7632			

キプロス
対ユーロ圏

変数	係数	標準偏差	t 値	P 値
ε^s	0.0735	0.0439	1.6727	0.1182
ε^d	0.0610	0.0273	2.2318	0.0439
自由度修正済み決定係数	0.2678	対数尤度	0.4350	
回帰式の標準誤差	0.2524	ダービン・ワトソン比	2.1977	
残差二乗和	0.8287			

対アメリカ

変数	係数	標準偏差	t 値	P 値
ε^s	0.0854	0.0264	3.2250	0.0066
ε^d	0.0388	0.0170	2.2754	0.0405
自由度修正済み決定係数	0.3174	対数尤度	0.9612	
回帰式の標準誤差	0.2437	ダービン・ワトソン比	2.8123	
残差二乗和	0.7725			

注) ε^s は供給ショックの差を、 ε^d は需要ショックの差を表す。

ポルトガル
対ユーロ圏

変数	係数	標準偏差	t 値	P 値
ε^s	-0.8724	0.6112	1.2517	0.2200
ε^d	-0.4237	0.1911	2.6877	0.0115
自由度修正済み決定係数	0.0083	対数尤度	-105.5694	
回帰式の標準誤差	0.0097	ダービン・ワトソン比	2.0422	
残差二乗和	0.0028			

対アメリカ

変数	係数	標準偏差	t 値	P 値
ε^s	1.9331	0.0006	0.2944	0.7706
ε^d	-0.1291	0.0006	-2.0418	0.0507
自由度修正済み決定係数	0.1005	対数尤度	99.7236	
回帰式の標準誤差	0.0090	ダービン・ワトソン比	1.6231	
残差二乗和	0.0022			

アイルランド

対ユーロ圏

変数	係数	標準偏差	t 値	P 値
ε^s	0.0003	0.0010	0.3146	0.7553
ε^d	-0.0001	0.0004	-0.1736	0.8634
自由度修正済み決定係数	-0.0521	対数尤度	86.0454	
回帰式の標準誤差	0.0155	ダービン・ワトソン比	2.8586	
残差二乗和	0.0070			

対アメリカ

変数	係数	標準偏差	t 値	P 値
ε^s	-0.0014	0.0012	-1.1862	0.2459
ε^d	0.0012	0.0005	2.2446	0.0332
自由度修正済み決定係数	0.0968	対数尤度	82.3423	
回帰式の標準誤差	0.0146	ダービン・ワトソン比	2.3545	
残差二乗和	0.0058			

注) ε^s は供給ショックの差を、 ε^d は需要ショックの差を表す。

スロベニア

対ユーロ圏

変数	係数	標準偏差	t 値	P 値
ε^s	0.0043	0.0016	2.6230	0.0149
ε^d	-0.0009	0.0015	-0.6175	0.5427
自由度修正済み決定係数	0.1748	対数尤度	47.3515	
回帰式の標準誤差	0.1404	ダービン・ワトソン比	2.3058	
残差二乗和	0.0407			

対アメリカ

変数	係数	標準偏差	t 値	P 値
ε^s	0.0037	0.0014	2.6063	0.0066
ε^d	0.0013	0.0017	0.7625	0.0405
自由度修正済み決定係数	0.1126	対数尤度	46.9381	
回帰式の標準誤差	0.0414	ダービン・ワトソン比	2.2488	
残差二乗和	0.0411			

注) ε^s は供給ショックの差を、 ε^d は需要ショックの差を表す。

り、これらの国はユーロ加盟国であっても、域外のアメリカのショックが重要な要因となる。

ユーロの新規利用国であるスロベニアとキプロスについては、ユーロ圏とアメリカとの両方の影響を受けることがわかる。ただし、スロベニアはユーロとの供給ショックの差が有意であるのに対し、キプロスでは需要ショックの差が有意である。アメリカのショックとの差に関しては、両国とも有意であり、アメリカとの間での経常取引も、これらの国の経常収支に影響を与えていることを示唆している。

4. 通貨同盟の中での経常収支不均衡の意味

以上でみてきたように、ユーロ圏全体の経常収支不均衡は、供給ショックと需要ショックの双方に影響を受けることが実証された。この点については、ユーロ圏がアメリカを代表とした域外との経済取引に影響を受けることは当然のことともいえる。ただし、需要ショックの影響が確認されたため、短期的なショックも経常収支の変動にとっては重要な要素となる。

また、ユーロ加盟各国のうち、経常収支赤字国では、すべて同じ要因によって不均衡が発生しているとはいえないことも、同時に確認された。すなわち、対 EU 供給ショックが経常収支不均衡に決定的な要素となる国もあれば、対米供給・需要ショックが重要となる国もみられ、ユーロ圏内でも貿易・投資を通じた経済統合に伴う一体性は途上であることを示唆している。

そこで、加盟国の経常収支不均衡は、ユーロ圏全体にどのような影響を与えるのであろうか。最後に、この点を確認しておこう。通貨同盟全体に対して、特定国の経常収支不均衡が問題となる場合は、経常収支不均衡が通貨同盟内の長期金利に影響を及ぼす場合であろう。例えば、ある国の経常収支赤字が当該国のリスク・プレミアムを引き上げ、長期金利を上昇させ、さらにそれが通貨同盟域内の平均長期金利を上昇させるのならば、加盟国の経常収支不均衡は是正する必要がある。

それを確認するために、赤字国の経常収支と長期金利との関係を、経常収

支が非定常であったギリシャ、ポルトガル、スペイン各国の長期国債金利の変化と経常収支とのヨハンセンの共和分検定をおこなった。また、定常であったアイルランドの経常収支に関しては、長期国債金利の変化を説明変数にして最小二乗法を用いて推定した。

表 7-5a 経常収支と長期国債金利の共和分検定

ポルトガル

	固有値	トレース検定	P 値	最大固有値検定	P 値
None *	0.191	12.527	0.046	12.272	0.033
At most 1	0.004	0.255	0.673	0.250	0.673

ギリシャ

	固有値	トレース検定	P 値	最大固有値検定	P 値
None *	0.421	25.769	0.000	24.026	0.000
At most 1	0.039	1.743	0.220	1.743	0.220

スペイン

	固有値	トレース検定	P 値	最大固有値検定	P 値
None *	0.266	26.717	0.006	17.948	0.024
At most 1	0.140	8.769	0.059	8.769	0.059

基準化した共和分係数（カッコ内は標準誤差）

ポルトガル		スペイン		ギリシャ	
金利の変化	経常収支	金利の変化	経常収支	金利の変化	経常収支
1	0.0000359 (0.000044)	1	0.000011 (0.000013)	1	0.009086 (0.00452)

注) ヨハンセンの共和分検定による。

推定期間は 1993 年第 1 四半期から 2007 年第 4 四半期。

表 7-5b 経常収支と長期国債金利との回帰分析

アイルランド

非説明変数	長期国債金利の変化		
変数	係数	t 値	p 値
定数項	-0.081	-1.337	0.187
経常収支	-0.086	-3.232	0.002
長期国債金利の変化 (-1)	0.387	6.554	0.000
自由度調整済み決定係数	0.187606	対数尤度	-24.43542
回帰式の標準誤差	0.378673	ダービン・ワトソン比	1.689238
残差二乗和	7.886613		

注) Newey=West の HAC 分散共分散行列を用いて推定している。

その結果が表 7-5a と表 7-5b に示されている。これより、ギリシャ、ポルトガル、スペインでは一つの共和分ベクトルが存在するのが確認された。金利の変化を 1 と基準化したときの共和分ベクトルの係数符号は正であることが示されている。これは経常収支の動きと金利の変化が逆であることを示しており、経常収支赤字は金利の上昇を示唆する。

また、アイルランドでは、係数は有意に負であることが実証されている。すなわち、経常収支不均衡は上記 3 カ国の長期国債金利と同様にアイルランドの金利に影響を与えている。長期国債金利は、各国の財政状況および経済状況を反映して、それが各国国債金利のリスク・プレミアムに反映されると考えられるのならば、長期金利の格差として現れるであろう。しかし、通貨同盟を実施している場合、そのプレミアムが市場で十分に認識されたとすれば、各国長期金利の上昇は、平均的なユーロ圏の長期金利を上昇させることも考えられる。そうであれば、経常収支赤字は、財政収支赤字と同様にユーロ圏での金融安定および金融政策の円滑な運営に対して重大な支障を来すおそれがあることになる。一方、リスク・プレミアムに対する市場での反応がみられないとすれば、当該国の対外借入のディシプリンは働きにくい可能性もある。実際、ユーロ導入直前、導入予定国の金利は、その財政収支および経常収支とはあまり相関せず、一様に収斂していくことを経験している。いずれにせよ、経常収支不均衡が長期金利との相関には注意を要する。

ユーロ加盟国での経常収支に関しては、従来、議論されることはあまりなかった。これは、一つの経済域になると、その域内での経済取引が自由化されるため、経常収支不均衡がある程度、許容されるものと考えられてきたためであろう。しかし、経常収支不均衡の持続可能性は、供給ショックが不均衡の主因であることに依存するが、ギリシャ、キプロス、スロベニアでは、供給ショックが不均衡の主因となっている。したがって、これらの国では経常収支不均衡が長期的になることが考えられる。この事態は、ユーロの金融政策の攪乱にもなりえるので、何らかの対処が必要となる。ただし、具体的な経常収支不均衡策については、間接的な勧告はおこなうことができるものの、欧州委員会や蔵相理事会などもち合わせていない。今後、さらなる経

常収支不均衡の事態を注視する必要がある、不均衡の程度が大きくなる懸念が高まれば、具体的なガイドラインの設定も必要となるであろう。

補論

ここでは単純な債務残高動学と数値例でもって、経常収支赤字の大きさの意味を確認しよう。対 GDP 債務残高比率を d とし、実質 GDP 成長率を g 、対 GDP 純輸出を nex 、実質金利を r とする。そうすると、次の債務残高の動学式が成り立つ。ただし、ここでは経常収支の動きのみを考慮した部分均衡体系である。

$$\begin{aligned}\dot{d} &= nex + rd - gd \\ &= nex + (r - n) d\end{aligned}\tag{A-1}$$

ここで、成熟した社会であるユーロ圏の人口成長率 n をゼロとしよう。経常収支動学が収束するためには、 $\dot{d} < 0$ が成立せねばならないので、

$$\frac{nex}{d} < g - r\tag{A-2}$$

が成り立たねばならない。さらに、初期の対 GDP 債務残高比率を 1 とすると、

$$nex < g - r\tag{A-3}$$

が成り立たねばならない。したがって、現在のユーロ圏での平均的な長期国債金利を 4.4%、インフレ率を 3.7% とすると実質金利 r は 0.7% となり、近年のユーロ圏の平均成長率を 2% とすると、(A-3) 式の右辺は 1.3% となる。したがって、他の条件に変化がなければ、経常収支赤字は対 GDP 比 1.3% 以下でなければ、経常収支は収束しないことを意味する。

参考文献

- Ahnmed, S., B. W. Ickes, P. Wang and B. S. Yoo (1993) "International Business Cycles," *American Economic Review*, 83, 335-359.
- Alogoskoufis, G. and R. Portes (1997), "The Euro, the Dollar and the International Monetary System", in *EMS and International Monetary System* edited by P. R. Masson, T. H. Kruger and B. G. Turtleboom, International Monetary Fund, Washington D.C.58-78.
- , —— and Helene Rey (1997), "The Emergence of the Euro as an International Currency," *CEPR Discussion Paper* No.1741.
- Aoki, M. (1981) *Dynamic Analysis of Open Economies*, Academic Press, New York.
- Arestis, P., Mariscal Iris, B. F., Andrew, B. and Malcolm, S. (2002), "Explaining the Euro's Initial Decline", *Eastern Economic Journal*, 28, 71-88.
- Artis, M. and W. Zhang (1995), "International business Cycles and the ERM: Is There a European Business Cycle?," *CEPR Discussion Paper*, No.1191.
- Bayoumi, T. (1997), *Financial Integration and Real Activity*, Manchester University Press.
- and B. Eichengreen (1993) "Shocking Aspects of European Monetary Integration," in F. Torres and F. Giavazzi (eds.), *Adjustment and Growth in the European Monetary Union*, 193-229, Cambridge University Press, Cambridge.
- and —— (1993), "Shocking Aspects of European Monetary Integration," in *Adjustment and Growth in the European Monetary Union* edited by F. Torres and F. Giavazzi, Cambridge University Press, 193-240.
- and —— (1994), "One Money or Many? : Analyzing the Prospect for Monetary Unification in Various Parts of the World," *Princeton Studies in International Finance*, 76, International Finance Section, Princeton University.
- and —— (1997a), "Optimum Currency Areas and Exchange Rate Volatility: Theory and Evidence Compared," in *International Trade and Finance, New Frontiers for Research, Essays in Honor of Peter B. Kenen* edited by B. J. Cohen, Cambridge University.
- and —— (1997b), "Ever Closer to Heaven? An Optimum- Currency -Area index for European Countries," *European Economic Review*, 41, No.3-5, 761-770.
- Barro, R. and Sala-i-Martin, (1992)X. "Convergence", *Journal of Political Economy*, Vol.100, 223-251.
- Benassy-Quere, A., A. Italar and J. Pisani-Ferry (1994), The External Implications of the Single Currency, *Economie et Statistique, Special Issue*, 9-22.
- , Benoit Mojon and Armand-Denis Schor (1998), "The International Role of the Euro," *CEPII, document de travail* No.98-103.
- Bergsten, F. (1996) "The Impact of the Euro on Exchange Rates and International

- Policy Coordination," in *EMS and International Monetary System* edited by P. R. Masson, T. H. Kruger and B. G. Turtleboom, 17-48, International Monetary Fund, Washington D. C.
- Bertola, G. (1989) "Factor Flexibility, Uncertainty, and Exchange Rate Regimes," in M. De Cecco, and A. Giovannini (eds.) *A European Central Bank?* Cambridge University Press, Cambridge, 95-119.
- Bilson, J. (1983), "The Choice of an Invoice Currency in International Transactions," in Bhandari, J., and B. Putnam eds., *Economic Interdependence and Flexible Exchange Rates*, MIT Press, Cambridge, 384-401.
- Blanchard, O. and M. Watson (1986), "Are Business Cycles All Alike?," in R. J. Gordon (ed.), *The American Business Cycle, Continuity and Change*, 123-179, The University of Chicago Press, Chicago.
- and D. Quah (1989), "The Dynamic Effects of Aggregate Supply and Demand Disturbances," *American Economic Review*, 79, 655-673.
- and F. Giavazzi (2002), "Current Account Deficits in the Euro Area. The End of the Feldstein Horioka Puzzle?," *mimeo*.
- Black, S. W. (1991), "Transactions Costs and Vehicle Currencies," *Journal of International Money and Finance*, 10, 512-526.
- Blanchard, B. and L. Katz (1992) "Regional Evolutions," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1-75.
- Bofinger, P. (1994), "Is Europe an Optimum Currency Area," in *30 years of European Monetary Integration from the Werner Plan to EMU* edited by A. Steinherr, Longman, 38-56.
- Boyer, R. (2000), "The Unanticipated Fallout of European Monetary Union: The Political and Institutional Deficits of the Euro," in *After the Euro* edited by C. Crouch, 24-88, Oxford University Press, Oxford.
- Branson, W. (1968) *Financial Capital Flows in the U.S. Balance of Payments*, North-Holland, Amsterdam.
- Canzoneri, M. B., J. Valles and J. Vinals (1996), "Do Exchange Rates Move to Address International Macroeconomic Imbalances?" *CEPR Discussion Papers*, 1498, London.
- Cheung, Y. W. and K. S. Lai (1993), "Finite Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Cointegration," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55, 313-328.
- Chinn, M. D. and L. Lee (2005), "There Current Account Balances: A Semi-Structuralist Interpretation," *mimeo*.
- Christiano, Lawrence J (1999), "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?," in John Taylor and Michael Woodford, eds., *Handbook of Macroeconomics*, 1A, Elsevier Science B. V., Amsterdam.
- , Martin Eichenbaum, and Charles L. Evans (1997), "Sticky Price and Limited Participation Models of Money: A Comparison," *European Economic Review* 41, 1201-

1249.

- Chrystal, K. A. (1984), "On the Theory of International Money", in *Problems of International Finances* edited by J. Black and G. S. Dorrence, St. Martin's Press, 77-92.
- Clarida, R., and J. Gali (1994) "Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks?," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 41, 1-56.
- Cohen, B. (1971), *The Future of Sterling as an International Currency*, Macmillan, London.
- (1993) "Beyond EMU: The Problem of Sustainability," *Economics and Politics*, Vol. 5, No. 2, 187-203.
- Cohen, D (1997), "How will the Euro behave," *CEPR Discussion Papers*, 1673.
- . and Loisel, O. (2001), "Why was the Euro Weak? Markets and Policies", *European Economic Review*, 45, 988-994.
- Corden, W. M. (1972), "Monetary Integration", *Essays in International Finance*, No.93, International Finance Section, Princeton University.
- Corsetti, Giancarlo and Pesenti, Paolo (1999), "Stability, Asymmetry and Discontinuity: The Launch of the European Monetary Union", *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 295-372.
- Cushman, D. O. (2000), "The Failure of the Monetary Exchange Rate Model for the Canadian-U.S. Dollar," *Canadian Journal of Economics*, 33, 591-603.
- de Grauwe, P. (1975) "Conditions for Monetary Integration: A Geometric Interpretation," *Weltwirtschaftliches Archiv*. 111, 634-646.
- (1993), "Is Europe an Optimum Currency Area?: Evidence from Regional Data," in Paul R. Masson and Mark P. Taylor (eds.), 111-129.
- (2000a), *Economics of Monetary Union*, 4th ed., Oxford University Press, Oxford.
- (2000b), "Exchange Rates in Search of Fundamentals: The Case of the Dollar-Euro rate", *International Finance*, 3, 329-356.
- (2002), "Challenges for Monetary Policy in Euroland", *Journal of Common Market Studies* 40, 693-718.
- Decressin, J. and A. Fatas (1995) "Regional Labor Market Dynamics in Europe," *European Economic Review*, 39, 1627-1655.
- Derek, C. (2002), "Features of the Euro's Role in International Financial Markets," *Economic Policy*, 35, 555-569.
- and Philipp Hartman (2000), "The Euro and International Capital Markets," *International Finance*, 3, No.1, 53-94 (statistical annex in ECB working paper, 19).
- Dornbusch, R. (1976), "Expectations and Exchange Rate Dynamics", *Journal of Political Economy*, 84, 1161-1176.
- Dowd, K. and D. Greenaway (1993), "Currency Competition, Network Externalities and Switching Costs: Towards an Alternative View of Optimum Currency Areas,"

- Economic Journal*, 103, 1180-1189.
- ECU Institute (1995), *International Currency Competition and the Future Role of the Single European Currency*, Kluwer Law International, London.
- Eichenbaum, Martin and Charles L. Evans (1995), "Some Empirical Evidence on the Effects of Monetary Policy on Real Exchange Rates," *Quarterly Journal of Economics*, 110, 975-1009.
- Eichengreen, B. (1992), "Is Europe an Optimum Currency Area?" in *European Community after 1992* edited by S. Borner and H. Grubel, Macmillan, 138-161, Reprinted in Eichengreen (1997), 51-71.
- (1993) "Labor Markets and European Monetary Unification," in Paul R. Masson and M. P. Taylor (eds.), 130-162. Reprinted in Eichengreen (1997), 121-151.
- (1997), *European Monetary Unification: Theory, Practice and Analysis*, The MIT Press.
- (1998), "The Euro as a Reserve Currency," *Journal of the Japanese and International Economies*, 12, 483-506.
- (2005), "Europe, the Euro and the ECB: Monetary Success, Fiscal Failure", *Journal of Policy Modeling*, 27, 427-439.
- and D. J. Mathieson (2001), "The Currency Composition of Foreign Exchange Reserves: Retrospect and Prospect," in *The Impact of EMU on Europe and the Developing Countries* edited by C. Wyplosz, 269-93, Oxford University Press, Oxford.
- Engle, R. and Granger, C. (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica* 55, 251-276.
- and — (1991), *Long-run Economic Relationship*, Oxford University Press, Oxford.
- European Central Bank (2002), *Review of the International Role of the Euro*, European Central Bank.
- Favero, Carlo (2001), *Applied Macroeconometrics*, Oxford University Press, UK.
- Feige, E. L. and J. Dean (2002), "Dollarization and Euroization in Transition Countries: Currency Substitution, Asset Substitution, Network Externalities and Irreversibility," Presented at the Fordham University International Conferences on Euro and Dollalization: Forms of Monetary Union in Integration Regions, April.
- Fleming, J. M. (1971), "On Exchange Rate Unification," *Economic Journal*, 81, 467-488.
- Frankel, J. A. (1979), "On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials," *American Economic Review*, 69, 610-622.
- (1980), "Tests of Rational Expectations in the Forward Exchange Market". *Southern Economic Journal*, 46, 1083-1101.
- (1999), No Single Currency Regime is Right for All Countries or at all Times, *Essays in International Finance*, 215, International Finance Section, Princeton University.
- and A. Rose (1995), "Empirical Research on Nominal Exchange Rates", A.

- Grossman and K. Rogoff (eds.), *Handbook of International Economics*, 3, 1689-1729.
- and A. K. Rose (1998), "The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria," *Economic Journal*, 108, 1009-1025.
- Fraser, P. and R. MacDonald (1993), "European Excess Stock Returns and Capital Market Integration : an Empirical Perspective" in Paul R. Masson and Mark P. Taylor (eds.), 163-214.
- Freud, C. (2005), "Current Account Adjustment in Industrial Countries," *Journal of International Money and Finance*, 24, 1278-1298.
- Friedman, M. (1953) *Essays in Positive Economics*, University of Chicago Press, Chicago (佐藤隆三, 長谷川啓之訳『実証的経済学の方法と展開』富士書房, 1977年).
- Gali, J. (1992) "How Well does the IS-LM Model fit Postwar U.S. Data?," *Quarterly Journal of Economics*, 107, 709-738.
- Ghosh, A. R, A. Gulde and H. C. Wolf (2002), *Exchange Rate Regimes: Choices and Consequences*, MIT Press, Cambridge.
- Giavazzi, F. and M. Pagano (1988), "The Advantage of Tying One's Hands: EMS Discipline and Central Bank Credibility," *European Economic Review*, 37, 1055-1082.
- Goodhart C. (1988), "The Foreign Exchange Market: a Random Walk with a Dragging Anchor," *Economica*, 55, 437-460.
- and R. Love, R. Payne and D. Rime (2002), "Analysis of Spreads in the Dollar/Euro and Deutschmark/Dollar Foreign Exchange Markets," *Economic Policy*, 35, 537-552.
- Granger, C. W. J. (1981), "Some Properties of Time Series Data and their Use in Economic Model Specification," *Journal of Econometrics*, 29, 121-130.
- (1987), "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables", *Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 213-228.
- (1988), "Some Recent Developments in a Concept of Causality", *Journal of Econometrics*, 39, 199-211.
- Grassman, S. (1973) "A Fundamental Symmetry in International Payment Patterns," *Journal of International Economics*, 3, 105-116.
- Groen, J. J. (2000), "The Monetary Exchange Rate Model as a Long-Run Phenomenon," *Journal of International Economics*, 52, 299-319.
- Grubel, H. G. (1970), "The Theory of Optimum Currency Areas," *Canadian Journal of Economics*, 3, 318-324.
- Guckenheimer, J and P. Holmes (1986), *Nonlinear Oscillations, Dynamical Systems and Bifurcations of Vector Fields*, Springer-Verlag, New York.
- Hamilton, J. (1994), *Time Series Analysis*, 1st Edition, Princeton University Press.
- Hartman, P. (1998a), *Currency Competition and Foreign Exchange Markets. The Dollar, the Yen and the Euro*, Cambridge University Press, Cambridge.
- (1998b), "Do Reuters spreads reflect currencies' differences in global trading

- activity?", *Journal of International Money and Finance*, 17.
- 畠中道雄 (1991)、『計量経済学の方法』、創文社。
- Hau, H. and W. Killeen and M. Moore (2002a), "The Euro as an International Currency: Explaining Puzzling First Evidence from the Foreign Exchange Markets," *Journal of International Money and Finance*, 21, 351-383.
- (2002b), "How has the Euro Changed the Foreign Exchange Market?," *Economic Policy*, 35, 151-191.
- Hayashi, F. (2000), *Econometrics*, Princeton University Press.
- Heng, Chen, Fausten, Dietrich and Wong, Wing-Keung (2006), "Evolution of Dollar/Euro Exchange Rate Before and After the Birth of Euro and Policy Implications". Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=924525>
- Hennning, C. R. and P. C. Padoan (2000), *Transatlantic Perspectives on the EURO*, Brookings Institution Press, Washington, D.C.
- Holmes, M. J. (2006), "How Sustainable are OECD Current Account Balances in the Long Run?" *The Manchester School*, 74, 626-643.
- 本田雅子 (1997)「ヨーロッパ統合における人の域内自由移動」、『経済学研究』(北海道大学)。
- 細野薫、杉原茂、三平剛 (2001)、『金融政策の有効性と限界：90年代日本実証分析』、東洋経済新報社、東京。
- Howitt, P. and P. McAfee (1988), "Stability of Equilibria with Externalities", *Quarterly Journal of Economics*, 103, 261-277.
- Ingram, J. C. (1973), The Case for European Monetary Integration, *Essays in International Finance*, No.98, International Finance Section, Princeton University.
- Ishiyama, Y. (1975), "The Theory of Optimum Currency-Areas: A Survey," *IMF Staff Papers*, 22, 344-383.
- Issing, O., (2005), "The ECB and the Euro-the first 6 years: A view from ECB", *Journal of Policy Modeling*, 27, 405-420.
- Kawai, M (1987) "Optimum Currency Areas", in J. Eatwell, M. Milgate, and P. Newman. (eds.), *The New Palgrave: A Dictionary of Economics*, London: Macmillan Press, 740-743.
- and S. Akiyama (1998), "The Role of Nominal Anchor Currencies in Exchange Rates Arrangements," *Journal of the Japanese and International Economies*, 12, 334-387.
- Kempa, B. (2002), "Is Europe Converging to Optimality?: On Dynamic Aspects of Optimum Currency Areas", *Journal of Economic Studies*, 29, 2, 109-120.
- Kenen, P. B. (1969), "The Theory of Optimum Currency Areas: An Eclectic View," in *Monetary Problems of the International Economy* edited by R. Mundell and A. K. Swoboda., The University of Chicago Press, 41-60.
- Kim, S. and Nouriel Roubini (1995), "Liquidity and Exchange Rates in the G-7 Countries: Evidence from identified VARs," *mimeo*.

- King, R. G., C. I. Plosser, J. Stock and M. Watson (1991), "Stochastic Trends and Economic Fluctuations," *American Economic Review*, 81, 819-839.
- Kiyotaki, N. (1988), "Trade, Accumulation, and Uneven Development," *Journal of Development Economics*, 103, 695-714.
- Krugman, P. (1980), "Vehicle Currencies and the Structure of International Exchange," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 12, 503-526.
- (1984), "The International Role of the Dollar: Theory and prospect", Bilson, J. and R. Marston eds., *Exchange Rate Theory and Practice*, University of Chicago Press, 261-278.
- (1991), "History versus Expectations," *Quarterly Journal of Economics*, 106, 651-667.
- 栗原裕、高屋定美 (2001)、「EU におけるテーラールール適用の是非—ユーロ圏における実証分析」、日本 EU 学会年報第 21 号、209-221。
- Lee, J. and M. D. Chinn (2006), "Current Account and Real Exchange Rate Dynamics in the G7 Countries," *Journal of International Money and Finance*, 25, 257-274.
- Lombaerde, P. D. (2002), "Optimum Currency Area Theory and Monetary Integration as a Gradual Process," in W. Meeusen and J. Villaverde (eds.), *Convergence Issues in the European Union*, Edward Elgar, Publishing, Cheltenham.
- Lyons, R. (2002), "Theoretical Perspective on Euro Liquidity," *Economic Policy*, 35, 573-594.
- MacDonald, R. (1999), "Exchange Rate Behavior: Are fundamentals important?", *The Economic Journal*, 109, 673-691.
- Masson, P. R. and M. P. Taylor (eds.) (1993), *Policy Issues in the Operation of Currency Unions*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Matsuyama, K. (1991), "Increasing Returns, Industrialization and Indeterminacy of Equilibrium," *Quarterly Journal of Economics*, 106, 17-650.
- (1992), "A Simple Model of Sectoral Adjustment," *Review of Economic Studies*, 59, 375-388.
- McCauley, R. (1997), The Euro and the Dollar, *Essays in International Finance*, 205, International Finance Section, Princeton University.
- McKinnon, R. I. (1963), "Optimum Currency Areas," *American Economic Review*, 53, 719-725.
- (1979), *Money in International Exchange, The Convertible Currency System*, Oxford University Press, Oxford (鬼塚 雄丞・工藤和久, 河合正弘訳『国際通貨・金融論—貿易と交換性通貨体制』日本経済新聞社, 1985 年)。
- (2005), "Trapped by the International Dollar Standard", *Journal of Policy Modeling*, 27, 477-485.
- Meese, R. A. and K. Rogoff, (1983), "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies, Do They Fit out of Sample?", *Journal of International Economics*, 14, 3-24.

- Meliz, J. (1995a), "The Current Impasse in Research on Optimum Currency Areas," *European Economic Review*, 39, 492-500.
- (1995b), "A suggested Reformation of the Theory of Optimal Currency Areas," *Open Economies Review*, 6, 281-298.
- Michael, F., Ronald, M. and Lukas, M. (2005), "Do Fundamentals Matter for the D-Mark/Euro-Dollar? A Regime Switching Approach", *Global Finance Journal*, 15, 321-335.
- Mundell, R. A. (1961), "A Theory of Optimum Currency Areas," *American Economic Review*, 51, 657-665.
- Murphy, K., A. Shleifer, and R. Vishny (1989), "Industrialization and the Big Push," *Journal of Political Economy*, 97, 1003-1026.
- Mussa, M. (2005), "The Euro and the Dollar Six Years after Creation", *Journal of Policy Modeling* 27, 445-454.
- Neaime, S. and Paschakis, J. (2002), "The Future of the Dollar-Euro Exchange Rate", *North American Journal of Economics and Finance*, 13, 56-71.
- Newey, W. K. and K. D. West (1987), "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55, 703-708.
- and — (1994), "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation," *Review of Economics Studies*, 61, 631-653.
- Osterwald-Lenum, M. (1992), "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 461-472.
- Portes, R. and H. Ray (1998), "The Emergence of the Euro as an International Currency," *Economic Policy*, 26, 307-343.
- Rao, K. S. and S. P. Magee, (1980), "The Currency of Denomination of International Trade Contracts", in R. Levich and C. G. Wihlborg (eds.) *Exchange Risk and Exposure*. Lexington Books, Lexington, Massachusetts, 61-86.
- Rogoff, K. (1999), "Monetary Models of Dollar/Yen/Euro Nominal Exchange Rates: Dead or Undead?", *The Economic Journal*, 109, 655-659.
- (2005), "The Euro at Five: Short-run Pain, Long-run Gain?", *Journal of Policy Modeling*, 27, 441-443.
- Romer, P. (1986), "Increasing Returns and Long-Run Growth," *Journal of Political Economy*, 94, 45-75.
- Sachs, J. and Sala-i-Martin, X. (1992) "Fiscal Federalism and Optimum Currency Areas: Evidence for Europe from the United States," in M. Canzoneri, V. Grilli, and P. Masson (eds.), *Establishing a Central Bank: Issues in Europe and Lessons from the U. S.* Cambridge University Press, Cambridge, 195-219.
- Salvatore, D. (2005), "The Euro-Dollar Exchange Rate Defies Prediction", *Journal of Policy Modeling*, 27, 455-464.

- Shen, P. and R. M. Starr (2002) "Market-makers' Supply and Pricing of Financial Market Liquidity", *Economic Letters*, 76, 53-58.
- Sims, C. (1992) "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy", *European Economic Review*, 35, 975-1011.
- Sims, C. A., J. H. Stock, and M. W. Watson, (1990), "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots", *Econometrica*, 58, 113-144.
- Stock, J. H. and M. W. Watson (1993), "A Simple Estimator of Cointegration Vectors of Higher Order Integrated Systems," *Econometrica*, 61, 783-820.
- 高屋定美 (1991)、「最適通貨圏の理論と EC 通貨統合」商経学叢 (近畿大学)、第 39 巻第 1 号、101-108。
- (2004) 「EMS と為替レートの役割」関西大学商学論集第 49 巻第 5 号、83-111。
- Tavlas, G. S. (1993), "The 'New' Theory of Optimum Currency Areas," *World Economy*, 16, 663-685.
- (1994), "The Theory of Monetary Integration," *Open Economies Review*, 5, 211-230.
- (1997), "The International Use of the US Dollar: an Optimum Currency Area Perspective," *World Economy*, 20, 709-747.
- Taylor, M. P. (1995), "The Economics of Exchange Rates", *Journal of Economic Literature*, 33, 13-47.
- 照山博司 (2001)、「VAR による金融政策の分析：展望」、フィナンシャル・レビュー、9 月号、74-140。
- Thomas, A. (1997) "Is the Exchange Rate a Shock Absorber? The Case of Sweden," *IMF Working Paper* 97/176.
- Tower, E. and T. D. Willet (1976), The Theory of Optimum Currency Areas and Exchange-Rate Flexibility, *Special Papers in International Economics*, 11, International Finance Section, Princeton University Press.
- Wolff, C. C. P. (1987), "Exchange Rates, Innovations and Forecasting", *Journal of International Money and Finance*, 7, 49-61.
- Woo, W. T. (1985), "The Monetary Approach to Exchange Rate Determination under Rational Expectations", *Journal of International Economics*, 18, 1-16.
- Wyplosz, C. (1999), "An International Role for the Euro," in *European Capital Markets with a Single Currency* edited by J. Dermine and P. Hillion, 71-105, Oxford University Press, Oxford.
- Yan, H. (2007) "Does Capital Mobility Finance or Cause a Current Account Imbalance?" *Quarterly Review of Economics and Finance*, 47, 1-25.

初出一覧

- 第1章 国際通貨制度とユーロの台頭
(近畿大学生駒経済論集第1巻第1.2号 2003年10月)
- 第2章 EMSと為替レートの役割
(関西大学商学論集第49巻第5号を加筆修正 2004年12月)
- 第3章 最適通貨圏の動態的検証
(近畿大学商経学叢第50巻第2号 2003年12月、
生駒経済論集第1巻第3号 2004年3月)
- 第4章 ユーロとドルとの基軸通貨競争
(Kansai University Review of Business vol.8 2005年3月)
- 第5章 ユーロ圏の金融政策の波及効果
— 二国VARモデルによる推定 —
(近畿大学商経学叢第49巻第3号 2003年3月)
- 第6章 ユーロレートの決定要因
(関西大学商学論集 第53巻2号 2008年6月)
- 第7章 資本移動とユーロ域
(関西大学商学論集 第53巻3号 2008年8月)

索引

ア行

- アジェンダ 2000 84
- アセット・アプローチ 132
- 安定成長協定 28, 148
- インパルス応答 35, 42, 112, 115-119, 124, 127
- インフレ率の類似性 61, 78
- 欧州委員会 i, 1, 84, 164
- 欧州中央銀行 i, ii, 1, 47, 57, 111, 131, 153
- 欧州通貨協力基金 ii
- 欧州通貨制度 ii, 4, 33
- 欧州連合 i, 1
- 横断条件 100
- オーバーシュートティング 132

カ行

- 外国為替市場 ii, 9, 12, 13, 19, 20, 95-97, 107, 108
- 介入通貨 9-11, 23, 26, 29, 30
- カレンシー・ボード 16
- 為替媒介通貨 10, 11, 13, 19, 95-97, 104, 105, 108, 109
- 為替変動リスク 95
- 為替レート制度 2
- 為替レートパズル 121, 127
- 為替レートメカニズム ii, 7
- 慣性効果 19
- 基軸通貨 ii, 1-3, 95, 96, 104, 105, 108, 110
- 基軸通貨競争 95, 96, 107, 108
- 基軸通貨国 1-4, 8, 9, 12
- 技術革新 158

- 期待インフレ率 1, 35, 37, 153
- 供給ショック 33, 34, 152, 155-162, 164
- 共通金融政策 33, 78
- 共通通貨 iii, 1, 10, 33
- 共通農業政策 82
- 協働関係 4, 29, 30
- 協働効果 8, 12
- 共和分検定 133, 140, 142, 143, 163
- 共和分ベクトル 114, 115, 117, 121, 143, 164
- 金融政策ショック 111, 114, 115, 127
- 金融政策の独立性 6
- 金融政策ルール 111
- グレンジャーテスト 73, 79, 81
- 経済開放度 61, 62, 75, 87
- 経済通貨同盟 79, 89
- 経常収支の維持可能性 149
- 経常収支不均衡 iii, 147-152, 162, 164
- 現在価値ハミルトニアン 100
- 構造 VAR ii, 1, 4, 5, 33, 67, 111-113, 116, 118, 120, 125-127, 150, 151, 156
- 構造基金 83, 87, 89, 91
- 構造調整基金 82
- 国際金本位制 1, 4, 19
- 国際決済銀行 1, 17
- 国際通貨制度 i, ii, 1, 59, 110
- 国民通貨 1
- コレスキー分解 114, 124

サ行

- サーチ費用 97
- 最適通貨圏 ii, 34
- 最適通貨圏の内生性 85

債務残高動学 165
 サンクコスト 86
 資本移動性 60, 66
 資本移動の自由化 2, 34
 資本規制 73, 79
 周辺国 1, 11, 34, 79, 81
 需要ショック 10, 33, 67, 68, 114, 115,
 149, 151-156, 158-162
 準備通貨 9, 109
 所得変動リスク 82
 信認輸入仮説 79, 81
 政策統合度 62
 生産の多様性 61

タ行

対外決済 1
 ダイナミック OLS ii, 133, 140, 145
 単一欧州議定書 64
 地域間リスク・シェアリング 82
 中央銀行の独立性 2
 調整費用関数 98
 賃金・物価の硬直性 60
 テイラー・ルール 111
 ドイツ支配仮説 73, 75
 投資・調達通貨 9
 取引通貨 13, 95
 取引費用関数 13, 96, 101, 103, 110
 トレーダー 97-100

ナ行

内外債券の不完全代替 136, 137
 二極通貨体制 29-31
 ネットワーク効果 26, 27, 29, 30, 96,
 97, 104, 105, 108

ハ行

ハイブリッド・マネタリーモデル 135
 バスケット通貨 ii, 30
 非基軸通貨国 3, 4, 7
 非国際通貨国 16, 95
 ビッド・アスク・スプレッド 12, 13,
 20-22, 97
 表示通貨 9-11, 95
 フィッシャー方程式 134
 フェルドシュタイン＝ホリオカ 66, 67
 物価バズル 5, 6, 95, 116
 プレトンウッズ体制 4, 107
 フロー・アプローチ 132
 分岐 107
 分岐定理 107
 ベクトル誤差修正モデル 115
 ベクトル自己回帰 ii, 36, 111
 ベッグ制 2, 4-7
 変動レート制 ii, 2, 4-7, 9, 11, 12, 19,
 31, 59, 75, 95, 96, 106
 ポートフォリオ・バランスアプローチ
 132
 ホームカントリーバイアス 28
 ボラティリティ 12, 13, 38, 112, 132,
 136-138, 143, 144
 ホワイトノイズ 38, 154

マ行

マーストリヒト条約 i, 8, 44, 64, 85
 マネタリー・モデル ii, 131-133, 140,
 143, 145, 146, 151
 マンデル・フレミング・ドーンブッシュモ
 デル 33
 マンデル・フレミングモデル 132
 名目金利の相関 73, 86

ヤ 行

ユーロ i-iii, 1, 2, 7-9, 13, 14, 16, 17,
19, 20-30, 33-35, 40, 47, 56, 57, 65,
75, 76, 79, 87, 93-103, 105-111, 114,
119, 120, 122, 127, 128, 131-133, 135,
138, 144-147, 149, 151, 156, 158, 162,
164
ユーロ圏 i-iii, 7, 14, 16, 17, 22, 26,
28-32, 37-39, 57, 60, 64-66, 75, 76,
78, 84, 86, 93, 95, 109, 111-113, 117,
119, 121-124, 127, 132, 136, 138, 144,
145, 147-150, 152-158, 162, 164, 165
ユーロシステム 7-9
要素移動性 60

ラ 行

ランダム・ウォーク 146
リスク・プレミアム 122, 123, 137, 162,
164
ローマ条約 64

ワ 行

わき出し点 105, 107, 108

A ~ Z

ADF 検定 41, 42, 74, 141
AIC 41, 79-81 115, 119, 124
BIS 16, 17, 19, 20, 29
CAP 82
CFA フラン 7
CUSUM 128
CUSUMQ 128
DOLS 133, 143, 145

EBS 20, 22
ECB i, ii, 1, 8, 20-23, 28, 94, 111-117,
119, 122-124, 127, 128, 131, 138
ECU ii, 40, 102
EMS ii, 4, 6, 34, 35, 37, 40, 56, 57, 73,
79
EMU 34, 37, 44, 56, 64, 73, 75, 88, 89,
91
EONIA 114
ERM ii, 7, 33
ERM II 7, 23, 24
EU i, iii, 1, 4, 33-35, 37, 42, 53, 64,
65-69, 71, 75-79, 82-84, 87-89, 91,
95, 114, 142, 145, 147-149, 156, 162
HICP 114, 127, 138
IS バランス 66, 148
KPSS 検定 141
OCA 93, 94
SIC 115, 119, 124, 139-142, 144, 145,
150, 156
SVAR 33, 34, 36, 37, 39, 42, 56,
111-114, 117, 119, 121-124, 154
VAR ii, 34-36, 39, 111-115, 121, 124,
155
 β 収束 88

【著者紹介】

氏 名 高屋 定美（たかや さだよし）

略 歴 1963年 京都市に生まれる
1986年 神戸大学経済学部卒業
1991年 神戸大学大学院経済学研究科単位取得退学
1991年 近畿大学商経学部専任講師
1994年 近畿大学商経学部助教授
2001年 近畿大学商経学部教授
現 在 関西大学商学部教授 博士（経済学）神戸大学

主要業績

Grobal Information Technology and Competitive Financial Alliances,
(共編著) Idea Group Reference, 2005.
Information Technology and Economic Development
(共編著) Idea Group Reference, 2007.
『EU通貨統合とマクロ経済政策』 ミネルヴァ書房, 2009年。

ユーロと国際金融の経済分析

2009年 2月28日 発行

著 者 高 屋 定 美

発行所 関西大学出版部
〒564-8680 大阪府吹田市山手町3-3-35
TEL 06-6368-1121 FAX 06-6389-5162

印刷所 株式会社 遊 文 舎
〒532-0012 大阪市淀川区木川東4-17-31

©2009 Sadayoshi TAKAYA printed in Japan

ISBN 978-4-87354-466-3 C3033 落丁・乱丁はお取替えいたします。

ISBN978-4-87354-466-3

C3033 ¥2300E

定価(本体2,300円+税)



9784873544663



1923033023008

