

「一般化購買力平価モデルの修正」

Giving a New Life to the PPP Theory: the Modified Generalized PPP Model

川 崎 健太郎
(Kentaro Kawasaki)

「一般化購買力平価モデルの修正」

川 崎 健太郎[†]

- 1 はじめに
- 2 PPP パズルとバラッサ・サミュエルソン効果
- 3 多国間 PPP 説
 - 3.1 生産性格差と実質実効為替相場
 - 3.2 貿易財の取引を通じた効果：貿易と技術移転
 - 3.3 非貿易財の取引も含めた効果：要素移動性と最適通貨圏理論
- 4 一般化購買力平価モデル (G-PPP モデル)
- 5 アンカー通貨と最適通貨理論
- 6 実証研究
 - 6.1 データ：欧州通貨統合の場合
 - 6.2 実証結果：欧州通貨統合の場合
 - 6.3 データ：アジアにおける経済統合の動き
 - 6.4 実証結果：アジアにおける経済統合の動き
- 7 結論

1 はじめに

購買力平価説 (Purchasing Power Parity theory, 以下 PPP 説) は、有力な為替相場の決定理論の一つと考えられている。その中心にある「一物一価の法則」に従って、我々は2国間の長期的な為替相場の均衡水準を容易に知る事が出来る。しかしながら、ポスト・ブレトンウッズ期における PPP 説の検証を行った数多くの実証研究では、実質為替相場はランダムウォークにしたがっており、この時期に於いては PPP 説が成立ないという見解が支配的であった。90年代以降、計量経済学において様々な検証手法が開発されることによって、いくつかのケースでは長期的に PPP 説が成立することが確認されるようになっている。

近年、こうした検証方法の発展によって実質為替相場の定常性が確認された一方で、これらの実証研究は、実質為替相場の長期水準への平均回帰 (mean reversion) 速度が極めて遅いことを報告している。PPP への調整速度が遅い理由については、これまで財価格の名目硬直性が指摘されてき

[†] 本稿の作成に当たっては、一橋大学の小川英治先生、深尾京司先生、東京大学の伊藤隆敏先生から有益なコメント、アドバイスを頂いたことに深く感謝する。しかし、本稿にまつわる全ての責任は筆者にある。本稿は2003年9月26日に行われた金融学会国際金融部会で報告した英語論文を日本語に翻訳し、加筆・修正したものである。

た。しかし実証研究によって報告されている平均回帰への調整速度（乖離の半減期が3～5年）は、名目硬直性によって説明するには十分とは考えられていない。さらに、いわゆる「バラッサ・サミュエルソン効果」によって、2国間で生産性の成長率に格差をもった非貿易財価格、または非貿易財価格の影響が貿易財価格に含まれる場合、2国間の実質為替相場は過大（過小）評価されるおそれがある。Rogoff (1996)によれば、国内市場に比べ、高度に統合されてはいない国際的な財市場は、輸送費用や情報費用、労働移動性の欠如に伴う様々な調整費用の存在が、購買力平価を「パズル理論」にしていると指摘している。これらの点を考慮すると、PPP 説が成立する経済学的な位置づけを、もう一度検討し直す必要があるといえよう。

したがって本論文は、PPP 説の検証によって明らかにされた様々な問題点に基づき、国際的な財・サービス市場の統合度に関心を向ける。具体的には2国間為替相場から多国間為替相場に焦点を当て、PPP 説が成立するような国際的な市場、すなわち最適通貨圏理論を検証する。本論文の構成は以下の通りである。次節では PPP パズルについて簡単に考察する。第3節では実質実効為替相場に基づいて一般化購買力平価モデル（Generalized PPP モデル、以下 G-PPP モデル）を再構築し、続く第4節では修正されたモデルに基づいた最適通貨圏の定義をおこなう。第5節では通貨圏を定義するアンカー通貨について考察し、第6節実証分析によってモデルを検証する。第7節では結論を与える。

2 PPP パズルとバラッサ・サミュエルソン効果

Rogoff (1996)は、「実質為替相場は長期的には購買力平価に収束するという見解によりやくたどり着くようになったものの、市場で観測されるような急激な為替相場の変動と、実証研究で示されるような極めてゆっくりとした平均回帰への調整速度とは整合的であるようには見えない」と指摘し、このような不調和を「PPP パズル」と呼んだ。確かに、名目為替相場の購買力平価からの乖離の半減期は、実体経済で観測される価格の名目硬直性で説明されるよりも極めて長いことが知られている。

PPP 説は Cassel (1921, 1922)によって提唱された為替相場の決定理論である。PPP 説では「一物一価の法則」に基づき、2国間の購買力の比率は2国間の通貨価値の比率を決定する（絶対的購買力平価）。さらに2国間の為替相場の変化率に着目するならば、2国間のインフレ率の格差が2国間の通貨価値の変化率の格差を決定する（相対的購買力平価説）と定義される。PPP 説は、今日でも為替相場の長期的な動きを考える上で重要な理論とされている。しかしながらその問題点は、Balassa (1964)、Samuelson (1964)らが指摘した様に、先進国と途上国との購買力平価を計算する場合には、生産性水準の高い国の通貨が過大に評価される可能性があることである。

ここで「バラッサ・サミュエルソン効果」について、Obstfeld and Rogoff (1996)のモデルを用いて考察する。自国と外国との実質為替相場は以下のように定義される。

$$re = \hat{P}^h - \hat{P}^f = (1-\gamma) \left[\frac{\mu_N}{\mu_T} (\hat{A}_T^h - \hat{A}_T^f) - (\hat{A}_N^h - \hat{A}_N^f) \right] \quad (1)$$

ここで $\hat{P}$ は価格指数の変化率を示している。さらに、 γ は貿易財の非貿易財に対する比率、 μ は貿易財産業と非貿易財産業における労働割合を示しており、これらの値は自国と外国で同じであると仮定している。 $\hat{A}_T$ は貿易財産業の技術進歩率、 $\hat{A}_N$ は非貿易財産業の技術進歩率を表している。添字 h と f はそれぞれ自国と外国を表している。

(1)式より、自国と外国の各産業における技術進歩率の格差を通じて、実質為替相場が変化する可能性があることが解る。とりわけ裁定取引や技術移転が困難な非貿易財産業においては、自国の非貿易財産業の技術進歩率が、外国のそれと異なる傾向が強くなり、自国と外国との実質為替相場は常に変化し続ける事になる。すなわち、非貿易財産業における生産性（技術進歩率）に格差が生じる状況が繰り返し発生することによって、実質為替相場が長期水準へ回帰する調整速度が緩やかになることが考えられる。また貿易財産業においても、貿易財価格の一部には中間財として非貿易財価格が含まれるために、現実的には生産性（技術進歩率）に格差が生じる可能性が高く、長期的な均衡水準への調整速度の遅さを説明する要因として、両産業の生産性（技術進歩率）の格差を考慮しなければならない。

3 多国間 PPP 説

3.1 生産性格差と実質実効為替相場

今日では先進国の多くの企業が海外市場へ進出している。こうした多国籍企業は複数の国々にまたがって、製造や組み立てを行う工場を稼働させたり、業務提携や資本参加等を通じて生産委託を行って、最終財を生産している。グローバル化の進展によって、ますますこうした傾向が強まっている。製品の多くが複数の国や経済にまたがって生産・開発される現状を鑑みると、それぞれの国における技術進歩率は、その経済固有の技術水準だけに依存するのではなく、生産プロセスを共有する各国間の技術水準やその進歩にも依存することが考えられる。すなわち、2 国間の実質為替相場はその他の貿易相手国の生産性（技術進歩率）にも影響を受けることになる。

Coe and Helpman (1995)では自国の貿易相手国と技術のスピルオーバー効果との関係を明らかにした。彼らは自国の技術水準を決定する最も重要な要因を研究開発であると仮定し、自国の研究開発ストックが自国の技術水準に影響するばかりでなく、外国の技術水準にも影響するようなスピルオーバー効果を持っているかどうかを検証した。21カ国の先進国について、自国とその貿易相手国

とのスピルオーバー効果の有無について検証した結果、外国の研究開発は自国の生産性に寄与し、その国との貿易割合が高くなるにつれ、スピルオーバー効果が大きくなることが示された。

こうした問題を考慮する為には、2 国間為替相場から多国間為替相場（実効為替相場）へと分析の焦点を広げる。実質実効為替相場は実質為替相手を貿易割合で加重平均として計算される。いま j 国の実質実効為替相場の変化率（ ree_j ）は以下のように定義できる。

$$ree_j = \beta_{j,1} \cdot re_{j,1} + \beta_{j,2} \cdot re_{j,2} + \cdots + \beta_{j,n} \cdot re_{j,n} \quad (2)$$

ここで j 国は n ケ国の貿易相手国をもっており、 $\beta_{j,i}$ ($\sum_{i=1, i \neq j}^n \beta_{j,i} = 1$) は j 国の貿易量に占める i 国の貿易割合をしめしている。 $re_{j,i}$ は j 国と i 国との実質為替相場を示す。ここで (2) 式に (1) 式を代入し、各国の貿易財産業と非貿易財産業の労働割合を $\mu_{LN}/\mu_{LT} = 1$ と仮定する。この時、実質実効為替相場の変化率は以下のように表すことが出来る。

$$ree_j = (1 - \gamma) \left[\left(\hat{A}_T^j - \sum_{i=1, i \neq j}^n \beta_{j,i} \cdot \hat{A}_T^i \right) - \left(\hat{A}_N^j - \sum_{i=1, i \neq j}^n \beta_{j,i} \cdot \hat{A}_N^i \right) \right] \quad (3)$$

自国とそれぞれの貿易相手国との実質為替相場において PPP が成立する場合、実質実効為替相場の変化率もゼロとならなくてはならない。(3) 式において、実質実効為替相場の変化率の長期的な決定要因は、いまだ貿易財産業と非貿易財産業の生産性の成長率（技術進歩率）の国内における格差と、各産業における自国と貿易相手国それぞれの生産性の成長率（技術進歩率）の国際的な格差に依存している。すなわち、これらの格差が小さくなることによって、実質実効為替為替相場においても PPP が成立することが予想される。国内における産業間の格差と、国際的な格差をについては次節で考察する。

3.2 貿易財の取引を通じた効果：貿易と技術移転

国際的に取引される財の種類が両国間で 1 種類であると想定するなら、理論上貿易財産業における生産性格差は、裁定取引を通じて解消すると考えられている。ここで (2) 式で表される実質実効為替相場が貿易財の価格によって表されるとすると、(3) は以下のように書き改められる。

$$ree_j = \hat{A}_T^j - \sum_{i=1, i \neq j}^n \beta_{j,i} \cdot \hat{A}_T^i \quad (4)$$

Coe and Helpman (1995) の実証研究に従えば、 j 国との貿易割合が大きければ大きいほど、貿易相手国の生産性は j 国のそれと密接な関係を持つようになる。もしこれらの特徴を貿易財で計った

実質実効為替相場の動きに組み込むのであれば、生産性成長率それぞれに共通トレンドが含まれることを意味し、貿易ウェイトと技術進歩率のスピルオーバー効果が小さい国の通貨は実質実効為替相場の調整速度にはほとんど影響しない事になる。

3.3 非貿易財の取引も含めた効果：要素移動性と最適通貨圏理論

裁定取引を通じて、非貿易財産業における生産性の格差は解消することはない。「バラッサ・サミュエルソン効果」で示されたように、2国間の非貿易財産業における生産性格差は実質為替相場が過大（過小）評価される原因となる。この効果はとりわけ先進国と発展途上国との間で生じる。一方で、2国間の経済構造に類似性が見られる場合や、非貿易財産業における労働者の移動が活発であるようなこの効果は小さくなる。特に、非貿易財産業における労働者が容易に国境を越えることが出来るようなケースでは、非貿易財産業における生産性のスピルオーバー効果が存在する。さらに近年では、ITを多用するサービス産業においては外部効果が大きく、非貿易財産業の重要な位置を占めるこれらのサービス産業を通じたスピルオーバー効果を考慮することが出来る。最適通貨圏理論としてよく知られているように、各国間で要素移動性が高い場合、通貨圏において変動為替相場制度を廃止することが出来る。Mundell (1961)の意味において、要素移動性とは国際的な労働の移動や資本の移動が含まれる。従って、高い要素移動性が自国と外国の間に認められる場合、生産性の成長率は貿易財産業においても、非貿易財産業においてもその格差が小さくなる可能性がある。McKinnon (1963)は共通通貨圏の実行可能性の条件として外国に対する経済の開放度をあげている。すなわち貿易財産業における生産性格差が小さいことが、非貿易財産業における生産性格差の縮小を保証するためにも重要な条件であるといえる。

従って、(3)式において、各国に高い要素移動性が認められる場合、非貿易財産業と貿易財産業の生産性の成長率で計られる実質実効為替相場には共通トレンドが含まれる。従って、貿易財産業と非貿易財産業における生産性格差が域内において縮小していることが最適通貨圏の実行可能性の重要な条件となる。

4 一般化購買力平価モデル (G-PPP モデル)

最適通貨圏理論を検証する多国間為替相場モデルの一つに、Enders and Hurn (1994)によって示された一般化購買力平価モデル (G-PPP モデル) がある。彼らは2国間為替相場が一般的には非定常な変数である一方で、各国間のファンダメンタルズに十分な相関が見られる場合には共通の確率トレンドが実質為替相場の中に含まれると主張し、そうした国々は Mundell (1961)の意味における、共通通貨圏を形成しようとした。しかしながら、「一般化購買力平価モデル」と名付けられたにも

かわらず、2 国間為替相場に基づいた PPP 理論との関係については明らかにされず、通貨圏形成の実行可能性についての基準も曖昧なままであった。従って、本節では実効為替相場に基づいて再度 G-PPP モデルを定義する。

今、 m 国 ($1, 2, \dots, j, \dots, m$) の国々が共通通貨圏を形成することが期待されていると仮定する。 j 国は n 国の貿易相手国をもっており、そのなかで、通貨圏に含まれることが期待される $m-1$ 国とは強い貿易関係を持っている。ここで (2) でしめされた j 国の実質実効為替相場を次のように書き表す。

$$\begin{aligned} ree_j = & \xi_j \cdot (\beta'_{j,1} re_{j,1} + \beta'_{j,2} re_{j,2} + \dots + \beta'_{j,m} re_{j,m}) \\ & + (1 - \xi_j) \cdot (\beta'_{j,m+1} re_{j,m+1} + \dots + \beta'_{j,n} re_{j,n}) \end{aligned} \quad (5)$$

ここで、 $re_{j,i}$ は i 国と j 国との間の実質為替相場の対数値を示す。 ξ は j 国の貿易額全体にしめる

共通通貨をもつグループの貿易額の割合を表している。係数 $\beta_{j,i}$ ($\sum_{i=1}^m \beta'_{j,i} = 1$,

$\sum_{i=m+1}^n \beta'_{j,i} = 1$) は j 国の貿易額にしめる i 国の貿易額の割合を示している。ここで (5) 式右辺第 2 項に含まれる国から生じる経済ショックは j 国の実質実効為替相場には短期的な影響しかもっていないと仮定する。また、仮にこうした経済ショックが長期的な影響をもつ場合、(5) 式右辺第 1 項で示される共通通貨をもつことが期待されるグループには対称的な影響を及ぼすと仮定する。なぜなら j 国だけが長期的にこのグループ内の国々とは非対称的な影響を受け続けるのであれば、共通通貨圏の中に含まれることにはメリットがないからである。

ここで簡潔化の為、(5) 式右辺第 1 項に含まれ、共通通貨をもつことが期待される国々と、共通通貨をもたない $m+1$ 国に焦点を当て、再び $m-1$ 国の貿易相手国で示される実質実効為替相場を定義する。

$$ree_j^{\xi+1} = \omega_{j,1} re_{j,1} + \omega_{j,2} re_{j,2} + \dots + \omega_{j,m} re_{j,m} + \omega_{j,m+1} re_{j,m+1} \quad (6)$$

ここで係数 $\omega_{j,i}$ ($\sum_{i=1, i \neq j}^{m+1} \omega_{j,i} = 1$) は j 国の m 国の貿易相手国の貿易額にしめる i 国の貿易額の割合を示している。(6) 式は $m+1$ 国の通貨を用いて、以下のように書き表すことが出来る。

$$\begin{aligned} ree_{j,t}^{\xi+1} = & \omega_{j,1} (re_{j,1,t} - re_{j,m+1,t}) + \dots + \omega_{j,m-1} (re_{j,m-1,t} - re_{j,m+1,t}) + re_{j,m+1,t} \\ = & \omega_{j,1} re_{m+1,1,t} + \dots + \omega_{j,1} re_{m+1,m,t} - re_{m+1,j,t} \end{aligned} \quad (7)$$

ここで $re_{j,k} = re_{j,n} - re_{k,n} = -re_{n,j} + re_{n,k}$ 。同様に $m+1$ 国の実質実効為替相場すべてを $m+1$ 国の通貨を用いて以下のように書き表すことが出来る。

$$\begin{aligned}
ree_{1,t}^{\xi+1} &= -re_{m+1,j,t} + \omega_{1,2}re_{m+1,2,t} + \cdots + \omega_{1,m}re_{m+1,m,t} \\
ree_{2,t}^{\xi+1} &= \omega_{2,1}re_{m+1,1,t} - re_{m+1,2,t} \cdots + \omega_{2,m}re_{m+1,m,t} \\
&\vdots \\
ree_{m,t}^{\xi+1} &= \omega_{m,1}re_{m+1,1,t} + \cdots + \omega_{m,m-1}re_{m+1,m-1,t} - re_{m+1,m,t} \\
ree_{m+1,t}^{\xi+1} &= \omega_{m+1,1}re_{m+1,1,t} + \cdots + \omega_{m+1,m-1}re_{m+1,m-1,t} + \omega_{m+1,m}re_{m+1,m,t}
\end{aligned}$$

上記 $m+1$ 本の実質実効為替相場をベクトルで表すと、実質実効為替相場のベクトル $\mathbf{ree}$ は、貿易割合で定義される行列 Ω 、 m 個の実質為替相場の変化率を含むベクトル $\mathbf{re}$ を用いて、以下のよう

$$\mathbf{ree}_t = \Omega \cdot \mathbf{re}_t \quad (8)$$

ここで、

$$\Omega_{(m+1) \times m} = \begin{bmatrix} -1 & \omega_{1,2} & \cdots & \omega_{1,m-1} & \omega_{1,m} \\ \omega_{2,1} & -1 & \cdots & \omega_{2,m-1} & \omega_{2,m} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & \vdots \\ \omega_{m,1} & \omega_{m,2} & \cdots & \omega_{m,m-1} & -1 \\ \omega_{m+1,1} & \omega_{m+1,2} & \cdots & \omega_{m+1,m-1} & \omega_{m+1,m} \end{bmatrix}$$

である。

実質実効為替相場それぞれには、強い貿易関係を通じた技術進歩のスピルオーバー効果を反映した共通トレンドが含まれていると仮定する。¹ Stock and Watson (1988) で示された共和分システムにおける共通トレンド表記を用いて、実質実効為替相場を表すベクトル $\mathbf{ree}$ は以下のように定常要素と非定常要素の和で表される。

$$\mathbf{ree}_t = \mathbf{r\bar{ee}}_t + \mathbf{r\tilde{ee}}_t \quad (9)$$

定常要素 $\mathbf{r\bar{ee}}_t$ は、実質実効為替相場の変化率は長期的に一定であると予想される為、モデルにおいて $E(\mathbf{r\bar{ee}}_t) = 0$ である。従って、ベクトル $\mathbf{ree}$ は非定常要素 $\mathbf{r\tilde{ee}}$ でのみ表される。Stock and Watson (1988) の共通トレンドの定義に従って、以下の式を得る。

$$\mathbf{ree}_t = \Phi \cdot \mathbf{w}_t \quad (10)$$

ここで Φ は $(m+1) \times (m+1)$ の行列である。ベクトル $\mathbf{w}_t$ は非定常な確率トレンドを要素に持ち、

¹ Enders and Hum (1994) は実質 GDP に基づいて G-PPP モデルを開発した。彼らは実質 GDP に含まれる共通の確率トレンドが実質為替相場に現れるとして、実質為替相場の線形結合が長期的に定常となることを示した。

各要素はランダムウォークである。(10)式を(8)式に代入すると次式が得られる。

$$\Phi \cdot \mathbf{w}_t = \Omega \cdot \mathbf{re}_t \quad (11)$$

ここで $(m+1) \times (m+1)$ の非ゼロ行列 Ψ を両辺に掛け(11)式を書き改める。

$$\Psi \cdot \Phi \cdot \mathbf{w}_t = \Psi \cdot \Omega \cdot \mathbf{re}_t \quad (12)$$

$\Psi \cdot \Phi \cdot \mathbf{w}_t = 0$ において、ゼロとまらないベクトル $\mathbf{w}$ が存在する場合、 $\Psi \cdot \Phi$ は階数がフルとはならない。従って、階数条件は、以下のように示される。

$$\text{rank}(\Psi \cdot \Phi) = \text{rank}(\Phi) < m$$

この階数条件が満たされる限り、非ゼロ行列 Ψ が存在し、次式を満たす。

$$\Psi \cdot \Phi = 0 \quad (13)$$

ここで $Z = \Psi \cdot \Omega$ とおき、(12)式に代入すると次式を得る。

$$Z \cdot \mathbf{re} = 0 \quad (14)$$

階数条件 $\text{rank}(Z) < m$ と(14)式を満たす行列 Z が存在する場合、 $Z \cdot \mathbf{re} = 0$ について非ゼロのベクトル $\mathbf{re}$ が存在し、行列 Ψ はゼロ行列とはならない。従って、階数 Ω は m より小さくなる。ここで、 $\text{rank}(Z) = 1$ を仮定すると、(14)式は以下のような線形結合を得るように書き改める事が出来る。

$$\zeta_1 \cdot re_{m+1,1} + \zeta_2 \cdot re_{m+1,2} + \cdots + \zeta_m \cdot re_{m+1,m} = 0 \quad (15)$$

この線形結合は、 m ケ国が $m+1$ の通貨を用いて定義される共通通貨圏を形成しうる事を意味しており、Enders and Hurn (1994)で示された最適通貨圏の定義と同じである。従って、Johansen and Juselius (1990)で示された共和分ベクトルの推計方法を用いる事が出来る。

5 アンカー通貨と最適通貨理論

Mundell (1961)においては、最適通貨圏理論は各経済が域内において要素移動性が高く、外部に対しては要素移動性が低いことが示される場合、最もうまく機能するとされている。単一の地域通貨と外部通貨との為替相場は貿易収支(経常収支)の均衡を保証する為に、変動相場となる必要がある。

G-PPP モデルに於いては内部の高い要素移動性と外部の低い要素移動性を別け隔てる境界を定義するのに、どの通貨を用いて通貨圏を定義するかが重要である。通貨圏を定義する方法として我々は基軸通貨を用いる事が出来る。基軸通貨としてのドルは、多くの経済が米国と高い貿易関係を持っている一方で、高い要素移動性、とりわけ労働の移動性をもっているようには思われな

い。従って米国ドルは最適通貨圏を定義するニューメレールの候補としてあげられる。² 米国の物価を用いることによって、実質実効為替相場をもちいて修正された G-PPP モデルは、世界全体の経済成長やトレンドをうまく説明し、一方で域内固有の共通トレンドとは区別することを可能にする。従ってドルを用いて(7)式は以下のように修正される。

$$ree_{j,t}^{US} = \omega_{j,1} re_{US,1,t} + \dots + \omega_{j,m} re_{US,m,t} - re_{US,j,t} \quad (16)$$

ここでアンカー通貨は基軸通貨ドルを用いて表している。従って、(15)式は米国ドルを用いて以下のように表される。

$$\zeta_1 \cdot re_{US,1} + \zeta_2 \cdot re_{US,2} + \dots + \zeta_m \cdot re_{US,m} = 0 \quad (17)$$

上式の線形結合は米国ドルで評価される通貨圏を定義している。

6 実証研究

本節では実際のデータを用いて、G-PPP モデルを検証する。各国の実質為替相場における共和分ベクトルの数は Johansen and Juselius (1990)のいわゆる、「ヨハンセンアプローチ」によって識別する。

実質実効為替相場における長期的に安定な関係をもたらす要素として貿易財だけを想定する場合、どれだけの国が技術のスピルオーバー効果や生産ネットワークの分業によって共通トレンドを共有しているのかを検証することになる。しかし、卸売物価指数や生産者物価指数などは比較的貿易財のみを扱っているように考えられているが、Rogoff (1996)の指摘のように、ある程度非貿易財の要素が含まれている可能性がある。まず G-PPP モデルの最初の応用は、貿易財と非貿易財のいずれのチャンネルを通じて、経済の統合に貢献するかを検証することである。この問題を検証する為には、実質為替相場で卸売物価指数と消費者物価指数でデフレートした系列を用いる。³続いて、もう一つの応用は、いずれの通貨が適切に通貨圏の内部の要素移動性の高さや外部の要素移動性の低さを定義するのかが検証することである。この問題を検証する為には、共通通貨圏のアンカー通貨として、ローカル通貨と米国ドルとで定義される通貨圏を比較する。

² Ogawa and Kawasaki (2003)で東アジア諸国について G-PPP モデルを用い、米国ドルを用いて場合と米国ドル・日本円・ドイツマルクで構成されるバスケット通貨を用いる場合とで、いずれをアンカー通貨とするほうが通貨圏を定義しやすいのかについて検証を行った。

³ Enders and Hum (1994)の実証研究では、卸売物価指数でデフレートした実質為替相場だけを用いている。

6.1 データ：欧州通貨統合の場合

1999年以前の欧州通貨統合のケースについて検証する。サンプル期間は1985年10月から1998年12月までであり、5ヶ国のヨーロッパ諸国（ベルギー、デンマーク、ドイツ、オランダ、スペイン）について検証を行った。⁴ すべてのデータは IMF *International Financial Statistics* (CD-ROM)から得ている。

6.2 実証結果：欧州通貨統合の場合

ヨハンセン検定に先立ち、ベクトル自己回帰モデルの残差項における自己相関について診断を行う必要がある。なぜならば、共和分関係の数はベクトル自己回帰モデルが想定するラグ次数に応じて変化するという欠点をもっているからである。ヨハンセン検定ではベクトル自己回帰モデルの残差項には系列相関が存在しないことが仮定されている。表1はラグ次数が2から12までのベクトル自己回帰モデルの残差項について、2種類の情報量、3種類の統計量、そして共和分関係の数が示されている。多くの場合、多変量 Ljung-Box 検定の統計量は有意とはなっておらず、推定されたベクトル自己回帰モデルの残差項は系列相関を含んだままである。一方で、卸売物価指数でデフレートしたベルギー、デンマーク、オランダの通貨の対マルク実質為替相場は、ラグ次数が3の時系列相関が存在するという帰無仮説を棄却している。

表2は lambda-trace と lambda-max 検定の各統計量と推計された固有値が示されている。表3では以下の3つの仮定に基づいたカイ2乗検定の結果が示されている：(1) 各変数は長期関係の中に含まれている、(2) 各変数は非定常な系列、(3) 各変数は長期関係の中で内生変数である、という仮定をおいている。いくつかの統計量は有意ではなく、従って、ベルギー、デンマーク、オランダの組合せでは、最適通貨圏を定義することは出来ない。

⁴本節の実証分析の主な目的は WPI と CPI とでいずれが通貨圏を定義するしやすいのかを比較することである。従ってデータの制約のない、ベルギー、デンマーク、ドイツ、オランダ、スペインの5ヶ国だけを取り上げている。

表 1：欧州通貨についての階数、モデル選択の情報量、残差項に関する検定

Host Currency	Combinations		Lag 2	Lag 3	Lag 4	Lag 5	Lag 6	Lag 7	Lag 8	Lag 9	Lag 10	Lag 11	Lag 12
US dollar: CPI	Belgium	Rank	1	0	0	0	1	1	1	4	3	4	5
	Denmark	SBC	-43.82785	-43.36216	-43.02152	-42.23169	-41.80708	-41.4986	-40.97885	-40.31149	-40.13573	-39.86049	-39.61917
	Germany	HQC	-44.63514	-44.50302	-44.47794	-43.98734	-43.84709	-43.54796	-43.12747	-43.18802	-43.13931	-43.11546	
	Netherlands	LM	819.66 0.00	848.614 0.00	842.981 0.00	896.466 0.00	877.881 0.00	860.168 0.00	885.202 0.00	895.962 0.00	903.48 0.00	876.762 0.00	879.28 0.00
	Spain	LB(1)	37.504 0.05 *	47.798 0.00	28.723 0.28 *	37.418 0.05 *	46.857 0.01	23.368 0.56 *	22.648 0.60 *	35.768 0.08 *	55.382 0.00	44.265 0.01	35.883 0.07 *
		LB(4)	21.606 0.66 *	21.406 0.67 *	24.833 0.47 *	37.161 0.06 *	37.403 0.05 *	39.122 0.04 *	40.728 0.02	26.792 0.37 *	28.587 0.28 *	20.904 0.70 *	26.101 0.40 *
	Belgium	Rank	1	0	0	0	0	0	0	1	1	2	2
	Denmark	SBC	-36.42042	-36.00617	-35.75188	-35.35908	-34.98629	-34.80657	-34.46364	-34.07987	-33.94037	-33.68906	-33.35935
	Germany	HQC	-36.91977	-36.71214	-36.65603	-36.45356	-36.26381	-36.26031	-36.08723	-35.86733	-35.88611	-35.78781	-35.60615
	Netherlands	LM	628.62 0.00	599.117 0.00	599.054 0.00	584.851 0.00	578.917 0.00	553.481 0.00	557.078 0.00	549.713 0.00	566.783 0.00	540.361 0.00	568.907 0.00
US dollar: WPI, PPI		LB(1)	32.081 0.01	33.101 0.01	16.327 0.43 *	20.232 0.21 *	41.256 0.00	16.208 0.44 *	13.77 0.62 *	21.093 0.17 *	32.73 0.01	13.915 0.61 *	28.567 0.03 *
		LB(4)	14.268 0.58 *	13.158 0.66 *	9.965 0.87 *	20.467 0.20 *	20.492 0.20 *	18.569 0.29 *	10.406 0.84 *	16.334 0.43 *	26.345 0.05 *	13.211 0.66 *	22.374 0.13 *
	Belgium	Rank	0	0	0	0	1	1	2	2	1	2	2
	Denmark	SBC	-43.57666	-42.91412	-42.25788	-41.52569	-41.11981	-40.53586	-39.9883	-39.45163	-38.88065	-38.34533	-38.23755
	Germany	HQC	-44.38395	-44.05499	-43.7143	-43.28134	-42.84665	-42.55741	-42.55741	-42.26761	-41.93294	-41.62415	-41.73384
	Netherlands	LM	762.087 0.00	772.86 0.00	808.29 0.00	810.753 0.00	821.415 0.00	817.927 0.00	808.929 0.00	805.638 0.00	849.852 0.00	865.296 0.00	858.85 0.00
	Spain	LB(1)	25.741 0.42 *	26.064 0.40 *	25.133 0.45 *	40.788 0.02	23.776 0.53 *	32.613 0.14 *	27.171 0.35 *	18.279 0.83 *	29.684 0.24 *	52.867 0.00	22.192 0.62 *
		LB(4)	34.331 0.10 *	32.79 0.14 *	33.374 0.12 *	25.625 0.43 *	26.121 0.40 *	35.73 0.08 *	24.446 0.49 *	22.612 0.60 *	34.936 0.09 *	35.535 0.08 *	34.068 0.11 *
	Belgium	Rank	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	Denmark	SBC	-36.01273	-35.48984	-35.08186	-34.63451	-34.22826	-33.80542	-33.46938	-33.09574	-32.62801	-32.20288	-32.01564
German Mark: CPI	Germany	HQC	-36.51208	-36.19581	-35.98601	-35.72899	-35.50578	-35.25916	-35.09296	-34.88321	-34.57375	-34.30163	-34.26243
	Netherlands	LM	518.924 0.00	503.998 0.01	510.798 0.01	508.214 0.01	487.051 0.03 *	483.096 0.04 *	495.264 0.02	503.151 0.01	517.152 0.00	514.788 0.00	514.097 0.00
		LB(1)	18.544 0.29 *	14.449 0.57 *	13.27 0.65 *	18.344 0.30 *	20.347 0.20 *	12.602 0.70 *	12.353 0.72 *	19.322 0.25 *	13.239 0.66 *	21.739 0.15 *	21.772 0.15 *
		LB(4)	18.73 0.28 *	15.226 0.51 *	16.196 0.44 *	22.015 0.14 *	14.497 0.56 *	13.062 0.67 *	20.183 0.21 *	18.862 0.28 *	26.589 0.05 *	20.261 0.21 *	18.783 0.28 *
	Belgium	Rank	1	1	0	0	1	1	1	1	1	1	1
	Denmark	SBC	-37.56695	-37.22394	-37.06782	-36.6841	-36.35723	-36.11047	-35.7371	-35.39019	-35.20118	-35.01947	-34.8377
	Netherlands	HQC	-38.0663	-37.92991	-37.97196	-37.77858	-37.63475	-37.56421	-37.36069	-37.17766	-37.14692	-37.11822	-37.0845
	Spain	LM	663.213 0.00	662.173 0.00	644.59 0.00	640.689 0.00	602.819 0.00	598.588 0.00	601.191 0.00	589.161 0.00	590.479 0.00	537.983 0.00	543.969 0.00
		LB(1)	22.384 0.13 *	30.336 0.02	16.419 0.42 *	23.383 0.10 *	15.86 0.46 *	14.413 0.57 *	20.209 0.21 *	20.185 0.21 *	33.569 0.01	22.309 0.13 *	20.916 0.18 *
		LB(4)	18.364 0.30 *	18.649 0.29 *	18.335 0.30 *	23.608 0.10 *	29.089 0.02	26.815 0.04 *	23.678 0.10 *	21.204 0.17 *	11.973 0.75 *	28.713 0.03 *	16.078 0.45 *
German Mark: WPI, PPI	Belgium	Rank	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0
	Denmark	SBC	-29.71042	-29.6669	-29.60807	-29.34743	-29.17779	-29.04639	-28.8944	-28.7395	-28.52201	-28.33278	-28.17572
	Netherlands	HQC	-29.98681	-30.05584	-30.1063	-29.95184	-29.88543	-29.85445	-29.80021	-29.7405	-29.61577	-29.51699	-29.44813
		LM	497.941 0.00	450.315 0.00	401.518 0.00	364.121 0.00	353.527 0.00	339.226 0.00	331.255 0.00	319.377 0.00	305.732 0.01	302.636 0.02	303.273 0.01
		LB(1)	31.515 0.00	27.577 0.00	8 0.53 *	12.606 0.18 *	22.042 0.01	15.706 0.07 *	9.267 0.41 *	11.656 0.23 *	19.774 0.02	7.242 0.61 *	7.749 0.56 *
		LB(4)	14.971 0.09 *	10.417 0.32 *	5.021 0.83 *	9.91 0.36 *	11.123 0.27 *	9.503 0.39 *	11.316 0.25 *	10.701 0.30 *	8.146 0.52 *	6.444 0.69 *	5.19 0.82 *
	Belgium	Rank	0	0	0	0	2	1	1	1	0	1	1
	Denmark	SBC	-37.06995	-36.59003	-36.26151	-35.90418	-35.56566	-35.10279	-34.74139	-34.35564	-33.79206	-33.5714	-33.46929
	Netherlands	HQC	-37.56929	-37.29599	-37.16565	-36.99867	-36.84318	-36.55653	-36.36498	-36.1431	-35.7378	-35.67015	-35.71609
	Spain	LM	551.704 0.00	526.148 0.00	529.094 0.00	535.062 0.00	531.946 0.00	497.415 0.02	515.679 0.00	527.042 0.00	556.185 0.00	564.833 0.00	561.779 0.00
German Mark: WPI, PPI		LB(1)	12.499 0.71 *	19.236 0.26 *	19.138 0.26 *	28.899 0.02	16.381 0.43 *	11.896 0.75 *	10.715 0.83 *	8.69 0.93 *	28.104 0.03 *	10.994 0.01	10.994 0.01
		LB(4)	23.454 0.10 *	21.436 0.16 *	22.922 0.12 *	19.898 0.22 *	24.797 0.07 *	25.581 0.06 *	33.594 0.01	16.014 0.45 *	25.853 0.06 *	28.866 0.02	20.316 0.21 *
	Belgium	Rank	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	Denmark	SBC	-29.20911	-29.05877	-28.75598	-28.41769	-28.23734	-27.74805	-27.3764	-27.11682	-26.90015	-26.76923	-26.76923
	Netherlands	HQC	-29.4855	-29.44772	-29.25421	-29.02211	-28.94498	-28.81433	-28.65386	-28.37741	-28.21059	-28.08436	-28.04165
		LM	307.167 0.06 *	289.27 0.20 *	280.986 0.19 *	284.215 0.15 *	263.683 0.44 *	266.124 0.40 *	272.075 0.18 *	299.838 0.02	298.067 0.02	301.584 0.02	304.613 0.00
		LB(1)	10.766 0.29 *	7.401 0.60 *	4.683 0.86 *	8.588 0.48 *	3.284 0.95 *	6.322 0.71 *	5.329 0.80 *	13.972 0.12 *	8.058 0.53 *	7.666 0.57 *	7.255 0.61 *
		LB(4)	6.161 0.72 *	5.349 0.80 *	5.609 0.78 *	8.317 0.50 *	6.484 0.69 *	3.264 0.95 *	9.183 0.42 *	10.261 0.33 *	19.142 0.02	12.765 0.17 *	12.216 0.20 *

*: 上下5%棄却域

表 2 : 欧州通貨についてのヨハンセン検定

Host Currency	Combination	Currency Basket				
		k	H ₀	Eigen Vector	L-Max	L-Trace
German Mark: WPI, PPI	Belgium	3	0	0.179	26.060***	29.760*
	Denmark		1	0.022	2.920	3.690
	Netherlands		2	0.006	0.770	0.770

kはラグ次数, **97.5%, ***99.0%

表 3 : 欧州通貨についてのカイ2乗検定

Host currency and Prices Index				CHISQ						
	k	r	DGF	10%	5%	2.5%	1%	Belgium/DM	Denmark/DM	Netherlands/DM
German Mark: WPI, PPI	3	1	1	2.71	3.84	5.02	6.63	21.46 ****	22.99 ****	12.07 ****
			1 2	4.61	5.99	7.38	9.21	23.10 ****	21.71 ****	25.19 ****
			1 1	2.71	3.84	5.02	6.63	0.39	20.72 ****	0.23

統計量は上段から、1) 長期間係からの除外、2) 定常性、3) 外生性についての仮説検定の結果で示している: *90%, **95%, ***97.5%, ****99%, kはラグ次数、rは行数

6.3 データ：アジアにおける経済統合の動き

アジアにおける経済統合・通貨統合の動きについても検証を行う。標本期間は1986年1月から1997年6月までであり、4つのアセアン諸国（シンガポール、マレーシア、タイ、インドネシア）について検証を行った。⁵ すべてのデータは IMF, *International Financial Statistics* (CD-ROM)から得ている。

6.4 実証結果：アジアにおける経済統合の動き

表4はラグ次数それぞれに関するベクトル自己回帰モデルの残差項に関する診断の結果と共和分関係の数を示している。表5は診断において候補となるベクトル自己回帰モデルについての lambda-trace 検定と lambda-max 検定の統計量と固有値を示している。ラグ次数の選択については Ljung Box 検定、自己相関についての2種類の LM 検定、2種類の情報量を考慮している。すべての組合せについて、長期的には少なくとも1つの共和分関係が存在していた。表6は既に述べた3つの仮定についてのカイ2乗検定の結果を示している。

⁵アジアの通貨統合のケースでは、フィリピンを候補から除外している。これは Ogawa and Kawasaki (2002)において、ASEAN 5ヶ国全てを含む通貨圏には、共和分関係が存在しないことが示されているためである。

表４：アジア通貨についての階数、モデル選択の情報量、残差項に関する検定

Host Currency	Combinations		Lag 2	Lag 3	Lag 4	Lag 5	Lag 6	Lag 7	Lag 8	Lag 9	Lag 10	Lag 11	Lag 12
US dollar: CPI	Singapore	Rank	0	0	2	2	2	2	2	2	1	1	2
	Malaysia	SBC	-37.20476	-36.72399	-36.2945	-35.83681	-35.45488	-35.2157	-34.79014	-34.34937	-33.9136	-33.62658	-33.22413
	Thailand	HQC	-37.81868	-37.58589	-37.39117	-37.1563	-36.98628	-36.94906	-36.71632	-36.45996	-36.20085	-36.08331	-35.84366
	Indonesia	LM	377.004 0.00	375.473 0.00	338.33 0.09 *	329.331 0.15 *	347.015 0.05 *	361.282 0.01	365.179 0.01	385.96 0.00	377.1 0.00	413.093 0.00	439.292 0.00
		LB(1)	21.284 0.17 *	32.838 0.01	25.429 0.06 *	28.92 0.02	23.533 0.10 *	23.073 0.11 *	6.594 0.98	7.681 0.96 *	13.152 0.66 *	11.296 0.79 *	8.012 0.95 *
		LB(4)	24.438 0.08 *	22.04 0.14 *	19.987 0.22 *	8.6 0.93 *	6.96 0.97 *	11.65 0.77 *	16.336 0.43 *	14.606 0.55 *	14.054 0.59 *	11.929 0.75 *	12.5 0.71 *
US dollar: CPI	Singapore	Rank	0	1	1	1	1	1	1	1	0	0	0
	Malaysia	SBC	-34.25423	-33.76129	-33.42225	-32.88718	-32.52022	-31.97416	-31.75638	-31.43948	-31.20104	-30.67619	-30.47318
	Thailand	HQC	-34.86815	-34.62319	-34.51892	-34.20667	-34.05162	-33.70752	-33.68256	-33.55008	-33.48829	-33.13292	-33.09272
	Indonesia	LM	312.089 0.36 *	311.182 0.38 *	329.526 0.15 *	343.441 0.06 *	358.233 0.02	379.542 0.00	401.888 0.00	393.756 0.00	426.603 0.00	424.443 0.00	460.427 0.00
		LB(1)	14.165 0.59 *	31.211 0.01	12.995 0.67 *	11.533 0.78 *	6.711 0.98	17.231 0.37 *	13.449 0.64 *	11.728 0.76 *	9.243 0.90 *	25.199 0.07 *	10.833 0.82 *
		LB(4)	8.642 0.93 *	12.813 0.69 *	12.361 0.72 *	10.795 0.82 *	6.037 0.99	20.345 0.21 *	12.14 0.73 *	12.792 0.69 *	9.065 0.91 *	11.637 0.77 *	10.626 0.83 *
Singapore: WPI PPI	Malaysia	Rank	3	3	1	1	3	1	2	2	1	1	3
	Thailand	SBC	-27.10728	-26.83783	-26.62945	-26.41331	-26.18104	-26.02207	-25.81803	-25.6535	-25.44119	-25.23344	-24.96207
	Indonesia	HQC	-27.44149	-27.30605	-27.2267	-27.13492	-27.02264	-26.97958	-26.88759	-26.83148	-26.72418	-26.61822	-26.44559
		LM	246.096 0.01	223.84 0.04 *	214.442 0.10 *	222.679 0.05 *	225.311 0.04 *	214.065 0.04 *	223.304 0.02	220.348 0.02	221.409 0.02	211.638 0.02	234.632 0.00
		LB(1)	14.408 0.11 *	15.572 0.08 *	10.647 0.30 *	12.299 0.20 *	10.815 0.29 *	4.672 0.86 *	6.095 0.73 *	7.305 0.61 *	12.395 0.19 *	4.224 0.90 *	3.885 0.92 *
		LB(4)	17.393 0.04 *	11.125 0.27 *	11.405 0.25 *	10.233 0.33 *	4.13 0.90 *	7.789 0.56 *	5.576 0.78 *	4.403 0.88 *	6.676 0.67 *	4.412 0.88 *	7.874 0.55 *
Singapore: WPI PPI	Malaysia	Rank	1	1	1	3	1	1	1	1	1	1	1
	Thailand	SBC	-24.87219	-24.60407	-24.3915	-24.20653	-24.0194	-23.73496	-23.57948	-23.37633	-23.19706	-22.91603	-22.73519
	Indonesia	HQC	-25.2064	-25.07229	-24.98875	-24.92814	-24.86101	-24.69247	-24.64904	-24.55432	-24.48005	-24.30081	-24.21871
		LM	202.558 0.40 *	193.137 0.40 *	201.622 0.25 *	206.064 0.19 *	201.704 0.25 *	209.343 0.07 *	200.277 0.14 *	223.884 0.01	231.34 0.01	234.706 0.00	243.812 0.00
		LB(1)	7.433 0.59 *	10.052 0.35 *	14.194 0.12 *	13.513 0.14 *	3.134 0.96 *	11.134 0.27 *	2.146 0.99	9.632 0.38 *	3.864 0.92 *	11.094 0.27 *	7.297 0.61 *
		LB(4)	6.54 0.68 *	7.749 0.56 *	8.482 0.49 *	5.307 0.81 *	3.27 0.95 *	3.596 0.94 *	3.041 0.96 *	3.021 0.96 *	5.579 0.78 *	10.909 0.28 *	4.466 0.88 *

*: 上下5%棄却域

表 5 : アジア通貨についてのヨハンセン検定

Host Currency	Combination			Currency Basket		
		k	H ₀	Eigen Vector	L-Max	L-Trace
US dollar: CPI	Singapore	6	0	0.236	25.890 ***	56.970 ***
	Malaysia		1	0.201	21.550 ***	31.070 *
	Thailand		2	0.077	7.690	9.520
	Indonesia		3	0.019	1.830	1.830
US dollar: CPI	Singapore	6	0	0.248	27.420 ***	53.020 **
	Malaysia		1	0.160	16.750 ***	25.610
	Thailand		2	0.053	5.260	8.860
	Indonesia		3	0.037	3.600	3.600
Singapore Dollar: WPI, PPI	Malaysia	8	0	0.201	24.180 ***	38.300 ***
	Thailand		1	0.096	10.920	14.120
	Indonesia		2	0.029	3.200	3.200
Singapore Dollar: WPI, PPI	Malaysia	2	0	0.223	22.720 ***	35.700 ***
	Thailand		1	0.085	7.950	12.970
	Indonesia		2	0.054	5.030 **	5.030 **

kはラグ次数 *95%, **97.5%, ***99.0%

表 6 : アジア通貨についてのカイ 2 乗検定

Host currency and Prices Index	k	r	DGF	CHISQ				Singapore (SG)	Malaysia (Ringgit)	Thailand (Baht)	Indonesia (Rupiah)
				10%	5%	2.5%	1%				
U.S. Dollar CPI	6	2	2	4.61	5.99	7.38	9.21	19.35 ***	11.85 ****	14.98 ****	13.68 ****
			2	4.61	5.99	7.38	9.21	13.86 ***	13.33 ****	16.64 ****	19.86 ****
			2	4.61	5.99	7.38	9.21	13.84 ***	7.47 ***	16.00 ****	15.55 ****
U.S. Dollar WPI, PPI	5	1	1	2.71	3.84	5.02	6.63	11.82 ****	2.19	9.74 ****	0.00
			1	6.25	7.81	9.35	11.34	11.78 ****	20.35 ****	17.74 ****	17.84 ****
			1	2.71	3.84	5.02	6.63	9.48 ****	3.27 *	1.94	0.26
Singapore Dollar CPI	4	1	1	2.71	3.84	5.02	6.63		7.03 ****	4.38 **	11.44 ****
			2	4.61	5.99	7.38	9.21		17.24 ****	17.54 ****	16.67 ****
			1	2.71	3.84	5.02	6.63		0.23	0.87	10.48 ****
Singapore Dollar WPI, PPI	2	1	1	2.71	3.84	5.02	6.63		3.03 *	7.45 ****	2.54
			2	4.61	5.99	7.38	9.21		14.68 ****	5.20 *	7.54 ***
			1	2.71	3.84	5.02	6.63		4.74 **	14.54 ****	8.91 ****

統計量は上段から、1) 長期関係からの除外、2) 定常性、3) 外生性についての仮説検定の結果を示している: *90%, **95%, ***97.5%, ****99%, kはラグ次数、rは行数

消費者物価指数を用いたときには、いくつかの検定統計量がより有意となる場合が観察された。卸売物価指数によってデフレートされた対ドル実質為替相場を用いると、変数が長期的に除外されるという帰無仮説と変数が弱い外生変数であるという帰無仮説のいずれかについて、いくつかの実質為替相場は有意水準90%において有意ではなかった。しかしながら消費者物価指数によってデフレートされた対ドル実質為替相場を用いた組合せでは、有意水準97.5%においてすべての統計量が有意となり帰無仮説を棄却した。

卸売物価指数でデフレートした対シンガポールドル実質為替相場を用いた場合、インドネシアルピアとシンガポールドルとの間の実質為替相場は長期関係から除外されるという帰無仮説を有意水準90%において棄却できなかった。さらに消費者物価指数でデフレートした対シンガポールドル実質為替相場を用いた場合、マレーシアリングとシンガポールドルとの実質為替相場とタイバーツとシンガポールドルとの実質為替相場は、弱い外生性を示すという帰無仮説を有意水準90%において棄却できなかった。

本節の実証研究に於いては、非貿易財を含む消費者物価指数を用いた場合には、卸売物価指数のような非貿易財のしめるウェイトが相対的に低い物価指数を用いるよりも、通貨圏の実質実効為替相場には共通の確率トレンドが含まれる傾向が示された。また米国ドルを用いて通貨圏を定義することにより、域内通貨を用いて通貨圏を定義するよりも、実質実効為替相場に共通の確率トレンドが含まれる傾向が示された。

7 結論

本論は通貨圏内の国々の実質実効為替相場が、通貨圏の範囲を定義する適切なニューメレールを用いることによって長期的な均衡水準に収束し、各時点の実質実効為替相場の非定常要素には共通の確率トレンドが含まれることを示した。また通貨圏内の高い要素移動性と外部との要素移動性の低さを評価する為、実質実効為替相場は貿易財と非貿易財の価格を含む物価指数によってデフレートされることが重要であることを示した。従って、本論は Cassel (1921, 1922)が示した PPP 説と Enders and Hurn(1994)が示した実証分析モデルとの橋渡しを行った。

一方で、国々が通貨同盟や共通通貨圏を形成しようとするとき、通貨当局はどの国の通貨を用いることによって、貿易収支（経常収支）の均衡が達成されるかについて考慮しなくてはならない。この意味では、域外とは変動相場制を採用するという選択肢の他に、域外貿易や資本取引を勘案し、域外通貨で構成されるバスケット通貨とのペッグ制という選択肢が存在しうる。従って、域外との経済関係をどのように考慮するかについては、さらなる研究が必要となる。

参考文献

- Balassa, B., 1964, The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal, *Journal of Political Economy* 72, 584-596.
 Cassel, G, 1921, *The Worlds Money Problems*, New York, E.P, Dutton and Co.
, 1922, *Money and Foreign Exchange After 1914*, London, Macmillan.
 Coe, D.T., Helpman, E., 1995. International R&D spillovers, *European Economic Review* 39, 859-887.
 Enders, W., Hurn, S., 1994, Theory and tests of Generalized Purchasing-Power Parity: Common Trends and Real Exchange Rates in the Pacific Rim, *Review of International Economics* 2, 2, 179-190.

- Johansen, S., Juselius, K., 1990, Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration; with Application to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 2, 169-210.
- McKinnon, R., 1963, Optimum currency areas, *American Economic Review* 53, 4, 717-725.
- Mundell, R., 1961, A Theory of Optimum Currency Areas, *Papers and Proceedings of the American Economic Association* 51, 657-64.
- Ogawa, E., and K., Kawasaki, K., 2002, Toward an Asian Currency Union, in: Kim, Y. H., and Lee C-J., (Eds.) *Strengthening Economic Cooperation in Northeast Asia*, Korea Institute for International Economic Policy, Seoul, Korea.
-, 2003, Possibility of Creating a Common Currency Basket for East Asia. JBICI Discussion Paper 5, Japan Bank for International Cooperation.
- Obstfeld, M., and K., Rogoff, 1996, *Foundations of International Macroeconomics*, Cambridge, The MIT press.
- Rogoff, K., 1996, The Purchasing Power Parity Puzzle, *Journal of Economic Literature* 34, 647-668.
- Samuelson, P., 1964, Theoretical notes on trade problems, *Review of Economics and Statistics* 46, 145-154.
- Stock, J., Watson, W., 1988, Testing For Common Trends, *Journal of the American Statistical Association* 83, 1097- 1107.

(2005年 9 月27日受理)