

Title	経済統合と価格の国際的連関：東アジアを例として
Sub Title	Economic integration and international price linkage : a case of East Asia
Author	加納, 隆 福田, 慎一
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1997
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.90, No.2 (1997. 7) ,p.407(209)- 432(234)
JaLC DOI	10.14991/001.19970701-0209
Abstract	
Notes	小特集：直接投資の理論研究, 実証研究の新展開：(3)MNEと国際連関
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19970701-0209

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

経済統合と価格の国際的連関：東アジアを例として*

加 納 隆
福 田 慎 一

1. はじめに

近年、内外価格差や購買力平価という問題意識から、経済的な結びつきと国際的な価格連関に関する研究が数多く行われている。特に、価格は国境を越えると異なった動きをするが、その連関は経済的な結びつきが大きいほど高まることがさまざまな研究者によって指摘されている。この結果は、たとえば、アメリカとカナダ、あるいはドイツとフランスといった国々の間では、直接投資や貿易といった実体的な取引面で結びつきが高いばかりでなく、為替レートの連関といった金融面でも非常に強い結びつきを持っていることを考えればごく自然な結果である。しかしながら、この考え方を日本と他の東アジア諸国との価格変動の連関という点に当てはめてみると、必ずしも明確な結論を導き出すことができない。これは、日本と他の東アジア諸国との間では、直接投資や貿易といった実体的な取引面では近年非常に大きな結びつきが存在しているが、為替レートの連関といった金融面では今日でもその結びつきは弱く、ほとんどの東アジア諸国の為替レートは米ドルに対して事実上強い連関を保っているからである。

そこで本論文では、国際間の価格連関を決定する上で重要となる要因が、直接投資や貿易といった実体的な取引面で結びつきであるのか、それとも為替レートの連関といった金融面でも結びつきであるのかを、日本、アメリカ、東アジア諸国を対象として分析を行った。このような分析は、欧米諸国のみを対象とした従来の研究では分析することができない。これは、これらの諸国間では、実体的な取引面で大きな結びつきが存在すると同時に金融面で強い連関が存在しているからである。これに対して、東アジア諸国（具体的には、韓国、台湾、香港、シンガポール、マレーシア、インドネ

* 本稿は、Fukuda and Kano (1997) を、直接投資や経済統合の問題により重点をおいて大幅に書き直したものである。本稿をまとめるに当たっては、中北徹氏をはじめとするコンファレンス参加者各位から大変有益なコメントをいただいた。また、本稿の基礎となる研究に対しては、東京三菱清明会からの研究助成を受けた。ここに記して感謝の意を表する。

シア、タイ、およびフィリピン)を対象とした場合、それらの価格変動が日本とより強い連関を持っているのか、それともアメリカとより強い連関を持っているのかを調べることによって、価格の国際的な連関を決定する上で重要な要因が直接投資など実体的な要因なのかそれとも金融的な要因なのかを分析できる。また、日本と他の東アジア諸国との価格変動の連関をこのようにみることは、近年大きな問題となっているアジアの地域主義、あるいは円の国際化という観点からも重要な意義を持つことにもなる。

国際経済の分野において、多くの財で一物一価の関係が成立しないことは広く指摘されてきたことである。この現象に対する説明の一つとしては、貿易財と非貿易財の間に見られる生産性の成長の差異に基づく Balassa (1964) — Samuelson (1964) 効果が特に有名である。また、様々な需要側要因が非貿易財の相対価格の変化をもたらしうることも何人かの研究者によって指摘されている (Froot and Rogoff (1991), DeGregorio, Giovannini and Wolf (1994))。しかしながら、これまでになされた実証分析では、通常は貿易財に分類される財であっても、各国間で一物一価の関係が成立していないことが示されている (Isard (1977), Giovannini (1988))。特に、Engel (1993) と Rogers and Jenkins (1995) では、実質為替レートの短期的な分散は主に国際間で貿易財価格が乖離することによって生み出されていることが明らかにされている。

そこで、近年の実証研究は、なぜこのように貿易財に分類される財においても一物一価の関係が成立しないのかという問題に主眼がおかれている。そのなかでも幅広く受け入れられている説明の一つは、価格変化時の「メニューコスト」に起因する価格の硬直性を重視する考え方である (Mussa (1986), Ghosh and Wolf (1994))。また、市場別価格設定行動 (pricing to market) に関する数多くの実証研究も、有力な説明を与えると考えられている (たとえば、Knetter (1989), Marston (1990), Ohno (1989) を参照のこと)。

一方、Engel and Rogers (1996) は、価格格差の原因として国境を越えた輸送コストの重要性を指摘している。しかしながら、彼らは同時に、2つの異なった地点における価格差は、重力モデルと同様その地理的距離に依存することも示している⁽¹⁾。また、Engel and Rogers (1995) は、地理的に近い領域内にある2国間では、領域間のそれよりも一物一価が成立しやすいことを指摘している。

ところで、「なぜ領域間よりも領域内で価格格差は小さいか」という問いに対しては、いくつかの解答が提示されている。1つは、同一の領域内にある2地点は、異なった領域にある2地点よりも密接に関連しているとするものである。これは、ある同一の領域内にある2地点は多くの場合地理的に近いので輸送コストも低いことによるかもしれない。しかし、それに加えて、同一領域内にある2地点は、自由貿易圏、関税同盟、あるいは共通市場を形成し得るし、共通の流通システムを持ちうる。したがって、このような形で領域内での貿易障壁が小さくなれば、それだけ一物一価の

(1) この点に関しては、Wei and Parsley (1995) をも参照のこと。

関係が同領域内においてより成立しやすくなるであろう。

第2に、同領域内における名目為替レートは、通常、異なる領域間の名目為替レートに比べて変動が小さいことが考えられる。ECにおける通貨統合の動きはその代表的なものであり、北米でも米ドルとカナダドルの連動性ははかかなり強い。したがって、名目価格が最終財が販売される国の通貨建てで硬直的ならば、価格格差は領域間よりも領域内においてより小さくなると考えられる。

われわれが以下の実証分析でまず取り扱う「価格」は、平均物価水準（具体的には総合卸売物価水準や総合消費者物価水準）である。特に分析では、東アジア諸国の平均物価水準が、日本とより強い連関を持っているのか、それともアメリカとより強い連関を持っているのかを調べた。一般に、貨幣が実体経済に中立であれば、名目的な為替レートの変動は実質為替レートの決定には無関係となる。したがって、長期的には実体面での結びつきが大きい国の間で実質為替レートが安定し、共通の通貨単位でみた各国の平均物価水準の連動が高まることが考えられる。しかしながら、われわれの分析結果によれば、この考え方は成立せず、共通の通貨単位でみた東アジア諸国の平均物価水準は中長期的にもアメリカの平均物価水準とより強い連関を持つことが示される。通常、為替レートは激しく変動するのに対して国内の価格は硬直的であるので、共通の通貨単位で各国の平均物価水準の国際的な連動をみた場合、短期的には為替レートの連関が強いほど連動は強くなると予想される。われわれの実証結果は、この連動が中長期にわたって続くことを示すものである。

一方、われわれが次に分析で取り扱う「価格」は、各国の個別品目の相対価格である。各国の個別品目の相対価格は名目為替レートの変動の影響を短期的にも受けるものではないので、これらの相対価格の国際的連関は実体経済面の結びつきが高いほど大きくなる可能性がある。しかし、各国内の価格が単なるメニューコストなどのために硬直的なものであれば、相対価格の国際的連関もはっきりしないであろう。また、Balassa-Samuelson型のモデルが正しければ、相対価格の国際的連動は平均物価水準の国際的連関が大きい国ほど多くなるとも考えられる。

ところが、われわれの分析結果によれば、東アジア諸国の個別品目の相対価格の変動が、特に韓国と台湾において、アメリカよりも日本のそれとより強い相関関係を持っている傾向が観察される。この結果は、平均物価水準を使った分析とは全く対照的であり、国境を境とした価格変動の国際的連関の決定要因は一義的なものではなく、実体経済および金融の両面が異なった側面から価格変動の国際的連関に影響を与えていることを示すものである。

また、以上の結果は、他の経済圏における価格の相関と注目すべき対照をなしている。たとえば、北米地域では、カナダの価格は平均物価水準でも相対価格でもアメリカと強い結びつきを持っていることが確認できる。また、同じ現象は、ヨーロッパ諸国の間でも成立する。したがって、これらの事実を本稿の結果と対比すると、東アジア経済諸国が日本とアメリカに対し特殊な価格の国際的な結びつきを持っていることがわかる。

東アジアにおける経済的結びつきに関しては、これまでもいくつかの先行研究がある。その中

でも Goto and Hamada (1994) は、東アジアにおける実物的・貨幣的ショックの国際的連関の程度を主成分分析を用いて評価している。同じように、Taguchi (1994)、河合・奥村 (1996)、関 (1996) らは、東アジアにおけるさまざまなマクロ的依存関係を実証的に考察している。しかしながら、これらの研究は本稿とは異なり、これらの研究は購買力平価の問題にも、国内相対価格の国際間的相関にも注目してはいない。

本稿の構成は、以下の通りである。次節では、価格連関を分析するに先立ち、さまざまな経済指標を用いて、東アジア諸国と日本・アメリカとの経済的連関の度合いを検討する。次に、第3節では、東アジア諸国の実質為替レートが、変動相場制の期間では日本に対してよりもアメリカに対してより安定的であったことを示す。第4節では、この分析を1987年以降とブレトンウッズ体制の期間に拡張する。第5節では、東アジア経済の相対価格がアメリカよりも日本により近いことを示す。第6節では、全体としての価格ではなく、相対価格が東アジア経済と日本の間で強い結びつき持つ理由を簡単に検討する。第7節では、本稿の主要な結論を要約し、残された課題について言及する。

2. 経済的連関の指標

本稿の目的は、東アジア諸国（すなわち、韓国、台湾、香港、シンガポール、マレーシア、インドネシア、タイ、および、フィリピン）の価格が、日本とアメリカのどちらの価格に強い相関を持つか実証することにある。このような東アジア諸経済の価格を分析することは、いくつかの理由から特に重要である。

まず第1に、東アジア諸国は地理的にアメリカよりも日本に近い。このため、2国間の価格差の広がりや当該国間の地理的距離によって説明されるならば、一物一価の関係は東アジア諸国と日本との間でより成立しやすくなると考えられる。

第2に、東アジア諸国にとって日本は、直接投資や貿易相手国という点で、重要なパートナーの1つである。特に、東アジア諸国に対する日本からの直接投資は、1980年代後半以降、多少の上下動をしながらも、基本的には金額ベースで大幅に増加した（表1）。また、米国からの直接投資と比較した場合でも、日本からの直接投資は80年代から90年代にかけて多くの東アジア諸国で常に大きなウェイトを占めてきた。とりわけ、多くの東アジア諸国では、80年代前半、米国からの直接投資が日本からの直接投資を上回っていたが、80年代後半以降は逆に日本のウェイトが米国のウェイトを上回る傾向が観察される（表2）⁽²⁾。

(2) 東アジア諸国に対する日本からの直接投資の決定要因およびその影響に関しては、たとえば、浦田 (1996) や深尾・程 (1996) を参照のこと。

表1 日本からの直接投資の推移

年	韓国		台湾		シンガポール	香港	
	金額	件数	金額	件数	金額	金額	件数
1981	34.6	22			225.3	2,215	112
1985	364.3	58			244.1	2,469	126
1986	137.7	109	253.5		423	4,009	134
1987	494.4	207	399.2	207	601.1	5,609	160
1988	696.2	177	431.9	212	693.2	6,965	170
1989	466	146	640.6	233	541.2	8,642	180
1990	235.9	146	826.8	179	708.2	9,752	173
1991	226.2	112	526.2	138	713.2	10,982	174
1992	155.2	72	417.8	117	858	12,445	161
1993	285.9	85	272.5	88	779.4	13,944	147
1994	428.4	132	391	115	913.8	14,740	146
1995	250.5	68	569.4	157	1,152.5		

年	タイ		フィリピン	インドネシア		マレーシア	
	金額	件数	金額	金額	件数	金額	件数
1981	3,049		29				
1985	2,552						
1986	1,819		455	271.2		58.1	45
1987	46,987	200	591	676.2		230.8	54
1988	148,221	391	2,015	391	25		
1989	135,769	233	3,428	779	64		
1990	80,512	199	7,437	2,241	76	1,777.7	134
1991	49,609	129	5,778	929.3	82	1,161.9	120
1992	60,002	71	1,847	1,511	51		
1993	64,480	171	3,043	836	54	695.5	133
1994	173,419	258	2,798	1,562.5	75	702.2	204
1995	243,183	317	2,603	3,792	135		
1996				7,655	145		

注) 金額の単位は、韓国、台湾、フィリピン、インドネシアは、100万米ドル。香港は、100万香港ドル。シンガポールは、100万シンガポール・ドル。タイは、100万バーツ。マレーシアは、100万リンギ。

出所) 日本貿易振興会『ジェトロ白書：投資編』各号。詳細は補論を参照のこと。

直接投資は、その絶対額では貿易量に比べて小さい。しかしながら、直接投資は国際間のダイレク
 トな取引ばかりでなく、投資国および投資受入国の経済に対して、雇用、生産、技術移転などに
 重要な影響を及ぼすなど、直接的・間接的に国際間の経済活動のリンケージを高めるものと考えら
 れる。したがって、日本からの直接投資が東アジア諸国に多くなされればなされるほど、価格をは

表2 東アジア各国に対する直接投資に占めるアメリカおよび日本のウェイト

年	相手国	韓国	台湾	香港	シンガポール	タイ	フィリピン	インドネシア	マレーシア
1981	米国	58.6	N/A	43.6	54.6	11.6	46.9	N/A	N/A
	日本	23.8	N/A	31.5	18.3	20.9	8.1	N/A	N/A
1986	米国	35.4	18	41.2	56.1	19.1	28.9	13.5	3.2
	日本	38.9	32.9	20.5	49	20.5	28.5	49.9	10.7
1991	米国	21.2	33	28	39.4	18.5	11.1	3.1	7.9
	日本	16.2	29.6	31.9	29	23.2	26.9	10.6	20.9
1994	米国	23.6	18	26.8	56.7	13.5	28.8	4.1	13.7
	日本	32.5	24	33.5	21.1	46.8	4.4	6.6	17.1

出所) 日本貿易振興会『ジェトロ白書：投資編』各号。詳細は補論を参照のこと。

表3 東南アジア諸国の対米および対日貿易依存度

対米貿易依存度 (%)

年	NIEs 全体		ASEAN 全体	
	輸出	輸入	輸出	輸入
1981	26.0	17.0	18.0	16.0
1986	37.2	16.1	20.1	17.0
1991	24.5	16.4	18.4	13.8
1995	20.8	15.3	19.8	14.1

対日貿易依存度 (%)

年	NIEs 全体		ASEAN 全体	
	輸出	輸入	輸出	輸入
1981	10.5	23.3	33.4	25.0
1986	10.2	26.9	28.3	24.1
1991	10.5	22.7	22.9	26.1
1995	9.5	21.1	17.8	27.6

出所) 経済企画庁『海外経済データ』各号にもとづき作成。

はじめとする経済連関は高まるものと考えられる。

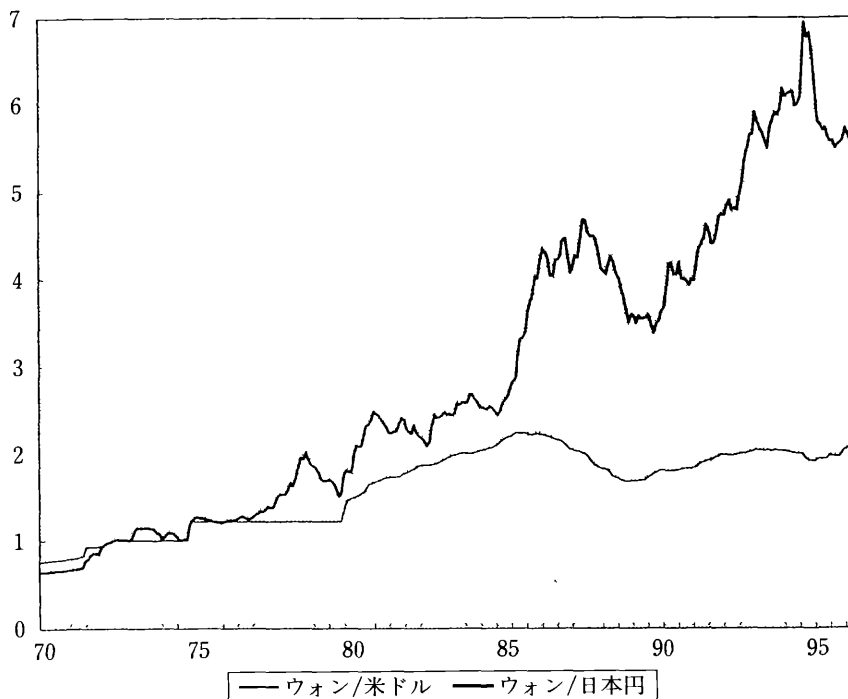
同様に、東アジア諸国の貿易相手国を比較した場合、表3からもわかるように、その日本への貿易依存度はかなり以前から高い水準にあった。特に、アセアン諸国の場合、輸出依存度、輸入依存度いずれにおいても、ほぼすべての年で、日本に対する依存度が米国に対する依存度を上回っている。一方、NIEs 諸国の場合、輸出依存度は米国が日本を上回っている。しかし、NIEs 諸国にお

いても日本に対する輸入依存度は20%台と大きく、すべての年で米国を上回っている。したがって、これらの経済的要因によっても、東アジア諸国と日本との間で一物一価の関係がより成立しやすくなると考えられる。

しかしながら、問題を金融取引の観点からみた場合、多くの側面で、東アジア域内での対日依存度が高まっているとは言い難い。特に、東アジア諸国の通貨は伝統的に円よりも米ドルと密接に結びついてきた。そのなかでも、香港は1980年代半ばから米ドルに固定し続けており、その結果、香港ドルと日本円との為替レートは、1980年代後半以降、趨勢的な円高を反映して大きく変動してきた。一方、他のほとんどの東アジア諸国の通貨は、通貨バスケットシステムを採用している。このバスケットの構成は公式には明らかにされていないが、東アジア諸国の通貨が米ドルと強くリンクしており、円の比重は過去から現在にいたるまでそれほど大きなものではないことは良く知られた事実である (Frankel (1991), Frankel and Wei (1993) を参照)。

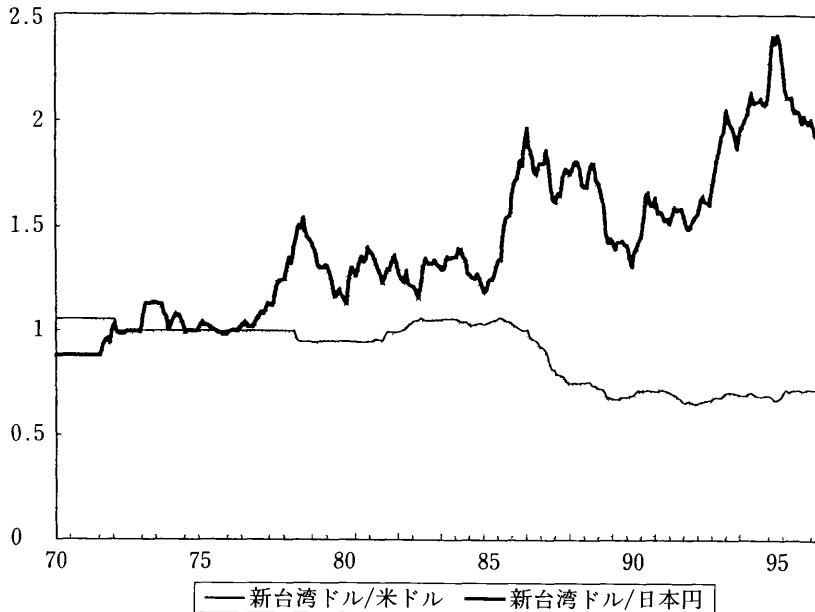
たとえば、韓国と台湾は、形式的には管理フロート制を採用している。しかし、1970年1月から1996年11月までの為替レート (月中平均) を描いた図1-1や図1-2から明らかなように、韓国ウォンや新台幣ドルも実質上日本円よりも米ドルに対するリンクがはるかに強い。この傾向は、

図1-1 為替レートの推移 (韓国)



注) 各為替レートは、1973年1月の水準を1として正規化した。

図1-2 為替レートの推移 (台湾)



注) 各為替レートは、1973年1月の水準を1として正規化した。

1980年代後半以降多少弱まりつつある。しかし、1980年代後半以降でも、1980年代後半にウォンと新台幣ドルが米ドルに対して若干増加したものの、日本円に対してはその後も大きく減価することとなった。

加えて、米ドルは依然として東アジア貿易において支配的な決済通貨として用いられている（たとえば、Tavlas and Ozeki (1992), 河合 (1992), Ito (1993), Fukuda and Ji (1995) 参照）。確かに、日本の輸出入取引における円建ての比率は、1970年代から80年代前半にかけて大きく高まった。しかしながら、他の先進諸国の通貨と比較した場合、このような決済通貨としての円の国際的地位は依然としてそれほど大きいものではない。この傾向は、対東アジア貿易でも同様であり、円建て比率は年々高まってはいるものの、円の占める地位は、機械機器類の輸出を例外とすれば、依然として高まったというには程遠い状況にあるのである。

このように米ドルが東南アジア地域で依然として圧倒的な地位を占めている主な理由としては、アメリカが従来から東南アジア経済において重要な役割を果たしてきたという歴史的な経緯や、今日においても米ドルが国際金融市場でもっとも基本となる通貨であることが考えられよう。また、近年でもこれらの国々のアメリカ向けの輸出比率が依然として高いことは、為替レートの米ドルへのリンクを生み出しているものと思われる。

しかしながら、既に述べたように、これら東アジア経済の日本への依存度は、直接投資や貿易な

ど多くの側面で決して小さいものではない。したがって、現状の為替レート制度が変わらないとすると、対円レートの変動はこれらの経済に少なからぬ影響を及ぼすことになる可能性がある。特に、多くの東アジア諸国において対外債務の円建て比率が高いことを考えると、長期的には円高が進行していくという前提のもとでは、公的外貨準備における円の比率が増えてきていることを考慮しても、為替レートの米ドルへのリンクは1つの経済不安定要因になりうるかもしれない。

3. 東アジア諸国の実質為替レート

本節では、東アジア8ヶ国（韓国、台湾、香港、シンガポール、マレーシア、インドネシア、タイ、フィリピン）の実質為替レートの動きを考察する。特に、これら東アジア諸国の実質為替レートが日本に対してより安定的なのか、アメリカに対してより安定的なのかを実証する。実質為替レートの作成にあたっては、消費者物価指数（以下、CPI）と卸売物価指数（以下、WPI）の集計データを用いる。これら物価指数は月次データであり、CPIに関しては1973年4月から1996年3月、WPIに関しては1973年4月から1995年12月のデータを用いる。このサンプル期間は円／米ドル名目為替レートが変動レート制を採用している期間に該当する。

一般に、購買力平価からの乖離の程度は、実質為替レートを米ドル建てで測るか円建てで測るかによって異なりうる。このため、各東アジア諸国それぞれに関して、以下のように米ドル建て実質為替レートと円建て実質為替レートをそれぞれ計算した。

$$\text{ドル建て実質為替レート} : E_t^{kU} = \log(p_t^k e_t^{kU} / p_t^U),$$

$$\text{円建て実質為替レート} : E_t^{kY} = \log(p_t^k e_t^{kY} / p_t^Y),$$

ここで、 p_t^k は k 国における物価指数、 p_t^U は米国における物価指数、 p_t^Y は日本における物価指数、 e_t^{kU} は k 国と米国との間の名目為替レート、 e_t^{kY} は k 国と日本との間の名目為替レートである。

まず実質為替レートの安定性を議論する前に、東アジア諸国の実質為替レートが定常過程かどうかを確認する。通常、名目為替レートと物価水準のそれぞれは単位根を持つ、すなわちI(1)であることは良く知られた事実である。しかしながら、もし購買力平価が成立するならば、実質為替レートは平均0を持った定常過程になる。したがって、同じ通貨単位で測った2つの物価水準がそれぞれI(1)ならば、購買力平価が成立するための必要条件はこれら物価水準が共積分(cointegrate)していることになる。そこで、はじめに米ドルと円それぞれで測った東アジア諸国の実質為替レートの対数値に対し、3種類の単位根検定、すなわち、修正Dickey-Fuller (ADF) 検定 (Dickey and Fuller (1979)), Phillips-Perron 検定 (Phillips-Perron (1988)) および Weighted Symmetric 検定 (Pantula *et al.* (1994)) を行う。また、いずれの種類の場合においても、AIC 2

表4 単位根検定 (変動相場制期)

(1) CPIに基づく実質為替レート

国名 サンプル期間		ドル建て			円建て		
		t 値	P-value	ラグの数	t 値	P-value	ラグの数
韓国 73 : 4-96 : 3	WS	-1.691	0.823	3	-2.699	0.186	3
	ADF	-1.625	0.782	3	-2.770	0.208	5
	PP	-4.170	0.877	3	-12.369	0.297	5
香港 73 : 4-96 : 3	WS	-0.450	0.995	4	-2.230	0.481	5
	ADF	0.226	0.996	4	-2.030	0.585	5
	PP	0.376	0.998	4	-7.936	0.589	5
インドネシア 73 : 4-96 : 3	WS	-0.727	0.988	3	-1.626	0.849	13
	ADF	-2.566	0.296	3	-2.679	0.245	13
	PP	-10.188	0.424	3	-12.158	0.308	13
マレーシア 73 : 4-96 : 3	WS	-1.853	0.741	4	-2.076	0.595	7
	ADF	-1.296	0.889	7	-2.024	0.589	7
	PP	-9.630	0.461	7	-8.897	0.515	7
フィリピン 73 : 4-96 : 3	WS	-1.554	0.875	11	-2.364	0.383	3
	ADF	-1.188	0.913	11	-2.437	0.360	3
	PP	-6.912	0.672	11	-11.618	0.337	3
タイ 73 : 4-96 : 3	WS	-1.248	0.946	5	-2.163	0.531	3
	ADF	-1.857	0.677	3	-2.313	0.427	5
	PP	-7.079	0.658	3	-9.147	0.496	5
シンガポール 73 : 4-96 : 3	WS	-1.153	0.959	7	-2.388	0.367	5
	ADF	-1.006	0.943	3	-2.221	0.478	5
	PP	-2.915	0.940	3	-7.246	0.644	5
台湾 73 : 4-96 : 3	WS	-1.921	0.700	13	-2.664	0.202	3
	ADF	-1.848	0.681	13	-3.044	0.120	3
	PP	-3.959	0.889	13	-13.419	0.248	3

(2) WPIに基づく実質為替レート

国名 サンプル期間		ドル建て			円建て		
		t 値	P-value	ラグの数	t 値	P-value	ラグの数
韓国 73 : 4-95 : 12	WS	-1.524	0.884	12	-1.956	0.678	3
	ADF	-3.029	0.124	2	-2.989	0.135	3
	PP	-8.553	0.541	2	-10.504	0.403	3
インドネシア 73 : 4-95 : 12	WS	-0.782	0.986	4	-1.295	0.938	5
	ADF	3.745	0.020	2	-2.515	0.321	7
	PP	-14.538	0.202	2	-9.909	0.442	7
フィリピン 73 : 4-95 : 12	WS	-4.578	0.001	10	-2.799	0.145	3
	ADF	-4.496	0.002	10	-3.342	0.060	3
	PP	-35.346	0.003	10	-17.717	0.111	3
タイ 73 : 4-95 : 12	WS	-1.682	0.827	5	-2.290	0.436	3
	ADF	-1.560	0.808	3	-2.493	0.331	3
	PP	-5.170	0.809	3	-12.029	0.315	3
台湾 73 : 4-95 : 12	WS	-2.269	0.452	10	-2.812	0.140	5
	ADF	-2.701	0.236	6	-3.211	0.082	3
	PP	-12.952	0.269	6	-15.337	0.174	3
シンガポール 74 : 1-95 : 12	WS	-2.349	0.394	3	-2.674	0.197	5
	ADF	-2.419	0.370	3	-2.575	0.291	5
	PP	-10.454	0.406	3	-8.532	0.542	5
マレーシア 86 : 1-95 : 12	WS	-1.697	0.820	4	-2.341	0.399	3
	ADF	-1.693	0.754	4	-3.570	0.032	3
	PP	-9.927	0.441	4	-27.953	0.014	3

注) 1. “WS”, “ADF” および “PP” は、それぞれ Weighted Symmetric, 修正 Dickey-Fuller, および Phillips-Perron の各単位根検定を示している。
2. ADF と PP の P-value は Mackinnon (1994) に基づく。WS の P-value は TSP v. 4. 3. に基づく。

を最小化するようなラグ数を採用する。

表4は、単位根検定の結果を、タイム・トレンドがあるケースに関して示したものである⁽³⁾。表のCPIのケースでは、東アジア8ヶ国すべてにおいて、実質為替レートが単位根を持つという帰無仮説を棄却できない。したがって、CPIに関しては、実質為替レートがドル建てでも円建てでも定常でないという意味で、東アジア諸国では購買力平価が厳密には成立しないと結論づけられる。これに対し、WPIのケースでは、いくつかのケースで、実質為替レートが単位根を持つという帰無仮説を棄却する。たとえば、フィリピンのドル建て実質為替レートに関する単位根検定では、すべての検定のp-valueは非常に小さく、非常に低い有意水準でも帰無仮説を棄却する。しかし、WPIのケースでさえ、他のほとんどすべての検定においては適切な有意水準では帰無仮説を棄却できない。このため、WPIに関しても、大半のケースで、実質為替レートが定常でないという意味で東アジア諸国では購買力平価が厳密には成立しないと考えられる。

しかしながら、たとえ(対数値での)実質為替レートが単位根を持つとしても、購買力平価からの乖離の程度は、購買力平価を米ドルで測るか円で測るかによって異なりうる。このことをみるため、東アジア8ヶ国において米ドル建てと円建てのそれぞれにおける実質為替レートの条件付き分散と条件無し分散を測定する。ここで、条件無し分散は、実質為替レートの長期的変動の大きさの指標として計算する。また、短期的変動を測るために、時系列的ショックの分散も導出する。特に、それぞれの実質為替レートに対する6階の自己回帰を測定し、その測定誤差の分散を短期的変動の基準として計算する。ただし、単位根の存在のため、各実質為替レートの分散を導出するにあたっては、実質為替レートの対数値はすべて1階差を使用することにする。

表5が、このように計算された実質為替レートの測定された分散を示している。すべてのCPIとWPIに対し、米ドル建ての実質為替レートの分散は円建ての場合よりも小さい値を取っている。また、大部分のケースで円建ての分散は、米ドル建ての2倍以上の値を持つ。特に、韓国、香港、シンガポールのCPIでは、円建ての実質為替レートは米ドル建てのもの4倍以上の値を取っている。したがって、すべての東アジア諸国において、購買力平価からの乖離の程度は円建てよりも米ドル建ての時の方がはるかに小さいと結論づけられる。

上記の結果は、東アジア諸国においては、2国間の地理的距離や、直接投資・貿易といった実物的関係の深さが国際間の価格差を説明する上での重要な要因でないことを意味する。一方、東アジア諸国の通貨が今まで米ドルに強くリンクしてきたことを考慮すれば、各国通貨における最終財の価格の硬直性が、このような購買力平価からの乖離の程度を十分に説明しうることになる。

(3) 検定統計量は、タイム・トレンドがあるケースとないケースを計算した。しかし、いずれのケースも結果は大差がなかった。

表5 実質為替レートの分散（変動相場制期）

(1) CPIに基づく実質為替レート

国名 サンプル期間	分散の種類	(A) 米ドル建て	(B) 円建て	分散比 (B)/(A)
韓国 73：4-96：3	条件無し	0.00023	0.00098	4.269
	条件付き	0.00021	0.00088	4.212
香港 73：4-96：3	条件無し	0.00021	0.00091	4.354
	条件付き	0.00019	0.00079	4.210
インドネシア 73：4-96：3	条件無し	0.00099	0.00158	1.596
	条件付き	0.00092	0.00142	1.556
マレーシア 73：4-96：3	条件無し	0.00022	0.00076	3.412
	条件付き	0.00020	0.00063	3.133
フィリピン 73：4-96：3	条件無し	0.00055	0.00166	3.008
	条件付き	0.00054	0.00155	2.877
タイ 73：4-96：3	条件無し	0.00018	0.00082	4.543
	条件付き	0.00017	0.00075	4.420
シンガポール 73：4-96：3	条件無し	0.00023	0.00070	3.086
	条件付き	0.00019	0.00063	3.209
台湾 73：4-96：3	条件無し	0.00035	0.00099	2.864
	条件付き	0.00031	0.00089	2.832

(2) WPIに基づく実質為替レート

国名 サンプル期間	分散の種類	(A) 米ドル建て	(B) 円建て	分散比 (B)/(A)
韓国 73：4-95：12	条件無し	0.00027	0.00079	2.965
	条件付き	0.00025	0.00074	2.933
インドネシア 73：4-95：12	条件無し	0.00080	0.00127	1.586
	条件付き	0.00077	0.00123	1.590
マレーシア 86：8-95：12	条件無し	0.00017	0.00062	3.737
	条件付き	0.00016	0.00055	3.470
フィリピン 86：8-95：12	条件無し	0.00053	0.00123	2.326
	条件付き	0.00051	0.00115	2.265
タイ 86：8-95：12	条件無し	0.00025	0.00066	2.680
	条件付き	0.00024	0.00062	2.646
シンガポール 74：8-95：12	条件無し	0.00030	0.00061	2.039
	条件付き	0.00026	0.00051	1.993
台湾 73：4-95：12	条件無し	0.00022	0.00065	2.908
	条件付き	0.00019	0.00059	3.041

4. 他の期間における実質為替レート

前節では、東アジア諸国の実質為替レートが、円／ドル名目為替レートの変動レート制採用後の全期間において、日本よりもアメリカに対して安定的であったことを見た。本節では、この分析を期間を2つの方向へ拡張することによって再検討する。

第1に、分析期間を1987年以後に絞って、東アジア諸国の実質為替レートの安定性を検討する。この分析の意義は、1987年以後の期間において東アジアと日本の経済的結びつき、特に日本からの直接投資が劇的に増加したからである(表1参照)。この短期間においては、単位根の検定力はそれほど強いものではない。しかしながら、ほとんどすべての単位根検定において、東アジア諸国の実質為替レートの対数値が単位根を持つという帰無仮説を棄却することはできない。したがって、前節同様、実質為替レートの1階差を取ることによって、米ドル建てと円建てそれぞれに対し、実質為替レートの条件付きまた条件無し分散を計測する。

表6には、実質為替レートの計測された分散が報告されている。条件付き分散でも条件無しでも分散でも、すべての東アジア諸国において円基準の実質為替レートの変動は米ドル基準のものよりも大きいことが分かる。特に、表5と比較すると、この期間の円建ての実質為替レートと米ドル建ての実質為替レートの相対的分散は、すべての東アジア諸国において先の期間をはるかに上回っている。したがって、すべての東アジア諸国において、1980年代半ば以後も購買力平価からの乖離の程度は米ドル建てよりも円建ての方が相対的に大きくなっていると結論できる。

第2の分析の拡張は、ブレトンウッズ体制期における東アジアの実質為替レートの安定性を考察することである。この期間は円ばかりでなく、他のアジア諸国の名目為替レートも、平価の変更を除き米ドルに固定されていた。したがって、もし名目為替レートの変動が購買力平価からの乖離に対する重要な要因となっているならば、この期間では東アジア諸国の実質為替レートの安定性は米ドル建てと円建てで有意な差異を示さないとと思われる。サンプル期間は多くの場合1957年1月から1971年7月だが、データが利用できない場合にはそれより短い期間を用いて、東アジア6ヶ国(すなわち韓国、台湾、シンガポール、マレーシア、タイおよびフィリピン)における実質為替レートの相対的な安定性を考察する。

まず、実質為替レートの対数値に対して単位根検定を行った。紙面の都合上結果の詳細は省略するが、WPIのケースではいかなる種類の単位根検定も東アジア諸国における実質為替レートが単位根を持つという帰無仮説を棄却できなかった。同様に、CPIのケースでも大半の単位根検定でこの帰無仮説は棄却できなかった。したがって、ブレトン・ウッズ体制期においても、実質為替レートが米ドル建てでも円建てでも定常ではないという意味で、東アジア諸国においては購買力平価は正確に成立していないと結論づけられる。

表6 実質為替レートの分散（1987年以降のケース）

(1) CPIに基づく実質為替レート

国名 サンプル期間	分散の種類	(A) 米ドル建て	(B) 円建て	分散比 (B)/(A)
韓国 87:1-96:3	条件無し	0.00008	0.00084	10.745
	条件付き	0.00006	0.00071	12.175
香港 87:1-96:3	条件無し	0.00002	0.00090	38.063
	条件付き	0.00002	0.00073	35.764
インドネシア 87:1-96:3	条件無し	0.00005	0.00082	17.327
	条件付き	0.00004	0.00069	16.947
マレーシア 87:1-96:3	条件無し	0.00013	0.00081	6.378
	条件付き	0.00011	0.00068	6.265
フィリピン 87:1-96:3	条件無し	0.00025	0.00136	5.465
	条件付き	0.00021	0.00106	5.155
タイ 87:1-96:3	条件無し	0.00005	0.00064	12.741
	条件付き	0.00004	0.00054	12.152
シンガポール 87:1-96:3	条件無し	0.00011	0.00063	5.694
	条件付き	0.00011	0.00055	5.236
台湾 87:1-96:3	条件無し	0.00026	0.00087	3.292
	条件付き	0.00023	0.00071	3.024

(2) WPIに基づく実質為替レート

国名 サンプル期間	分散の種類	(A) 米ドル建て	(B) 円建て	分散比 (B)/(A)
韓国 87:1-95:12	条件無し	0.00007	0.00063	8.989
	条件付き	0.00006	0.00054	9.477
インドネシア 87:1-95:12	条件無し	0.00012	0.00058	4.666
	条件付き	0.00009	0.00049	5.283
マレーシア 87:1-95:12	条件無し	0.00017	0.00062	3.625
	条件付き	0.00016	0.00055	3.413
フィリピン 87:1-95:12	条件無し	0.00037	0.00116	3.130
	条件付き	0.00032	0.00096	2.960
タイ 87:1-95:12	条件無し	0.00010	0.00050	5.200
	条件付き	0.00009	0.00039	4.198
シンガポール 87:1-95:12	条件無し	0.00039	0.00063	1.614
	条件付き	0.00034	0.00058	1.691
台湾 87:1-95:12	条件無し	0.00009	0.00060	6.308
	条件付き	0.00008	0.00050	6.049

表7 実質為替レートの分散 (ブレトン・ウッズ体制期)

(1) CPIに基づく実質為替レート

国名 サンプル期間	分散の種類	(A) 米ドル建て	(B) 円建て	分散比 (B)/(A)
マレーシア 57:8-71:7	条件無し	0.00005	0.00011	2.244
	条件付き	0.00005	0.00010	2.157
フィリピン 57:8-71:7	条件無し	0.00355	0.00356	1.002
	条件付き	0.00350	0.00350	1.000
台湾 57:12-71:7	条件無し	0.00042	0.00050	1.175
	条件付き	0.00041	0.00049	1.180
シンガポール 61:8-71:7	条件無し	0.00012	0.00017	1.426
	条件付き	0.00010	0.00015	1.441

(2) WPIに基づく実質為替レート

国名 サンプル期間	分散の種類	(A) 米ドル建て	(B) 円建て	分散比 (B)/(A)
韓国 57:8-71:7	条件無し	0.00522	0.00527	1.010
	条件付き	0.00515	0.00520	1.010
フィリピン 57:8-71:7	条件無し	0.00377	0.00378	1.003
	条件付き	0.00371	0.00372	1.002
タイ 57:8-71:7	条件無し	0.00064	0.00065	1.028
	条件付き	0.00061	0.00063	1.025
台湾 58:5-71:7	条件無し	0.00022	0.00022	1.011
	条件付き	0.00022	0.00022	1.002

そこで次に、ブレトン・ウッズ体制期の東アジア8ヶ国を対象に、一階の階差をとった実質為替レートの条件付きおよび条件無し分散を、前節と同様の方法を使って計測した。表7が、計算した実質為替レートの分散をまとめたものである。CPIを用いるとき、マレーシアとシンガポールにおいて米ドル建ての実質為替レートの分散は円建てのものよりも十分に小さいことが分かる。しかしながら、CPIの他のケースとWPIのすべてのケースにおいて、米ドル建ての実質為替レートの分散は円建てのものとはほぼ等しい。したがって、ブレトン・ウッズ期を通じてほとんどすべての東アジア諸国では、米ドル建てにおける購買力平価からの乖離は円建てにおけるものとはほぼ同程度であったと結論づけられる。

5. 相対価格の国際的連動

先の2節では、円/ドル為替レートが変動レート制の下においては東アジア諸国の実質為替レ-

表8 東アジア諸国における相対価格の国際的連関

(1) 韓国 CPI サンプル期間：1970-1994

	食料品	衣服	住宅	運輸
日本	1.1242 [2.354]	0.7998 [2.8]	-0.2371 [0.917]	1.4672 [1.765]
米国	-0.0043 [-0.017]	-0.1570 [-0.59]	-1.5376 [-1.44]	-0.2271 [-0.464]
D-W	1.6438	1.7533	1.1997	0.7488
Ad-R ²	0.4881	0.4956	0.1116	0.0210
Method	AR1, T	AR1, T	AR1, T	OLS, T

(2) 韓国 WPI サンプル期間：1970-1994

	加工食品	化学	一般機械	電気機械	ゴム製品	プラスチック	繊維
日本	0.3203 [1.7]	0.2918 [0.895]	1.1504 [2.745]	1.1091 [4.304]	0.6078 [3.214]	0.6492 [3.266]	1.1337 [3.606]
米国	0.4405 [2.411]	-0.0859 [-0.314]	-0.1448 [-0.364]	-0.6548 [-1.513]	0.1867 [0.843]	-0.1240 [-0.639]	-3.4542 [-3.58]
D-W	1.4064	1.3172	1.9429	0.9245	1.7828	1.4828	0.9180
Ad-R ²	0.9467	0.8196	0.9532	0.9654	0.7652	0.4445	0.7670
Method	AR1, T	AR1	AR1, T	AR1	AR1	AR1	OLS

	紙製品	運輸	非鉄金属	鉄鋼	自動車	テレビ
日本	0.3406 [2.266]	0.7940 [2.505]	0.3243 [1.662]	0.1616 [0.697]	1.6632 [4.122]	0.1372 [0.896]
米国	0.1785 [0.528]	0.1498 [0.35]	0.5151 [2.374]	-0.3379 [-1.142]	-0.0993 [-0.233]	-1.1644 [6.729]
D-W	1.0164	1.1996	1.0339	1.3040	1.1710	1.8130
Ad-R ²	0.8435	0.9200	0.8642	0.9729	0.9636	0.9890
Method	AR1	AR1	AR1	AR1, T	OLS, T	AR1

トが日本に対してよりもアメリカに対してより安定的だったが、ブレトン・ウッズ体制下においては東アジア経済の実質為替レートがアメリカと日本に対してほぼ同程度安定的であったことを明らかにした。これらの結論は、ブレトン・ウッズ体制以後の期間において、名目為替レートの変動が東アジア諸国の価格差に対する重要な要因であることを意味する。しかしながら、同時にこれらの結論は、名目為替レートの効果を除けば、東アジア諸国が日本よりアメリカに対してより強い価格の結びつきを持つことを必ずしも意味しない。

(3) 台湾 CPI サンプル期間：1970-1994

	食料品	衣服	住宅
日本	0.77738 [2.204]	1.21198 [4.186]	0.55638 [5.069]
米国	0.47627 [2.541]	-0.86375 [-3.626]	-1.03809 [-2.461]
D-W	1.36510	1.57926	1.97880
Ad-R ²	0.72808	0.97597	0.86574
Method	OLS, T, T2	AR1, T	OLS, T, T2

(4) 台湾 WPI サンプル期間：1970-1994

	加工食品	化学	一般機械	電気機械	ゴム製品	プラスチック	繊維
日本	1.0189 [4.334]	0.5963 [1.734]	1.3687 [10.255]	1.7863 [4.266]	0.4382 [3.738]	0.1234 [0.896]	1.5809 [5.278]
米国	0.2542 [1.274]	0.1415 [0.406]	0.2750 [1.167]	-0.5812 [-1.715]	0.2767 [1.962]	0.8317 [6.847]	-2.0367 [-2.222]
D-W	1.8546	1.1689	2.0341	1.4934	1.4762	1.5283	1.4497
Ad-R ²	0.7362	0.7787	0.8986	0.9621	0.8116	0.8852	0.8955
Method	AR1, T	OLS, T	OLS, T	OLS, T	AR1	AR1, T	OLS

	紙製品	運輸
日本	0.5273 [3.076]	1.1991 [5.037]
米国	0.5302 [2.533]	0.4245 [1.508]
D-W	1.5695	0.9700
Ad-R ²	0.8671	0.8538
Method	OLS, T, T2	OLS, T

本節の目的は、東アジア諸国の相対価格の構造が日本よりアメリカにより類似しているのかどうか考察することにある。この分析が特に重要なのは、当該国の相対価格を導出する際に名目為替レートをを用いないことによる。もし消費財の価格が単に当該国通貨において硬直的ならば、異なった経済の相対価格の間で特殊な関係が観察されることはない。しかしながら、国境をはさんで何らかの価格の結びつきがあるならば、相対価格間に何らかの相関が認められるはずである。

以下の分析においては、まず東アジア8ヶ国、アメリカ、および日本の相対価格をそれぞれ計算する。その上で、東アジア諸国の相対価格がアメリカと日本のどちらにより密接に相関しているの

(5) 香港 CPI サンプル期間：1970-1994

	食料品	衣服	住宅	運輸
日本	-0.2685 [-0.767]	-0.211381 [-0.649]	0.3891 [1.447]	1.5708 [1.016]
米国	0.3909 [2.072]	0.743015 [3.611]	0.362258 [0.323]	1.46246 [1.263]
D-W	0.9432	1.47391	1.25848	1.03
Ad-R ²	0.4797	0.92244	0.7848	0.3540
Method	AR1	AR1	AR1	OLS, T, T2

(6) マレーシア CPI サンプル期間：1970-1994

	食料品	衣服	運輸
日本	1.0317 [2.944]	0.8284 [5.813]	-0.1959 [-0.599]
米国	0.3496 [1.852]	-0.5326 [-4.272]	0.3035 [0.887]
D-W	1.9085	1.8325	0.9053
Ad-R ²	0.7957	0.8474	0.6239
Method	AR1, T	AR1, T	AR1

(7) フィリピン CPI サンプル期間：1970-1992

	食料品	衣服	住宅
日本	-0.35835 [-0.788]	0.50848 [1.993]	0.20198 [0.987]
米国	0.51327 [2.389]	-0.40056 [-1.505]	-0.35131 [-0.461]
D-W	1.63290	1.27229	1.68380
Ad-R ²	0.32869	0.80266	0.84925
Method	AR1	OLS, T, T2	OLS, T, T2

か分析する。ここで、相対価格は各国の商品価格指数をその国の集計された価格指数で割ることによって導出する。正確には、各商品 j と各国 k に対し、相対価格を次のように定義する。

$$q_i^k = \log(p_i^k/p_k)$$

ここで p_i^k は k 国における商品 i の物価指数であり、 p_k は k 国における平均物価指数である。

回帰分析では、東アジア諸国の各相対価格 q_i^k を、それと対応する日本とアメリカそれぞれの相

(8) フィリピン WPI サンプル期間：1970-1992

	加工食品	化学
日本	0.80741 [2.652]	0.73906 [1.352]
米国	0.34854 [1.065]	-0.10607 [-0.247]
D-W	1.74935	1,57211
Ad-R ²	0.71315	0.51623
Method	AR1	AR1

(9) インドネシア CPI サンプル期間：1970-1992

	食料品	衣服	住宅
日本	-5.2754 [-2.151]	1.2371 [1.764]	0.4431 [2.51]
米国	1.3144 [1.030]	-2.9539 [-4.04]	-2.2194 [-3.148]
D-W	2.10	0.8480	1.5933
Ad-R ²	0.6109	0.9267	0.3759
Method	AR1, T	OLS, T, T2	OLS, T

(10) インドネシア WPI サンプル期間：1970-1992

	一般機械	電気機械	ゴム製品	非鉄金属	鉄鋼
日本	5.3193 [5.442]	1.2179 [7.04]	-0.0066 [-0.022]	-0.4018 [-1.352]	0.7503 [0.739]
米国	-4.8417 [-1.89]	0.0862 [0.132]	0.3762 [0.995]	0.4632 [1.564]	-0.8374 [-0.93]
D-W	1.1000	1.1197	1.5612	1.1897	1.6578
Ad-R ²	0.6910	0.7854	0.7077	0.7881	0.7142
Method	OLS, T	OLS, T	AR1	AR1	AR1

対価格 q_t^{JAPAN} および q_t^{USA} に回帰する以下のような式を推計した。

$$q_t^k = \text{定数項} + a * q_t^{JAPAN} + b * q_t^{USA}$$

この回帰式には、必要に応じてタイムトレンドを含め、誤差項が系列相関を示すときは最尤法を用いる。データは消費者物価指数と卸売物価指数およびそれらの小分類の年次データである。また、サンプル期間は、データを利用できなかったケースを除き、1970年から1994年である。

(1) シンガポール CPI サンプル期間：1970-1993

	食料品	衣服	住宅	運輸
日本	-0.29019 [-0.878]	-0.08336 [-0.369]	0.06083 [0.261]	1.14951 [2.215]
米国	0.51847 [2.972]	0.701727 [3.489]	1.3852 [1.432]	0.539954 [1.161]
D-W	1.12338	1.44294	1.18186	1.9832
Ad-R ²	0.82099	0.97463	0.40200	0.64674
Method	OLS, T, T2	AR1, T	AR1	AR1, T

(2) シンガポール WPI サンプル期間：1970-1993

	加工食品	化学	一般機械
日本	1.5289 [6.423]	-0.3749 [-0.586]	1.6119 [4.87]
米国	1.0874 [6.558]	0.9337 [1.622]	0.8687 [2.423]
D-W	1.9316	1.6243	1.5449
Ad-R ²	0.9176	0.7309	0.8606
Method	OLS, T	AR1, T	AR1

(3) タイ CPI サンプル期間：1970-1993

	食料品	衣服	住宅	運輸
日本	0.3008 [0.784]	0.0852 [0.596]	0.0449 [0.285]	0.1001 [0.205]
米国	0.1887 [0.889]	-0.3360 [-2.252]	0.4092 [0.629]	0.9275 [1.798]
D-W	1.5140	1.2266	0.5707	1.7453
Ad-R ²	0.7367	0.8696	0.7290	0.7870
Method	AR1, T	OLS, T, T2	AR1	AR1

表8は、回帰の結果を報告している。注目すべき結果は、東アジア諸国の相対価格がアメリカよりも日本により強く相関していることである。この傾向は、多くの小分類が利用可能な台湾と韓国でより顕著である。すなわち、台湾の相対価格においては WPI では9商品のうち7商品、CPI では3商品のすべてで、日本の相対価格に対する係数がアメリカの相対価格に対する係数よりもはるかに大きい。同様に、韓国の相対価格においては、WPI では13商品のうち10商品が、CPI では4商品のうち3商品で、日本の係数がアメリカの係数より有意に大きい。

(14) タイ WPI

サンプル期間：1970-1993

	加工食品	化学	一般機械	繊維	紙製品	運輸
日本	0.2585 [2.1]	0.0660 [0.103]	0.7937 [3.302]	1.1124 [3.072]	0.0894 [0.623]	1.1516 [3.981]
米国	0.1866 [1.371]	0.5314 [0.983]	0.1954 [0.798]	-1.5090 [-1.357]	0.3086 [1.631]	-0.5720 [-1.77]
D-W	1.7872	1.3135	1.4483	1.5933	1.6755	1.7666
Ad-R ²	0.3788	0.6222	0.7861	0.7481	0.6385	0.7251
Method	AR1	AR1	AR1	OLS	AR1	AR1, T

- 注) 1. 括弧内は t 値を示す。
 2. “OLS” は最小二乗法を示す。
 3. “AR1” は 1 階の系列相関を最尤法を用いて除去していることを示す。
 4. “T” は回帰式内にタイムトレンド項が含まれていることを示す。
 4. “T2” は回帰式内にタイムトレンド項の自乗が含まれていることを示す。

表9 カナダにおける相対価格の国際的関連

	食料品	繊維	木材製品	紙製品	非鉄金属	基礎金属
日本	0.1661 [3.2]	-0.060413 [-1.325]	0.0633 [0.970]	0.1679 [1.520]	-0.0019 [-0.020]	0.4377 [3.683]
米国	0.2556 [11.984]	0.163314 [3.464]	0.94743 [21.678]	0.251677 [1.558]	0.2676 [3.809]	0.67166 [6.8885]
D-W	1.8713	1.65384	1.39577	1.96605	1.7506	1.3727
Ad-R ²	0.9761	0.986009	0.6989	0.0129	0.1170	0.9831
Method	AR1	AR1, T	AR1, T	AR1, T	AR1, T	AR1, T

- 注) 1. 括弧内は t 値を示す。
 2. “AR1” は 1 階の系列相関を最尤法を用いて除去していることを示す。
 3. “T” は回帰式内にタイムトレンド項が含まれていることを示す。

推計値の係数の統計的有意性は低いですが、この傾向はフィリピンの両物価指数とタイの WPI で本質的に当てはまる。すなわち、フィリピンの相対価格においては WPI では 2 商品のすべてで、CPI では 3 商品のうち 2 商品で、日本に対する推定係数はアメリカのものよりも大きい。またタイの相対価格においては WPI では 6 商品のうち 4 商品で日本に対する推定係数がアメリカのものよりも有意に大きい。

もっとも、結果は香港、シンガポール、インドネシア、マレーシアおよびタイの CPI ではあまり明らかでない。特にタイの CPI を除けば、CPI のうち食料の相対価格は日本よりもアメリカとより相関している。しかしながら、これらの諸国においてさえ、すべての項目においてアメリカに

対する推定係数が日本に対する推定係数を上回ることはない。加えて、ほとんどの推定係数は統計的に有意ではない。この低い有意性は、これらの諸国において測定誤差が大きいことによるのかもしれない。実際、これらの諸国では、利用可能な小分類の数が極めて限られている。

6. 解 釈

われわれは先の各節で、東アジア諸国の平均物価水準はアメリカと密接に相関していることを見た。しかしながら、東アジア諸国、特に台湾と韓国では相対価格は日本と強く相関していることも観察した。このような結果は、他の経済圏で観察される価格の相関構造と注目すべき対照をなす。たとえば、北米地域において、カナダの価格は平均物価水準だけでなく、相対価格においてもアメリカに極めて強い結びつきを持っている。

表9は6商品（すなわち、食料品、繊維、木材、紙製品、非鉄金属、金属）に対しこのことを示したものである。前節同様、ここでもカナダの各商品の相対価格を日本とアメリカの対応する商品の相対価格に回帰することによって、相対価格の国際的な連関を計測した。データは、1975年1月から1994年10月までのWPIとその小分類の月次データである。さほど驚くべきことではないが、表に示されている結果は、カナダの相対価格が日本よりアメリカに密接な相関を持っていることを示している。平均物価水準はアメリカと強く相関しているため、以上の結果から平均物価水準と相対価格の双方でカナダはアメリカに強い結びつきを持っていると結論できる。

しかしながら、この結果は、なぜ平均物価水準ではなく相対価格において東アジア諸国と日本は強い結びつきをもつのか、という難しい問題を生み出す。それに対する1つの可能な説明は、東アジア諸国の価格水準が非常にゆっくりと日本との価格差に対して調整され、しかも、その調整スピードが多くの品目でほぼ等しいために相対価格の動きが日本と東アジア諸国の間で類似しているという可能性である。この場合、われわれの結果は、日本と東アジア諸国との間に、スピードは遅いが着実な価格連関が存在していたことを示すものとなる。

もう1つは、日本と東アジア諸国との間で、最終財に関しては十分な価格裁定が行われていないが、中間財では十分な価格裁定が達成されている可能性である。最終財において価格裁定が生じていないならば、集計された物価指数が国境をまたいで均等化しない。しかしながら、もし中間財の価格が相関しているならば、相対価格が2国間で連動することは可能である。実際良く知られているように、東アジア諸国はその輸入の大きな比重を日本に依存しているが、輸入財の大部分は中間財で構成されている。加えて、日本から東アジア諸国への直接投資は先の10年間で劇的に増加した。これらの要因は、同一産業の企業が日本と東アジアで同じような投入コスト直面している可能性があることを示唆している。そしてこれが事実ならば、日本と東アジア諸国との間で、最終財の物価水準には連関がないが、相対価格は強く結びつく現象が起こりうることとなる。

最後に、日本と東アジア諸国の経済構造が類似しているという可能性も否定できない。特に、日本と韓国・台湾は、国土が狭く、天然資源にも恵まれていないという点で大きな共通点を持つ。この場合、日本とこれらの諸国との間で直接的な価格の連関が存在しなくとも、相対価格は類似した動きを示すこととなる。しかしながら、類似の経済構造を持つこと自体、2つの経済の間に間接的にせよ、経済的な連関が存在することのあらわれである。したがって、この最後の可能性においても、われわれの結果は、少なくとも日本と東アジア諸国との間に、間接的な価格連関が存在していたことを示すものと考えられる。

7. おわりに

多くの先行研究では、中長期的な一物一価の関係は直接投資や貿易面で結びつきの強い地域内において成立しやすいと結論づけられている。本稿の結果は、この結論が東アジア諸国の平均物価水準に関しては成立しないことを示している。すなわち、東アジア諸国の実質為替レートは、変動相場制の期間において日本よりもアメリカに対して安定的だったのである。もっとも、本稿ではまた、東アジア諸国の相対価格がアメリカよりも日本により結びついていることが示されている。この結果は、メニューコストに基づいた価格の硬直性という単純な説明とは整合的でない。なぜなら、価格の硬直性は相対価格の連動を説明できないからである。また、本稿の結果は、購買力平価からの乖離が相対価格が連動する経済間で大きいため、Balassa-Samuelson 効果とも整合的でない。

本稿の最初でも述べたように、日本と東アジア諸国との間には、直接投資や貿易をはじめとする実体経済面では、密接な結びつきがある。したがって、今後は詳細なデータを用いて、日本と東アジア諸国との間でなぜ平均物価水準ではなく相対価格で密接な結びつきをもつのかの実証分析をする必要があろう。

補論：使用したデータの出所

A. 為替レートや総合物価指数：*International Financial Statistics*, IMF, 各号。ただし、台湾は、*Financial Statistics, Taiwan District, The Republic of China, The Central Bank of China*, 各号。

B. 直接投資のデータ：日本貿易振興会「ジェトロ白書投資編—世界と日本の海外直接投資」各号。そのオリジナルな出所等の詳細は、以下の通り。

- (1) 韓国：韓国経済企画院，韓国財務部，韓国財務部「財政金融統計」，および韓国財政経済院「外国人投資動向」。いずれも，認可ベースで，新規および増資の合計。
- (2) 台湾：台湾經濟部投資審議会「統計月報」。認可ベース。

- (3) 香港：香港政庁，香港政庁産業局，*Survey of Overseas Investment in Hong Kong's Manufacturing*，香港政庁工業署，1992，1995。ただし，製造業のみの残高。在香港海外企業（製造業）536社（JETRO91）または424社（JETRO96）へのアンケート回答。
- (4) タイ：Board of Investment (BOI) 国際部資料。BOI 認可ベース。申請時の数字。
- (5) マレーシア：マレーシア工業開発庁 (MIDA)，大蔵省経済報告87/88。認可ベース。ホテル観光業を除く製造業のみ。
- (6) インドネシア：インドネシア投資調整委員会 (BKPM)。認可ベース。石油，銀行，保険を除く。新規投資認可額に追加投資認可額を加え，認可取り消しおよび国内資本に移されたものを差し引いた数字。
- (7) シンガポール：シンガポール経済開発局 (EDB)，シンガポール経済開発庁。コミットメントベース。ゴム加工業を除く製造業で10名以上の従業員を持つ企業に限定。
- (8) フィリピン：フィリピン中央銀行。フィリピン中央銀行および BOI 認可ベース。

C. 品目別物価指数

- (1) アメリカ合衆国：*Statistical Abstract of the United States*, U. S. Department of Commerce, Economics and Statistics Administration Bureau of the Census. (鳥居泰彦監訳「現代アメリカデータ総覧／合衆国商務省センサス局編」原書房)。
- (2) 日本：日本銀行調査統計局「経済統計年報」，日本銀行調査統計局「物価指数年報」，日本銀行調査統計局「明治以降卸売物価指数統計」，総務庁統計局「消費者物価指数年報」。
- (3) 韓国：*Price Statistics Summary*, Bank of Korea., *Economic Statistics Yearbook of Korea*, Economic Research Institute of Korea. (韓国産業経済研究所「韓国経済統計要覧」)。アジア産業研究所「韓国産業経済データハンドブック」。
- (4) 台湾：*Statistical Yearbook of the Republic of China*, Directorate-General of Budget, Accounting and Statistics, Executive Yuan, Republic of China. *Financial Statistics, Taiwan District*, The Republic of China, The Central Bank of China.
- (5) シンガポール：*Yearbook of Statistics Singapore*, Department of Statistics, Singapore.
- (6) マレーシア：*Yearbook of Statistics Malaysia*, Department of Statistics, Malaysia.
- (7) インドネシア：*Statistical Yearbook of Indonesia*, BIRO PUSAT STATISTIK JAKARTA. *Statistical Pocketbook of Indonesia*, BIRO PUSAT STATISTIK JAKARTA.
- (8) タイ：*Statistical Yearbook Thailand*, National Statistical Office, Office of the Prime Minister.
- (9) フィリピン：*Philippine Statistical Yearbook*, National Statistical Coordination Board, Philippine.

- (10) 香港, その他: *Statistical Yearbook for Asia and The Pacific*, the United Nations. 日本銀行国際局「外国経済統計年報」。

(一橋大学大学院, 日本学術振興会特別研究員)

(東京大学経済学部助教授)

参 考 文 献

- Balassa, Bela, (1964), "The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal," *Journal of Political Economy* pp. 584-596.
- De Gregorio, Jose, Alberto Giovannini, and Holger Wolf, (1994), "International Evidence on Tradables and Nontradables Inflation," *European Economic Review* 38, pp. 1225-1244.
- Dickey, David, and Wayne A. Fuller, (1979), "Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of American Statistical Association* 83, pp. 857-862.
- Engel, Charles, (1993), "Real Exchange Rates and Relative Prices: An Empirical Investigation," *Journal of Monetary Economics* 32, pp. 35-50.
- Engel, Charles, and John H. Rogers, (1995), "Regional Patterns in the Law of One Price: The Roles of Geography VS. Currencies," NBER Working Paper # 5395.
- Engel, Charles, and John H. Rogers, (1996), "How Wide is the Border?" *American Economic Review* 86, pp. 1112-1125.
- Frankel, Jeffrey A., (1991), "Is a Yen Bloc Forming in Pacific Asia?" in R. O'Brien and S. Hewin, eds., *Finance and the International Economy*, New York: Oxford University Press.
- Frankel, Jeffrey A. and Shang-Jin Wei, (1993), "Yen Bloc or Dollar Bloc: Exchange Rate Policies of the East Asian Economies," in T. Ito and A. O. Krueger eds., *Macroeconomic Linkage: Savings, Exchange Rates, and Capital Flows*, Chicago: University of Chicago Press, pp. 295-329.
- Froot, Kenneth A., and Kenneth Rogoff, (1991), "The EMS, the EMU, and the Transition to a Common Currency," in S. Fischer and O. Blanchard, eds., *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge: MIT Press, pp. 269-317.
- Froot, Kenneth A., and Kenneth Rogoff, (1994), "Perspectives on PPP and Long-run Real Exchange Rates," NBER Working Paper # 4952.
- 深尾京司・程勳, (1996), 「直接投資先の決定要因について」『フィナンシャル・レビュー』第38号, pp. 1-31.
- Fukuda, Shin-ichi and Ji Cong, (1995), "On the Choice of Invoice Currency by Japanese Exporters: The PTM Approach," *Journal of the Japanese and International Economies* 8, pp. 511-529.
- Fukuda, Shin-ichi and Takashi Kano, (1997), "International Price Linkage within a Region: The Case of East Asia", *Research Institute for the Japanese Economy Discussion Paper Series* 97-F-6, University of Tokyo.
- Ghosh, Atish R., and Holger C. Wolf, (1994), "Pricing in International Markets: Lessons from the Economist," NBER Working Paper # 4806.
- Giovannini, Albert, (1988), "Exchange Rates and Traded Goods Prices," *Journal of International Economics* 24, pp. 45-68.
- Goto, Junichi, and Koichi Hamada, (1993), "Economic Preconditions for Asian Regional Integration," in T. Ito and A. O. Krueger eds., *Macroeconomic Linkage: Savings, Exchange Rates, and Capital Flows*, Chicago: University of Chicago Press, pp. 359-385.

- Isard, Peter, (1977), "How Far Can We Push the Law of One Price?" *American Economic Review* 67, pp. 942-948.
- Ito, Takatoshi, (1993), "The Yen and the International Monetary System," in C. F. Bergsten and N. Noland eds. *Pacific Dynamism and the International Economic System*, Washington D. C. : Institute of International Economics, pp. 299-322.
- 河合正弘, (1992), 「円の国際化」伊藤隆敏編『国際金融の現状』有斐閣, 第10章, pp. 275-326.
- 河合正弘・奥村綱雄, (1996), 「東アジア地域におけるマクロ経済的相互連関」河合正弘ほか編『アジアの金融・資本市場』日本経済新聞社, 第10章, pp. 217-237.
- 関志雄, (1996), 「最適通貨圏の理論からみた円圏の可能性」河合正弘ほか編『アジアの金融・資本市場』日本経済新聞社, 第12章, pp. 263-290.
- Knetter, Michael M., (1989), "Price Discrimination by U. S. and German Exporters," *American Economic Review* 79, pp. 198-210.
- Lee, Jong-Wha, and Phillip Swagel, (1994), "Trade Barriers and Trade Flows across Countries and Industries," NBER Working Paper # 4799.
- MacKinnon, James G., (1994), "Approximate Asymptotic Distribution Functions for Unit-Root and Cointegration Tests," *Journal of Business & Economic Statistics* 12, pp. 167-176.
- Marston, Richard C., (1990), "Pricing to Market in Japanese Manufacturing," *Journal of International Economics*, 29, pp. 217-236.
- Mussa, Michael, (1986), "Nominal Exchange Rate Regimes and the Behavior of Real Exchange Rates : Evidence and Implications," in K. Brunner and A. Meltzer eds., *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 25, pp. 117-214.
- Ohno, Kenichi, (1989), "Export Pricing Behavior of Manufacturing : A US-Japan Comparison," *IMF Staff Papers* 36, pp. 550-579.
- Pantula, Sastry G., Graciela Gonzalez-Farias, and Wayne A. Fuller, (1994), "A Comparison of Unit-Root Test Criteria," *Journal of Business & Economic Statistics* 12, pp. 449-459.
- Phillips, P. C. B., and P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in a Time Series Regression," *Biometrika* 75, pp. 335-346.
- Rogers, John H., and Michael Jenkins, (1995), "Haircuts or Hysteresis? Sources of Movements in Real Exchange Rates," *Journal of International Economics* 38, pp. 339-360.
- Samuelson, Paul A., (1964), "Theoretical Notes on Trade Problems," *Review of Economics and Statistics* 46, pp. 145-164.
- Taguchi, Hiroo, (1993), "On the Yen Block," in T. Ito and A.O. Krueger eds., *Macroeconomic Linkage : Savings, Exchange Rates, and Capital Flows*, Chicago : University of Chicago Press, pp. 335-355.
- Tavlas, George S., and Yuzuru Ozeki, (1992), *The Japanese Yen as an International Currency*, International Monetary Fund, Occasional Paper 90.
- 浦田秀次郎, (1996), 「直接投資の決定要因と受入国への影響」関口末夫ほか編著『海外直接投資と日本経済』東洋経済新報社, 第3章, pp.61-79.
- Wei, Shang-Jin, and David C. Parsley, (1995), "Purchasing Power Disparity During the Floating Rate Period : Exchange Rate Volatility, Trade Barriers, and Other Culprits," NBER Working Paper # 5032.