

アジア諸国通貨の対米ドル実質為替レートの時系列
特性：単位根検定による基礎分析

メタデータ	言語: Japanese 出版者: 公開日: 2017-07-28 キーワード (Ja): キーワード (En): real exchange rate, purchasing power parity, unit root test, panel data 作成者: 葛目, 知秀 メールアドレス: 所属:
URL	https://saigaku.repo.nii.ac.jp/records/671

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial-ShareAlike 3.0 International License.



アジア諸国通貨の対米ドル実質為替レートの時系列特性

— 単位根検定による基礎分析 —

Time series properties of real exchange rates of Asian Currencies to U. S. Dollar:

Fundamental analysis by unit root tests

葛 目 知 秀

KUZUME, Tomohide

本論文では1変量単位根検定（ADFテスト、DF-GLSテスト、PPテスト）とパネル単位根検定（LLCテスト、IPSテスト、Fisher-type ADFテスト、Fisher-type PPテスト）を応用し、1973年2月から2008年12月までのアジア7カ国の通貨の対米ドル実質為替レートの特性を明らかにした。

1変量単位根検定とパネル単位根検定の結果からともに、分析期間全体とアジア通貨危機前においてはすべての通貨の対米ドル実質為替レートが $I(1)$ を示しているため、相対的にPPPが成立していると考えられる。しかしながら、アジア通貨危機後においてはサンプル数が少なく、各テストの検出力の問題も指摘されていることから、分析結果は混在しており、相対的PPPの成立の可否については判断することが困難となっている。

以上、結論として整理すると、比較的長い分析期間をとった場合に相対的PPPが成立していることが指摘できる。

1. はじめに

本論文の目的はアジア諸国通貨の対米ドル実質為替レート（real exchange rate）に着目し、単位根検定（unit root test）を用いて、その基礎的な時系列特性を明らかにすることである⁽¹⁾。本論文では、1変量のデータを対象とした1変量単位根検定（univariate unit root test）のうち3種類のテストと、パネルデータ（panel data）を対象としたパネル単位根検定（panel unit root test）のうち4種類のテストをそれぞれ適用することとする⁽²⁾。

実質為替レート（の自然対数値）について

単位根検定を行い、定常過程（stationarity process）に従うのか、あるいは非定常過程（nonstationarity process）に従うのかを確認する目的は、購買力平価（PPP：Purchasing Power Parity）の成立を検証することに等しい⁽³⁾。実質為替レート（の自然対数値）はPPPからの乖離を表しており、それがもし非定常過程に従うとすれば、為替レートと物価水準の間に安定的な長期均衡関係が見出されないことを示しているからである。

PPPに関する理論・実証分析の包括的なサーベイであるSarno and Taylor（2003）のCh.3にもとづく、これまでのPPPの実証研

キーワード：実質為替レート、購買力平価、単位根検定、パネルデータ

Key words : real exchange rate, purchasing power parity, unit root test, panel data

究は以下の6つのステージを経て、発展してきた⁽⁴⁾。

- (Ⅰ) 初期の実証研究（単純な回帰分析）
- (Ⅱ) 実質為替レートに関するランダム・ウォーク仮説（random walk hypothesis）の検証（単位根検定の利用）
- (Ⅲ) 共和分（cointegration）分析の適用
- (Ⅳ) 長期データ（long span data）の利用
- (Ⅴ) パネルデータにもとづく分析
- (Ⅵ) 非線形モデル（nonlinear model）を仮定した分析

本論文で用いられる分析方法はこれらのうち、(Ⅱ)と(Ⅴ)の各ステージの範囲に含まれる方法を、最近の時系列分析（time series analysis）の研究成果を取り入れ、発展させたものである。まず、(Ⅱ)については、Dickey and Fuller (1979)とDickey and Fuller (1981)による1階の自己回帰（AR: autoregressive）過程を前提としたDFテスト以降に発展した1変量単位根検定を応用する。具体的には、DFテストに高次（high order）の系列相関（serial correlation）を考慮したAugmented Dickey-Fuller (ADF) テスト、DFテストやADFテストよりも検出力（power of test）が高いとされているElliott, Rothenberg, and Stock (1996)によるDF-GLSテスト、検定統計量である t 統計量を修正したPhillips and Perron (1988)によるPPテストである（詳細は後述）。

一方、(Ⅴ)については、クロスセクション（横断面）データ（cross section data）と時系列データ（time series data）を組み合わせたパネルデータを用いることによって、小標本（small sample）の問題などを克服し、より精度の高いPPPの検証が行われるようになってきた。本論文ではパネルデータに与え

る仮定によって異なるパネル単位根検定のうち、Levin, Lin, and Chu (2002)によるLLCテスト、Im, Pesaran, and Shin (2003)によるIPSテスト、さらにFisher type-ADFテスト、Fisher type-PPテストをそれぞれ適用する（詳細は後述）。したがって、上記のSarno and Taylor (2003)の観点からは、本論文は(Ⅱ)と(Ⅴ)のハイブリッドタイプの研究として位置づけられる。

本論文の第2節以降の構成は以下の通りである。第2節ではPPPに関する先行研究のうち、アジア諸国通貨を分析対象とした研究に限定してサーベイする。第3節ではグラフを用いて、アジア諸国通貨の対米ドル実質為替レートの理論値と現実値の推移を観察する。第4節では3つの1変量単位根検定の検定方法と結果について、第5節では4つのパネル単位根検定の検定方法と結果について、それぞれ議論する。第6節では結論と今後の研究課題を提示する。

2. アジア諸国を分析対象とした先行研究のサーベイ

PPPに関する実証研究はこれまで膨大な数にのぼるため、すべての先行研究をサーベイすることは不可能である。したがって、ここでは本論文と同じ問題意識を共有しているアジア諸国通貨を分析対象とした研究について、2000年以降の、主として1変量単位根検定を用いて分析している研究と、パネル単位根検定を用いて分析している研究に限定してサーベイする⁽⁵⁾。

2.1. 1変量単位根検定を用いている研究

Liew, Baharumschah, and Chong (2004)はKapetanios, Shin, and Shell (2003)による

非線形単位根検定 (KSSテスト) を用いて、実証分析を行っている。対象はアジア11カ国 (インド、インドネシア、日本、韓国、マレーシア、ネパール、パキスタン、フィリピン、シンガポール、スリランカ、タイ) で、1968年第1四半期から2001年第2四半期までの各通貨の対米ドル・対日本円の実質為替レートの定常性を検証している。その結果、11の対米ドル実質為替レートのうち、8つ (インド、インドネシア、日本、韓国、マレーシア、パキスタン、シンガポール、スリランカ) の実質為替レートで、また10の対日本円実質為替レートのうち、6つ (インドネシア、韓国、マレーシア、パキスタン、シンガポール、タイ) の実質為替レートで帰無仮説が棄却され、長期的にはPPPが成立することが示されている⁽⁶⁾。

Baharumshah, Chan, and Fountas (2008) では1976年1月から2002年9月までの東アジア6カ国 (インドネシア、韓国、マレーシア、フィリピン、シンガポール、タイ) の通貨の対米ドル・対日本円の各実質為替レート (月次) にもとづいて、Pesaran and Shin (1995) やPesaran, Shin, and Smith (2001) による自己回帰分布ラグ (ARDL: autoregressive distributed lag) モデルを応用した共和分検定からPPPの成立を検証している。期間をアジア通貨危機 (Asian currency crisis) 前 (1976年1月から1997年6月) とアジア通貨危機後 (1997年7月から2002年9月) で分割すると、通貨危機以前よりも通貨危機後の方がPPPの成立度は高いという結果が示されている。これは為替相場制度の変更が名目為替レートに与える影響の大きさを重視し、各国が自国の為替レートをPPPに回帰させるような為替政策を採用している可能性を指摘している。

Nusair (2008) は事前に確定している複数の構造変化 (multiple structural breaks) の存在を許容するJohansen, Mosconi, and Nielsen (2000) による共和分分析の方法を応用して、PPPの成立を検証している。分析対象はアジア8カ国 (インド、インドネシア、韓国、マレーシア、パキスタン、フィリピン、シンガポール、スリランカ、タイ) の各通貨の対米ドル・対日本円の実質為替レートで、分析期間は1973年第2四半期から2005年第1四半期である。構造変化の発生を仮定しない従来のテスト結果からは、4カ国 (インド、韓国、パキスタン、シンガポール) の各通貨と米ドル間には、「共和分関係がない」とする帰無仮説が棄却されることが示されている。しかし、1985年第4四半期に発生した構造変化 (プラザ合意 (Plaza Accord)) と1997年第3四半期に発生した構造変化 (アジア通貨危機) を考慮し、Johansen, Mosconi, and Nielsen (2000) を適用した場合、3カ国 (フィリピン、スリランカ、タイ) の各通貨と米ドル間、1カ国 (フィリピン) の通貨と日本円間を除いて、「共和分関係が存在しない」とする帰無仮説が棄却され、PPPの長期的な安定性が確認されている。さらに、Hansen and Johansen (1993) とHansen and Johansen (1999) の安定性テストを行った結果、フィリピン・ペソの対米ドル為替レートと、マレーシア・リンギットの対日本円為替レートを除くすべての組み合わせの為替レートのパラメーターについて、安定的な結果を得ている。

2.2. パネル単位根検定を用いている研究

Basher and Moshin (2004) は1980年1月から1999年12月までのアジア10カ国 (インド、インドネシア、韓国、マレーシア、ネパール、

パキスタン、フィリピン、シンガポール、スリランカ、タイ)通貨の対米ドル実質為替レートについて、パネル単位根検定ならびにパネル共和分検定を用いて、相対的PPPを検証している。その結果、各通貨と米ドルの間には相対的PPPが成立していないことが示されている。

Baharumshah, Aggarwal, and Chan (2007)では1973年1月から2006年11月までの東アジア6カ国(韓国、タイ、インドネシア、マレーシア、シンガポール、フィリピン)の通貨の対米ドル・対日本円の各実質為替レートにもとづいて、パネル単位根検定(Im, Pesaran, and Shin (2003)のIPSテスト、Levin, Lin, and Chu (2002)のLLCテスト、Harris and Tzavalis (1999)のHTテスト、Breitung (2000)のUBテスト)を行っている。分析期間全体をアジア通貨危機前後で2つ(1973年1月から1997年6月、1997年7月から2006年11月)に分割し、各検定を行っている。その結果、アジア通貨危機以前ではどちらの実質為替レートにおいても、IPSテストとUBテストで帰無仮説を棄却できなかったが、それ以外の期間とテストでは帰無仮説が棄却されている。

Hooi and Smyth (2007)はアジア開発銀行(ADB: Asian Development Bank)のデータから得たアジア15カ国(ベトナム、タイ、スリランカ、シンガポール、フィリピン、パキスタン、中国、ミャンマー、マレーシア、ラオス、韓国、インドネシア、インド、カンボジア、バングラディシュ)通貨の対米ドル実質為替レートの定常性について、ADFテストの他、1つまたは2つの構造変化の存在を仮定しているLee and Strazicich (2003)とLee and Strazicich (2004)による1変量ラグランジュ乗数(univariate LM)テスト、Im, Lee, and Tieslau (2005)によるパネル・ラ

ランジュ乗数(panel LM)テストを行っている⁽⁷⁾。1変量LMテストの結果は3分の2の国の通貨対米ドル実質為替レートにおいてPPPが成立していることを示している一方、パネルLMテストの結果はすべての対米ドル実質為替レートにおいて長期的にPPPが成立する可能性があることが示されている。こうした結果は構造変化を考慮してない先行研究の実証結果とは対照的である。

3. アジア諸国通貨の対米ドル実質為替レート

本論文で分析対象とするアジア諸国の通貨はインドネシア・ルピア(IDR)、日本円(JPY)、韓国ウォン(KRW)、マレーシア・リンギット(MYR)、フィリピン・ペソ(PHP)、シンガポール・ドル(SGD)、タイ・バーツ(THB)の7つである。

図1(1)から(7)は1973年2月から2008年12月までの各通貨の対米ドル実質為替レートの理論値(対数値のため0となっている)(実線)と現実値(点線)の推移をそれぞれ示している。

基準時点(1973年2月)においては絶対的PPPが成立していたという仮定の下で、その後の為替レートの動向を物価の変動によって説明している。なお、物価指数には各国の消費者物価指数(CPI: Consumer Price Index)を利用し、計算した。また、データはすべて国際通貨基金(IMF: International Monetary Fund)の*International Financial Statistics (IFS)*から得た。

アジア諸国通貨の対米ドル実質為替レートの時系列特性

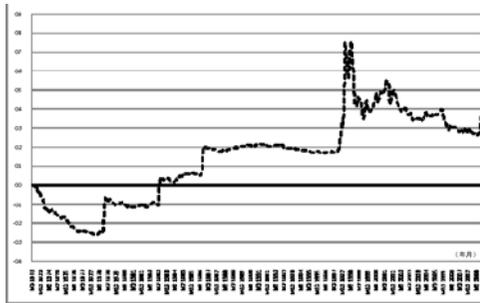


図1 (1) 実質為替レートの理論値と現実値 (IDR)

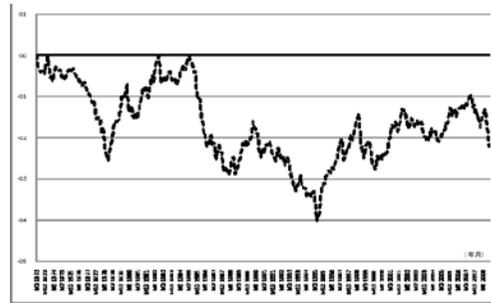


図1 (2) 実質為替レートの理論値と現実値 (JPY)

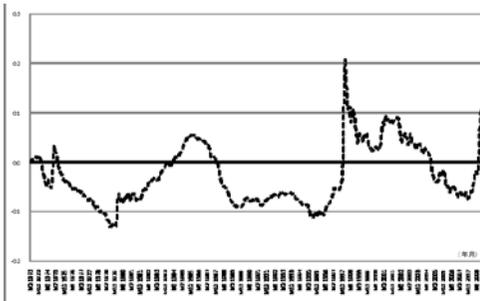


図1 (3) 実質為替レートの理論値と現実値 (KRW)



図1 (4) 実質為替レートの理論値と現実値 (MYR)

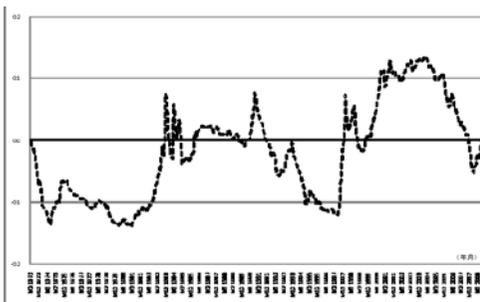


図1 (5) 実質為替レートの理論値と現実値 (PHP)

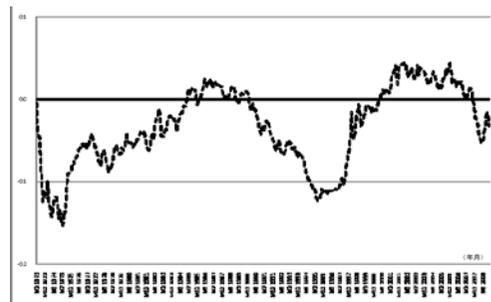


図1 (6) 実質為替レートの理論値と現実値 (SGD)



図1 (7) 実質為替レートの理論値と現実値 (THB)

図1から、アジア通貨危機の影響で、JPYを除く各通貨の名目為替レートが大幅な減価を迫られたため、実質為替レートも理論値（PPP）から大きく外れていく傾向を見せる通貨（IDR、MYR）がある一方で、理論値を中心に循環的に変動している通貨（KRW、PHP、SGD）もある。乖離幅（レンジ）についてはIDRが最も大きく（約-0.3から約0.8）、SGDが最も小さく（約-0.2から約0.1）なっている。JPYは分析期間の全体を通じて、増価トレンドにあることが示されている。これらから、程度の差はあるものの、すべての通貨の対米ドル実質為替レートとPPPの間には乖離が認められる。

為替相場制度のタイプから実質為替レートの変動を考えると、日本を除く6カ国はいずれもアジア通貨危機前には管理フロート制（事実上のドル・ペッグ制）を採用していたため、その期間、実質為替レートに大きな変動は観察されていない。しかしながら、アジア通貨危機後に、韓国とフィリピンは変動為替相場制度に、タイ、シンガポール、インドネシア、マレーシアは管理フロート制度に移行したため、米国とアジア諸国間で物価変化率に大きな差が表れなくても、名目為替レートへのショックが実質為替レートにもたらされるようになり、ボラティリティも次第に大きくなっていることが分かる。

4. 実証分析 (1) : 1変量単位根検定

本論文の分析で使用するデータは図1(1)から(7)を計算した際に用いたものと同じく、すべてIMFのIFSから得た⁽⁸⁾。分析期間全体(1973年2月から2008年12月)をアジア通貨危機前(1973年2月から1997年6月)と、アジア通貨危機後(1997年7月から2008年12月)

に分割し、各期間の特徴も明らかにする。

4.1. ADFテスト

1階の自己回帰過程（AR(1)）モデルを仮定した単位根検定のDFテストを高次の自己回帰過程（AR(p)）モデルに発展させたADFテストの回帰式は(1)式のように表される。

$$\Delta q_t = c + \rho q_{t-1} + \sum_{i=1}^k \psi_i \Delta q_{t-1} + u_t \quad (1)$$

ただし、 Δ は階差、 q は各通貨の対米ドル実質為替レート（対数値）、 c は定数項、 ρ はパラメーター、 k はラグ次数、 ψ はラグ項のパラメーター、 u は攪乱項、 t は時間を表している。このとき、ADFテストでの帰無仮説は

$$H_0: \rho = 0 \quad (\text{単位根がある})$$

で、対立仮説は

$$H_1: \rho < 0 \quad (\text{単位根がない})$$

となる。ADFテストの結果は次の表1に示されている。

表1 ADFテストの結果

	(I)	(II)	(III)
IDR レベル	-1.224 (2)	-0.716 (1)	-3.423 (1) **
IDR 階差	-14.538 (1) ***	-13.467 (0) ***	-8.872 (0) ***
JPY レベル	-2.232 (1)	-1.583 (1)	-2.496 (1)
JPY 階差	-15.085 (0) ***	-12.256 (0) ***	-6.908 (0) ***
KRW レベル	-2.252 (2)	-1.994 (1)	-2.353 (2)
KRW 階差	-14.711 (1) ***	-11.693 (0) ***	-8.658 (1) ***
MYR レベル	-1.078 (1)	-1.118 (1)	-5.968 (1) ***
MYR 階差	-16.409 (0) ***	-13.529 (0) ***	-9.260 (1) ***
PHP レベル	-1.654 (2)	-1.581 (2)	-3.033 (1) **
PHP 階差	-14.426 (1) ***	-12.908 (1) ***	-7.545 (0) ***
SGD レベル	-1.881 (1)	-1.362 (1)	-3.299 (1) **
SGD 階差	-16.529 (0) ***	-14.036 (0) ***	-8.845 (0) ***
THB レベル	-1.568 (1)	-1.434 (1)	-3.933 (1) ***
THB 階差	-15.140 (0) ***	-13.137 (0) ***	-8.431 (0) ***

(注)
 1. (I)、(II)、(III)は分析期間を表し、それぞれ1973年2月～2008年12月、1973年2月～1997年6月、1997年7月～2008年12月を表している。
 2. カッコ内の数字はラグ次数を表している。ラグ次数はBIC(Schwarz Bays information criterion)によって選択した。
 3. *, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%で帰無仮説が棄却されることを示している。

ADFテストの結果、分析期間 (I) と (II) において、すべての通貨の対米ドル実質為替レートは1階の階差をとれば帰無仮説が1%水準で棄却されて定常になるため、I(1)であ

ることが分かる。したがって、長期的に相対的PPPが成立している可能性が認められる。

しかし、分析期間（Ⅲ）においてはIDR、MYR、PHP、SGD、THBの対米ドル実質為替レートはレベルで有意水準は異なるものの帰無仮説が棄却されるため、 $I(0)$ であることが示されており、PPPが成立している可能性は低いと考えられる。しかし、これは分析期間（Ⅲ）においてサンプル数が少ないため、検出力の弱い点が指摘されているADFテストの性質によるものと推察される⁽⁹⁾。

4.2. DF-GLSテスト

DF-GLSテストは定数項やトレンドを仮定した場合にADFテストを修正したもので、Elliott, Rothenberg, and Stock (1996) によって提唱された⁽¹⁰⁾。このテストで用いられる回帰式は(2)式の通りである⁽¹¹⁾。

$$\Delta q_t^d = \rho q_{t-1}^d + \sum_{i=1}^k \Psi_i \Delta q_{t-i}^d + u_t \quad (2)$$

ただし、 q_t^d はGLSトレンド除去された各通貨の対米ドル実質為替レート（対数値）を表す。また、 $q_t^d = q_t - \tilde{\beta} z_t$ 、 $\tilde{\beta} = \sum \tilde{z}_t \tilde{q}_t / \sum \tilde{z}_t^2$ 、 $z_t = \mathbf{1}$ 、 $\tilde{q}_t = (q_1, q_2 - a q_1, \dots, q_T - a q_{T-1})'$ 、 $\tilde{z}_t = (\mathbf{1}, \mathbf{1} - a, \dots, \mathbf{1} - a)'$ 、 $a = 1 - 7/T$ 、 $t = 1 \dots T$ である。帰無仮説と対立仮説はそれぞれ、

$$H_0: \rho = 0 \text{ (単位根がある)}$$

$$H_1: \rho < 0 \text{ (単位根がない)}$$

である。このDF-GLSテストの結果は次の表2に示されている。

DF-GLSテストの結果を見ると、分析期間（Ⅰ）においてJPYとMYR、分析期間（Ⅱ）においてSGDの対米ドル実質為替レートがそれぞれ、1階の階差をとっても帰無仮説が棄却されず、 $I(0)$ となっていることが分かる⁽¹²⁾。

表2 DF-GLSテストの結果

	(Ⅰ)	(Ⅱ)	(Ⅲ)
IDR	レベル -0.755 (2)	-0.625 (1)	-1.619 (1) *
階差	-14.530 (1) ***	-13.496 (0) ***	-8.902 (0) ***
JPY	レベル -0.659 (1)	-0.368 (1)	-1.675 (1) *
階差	-1.298 (10)	-2.552 (3)	-4.892 (0) ***
KRW	レベル -2.164 (2) **	-1.244 (1)	-1.438 (2)
階差	-14.638 (1) ***	-11.366 (0) ***	-6.495 (1) ***
MYR	レベル -0.059 (1)	-0.550 (1)	-0.598 (1)
階差	-1.641 (6)	-1.696 (3) *	-9.187 (1) ***
PHP	レベル -1.630 (2) *	-0.879 (2)	-0.658 (1)
階差	-3.813 (7) ***	-12.641 (0) ***	-7.522 (0) ***
SGD	レベル -1.712 (1) *	-0.803 (1)	-0.690 (1)
階差	-0.044 (11)	-0.057 (10)	-7.521 (0) ***
THB	レベル -1.265 (1)	-1.358 (1)	-0.983 (1)
階差	-13.025 (0) ***	-4.865 (2) ***	-8.226 (0) ***

(注)
 1. (Ⅰ)、(Ⅱ)、(Ⅲ)は分析期間を表し、それぞれ1973年2月～2008年12月、1973年2月～1997年6月、1997年7月～2008年12月を表している。
 2. カッコ内の数字はラグ次数を表している。ラグ次数はBIC(Schwarz Bays information criterion)によって選択した。
 3. *, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%で帰無仮説が棄却されることを示している。

一方、分析期間（Ⅰ）においてKRW、PHP、SGD、分析期間（Ⅲ）においてIDRとJPYの対米ドル実質為替レートがレベルで帰無仮説を棄却しているため、 $I(0)$ の可能性はある。ADFテストとの検出力の差を考慮して考えると、IDR、KRW、PHP、THBの各対米ドル実質為替レートについて相対的PPPが成立している可能性がある。

4.3. PPテスト

ADFテストでは時系列の構造を具体的に仮定して検定を行っているため、ラグ次数の選択が正しくない場合、正しい結果を得ることができない。しかし、Phillips and Perron (1988) が提案したPPテストは、検定回帰式にはDF回帰式を応用した上で、検定統計量を導出するときに系列相関を考慮している。具体的には、系列相関を事前に除去せず、かわりに誤差項に系列相関が存在する場合でも検定ができるNewey and West (1987) の不均一分散・系列相関一致(HAC: heteroskedasticity and autocorrelation consistent) 標準誤差をもとに検定統計量を算出している。なお、PPテストにおける帰無仮説は「単位根がある」、対立仮説は「単位根がない」である。PPテストの結果は次の表3に示されている。

表3 PPテストの結果

	(I)	(II)	(III)
IDR	レベル -1.288 (7)	-0.630 (5)	-2.939 (3) **
	階差 -15.528 (5) ***	-13.357 (3) ***	-8.596 (14) ***
JPY	レベル -2.262 (3)	-1.888 (6)	-2.355 (3)
	階差 -15.022 (5) ***	-12.179 (3) ***	-8.804 (1) **
KRW	レベル -2.260 (3)	-1.375 (5)	-2.346 (4)
	階差 -11.989 (14) ***	-11.470 (5) ***	-6.390 (23)
MYR	レベル -0.929 (5)	-0.873 (4)	-5.912 (1) ***
	階差 -16.425 (1) ***	-13.561 (4) ***	-9.280 (0) ***
PHP	レベル -1.783 (7)	-1.708 (4)	-2.928 (6) **
	階差 -15.536 (3) ***	-14.034 (1) ***	-7.495 (3) ***
SGD	レベル -1.869 (4)	-1.654 (6)	-3.316 (5) **
	階差 -16.344 (11) ***	-13.955 (10) ***	-8.600 (9) ***
THB	レベル -1.441 (7)	-1.387 (3)	-3.688 (4) ***
	階差 -15.100 (2) ***	-13.171 (7) ***	-8.345 (7) ***

(注)
 1. (I)、(II)、(III)は分析期間を表し、それぞれ1973年2月～2008年12月、1973年2月～1997年6月、1997年7月～2008年12月を表している。
 2. カッコ内の数字はNewey and West(1987)の方法によって決定されたバンド幅(bandwidth)を表している。
 3. *, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%で帰無仮説が棄却されることを示している。

PPテストの結果によると、分析期間 (I) と (II) において、すべての通貨の対米ドル実質為替レートは1階の階差をとると1%の水準で帰無仮説が棄却され、定常であることが分かる。したがって、これらの期間においては $I(1)$ となっており、相対的PPPが成立しているといえる。しかし、分析期間 (III) においては、JPYのみが1階の階差をとると帰無仮説を棄却するので $I(1)$ であるが、KRWは1階の階差をとっても帰無仮説が棄却されず、その他の通貨についてはレベルで帰無仮説が棄却されているので、相対的PPPが成立しているとは考えられない。

5. 実証分析 (2) : パネル単位根検定

クロスセクション・データと時系列データを組み合わせたパネルデータに単位根検定を適用するため、まず (3) 式のようなAR(1)モデルを定式化する⁽¹³⁾。

$$q_{it} = c + \rho_i q_{it-1} + X_{it} \delta_i + \varepsilon_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3)$$

ここで、 q は各通貨の対米ドル実質為替レート(対数値)、 c は定数項、 ρ と δ はパラメーター、 N はクロスセクションの数を、 T は時系列のサンプル期間をそれぞれ示す。また、

X_{it} は外生変数で固定効果や個別のトレンドを表し、 ε_{it} は定常な誤差項である。このモデルにおいて、 $\rho_i = 1$ であれば q_{it} は単位根を持ち、 $|\rho_i| < 1$ であれば q_{it} は単位根を持たないことになる。

パネルデータに単位根検定を適用する場合、 ρ_i に関して2つの仮定をおくことができる。1つは ρ_i がクロスセクション全体を通して同一であるという仮定で、これをもとにした単位根検定がLLCテストである。もう一方は ρ_i の値がクロスセクションごとに異なると仮定するもので、これをもとにした単位根検定がIPSテスト、Fischer-type ADFテスト、Fischer-type PPテストである。

5.1. LLCテスト

前述したように、Levin, Lin, and Chu (2002)によって提案されたLLCテストでは、(3)式において、クロスセクションにおける ρ_i がすべて等しい($\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_N = \rho$)と仮定されており、(4)式のようなADFタイプの回帰式を考えている。

$$\Delta q_{it} = c + \alpha q_{it-1} + \sum_{j=1}^{k_i} \beta_{ij} \Delta q_{it-j} + X'_{it} \delta + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(4)式では(3)式の階差をとって回帰させているため、共通のパラメーター α は $\alpha = \rho - 1$ となる⁽¹⁴⁾。帰無仮説と対立仮説はそれぞれ、

$$H_0: \alpha = 0 \quad (\text{単位根がある})$$

$$H_1: \alpha < 0 \quad (\text{単位根がない})$$

である。LLCテストの結果は表4に示されている。

表4 LLCテストの結果

	(I)	(II)	(III)
LLC t統計量	レベル -0.180 (0.428)	-0.174 (0.431)	-4.398 (0.000) ***
	階差 -48.226 (0.000) ***	-39.271 (0.000) ***	-23.442 (0.000) ***

(注)
 1. (I)、(II)、(III)は分析期間を表し、それぞれ1973年2月～2008年12月、1973年2月～1997年6月、1997年7月～2008年12月を表している。
 2. カッコ内の数字はP値を表している。
 3. *, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%で帰無仮説が棄却されることを示している。

LLCテストの結果を見ると、分析期間（Ⅰ）と（Ⅱ）において1階の階差をとると定常となっていることが示されているが、分析期間（Ⅲ）ではレベルで定常となることが示されている。したがって、分析期間（Ⅰ）と（Ⅱ）では相対的PPPが成立しているものの、分析期間（Ⅲ）では成立が認められないといえる。

5.2. IPSテスト

Im, Pesaran, and Shin (2003) によって提案されたIPSテストはLLCテストと異なり、(3)式において、クロスセクションにおける ρ_i が必ずしも同一ではないとの仮定のもとで個々の単位根検定を組み合わせて、パネルデータ特有の単位根検定を行おうとするものである。まず各クロスセクションに対する個別のADFテストを行い、パラメーターの推定値に対する t 統計量の平均値を求めて、検定統計量を計算する。IPSテストで用いられる回帰式は次の(5)式である。

$$\Delta q_{it} = c + \alpha q_{it-1} + \sum_{j=1}^{k_i} \beta_{ij} \Delta q_{it-j} + X'_{it} \delta + \epsilon_{it} \quad (5)$$

(5)式はLLCテストにおける(4)式と同様であるが、帰無仮説と対立仮説がLLCテストとは異なる。帰無仮説は、

$H_0: \alpha_i = 0$ for all i (すべてのクロスセクションについて単位根がある)

であり、対立仮説は、

$$H_1: \begin{cases} \alpha_i = 0 \text{ for } i = 1, 2, \dots, N_1 \\ \alpha_i < 0 \text{ for } i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N \end{cases}$$

となる。つまり、対立仮説は1から N_1 のクロスセクションまでは単位根が存在するが、 $N_1 + 1$ から N のクロスセクションに関しては単

位根が存在しないことを意味している。IPSテストの分析結果は表5に示されている。

表5 IPSテストの結果

	(Ⅰ)	(Ⅱ)	(Ⅲ)
IPS W統計量	-0.544 (0.293)	0.396 (0.654)	-6.042 (0.000) ***
階差	-42.233 (0.000) ***	-35.370 (0.000) ***	-21.889 (0.000) ***

(注)
1. (Ⅰ)、(Ⅱ)、(Ⅲ)は分析期間を表し、それぞれ1973年2月～2008年12月、1973年2月～1997年6月、1997年7月～2008年12月を表している。
2. カッコ内の数字は p 値を表している。
3. *, **, ***はそれぞれ10%、5%、1%で帰無仮説が棄却されることを示している。

IPSテストの結果はLLCテストの結果と同様、分析期間（Ⅰ）と（Ⅱ）において1階の階差をとると定常となっていることが示されているが、分析期間（Ⅲ）ではレベルで定常となることが示されている。したがって、分析期間（Ⅰ）と（Ⅱ）では相対的PPPが成立しているものの、分析期間（Ⅲ）では成立が認められないといえる。

5.3. Fisher-type ADFテスト・Fisher-type PPテスト

Maddala and Wu(1999)とChoi(2001)はそれぞれ、Fisher(1932)の理論にもとづいて、個々の単位根検定(ADFテストまたはPPテスト)から得られた p 値を組み合わせてパネル単位根検定を行う方法を考案した。Fisher-type ADFテストとFisher-type PPテストで用いられる回帰式はLLCテストとIPSテストで用いられる回帰式である(4)式、(5)式と同じで、帰無仮説と対立仮説はIPSテストと同じである。

クロスセクション i に対する個々のADFテストならびにPPテストの p 値を π_i とすると、Maddala and Wu(1999)は

$$-2 \sum_{i=1}^N \log(\pi_i)$$

が漸近的に自由度 $2N$ のカイ二乗分布に従うことを示している。また、Choi (2001) は検定統計量である Z 統計量を

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \phi^{-1}(\pi_i)$$

と定義し、これが漸近的に標準正規分布に従うことを示している（ただし、 ϕ^{-1} は標準累積分布関数の逆数である）。Fisher-type ADF テストの結果は表6に、Fisher-type PPテストの結果は表7にそれぞれ示されている。

Fisher-type ADFテストの結果から、分析期間（Ⅰ）と（Ⅱ）において1階の階差をとると定常となっていることが示されているが、分析期間（Ⅲ）ではレベルで定常となることが示されている。一方、Fisher-type PPテストの結果もFisher-type ADFテストの結果と同様となっている。したがって、2つの分析結果から、分析期間（Ⅰ）と（Ⅱ）では相対的PPPが成立しているものの、分析期間（Ⅲ）では成立が認められないといえる。

表6 Fisher-type ADテストの結果

		(Ⅰ)	(Ⅱ)	(Ⅲ)
Chi-square統計量	レベル	13.224 (0.509)	8.524 (0.860)	72.193 (0.000) ***
	階差	948.859 (0.000) ***	745.334 (0.000) ***	373.031 (0.000) ***
Choi Z統計量	レベル	-0.480 (0.316)	0.515 (0.697)	-6.065 (0.000) ***
	階差	-30.018 (0.000) ***	-26.442 (0.000) ***	-18.222 (0.000) ***

(注)
1. (Ⅰ)、(Ⅱ)、(Ⅲ)は分析期間を表し、それぞれ1973年2月～2006年12月、1973年2月～1997年6月、1997年7月～2008年12月を表している。
2. カッコ内の数字はP値を表している。
3. *, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%で帰無仮説が棄却されることを示している。

表7 Fisher-type PPテストの結果

		(Ⅰ)	(Ⅱ)	(Ⅲ)
Chi-square統計量	レベル	13.304 (0.503)	8.681 (0.851)	68.851 (0.000) ***
	階差	936.544 (0.000) ***	751.177 (0.000) ***	345.198 (0.000) ***
Choi Z統計量	レベル	-0.451 (0.326)	0.497 (0.690)	-5.662 (0.000) ***
	階差	-29.782 (0.000) ***	-26.545 (0.000) ***	-17.398 (0.000) ***

(注)
1. (Ⅰ)、(Ⅱ)、(Ⅲ)は分析期間を表し、それぞれ1973年2月～2008年12月、1973年2月～1997年6月、1997年7月～2008年12月を表している。
2. カッコ内の数字はP値を表している。
3. *, **, ***はそれぞれ10%, 5%, 1%で帰無仮説が棄却されることを示している。

6. 結論と今後の研究課題

本論文では3種類の1変量単位根検定と4種類のパネル単位根検定を応用し、1973年2月から2008年12月までのアジア7カ国の通貨の対米ドル実質為替レートの特性を明らかにした。

1変量単位根検定のADFテスト、DF-GLSテスト、PPテストの各結果から、分析期間全体（1973年2月から2008年12月）とアジア通貨危機前（1973年2月から1997年6月）においてはすべての通貨の対米ドル実質為替レートが $I(1)$ を示しているため、相対的にPPPが成立していると考えられる。しかしながら、アジア通貨危機後（1997年7月から2008年12月）においてはサンプル数が少なく、各テストの検出力の問題も指摘されていることから、分析結果は混在しており、相対的PPPの成立の可否については判断することが困難である。

一方、パネル単位根検定のLLCテスト、IPSテスト、Fisher-type ADFテスト、Fisher-type PPテストの各結果からも1変量単位根検定と同様のインプリケーションが得られる。つまり、分析期間全体とアジア通貨危機前においては $I(1)$ を示し、相対的PPPの成立が認められるが、アジア通貨危機後には相対的PPPが成立しているとはいえない。

以上、結論としてアジア7カ国の通貨の対米ドル実質為替レートの特性を整理すると、比較的長い分析期間をとった場合に相対的PPPが成立していることが指摘でき、これはアジア諸国と米国との実物経済・金融部門双方の緊密性から合理的に推察できるものである。

しかしながら、本論文では扱うことのでき

なかった問題も残されている。第1に、アジア諸国と日本との経済関係の近接性や経済協力の進展度から判断すると、対日本円実質為替レートの時系列分析も行う必要がある。第2節において言及したBaharumshah, Aggarwal, and Chan(2007)、Baharumshah, Chan, and Fountas(2008)、Nusair(2008)でも対日本円実質為替レートを分析対象としているので、今後、1変量単位根検定とパネル単位根検定を適用し、その時系列特性を明らかにした上で、アジアにおける経済統合への1つの指針を提供していきたいと考えている。

第2に、単位根検定の発展として、経済変数の長期的均衡関係を分析する共和分分析を行う必要がある。これはBaharumshah, Chan, and Fountas(2008)においても行われているが、実質為替レートの安定性を考える上では不可欠な分析手法である。現在、パネルデータをもとにしたパネル共和分分析の理論分析が進展しているため、それらに合わせた形で今後、実証分析に取り組んでいきたいと考えている。

第3に、本論文ではアジア通貨危機という構造変化を外生的な既知のものとして仮定したが、Hooi and Smyth(2007)が行っているように、分析期間内において、1つまたは2つの構造変化が起きていることを想定し、内生的にその時期を特定する分析を行っていく必要がある。構造変化(あるいは外生的な「ショック」)の時期を特定化することで、外国為替市場のマイクロストラクチャー分析につなげていきたいと考えている。以上の3点は今後の研究課題として取り組んでいくこととする。

注

- (1) 本論文は葛目(2009)と同じデータを使用している。
- (2) 単位根検定の理論的発展と最近の応用例は黒住(2008)に整理されている。
- (3) 熊本(2008)や藪(2007)を参照。
- (4) 最近のサーベイにはTaylor and Taylor(2004)もある。
- (5) パネル単位根検定を用いている2000年以前の研究の中にはLevin, Lin, and Chu(2002)やIm, Pesaran, and Shin(2003)をワーキングペーパーの段階で参照し、実証分析を行っている研究もある(例えば、Wu(1996)やWu and Chen(1999))。
- (6) Liew, Baharumschah, and Chong(2004)は同時にADFテストも行っているが、そちらでは、いずれの実質為替レートも帰無仮説が棄却されおらず、線形の単位根検定(ADFテスト)と非線形の単位根検定(KSSテスト)では異なる結果が示されている。
- (7) Hooi and Smyth(2007)では分析期間は各国によって異なっている。
- (8) 単位根検定にあたっては統計・計量パッケージEViews 5.1を利用した。
- (9) 坂野(2006)はGAUSSを用いてシミュレーションを行い、ADFテストの検出力について検討している。その結果、補助回帰式の推定の際にラグ項の最高次数が正確に決定されたとしても、観測値数が少ない場合には検出力が低くなり、またラグ項の最高次数が過少に決定された場合にも検出力が低下することが示されている。
- (10) DF-GLSテストについてはStock and Watson(2007)、坂野(2009)、縄田(2009)に詳細に解説されている。
- (11) DF-GLSテストの検定回帰式そのものには、GLSによってトレンドが除去されているため、定数項が含まれていない。
- (12) 2階の階差をとると、いずれも帰無仮説を棄却している。
- (13) パネル単位根検定については、北村(2005)、EViews 5.1 User's GuideやBaltagi(2008)のCh.12、羽森(2009)の第12章を参照。

- (14) ラグ次数はクロスセクションによって必ずしも同じ値をとるとは限らない。

参考文献

- 北村行伸 (2005). 『パネルデータ分析』岩波書店
- 葛目知秀 (2009). 「アジア諸国通貨の購買力平価からの乖離の半減期－中位不偏推定法とインパルス反応関数による分析－」, Mimeo.
- 熊本方雄 (2008). 「為替相場の決定理論」藤田誠一・小川英治 (編) (2008) 『新・国際金融テキスト 1 国際金融理論』有斐閣
- 黒住英司 (2008). 「経済時系列分析と単位根検定：これまでの発展と今後の展望」『日本統計学会誌』38(1) : 39-57.
- 坂野慎哉 (2006). 「ADF検定の検出力について－シミュレーションによる例証－」『産研シリーズ 36現代経済学の最新観』早稲田大学産業経営研究所、53-68.
- 坂野慎哉 (2009). 「ADF-GLS検定について」『早稲田商学』第418・419号 : 339-360.
- 縄田和満 (2009). 『EViewsによる計量経済分析入門』朝倉書店
- 羽森茂之 (2009). 『ベーシック計量経済学』中央経済社
- 藪友良 (2007). 「購買力平価 (PPP) パズルの解明：時系列アプローチの視点から」『金融研究』日本銀行金融研究所、26(4) : 75-105.
- Baharumshah, A. Z., Aggarwal, R., and Chan, T-H. (2007). East Asian Real Exchange Rates and PPP: New Evidence from Panel-data Tests. *Global Economic Review*. 36(2): 103-119.
- Baharumshah, A. Z., Chan, T-H, Fountas, S. (2008). Re-examining purchasing power parity for East-Asian currencies: 1976-2002. *Applied Financial Economics*. 18(1): 75-85.
- Baltagi, B. H. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data*, 4th edition. John Wiley & Sons, Inc.
- Basher, S. A. and Moshin, M. (2004). PPP tests in cointegrated panels: evidence from Asian developing countries. *Applied Economics Letters*. 11: 163-166.
- Breitung, J. (2000). The local power of some unit root tests for panel data in Baltagi, B. (Ed.) *Advances in Econometrics: Nonstationary Panels, Cointegration, and Dynamic Panels*, 15, 161-177. Amsterdam: JAI Press.
- Choi, I. (2001). Unit Root Test for Panel Data. *Journal of International Money and Finance*. 20: 249-272.
- Dickey, D. and Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*. 74(366): 427-431.
- Dickey, D. and Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*. 49(4): 1057-1072.
- Elliott, G., Rothenberg, T. J., and Stock, J. H. (1996). Efficient Test for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*. 64: 813-836.
- Fisher, R. A. (1932). *Statistical Methods for Research Workers*, 4th edition. Edinburgh: Oliver & Boyd.
- Harris, R. D. F. and Tzavalis, E. (1999). Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed. *Journal of Econometrics*. 91: 201-226.
- Hansen, H. and Johansen, S. (1993). Recursive Estimation in Cointegrated VAR models. *Discussion Paper*, Institute of Mathematical Statistics. University of Copenhagen.
- Hansen, H. and Johansen, S. (1999). Some tests for parameter constancy in cointegrated VAR models. *Econometrics Journal*. 2: 306-333.
- Hooi, L. H. and Smith, R. (2007). Are Asian real exchange rates mean reverting? Evidence from univariate and panel LM unit root tests with one and two structural breaks. *Applied Economics*. 39: 2109-2120.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., and Shin, Y. (2003) Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*. 115: 53-74.
- Im, K. S., Lee, J., and Tieslau, M. (2005). Panel LM

- unit root tests with level shifts, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 67: 393-419.
- Johansen, S., Mosconi, R., and Nielsen, B. (2000). Cointegration analysis in the presence of structural breaks in deterministic trends. *Econometrics Journal*. 3: 216-249.
- Kapetanios, G., Shin, Y., and Snell, A. (2003). Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework. *Journal of Econometrics*. 112: 359-379.
- Lee, J. and Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *Review of Economics and Statistics*. 85: 1082-1089.
- Lee, J. and Strazicich, M. C. (2004). Minimum LM unit root test with one structural breaks, Manuscript, Department of Economics, Appalachian State University.
- Levin, A., Lin, C. F., and C, Chu. (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. *Journal of Econometrics*. 108: 1-24.
- Liew, V. K., Baharumschah, A. Z., and Chong, T. T. (2004). Are Asian real exchange rates stationary ? *Economics Letters*. 83: 313-316.
- Maddala, G. S. and Wu, S. (1999). A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and A New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 61: 631-652.
- Newey, W. and West, K. (1987). A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*. 55: 703-708.
- Nusair, S. A. (2008). Purchasing Power Parity under Regime Shifts: An Application to Asian Countries. *Asian Economic Journal*. 22(3): 241-266.
- Pesaran, M. H. and Shin, Y. (1995). An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis. *DAE Working Paper*, 9514, Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., and Smith, R. J. (2001). Bounds testing approach to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*. 16: 289-326.
- Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*. 75: 335-346.
- Sarno, L. and Taylor, M. P. (2003). *The economics of exchange rates*. Cambridge University Press.
- Stock, J. and Watson, M. W. (2007). *Introduction to Econometrics, 2nd edition*. Addison Wesley.
- Taylor, A. M. and Taylor, M. P. (2004). The Purchasing Power Parity Debate. *Journal of Economic Perspectives*. 18: 135-158.
- Wu, Y. (1996). Are Real Exchange Rates Nonstationary ? Evidence from a Panel-Data Test. *Journal of Money, Credit, and Banking*. 28(1): 54-63.
- Wu, J-L. and Chen, S-L. (1999). Are Real Exchange Rates Stationary Based on Panel Unit-Root Tests ? Evidence from Pacific Basin Countries. *International Journal of Finance and Economics*. 4: 243-252.