

アジアの為替レートの考察

- 韓国ウォンを例にして -

柏木 吾朗*¹

佐々木宏夫*²

【要 約】

プラザ合意以降の急速かつ長期的な円高の下で、アジア各国の通貨制度の特性は生産拠点としてのアジアの発展を促す最も重要な要因であった。一方、1997年以降の経済危機においては、多くのアジア諸国が自国通貨の暴落を経験しており、為替レートはアジア諸国の経済シナリオを説明する上で重要な要素の1つである。

本稿では、吉川 [1987] のモデルによって韓国ウォンの均衡為替レートを計測し、韓国ウォンの変動が実体経済を反映したものであるか否かを検討した。計測結果によると、通貨暴落が起きる段階においては、ウォンは物価水準、技術水準、交易条件、から判断する限り、実体経済を反映していたと思われる。計測結果から鑑みるに、ウォンの暴落はファンダメンタルズへの回帰ではなく、円高を起因とする経済成長構造への懸念であることが示唆される。

アジア経済が落ち着きを取戻した後の為替レートについて言及すれば、主要貿易国の通貨からなる通貨バスケットに対する自国通貨の価値をモニタリングして当局が介入する管理フロート制が好ましいと思われる。その際には、従来ドルを介したリスクヘッジに換わるリスクヘッジ方法が求められることになるため、外国為替市場の整備が必要であり、これを為替管理と並行して行っていくことが重要であると思われる。

. はじめに

1980年代後半からアジア諸国¹⁾は奇跡とも称された経済成長を実現し世界の注目を集めた。輸出や経済成長率は2桁の伸びを示し、先進国企業は競うように生産拠点をアジアへとシフトしていった。しかし、95年後半から経済は失速、97年には経済危機がアジア域内で伝播して、韓

国、タイ、インドネシアがIMFの支援を受けることになった。この高度成長から経済危機へのパフォーマンスは様々な要因によって説明が可能であろうが、通貨政策はもっとも重要なキーワードの1つであると思われる。

アジア諸国が生産拠点として高度成長を持続

*¹ 株式会社日本総合研究所副主任研究員

*² 早稲田大学商学部教授

¹⁾ 本稿では特に注記する場合は除いては、NIEs (韓国, 台湾, 香港, シンガポール)、ASEAN4 (マレーシア、タイ、インドネシア、フィリピン) を想定している。

できた要因としては、低廉で豊富な労働力、比較的安定的であった政情、工業団地などのインフラ整備、外資に村する規制緩和、貿易の自由化などを指摘することができる。こうした投資環境に加えて、急速かつ長期的な円高の下でアジア各国の通貨制度の特性は生産拠点としてのアジアの発展を促す最も重要な要因の1つであると思われる。すなわち、多くのアジア諸国がいわゆるドルペッグ制を採用したことで、ブラザ合意以降の長期的な円高・ドル安は円高・アジア通貨安をもたらし、輸出および投資を牽引役とした経済発展を可能にした。一方、1997年以降の経済危機においてはタイ、マレーシア、インドネシア、フィリピン、韓国、台湾、シンガポール、など多くのアジア諸国が本国通貨の暴落を経験することになった。

本稿では、通貨に重点をおいてアジア諸国の経済、とりわけ、韓国における通貨暴落の要因を考察する。周知の通り、通貨暴落を経験するまでアジア諸国は程度の差こそあれ、ドルに対して安定的な為替政策を採用していた。この通貨政策については、本国通貨を過大に評価する可能性が強いため、輸出の鈍化や経常赤字の拡大などの経済ファンダメンタルズを悪化させ、通貨暴落の主因となったとの指摘がある。一方、アジア諸国の経常赤字は通貨危機以前から続いていたものであり、ファンダメンタルズの悪化だけを通貨暴落の要因とするのは無理があるとの指摘もある。こうした議論に鑑みるに、アジア諸国の通貨が経済実態を反映したのか、若しくは、経済実態に比較して過大、過小に評価されていたものであるかを考察することは重要であると思われる。

ところで、為替取引を貿易や投資などの実需に基づいたものと、その他の投機的な取引などに分けることができるのであれば、前者の需給関係によって決まるであろう為替レートは経済実態を反映した為替レートと捉えることができる。さらに、実際の為替レートは長期的にはこのような経済実態を反映した為替レートに収斂すると思われる。「均衡為替レート」とはこのような概念に基づいた長期的に収斂するであろう為替レートの均衡水準である。実際に「均衡為替レート」を計測するには技術的に困難を伴うが、国際市場での一物一価を前提にした購買力平価を中心に研究が進められている。

吉川[1987]では購買力平価の概念を拡張し、円/ドルの「均衡為替レート」が計測されている。これは、日米両国の物価水準に加え、技術水準、交易条件を比較することによって、購買力平価の概念を拡張したものである。また、宮川・外谷[1999]ではこのモデルを韓国、タイに適用して、ウォン/ドル、ウォン/円、パーツ/ドル、パーツ/円の4つの均衡為替レートを計測している。本稿は富川・外谷[1999]に若干の改良を加えウォンの評価を行い、これを中心にアジア諸国の通貨を考察するものである。

まず、第2節では、アジアの通貨政策をレビューする。第2節では吉川[1987]のモデルを踏襲しウォン/ドルの均衡為替レートを計測し、この計測結果をもとに第3節で通貨危機の要因について考察する。第3節は結語および今後の展望である。

2. アジア諸国の為替政策

2-1. アジアの為替制度

1970年代前半のブレトンウッズ体制の崩壊を受けて、アジア諸国においても主要通貨である

ドルへのペッグからより伸縮的な為替制度への移行が進められてきた。通貨危機を迎えた97年においては、アジア諸国の為替政策はほぼ管理フロート制へ移行しており、制度として単一通

アジアの為替レートの考察

貨に完全ペッグしていたのは香港だけにすぎない(表 - 1)。

それにもかかわらず、実際には、アジア通貨はドルに対して比較的安定的に推移しており、

実質的にはある程度の伸縮性を確保した上でのドルペッグ制²⁾を採用してきたといえる。シンガポール、インドネシア、タイ、マレーシアにおいては主要貿易相手国の通貨によるバスケット

(表 - 1) アジア諸国の為替制度

中国	1994年より管理フロート制。従来、公定レートと市場レートの二重為替制度が採用されていたが、94年1月の外為制度改革により市場レートに一本化(事実上の切り下げ)。中央銀行が前営業日の外為市場レートの加重平均に基づいて当日の対ドル基準レートを発表。対ドル市場レートの変動は基準レートの上下各一定の
韓国	1997年より完全変動相場制。80年より複数バスケット方式が実施されていたが、90年3月以降前営業日の銀行間レートの加重平均を中心に、一定の変動幅を許容する市場平均レート制を採用。対米ドル以外の通貨との交換レートは、国際為替市場における米ドルと当該通貨とのレートで自動的に換算して決定。97年11月に変動幅を対米ドルで10%に拡大。12月に完全変動相場制に移行。
台湾	1982年より完全変動相場制。61年より固定相場制を採用。82年に管理フロート制に移行。前日の市場レートの加重平均に一定の変動幅を許容した市場平均レート制を採用。89年4月、変動幅制限を撤廃、変動相場制へ移行。中央銀行は基本的に為替レートを市場に任せる方針であるが、「非経済的な要因」や投機的な動きに対しては介入を行う。
香港	1983年より米ドル・ペッグ制。83年10月以降、1米ドル=7.8香港ドルで連動(カレンシーボード制)。香港ドル発券銀行を仲介とする銀行間取引には、この公定レートを採用。オープン市場(非銀行間取引)ではレートは固定されていないため、狭い範囲内で公定レートから乖離したレートが成立。
シンガポール	管理フロート制。シンガポール政府(中央銀行は存在しない)は通貨変動を許容しているが、主要貿易相手国との貿易取引量に応じた通貨バスケットに対する通貨価値をモニターし、米ドルによる介入を行う。
インドネシア	1997年より完全変動相場制。78年に米ドルペッグを廃止。主要通貨による通貨バスケットに対するルピアの価値から対米ドルレートを算出し毎日発表。中央銀行と商業銀行間のドルの売買には、発表レートの上下各一定幅での変動を許容。変動許容幅は年々拡大。なお、ルピアの対米ドル年間減価率についてターゲットを公表。97年8月に完全変動相場制に移行。
タイ	管理フロート制。1984年より主要貿易相手国の通貨から成るバスケットに対するパーツの価値などを考慮し、為替平衡基金が対米ドルレートを毎日発表し、一定の変幅を許容する制度を採用。97年7月より管理フロート制に移行。原則的に市場に任せるが、過度の変動の際には中央銀行が介入する方針。
マレーシア	管理フロート制。為替レートは市場によって決定。中央銀行は、主要貿易相手国の通貨などから成るバスケットに対するリングの価値をモニター、為替の安定の維持を目的に介入することがある。
フィリピン	1984年より完全変動相場制。中央銀行が銀行間取引の目安となるレートを発表する管理フロート制から、84年10月にIMF融資条件の一環として完全変動相場制に移行。94年11月に為替レートが前営業日比 $\pm 1.5\%$ 変動した場合には為替取引を2時間停止させる措置を導入。この制度は一時廃止されるも97年10月に $\pm 4\%$ の変動幅で再導入。

(資料) 経済企画庁『アジア経済1998』

²⁾ 以下、対ドル固定相場制を「ドルペッグ制」、制度上、管理フロート制や変動相場制を採用しながら実質的にはドルに対して安定的な通貨制度を「伸縮的なドルペッグ制」と表現することにする。

アジアの為替レートの考察

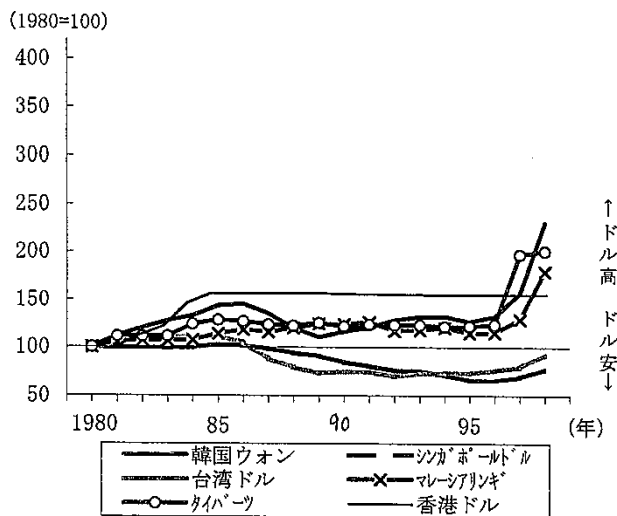
ト方式が採用されていたが、為替レートの変動から推定されるバスケットに占めるドルの割合は、貿易額全体に占める対米貿易の割合よりはるかに大きい³⁾。とくに、タイバーツは主要な貿易相手である日本の円が大幅に増加したにもかかわらず、長期にわたり1ドル=25バーツから大きく乖離することはなかった。

これらの通貨はドルに対して安定的に推移していたため、ドル以外の通貨に対しては国際市場で決定される為替レートをほぼ外生的に受け入れてきたといえる。例えば、アジア通貨の対円レートは、アジア通貨の対ドルレートに国際市場で決定されるドル/円レートを乗じて決定される傾向があり、80年代後半以降の円高によって円はアジア通貨に対しても大幅に増価している。換言すれば、伸縮的なドルペッグ制は自国通貨をドルに安定的に推移させる効果に加

えて、円に対して自国通貨を減価させる効果があったといえよう。

一般論としては、ある国が固定為替相場制を採用する場合、もしくは特定の通貨圏を形成する(通貨圏に参加する)場合、当然にメリットがデメリットを上回ることが条件となろう。多くの途上国がドルペッグ制、もしくはそれに近い制度を採用するメリットとしては、信頼の高いドルにリンクすることによって自国通貨の流動性を高めることができること、為替リスクがなくなるため貿易や投資の意思決定基準が予測しやすくなり、ドル圏との貿易や投資を促進する効果があること、1次産品の価格の多くがドルによって決定されていることによりドルペッグが対外的な物価安定措置となっていたこと、などが指摘できよう。一方、デメリットとしては、金融政策の自立性が失われること、

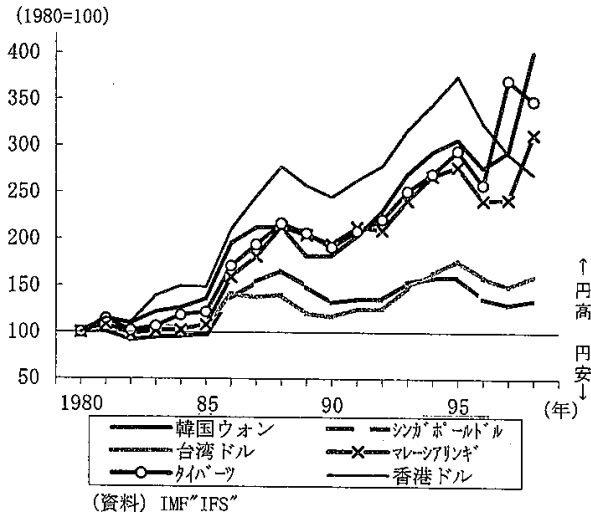
(図 - 1) アジア通貨の対ドルレートの推移



³⁾ バスケットの構成は非公開である。関[1995]、経済企画庁[1998]では Δ (対象通貨の対ドルレート) $= a + b_1 \Delta$ (円の対ドルレート) $+ b_2 \Delta$ (マルクの対ドルレート) によって求められたパラメータ、 b_1 、 b_2 、および $1 - b_1 - b_2$ をそれぞれ、円、マルク、ドルのバスケットにおける比率とする推計が行われているが、各国のバスケットに占めるドルの比率は9割近く、対米貿易シェア (20~30%程度) よりはるかに大きい。

アジアの為替レートの考察

(図 - 2) アジア通貨の対円レートの推移



市場の自国通貨売り米ドル買いに応じるコストが生じること、外的ショックに対し脆弱なること、すなわち、自国財と外国財の相対価格が変化しないのでドル圏での生産市場の変化が生産量や雇用に大きな影響を及ぼすこと、などが指摘できる。

しかし、上記のメリット・デメリットによって今日までのアジア諸国の為替政策を説明することは難しい。80年代後半からの高成長によってアジア諸国の経済構造は大きく変化し、日本をはじめとするドル圏以外との貿易、投資関係が拡大していることを考えれば、自国通貨をドル中心にベッグすることは価格攪乱要因になりかねない。経済が成長軌道にのってまなおアジア諸国が伸縮的なドルベッグ政策をとり続けたのは、80年代後半からの急速かつ長期にわたる円高という特殊な状況を外生的に受け入れることによって、多くの利益を得ていたことが大きな誘因となっていたと考える方がより自然であると思われる。すなわち、円高によって日本製品と比較した自国製品の価格競争力が向上し輸出が増加すること、日本を中心とした直接

投資が増加すること、によって輸出および投資を牽引役とした経済成長が可能になっていたこと、が伸縮的なドルベッグ制の大きなメリットであったといえる。

- 2 . 中期的収束過程

ここで、円高を起因としたアジア諸国の輸出や設備投資を牽引役とした成長過程を LM - IS 分析の枠組みで確認しておく。なお単純化のため、アジア諸国は小国であり、対ドル固定相場制を採用していると仮定する。

(1) IS 曲線

Y, C, I, G, X をそれぞれ、国民所得、消費、投資、政府支出、純輸出として、

$$Y = C(Y) + I(r, e) + G + X(e, Y^*) \quad (2.1)$$

とする。ただし、 I は r 、(利子率)の減少関数である。また、円高によって日本を中心とした海外からの直接投資が増加するので、 I は e (為替レート、1円当たりのアジア通貨価値)の増加関数でもある。さらに、 X は e, Y^* (外国の

所得)の増加関数⁴⁾である。ここで簡略化のため、

$$C = c_0 + c_1 Y \quad (c_0, c_1 > 0) \quad (2.2)$$

$$I = -i_1 r + i_2 e \quad (i_1, i_2 > 0) \quad (2.3)$$

$$X = x_1 e + x_2 Y^* \quad (x_1, x_2 > 0) \quad (2.4)$$

とすれば、IS曲線は

$$r = -\frac{1-c_1}{i_1} Y + \frac{c_0 + (i_2 + x_1)e + G + x_2 Y^*}{i_1} \quad (2.5)$$

となる。

(2) LM 曲線

LM 曲線は一般的な

$$r = \frac{mY + b - M}{i} \quad (2.5)$$

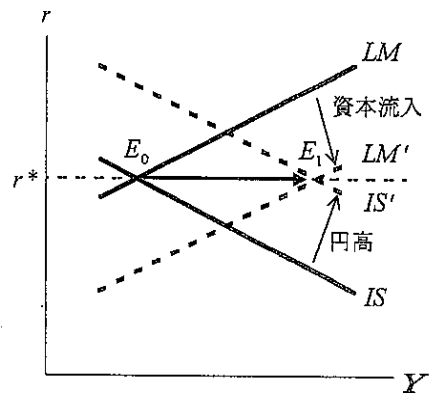
を想定する。ただし、 m は貨幣需要の所得に対する反応係数、 i は貨幣需要の利子率に対する反応係数である。

(3) 円高時の収束過程

円高時には投資や純輸出の増加を通じて IS 曲線は右上方にシフトする ($IS \rightarrow IS'$)。小国が対ドル固定相場制を採用した場合、自国で利子率を決定することはできないから、利子率が r^* (ドル金利) に低下するまで資本流入が続き ($LM \rightarrow LM'$)、新しい均衡点は E_1 となる。したがって、この過程において $E_0 \rightarrow E_1$ の経済成長が実現する。

翻って 80 年代以降のアジア経済を概観すると、継続的な円高によって輸出および直接投資が増加しており、この動きは特に 80 年代後半や

(図 一 3) 円高時の収束過程



95 年の円高時において顕著である。また、これに呼応するように、直接投資や為替、資本移動に対する規制の緩和や、オフショア市場の整備などの資本流入を促進する政策が相次いで講じられている。香港以外は固定相場制を採用していたわけではないので、このような LM-IS 分析の枠組みが厳密に成立していたとは言えないが、長期的かつ急速に進展した円高により形成された円高期待と、伸縮的なドルペッグ制および資本流入促進策は極めて整合的であったと思われる。

もっとも、こうした経済環境に対する政策の対応が政策当局の意図するところであったかどうかは疑問が残る点ではある。アジア諸国が伸縮的なドルペッグ制を採用したのは少なくとも初期の段階においてはブレトンウッズ体制の名残であろうし、国際取引における使用通貨には一種の慣性が働く側面もある。さらに、資本移動に対する規制緩和を含む各種の規制緩和は、成長センターとして注目を集めたアジア諸国に対する外圧によって促された側面もあるからである。

さて、こうした伸縮的なドルペッグ制が 97 年には多くのアジア諸国において通貨の暴落とい

⁴⁾ 円高時にはアジア製品は競合関係にある日本製品に比較して価格競争力が向上して輸出が増加する。もっとも、アジア諸国は中間財や資本財の多くを輸入に依存しているため、円高時には輸入も増加する傾向がある。

アジアの為替レートの考察

(表 - 2) 韓国とタイの経済動向

(% , 100 万ドル)

	実質 GDP 成長率		輸 出		金融勘定		直接投資		証券投資	
	韓国	タイ	韓国	タイ	韓国	タイ	韓国	タイ	韓国	タイ
1980 年	▲2.2	4.8	16.3	22.8	5,925	2,044	▲20	187	134	96
81 年	6.7	5.9	21.4	8.1	4,720	2,479	54	289	24	44
82 年	7.3	5.3	2.8	▲1.2	3,950	1,294	▲82	189	15	68
83 年	11.8	5.6	11.9	▲8.3	2,311	1,966	▲61	349	546	108
84 年	9.4	5.8	19.6	16.4	2,822	2,567	58	400	836	156
85 年	6.9	4.6	3.5	▲3.9	1,960	1,538	▲357	162	1737	895
86 年	11.6	5.5	14.6	24.6	▲3,994	▲131	▲767	262	333	▲29
87 年	11.5	9.5	35.9	31.4	▲8,937	1,062	101	182	297	346
88 年	11.3	13.3	28.6	36.9	▲4,222	3,840	371	1,081	134	530
89 年	6.4	12.2	2.8	25.9	▲2,568	6,599	520	1,726	▲707	1,486
90 年	9.5	11.2	4.2	14.9	2,896	9,098	▲263	2,304	84	▲38
91 年	9.1	8.6	10.5	23.2	6,741	11,760	▲309	1,847	3,055	▲81
92 年	5.1	8.1	6.6	14.2	6,994	9,475	▲434	1,966	5,802	924
93 年	5.8	8.4	7.3	13.3	3,216	10,500	▲752	1,571	10,015	5,456
94 年	8.6	8.9	16.8	22.7	10,732	12,167	▲1,652	873	6,121	2,481
95 年	8.9	8.8	30.3	25.1	17,273	21,909	▲1,776	1,182	11,591	4,081
96 年	7.1	5.5	3.7	▲1.3	23,924	19,487	▲2,345	1,405	15,185	3,544
97 年	5.5	▲0.4	5.0	3.4	▲9,195	▲15,441	▲1,605	2,497	14,295	3,586

(資料) IMF“IFS”および各国統計

(注) 輸出は FOB、米ドル建ての前年比伸び率。

うかたちで崩壊したのは周知の通りである。この通貨暴落に関しては 経常赤字の拡大など、アジア諸国経済のファンダメンタルズの悪化によって伸縮的なドルペッグ制の維持が市場に信認されなくなったことに加え、投機的かつ短期的な資金がバブルの崩壊によって海外に逃避したこと、等が要因として指摘されている。このような指摘を考査する際に重要となる視点は、アジア諸国の実体経済とアジア通貨の村ドルレートの比較である。アジア諸国の通貨が実体経済に比較して過大評価されていたのであればアジア通貨は長期的に減価する筋合いにあり、通貨暴落に対する の要因は説明力が強いと思

われる。一方、アジア諸国の通貨が実体経済によって適正な水準であったのであれば、通貨暴落は を含んだ他の要因で説明されることになるが、長期的にはアジア通貨は適正水準に是正されることなるう。

通貨の適正水準については購買力平価を中心に研究が進められているが、その水準や計測方法についてはコンセンサスが得られていない状況である。次節では、こうした状況を認めた上で、吉川 [1987] の均衡為替レートモデルを踏襲しアジア通貨およびアジア諸国の通貨政策を考察する。

. 均衡為替レートの計測

本章では、吉川 [1987] を踏襲して韓国ウォンとドルの均衡為替レートを求める。吉川モデルをアジアへ応用した先行研究としては宮川・外谷 [1999] があるが、本章で求める均衡為替レートはこれにアジアの貿易構造を明示的に導

入したものである。

- 1 . 吉川モデルの概要

吉川 [1987] の円 / ドルの均衡為替レートモデルを要約すると以下の通りである。

アジアの為替レートの考察

まず、わが国の生産関数としてレオンチェフ型のものを仮定する。

$$P = wa + P_r b \quad (3.1)$$

ただし、 P ：輸出財の円建て価格

w ：円建て名目賃金率

a ：労働投入係数

P_r ：円建て原材料価格

b ：原材料投入係数

である。ここで、 P^* を貿易財のドル建て価格、 P_r^* を原材料のドル建て価格、 e を為替レート（1ドル当たり円）とし、日本が小国であるため、貿易財、原材料の価格が米国で決定されると仮定すれば、

$$P = eP^* \quad (3.2)$$

$$P_r = eP_r^* \quad (3.3)$$

であるから、(3.1)、(3.2)、(3.3)より、

$$e = \left(\frac{w}{P^*}\right) \left(\frac{a}{1 - bt^*}\right), t^* = \frac{P_r^*}{P^*} \quad (3.4)$$

が得られる。これが吉川[1987]で求められた均衡為替モデルの基本的な概念である。このモデルにより計測された均衡為替レート(e)は、

賃金ベースの購買力平価 $\left(\frac{w}{P^*}\right)$ ・技術係数(

b)、交易条件(t^*)に要素分解することが可能になっている。なお、実施に均衡為替レートを計測するにあたっては、代理変数として次のデータが使用されている。

$$\frac{w}{P^*} = \frac{\text{日本の各目賃金指数}}{\text{米国の各目賃金指数}}$$

$$a = \sum_i \sigma_i a_i$$

$$b = \sum_i \sigma_i (b_{oil,i} + b_{oil,petro} b_{petro,i})$$

$$t^* = \frac{\text{オイル、ガス、石炭の輸入物価指数}}{\text{輸出物価指数}}$$

ただし、 a_i は*i*産業（輸出産業）の労働投入係数（就業者数÷実質産出額）、 $b_{oil,i}$ は*i*産業の石油投入係数、 $b_{oil,petro}$ は石油製品部門の石油投入係数、 $b_{petro,i}$ は*i*産業の石油製品投入係数⁵⁾、 σ_i は*i*産業の輸出シェアである。

これを応用した研究としては、Yosikawa[1990]、経済企画庁[1997]、宮川・外谷[1999]等がある。Yosikawa[1990]においては、 P^* の代理変数として $\left(\frac{w}{P^*}\right)$ を計算する際に、 $w^*a^* + P_r^*b^*$

を用いて日米の生産構造が明示的にモデルに取り入れられており、経済企画庁[1997]においてはYosikawa[1990]のモデルによって産業別の均衡為替レートが計測されている。また、宮川・外谷[1999]ではYosikawa[1990]のモデルによって忠実に韓国ウォン、タイバーツの対ドル・対円均衡為替レートが計測されている。

- 2. 先行研究の課註

ここでは本稿で求める韓国ウォンの均衡為替レートのモデルを説明する前に、先行研究の問題点をいくつか指摘する。なお、ここで指摘する問題点は、次節のモデルによって改良されているものは当然のことながら、データの制約や統計上の問題等から引き続き今後の課題となるものも含まれている⁶⁾。

⁵⁾ 投入係数には経済企画庁の中期多部門モデル用に作成されたSNA24分類の製造業中間投入係数が用いられている。

⁶⁾ 多国間の均衡為替レートも課題の1つであると思われる。宮川・外谷[1999]ではアジア通貨/円、アジア通貨/ドルの2つの均衡為替レートを求めているが、この2つの均衡為替レートは厳密な意味で整合的でない。韓国を例にとると、ウォンと円の均衡為替レート（1円当たりウォン = $e(won/¥)$ ）とウォンとドルの均衡為替レート（1ドル当たりウォン = $e(won/\$)$ ）から求められる為替レート（1ドル当たり円 $e(¥/\$)$ ）は、

$$e(¥/\$) = e(won/\$) \div e(won/¥)$$

である。3国の均衡体系を前提にした場合には上式が円/ドルの均衡為替レートにならなくてはならない。しかし、このモデルを用いて、アジア通貨/円、アジア通貨/ドルの2つの均衡為替レートをクロスして求められる円/ドルの均衡為替レートと、日米のデータから計測した円/ドルの均衡為替レートは一致しない。

(1) 産業構造の特定化

吉川[1987]においては、日本の生産構造について、労働と輸入した原油によって輸出財（繊維、化学、一次金属、一般機械、電気機械、輸送機械、精密機械）を生産するといった単純化が行われている⁷⁾。しかし、アジア諸国は概して日本から輸入した中間財や資本財によって輸出財を生産しており、中間財や資本財を内生している日本とは基本的に生産構造が異なる。アジア諸国の恒常的な経常赤字の主因が日本からの輸入であったこと、さらに、これがアジアの通貨危機の重要な要素の1つであると指摘されていることに鑑みると、アジア通貨の均衡為替を考える上で生産構造は無視し得ない要因であると思われる。本稿ではこの間乱専を中心に改良を試みた。

(2) 基準年の選択

相対的購買力平価や均衡為替レートを求める際には、2 国間の経常収支や貿易収支がほぼ均衡していたと思われる年を基準年として選択するケースが多いが⁸⁾、吉川 [1987]で指摘されているように、経常収支や貿易収支の均衡は $P = eP^*$ が成立する必要条件ではない。もっとも、基準年の選択に関しては現在のところ合理的な手法は確立されていないため、本稿においても貿易収支の均衡をベンチマークとして計測を行った。

(3) 代理変数の選択

吉川[1990]においては、均衡為替レートが名目賃金、生産技術、交易条件によって決定されているので、単純な購買力平価より長期的な為替レートの変動の説明力が強く要因分析も可能になっている。これは、 P^* （貿易財のドル建て価格）の代理変数として、 $(\frac{W}{P^*})$ を計算

する場合に米国の名目賃金、 $\frac{P_t}{P^*}$ を計算する場合日本の輸出物価指数を用い、それぞれ名目賃金、交易条件を比較しているためである。

しかし、同じ変数に対し異なった代理変数を選択することは必ずしも合理的ではないようにも思われる。本稿では P^* の代理変数を輸出物価指数に統一して計測を行った。

(4) 生産関数

先行研究で用いられている生産関数はレオンチェフ型である。生産関数を固定係数・線形型に特定することによって、産業連関表から算出した数値をパラメータとして使用することが可能になり、パラメータを回帰分析によって求めることが回避されている。回帰分析によって各年の均衡為替レートを推計する場合にはパネルデータを使用する方法が有効であると思われるが、統計的に不安定になる可能性が大きい。特に、アジアのケースでは主としてデータの問題から安定的な生産関数を特定化することは困難であろう。

しかし、産業連関表の投入係数データは名目価格から求められているため、その増減には数量要素と価格要素が混在している。すなわち、価格変動の影響が直接パラメータに表れてしまうという問題点を含んでいる。もっとも、産業連関表の投入係数を用いるメリットとデメリットを比較した場合、デメリットは無視し得るものと思われる。

- 3 . アジア通貨への応用

本稿では、第 節で述べた問題意識に従って韓国通貨の均衡為替レートを計算した。アジア通貨を考察する上では多くの国を対象とするべきであるが、比較的信頼性の高い産業連関表が入手可能であることから韓国のみを対象とした。

⁷⁾ 原材料投入係数は $b_{oil,ex} + b_{oil,petro} b_{petro,ex}$ と定義されている。第1項は輸出産業への石油・天然ガスの投入係数・第2項は輸出産業への石油製品を経由した石油・天然ガスの投入係数である。

⁸⁾ 特にアジアに関しては経済構造や制度の変化が激しいため、ひとつの基準点によって長期の均衡為替レートを求めることは計測の誤差を大きくする可能性がある。

アジアの為替レートの考察

本稿での計測は基本的には吉川[1987]の研究の韓国への応用なので、基本的な考え方は宮川・外谷[1999]と同様であるが、前節で指摘した問題点のうち、現時点で改良が可能であると思われる(1)を中心に改良を試みた。

(1) モデルの定義

本稿においても生産関数はレオンチェフ型のもので採用する。ただし、アジアの生産構造を明示的に取り入れるために、輸出財を生産するために必要な財を 国内財、日本からの輸入財、日本以外の国からの輸入財の3つに分類する。なお、韓国における日本以外の外国を便宜上米国と呼ぶことにする。このとき、(3.1)式は次のように拡充される。

$$P^* = wa + p_1b_1 + p_2b_2 + p_3b_3 \quad (3.5)$$

ただし、 p ：輸出財のウォン建て価格

w ：ウォン建て名目賃金

a ：労働投入係数

p_1 ：ウォン建て中間投入財価格（国内財）

p_2 ：ウォン建て中間投入財価格（日本からの輸入財）

p_3 ：ウォン建て中間投入財価格（米国からの輸入財）

b_1 ：中間財投入係数（国内財）

b_2 ：中間財投入係数（日本からの輸入財）

b_3 ：中間財投入係数（米国からの輸入財）

P^* を貿易財のドル建て価格、 p_2^* 、 p_3^* を中間投入財（日本からの輸入財、米国からの輸入財）のドル建て価格、 e を為替レート（1ドル当たり韓国ウォン）とし、韓国に対して小国の仮定を用いれば、

$$P = eP^* \quad (3.6)$$

$$p_1 = ep_1^* \quad (3.7)$$

$$p_2 = ep_2^* \quad (3.8)$$

であるから、(3.5)、(3.6)、(3.7)、(3.8)より、

$$e = \left(\frac{w}{P^*} a + \frac{p_1}{P^*} b_1 \right) / \left(1 - \frac{p_2}{P^*} b_2 - \frac{p_3}{P^*} b_3 \right) \quad (3.9)$$

が得られる。これが本稿で計算する均衡為替レートモデルである。

(2) 代理変数の概要

ここで、使用した代理変数について簡単に述べることにする。

(1) 労働投入係数

下記の間接投入係数と同じように各産業ごとに労働投入係数を求め、これを加重平均すべきであるが、主としてデータの制約から製造業全体の労働投入係数を算出し代用した。

= 製造業における就業者数 ÷ 実質製造業国民総生産

$$(3.10)$$

中間財投入係数(b_1 、 b_2 、 b_3)は、Bank of Korea “Input - Output tables”から計算した。なお、1980年以降において産業連関表(もしくは延長表)が作成されているのは、80、83、85、86、87、88、90、93、95年であるのでこの間は線形補完した。

(2) 中間財投入係数（日本からの輸入財）

まず、韓国の輸出産業および輸入産業をそれぞれ特定化する。輸出産業として特定化するのは7産業($i=1\sim 7$; 繊維、化学、金属、機械、電気・電子、自動車、輸送機器)、輸入産業として特定化するのは10産業($j=1\sim 10$; 燃料、金属鉱、非鉄金属、軽工業用現原料、化学、鉄鋼材、機械、電気・電子、精密機器、輸送機器)である。

j 産業から i 産業への投入ルートとしては j 産業から i 産業へ直接投入されるルート、 j

アジアの為替レートの考察

産業から他産業を経由して i 産業へ投入されるルートとの2つのルートを想定する。

直接ルート

δ_i を i 産業の輸出シェア、 σ_j を j 産業の日本からの輸入シェア（日本からの j 財の輸入 $\div j$ 財の総輸入）、 $b_{j,i}^{im}$ を輸入された j 財が産業に投入される際の投入係数とすると、日本から輸入された財が直接輸出産業に投入される際の投入係数は

$${}_i \delta_i \quad {}_j \sigma_j \quad b_{j,i}^{im} \quad (3.11)$$

間接ルート

$b_{j,-i}^{im}$ を輸入された j 財が i 産業以外の産業に投入される際の投入係数、 $b_{-i,i}^{dom}$ を i 財以外の国内財が i 産業に投入される際の投入係数とすると、日本から輸入された財が他産業を経由して輸出産業に投入される際の投入係数は

$${}_i \delta_i \quad {}_j \sigma_j \quad (b_{j,-i}^{im} \quad b_{-i,i}^{dom}) \quad (3.12)$$

以上から、日本からの輸入された財が輸出産業へ投入される際の投入係数は

$$b_2 = {}_i \delta_i \quad {}_j \sigma_j (b_{j,i}^{im} + b_{j,-i}^{im} \quad b_{-i,i}^{dom}) \quad (3.13)$$

(Ⅱ) 中間財投入係数（米国からの輸入財）

(3.13) 式の輸入シェアを $1 - \sigma_j$ に置き換えればよいので

$$b_3 = {}_i \delta_i \quad {}_j (1 - \sigma_j) (b_{j,i}^{im} + b_{j,-i}^{im} \quad b_{-i,i}^{dom}) \quad (3.14)$$

(Ⅲ) 中間財投入係数（国内財）

国内財が i 産業に投入される際の投入係数 b_i^{dom} から、上記の(Ⅰ)、(Ⅱ)のうち、間接ルートを控除したものであるから、

$$b_1 = {}_i \delta_i (b_i^{dom} - b_{j,-i}^{im} \quad b_{-i,i}^{dom}) \quad (3.15)$$

(Ⅳ) 物価指数

価格変数については該当すると思われる物価指数を代理変数とした。

W : 製造業賃金指数

P^* : 輸出物価指数

P_1 : 卸売物価指数

ρ_2^* : 輸入物価指数

ρ_3^* : 輸入物価指数

ただし、製造業賃金指数を除いてはバスケットの構成を調整している。また、輸出物価指数、輸入物価指数はウォン建てであるため、これを実際の為替レートをを用いてドル建てに変換している⁹⁾。

- 4 . 計測結果

まず、産業連関表および延長表から集計した投入係数を示す（表 - 1）。当該集計法では、投入量が最も多いのは輸入財（米国）であり、ついで国内財、輸入財（日本）¹⁰⁾の順になっている。もっとも、国内財、輸入財（米国）については近年その投入量が拮抗しつつある。

また、円高時に中間財投入係数（日本からの輸入財）が大きくなる傾向があるが、これは円高時には輸出増加に因應するために日本からの中間財や資本財の輸入を増加させる傾向にあるという数量要因に加えて、投入係数が金額ベースであるため、円高時には金額ベースでの投入量が増加傾向にあるという価格要因の影響

⁹⁾ 物価指数の建値もこのモデルの問題点であろう。なぜなら、貿易取引がドル建てで行われていればこの変換は問題がないが、円建てやウォン建てで行われている場合は、実際の為替レートが均衡為替レートの説明変数となってしまうからである。

¹⁰⁾ この集計方法においては貿易データを用いて輸入財を日本からとそれ以外の国に振り分けているが、貿易データの財の分類と産業連関表の産業分類は正確には合致しないこともあり、日本からの輸入財が過小評価されていることには留意する必要がある。

アジアの為替レートの考察

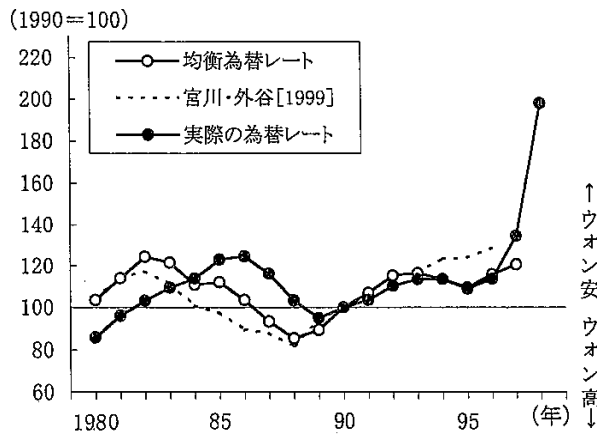
(表 - 1) 投入係数の推移

	b1	b2	b3
1980年	0.326110	0.143609	0.301078
81年	0.320301	0.141775	0.302150
82年	0.314493	0.139941	0.303223
83年	0.308684	0.138107	0.304295
84年	0.300905	0.141448	0.304804
85年	0.293125	0.144789	0.305313
86年	0.301979	0.161606	0.277145
87年	0.277288	0.155301	0.305773
88年	0.287858	0.136708	0.309341
89年	0.309354	0.122214	0.299251
90年	0.330849	0.107720	0.289160
91年	0.334387	0.101938	0.285858
92年	0.337926	0.096155	0.282555
93年	0.341464	0.090373	0.279253
94年	0.296795	0.098071	0.305368
95年	0.252125	0.105768	0.331483

(出所) Bank of Korea

“Input-Output tables”等から筆者作成。

(図 - 1) 韓国の均衡為替レート
(1ドル当たりウォン)



も受けていることに留意する必要がある。

(図 - 1)は、これらの投入係数と価格データを用いて算出した均衡為替レートと実際の為替レートを示したものである。前述のように基準年の選択には問題があるが、ここでは韓国の対米貿易収支が赤字に転換した90年を基準年として選択した。なお、データの表示にあつ

ては1990年を100に指数化している。また、先行研究との比較のために宮川・外谷[1999]のデータを掲載したが、宮川・外谷[1999]では77年を基準年としている。掲載したデータは90年を100として指数化したものである。

計測した均衡為替レートをみると、90年まで実際の為替レートを1~3年先行しておりその

アジアの為替レートの考察

ラグは縮小傾向にある。また、90年代に入ると均衡為替レートは実際の為替レートをよく説明しているように見える。これには、韓国の為替制度が90年3月にバスケット・ペッグ生から管理変動相場制に移行したことも影響しているものと思われる。

ただし、計測した均衡為替レートの水準は基準年に依存するので、宮川・外谷[1999]のように77年を基準年とした場合、90年代に入ってから通貨危機が起きるまでの間は実際の為替レートは均衡為替レートに比較すると過大に評

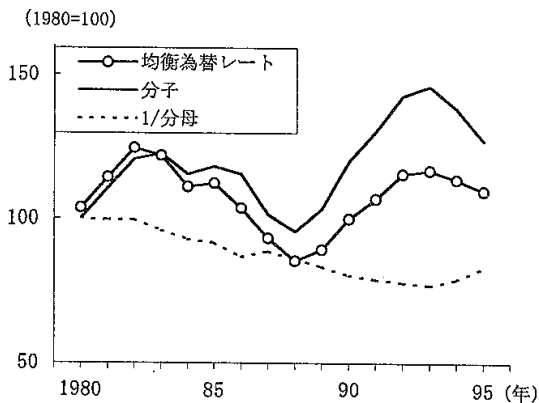
価されていた可能性がある。

一方、トレンドに注目すると、1980年から86年までウォン高になったあと87年以降はウォン安傾向を示している。宮川・外谷[1999]の均衡為替レートとは年毎の動きが若干異なるものの、トレンドはほぼ同じであるといつてよいであろう。

(1) 要因分析

こうした均衡為替レートの動きを詳しく見るため、まず(3.10)を分子(物価要因)と分母(交易条件)に分解してみる(図-2)。

(図-2) 均衡為替レートの要因分解



図から明らかなように、均衡為替レートの動きの大部分を分子が説明している。計測したモデルは購買力平価、技術要因、交易条件の要素に分解できるが、韓国のケースではとりわけ87年以降における労賃の上昇が他の経済変数の変動に比較して著しく大きいため、の購買力平価の要素が大きく影響している。なお、86年までは均衡為替レートが増価する傾向があるが、これは主として国内物価の安定によるものと思われる。

しかし、計測した均衡為替レートが分子だけで計測した場合よりもウォン高傾向を示していることは注目に値する。これは労働投入係数の減少が労賃の上昇をある程度相殺していること、分母が趨勢的に増加していること(分母の逆数が

趨勢的に減少していること)によるものである。

労働投入係数が減少していることは韓国の輸出産業が労働集約的なものから高度化していることを示している。ここで、分母の増減を各項ごとに分解してその要因を分析してみると、分母第一項 $(-\frac{p_2}{p} \cdot b_2)$ 、分母第二項 $(-\frac{p_3}{p} \cdot b_3)$ ともに分母の増加に貢献しており、さらに詳しく見れば80年代前半においては分母第二項が、90年代前半においては分母第一項がより分母の増加に貢献していることが分かる(表-2)。

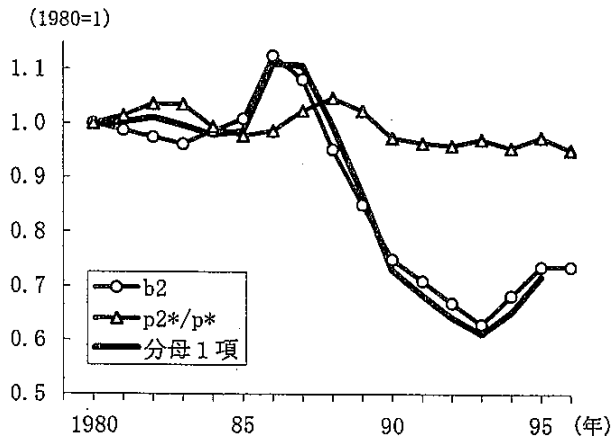
さらに、分母第一項 $(-\frac{p_2}{p} \cdot b_2)$ 、分母第二項 $(-\frac{p_3}{p} \cdot b_3)$ の絶対値のそれぞれが、どのような

アジアの為替レートの考察

(表 - 2) 均衡為替レートの要素分解

	分母		分母第1項			分母第2項		
		前年比		寄与度	寄与度		寄与度	寄与度
1980年	0.555	—	-0.144	—	—	-0.301	—	—
81年	0.557	0.3	-0.144	-0.0	-10.1	-0.299	0.4	110.06
82年	0.557	-0.0	-0.145	-0.2	2,179.6	-0.298	0.2	-2,079.62
83年	0.578	3.8	-0.143	0.4	9.3	-0.279	3.5	90.71
84年	0.597	3.2	-0.140	0.4	13.5	-0.262	2.8	86.48
85年	0.605	1.3	-0.141	-0.2	-11.8	-0.253	1.5	111.77
86年	0.639	5.6	-0.159	-3.0	-53.2	-0.202	8.5	153.21
87年	0.625	-2.2	-0.159	0.1	-2.9	-0.216	-2.2	102.95
88年	0.643	2.9	-0.143	2.5	86.0	-0.214	0.4	13.97
89年	0.665	3.4	-0.125	2.8	82.8	-0.210	0.6	17.20
90年	0.689	3.6	-0.105	3.0	84.2	-0.206	0.6	15.82
91年	0.701	1.8	-0.098	1.0	53.9	-0.200	0.8	46.11
92年	0.710	1.3	-0.092	0.9	65.8	-0.197	0.4	34.21
93年	0.720	1.4	-0.088	0.6	46.0	-0.192	0.7	54.04
94年	0.700	-2.7	-0.094	-0.8	29.9	-0.206	-1.9	70.05
95年	0.667	-4.8	-0.103	-1.4	28.4	-0.230	-3.4	71.61

(図 - 3) 分母第一項の要因分解



要因で変化しているか詳しく見てみる(図 - 3、4)。

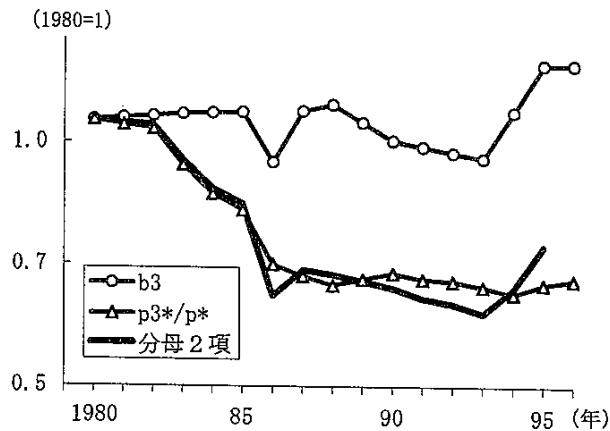
図をみると、分母第一項と分母第二項では明らかに減少の要因が異なる。すなわち、分母第一項の減少を説明するのは投入係数であり、分母第二項の減少を説明するのは交易条件である。分母第一項は日本からの輸入要因であり対日輸入シェアの低下が投入係数を減少させ、これが分母の増加に貢献している。一方、分母第二項

は日本以外の国からの輸入であり、これらの国との間の交易条件の向上が分母の増加に貢献しているといえる。

以上を要約すると、ウォン/ドルレートは80年から86年までは国内物価の安定性の結果、ウォン高傾向にあったが、87年以降は労賃の上昇によってウォン安傾向に転じている。ただし、急速な労賃の上昇に村し、産業構造の高度化により労働集約的な産業からの脱却が図られ労

アジアの為替レートの考察

(図 - 4) 分母第二項の要因分解



働投入量が減少したこと、対日輸入シェアが縮小したこと、日本以外の国との貿易において交易条件が向上したことによって、労賃の上昇によるウォン安圧力がある程度弱められて

いたことが確認できよう。こうした均衡為替レートの動きは、通貨暴落が起きる以前は、少なくともトレンドに関する限りにおいて、現実の為替レートをよく説明している。

アジアの通貨の評価

前節の計測では対象国が韓国のみであったことに加え、既に指摘したように計測についていくつかの課題があるが、本章では前章の計測を踏まえて通貨政策へのインプリケーションを、韓国を中心に考察する。

一般論として、為替取引を貿易や投資などの実需に基づいたものと、その他の投機的なものに分けることができるのであれば、本稿で計測した均衡為替レートは前者によって決定されるであろう為替レートを推測するものである。一方、後者は為替レートの変化を予測して行われるものである。これらの予測の材料、とりわけ、中長期的な予測の材料は物価水準や技術水準、交易条件などを含んだ様々な経済指標であろう。

さて、前節の計測では、通貨が暴落する以前において、均衡為替レートは実際の為替レート

をよく説明しており、ウォンがドルに対して過大評価された状況にあった訳ではないように思われる。繰り返し指摘しているように基準年の選択によっては均衡為替レートがウォン安に振れることもありうるので、実際の為替レートが均衡為替レートに収斂する過程で通貨危機が生じたという説明も成立し得るかもしれない。しかし、90年を基準年とした今回の計測では通貨の暴落が生じるまでの過程において均衡為替レートと実際の為替レートは拮抗している。77年を基準年とした宮川・外谷[1999]では若干ウォン安になるが、それでも近年の通貨暴落を説明する水準にはなく、通貨暴落は物価水準、技術水準、交易条件から判断される為替レートの水準からは乖離している可能性がある。

したがって、本稿での計測は、90年代後半の

ウォンの下落が為替取引者の間における予測の変化によってもたらされていることを示唆していると考えられるかもしれない。予測を定量的に分析すること、とりわけ、予測の要因を定量的に分析することは困難であるが、95年を境にしたアジアの経済動向に関わる大きな変化の1つが急速な円高の終焉であることは注目すべき点である。85年のプラザ合意以降、急速な円高によってアジア諸国は輸出と設備投資を牽引役とした経済成長が可能になった。円高が長期に亘ったため円高期待が形成され、円高を起因とした経済発展の構造も信認されるものであった。したがって、アジア諸国の投資は将来的にも投資利回りが高くなることが予想された。しかし、95年をピークに為替レートは円安に向かい、95年以降は円高期待が形成されにくい状況にあると思われる。円高の終焉によってアジア経済は鈍化もしくは後退し、さらに、円高を起因とした経済成長のパスを失ったため、アジアの持続的な経済成長も疑問視されるようになった。このような長期的な円高の終焉と持続的な経済成長に対する懸念が経済危機や通貨暴落の大きな要因の1つであると思われる。

第 3 節で考察したようにアジア諸国は円高によって急速な伸びを示した輸出および設備

投資が経済の牽引役となっていた。特に韓国の輸出は、半導体、家電、自動車、鉄鋼、造船等、日本と競争する品目が大半を占めていたため、円高の影響が輸出を介して強く経済に表れる傾向がある。一方、第 2 節の条件のもとで円安になった場合、モデルが示唆するところは、輸出や投資の鈍化による IS 曲線の右上方シフトの鈍化（もしくは左下方シフト）および資金流入の鈍化による LM 曲線の右下方シフトの鈍化（もしくは左上方シフト）を通じた経済成長の鈍化（もしくはマイナス成長）である。

さらに、高い投資利回りが予想される中での資源配分の歪みが露呈したことも通貨の暴落に拍車を大きな要因になっているものと思われる。当然、経済構造は国によって異なるが、アジア諸国はわが国が経験したよりも遥かに短い期間のうちに工業化を成し遂げているため、この間に生じた歪みも大きい。右肩上がりの経済を前提とした生産設備の過剰投資や不動産投資、また、部品産業や資本財産業が未整備なままでの生産製品の高付加価値化、などは程度の差はあってもアジア各国において共通してみられた現象である。このような資源配分の歪みも、持続的な経済成長に対する懸念につながり通貨暴落の一因になっているものと思われる。

．おわりに

第 3 節の計測は基準年の選択を含めて多くの課題があるが、物価水準、技術水準、交易条件、から判断する限り、ウォンの暴落はファンダメンタルズへの回帰ではなく、円高を起因とする経済成長構造への懸念であることが示唆される。今回の通貨危機は均衡為替レートから乖離して起こった可能性があるため、長期的にはウォン高方向に修正されることが予想されるであろう。98年平均で1400ウォン/ドルを超えていた為替レートが、99年2月の平均では1,89.05ウォン/ドルまでウォン高方向に修正

されているのは上記の傍証かもしれない。

現在、アジア諸国は経済や通貨の落ち着きをとり戻しつつある。今後、金融や経済構造の改革が進められれば、アジア諸国の経済が回復していくことも展望できるであろう。その際、為替制度についても新たな制度へと落ち着きどころを求める展開が予想されるが、主要貿易国の通貨からなる通貨バスケットに対する自国通貨の価値をモニタリングして当局が介入する管理フロート制が好ましいと思われる。何故なら、金利を自国で決定できない小国が変動相場制を

アジアの為替レートの考察

採用した場合、LM-IS 分析の枠組みが示唆するところは、輸出の増加は自国通貨の減価を伴うことである。すなわち、小国であれば輸出が増加しても自国通貨が減価することによって IS 曲線がもとの位置まで戻されてしまい、輸出を牽引役とした経済成長は難しくなる。

アジア諸国は先進国に比べれば労賃がまだ低廉であり、生産拠点としての経済発展の余地は十分に残されているものと思われる。また、現在までに投資や生産に対する環境は十分に整備されている。こうした状況に鑑みると、アジア諸国は今後も輸出を牽引役とした経済発展が可能であり、為替制度ついで言えば完全変動相場制よりも管理フロート制が望ましいと思われる。

最後に、伸縮的なドルベッグ制から他の為替制度に移行する際に認識しておく必要があると思われる問題点を記述する。伸縮的なドルベッグ制においては、当然にドルに対して為替変動

リスクが小さかったため、外国為替市場が先進国間に比較して未整備で規制が多くても、ドルとアジア通貨間の資金移動は比較的スムーズであったと思われる。ドル以外の通貨においても、アジア通貨との間には為替変動リスクをヘッジする方法が未成熟であったとしても、当該通貨とドルの間にリスクヘッジ手法が確立されていれば、資金移動は比較的スムーズであったと思われる。実際に、日本からアジアへの資金移動も、円とドルの間でリスクヘッジを行い、ドルを経由してアジア通貨へ投資するといったルートが利用されていた。伸縮的なドルベッグ制から伸縮的な管理フロート制に移行する際には、ドルを介在した資金流入ルートを補う意味においても規制緩和を中心とした外国為替市場の整備が必要であり、これを為替管理と並行して行っていくことが重要であると思われる。

参 考 文 献

- Yoshikawa, H., [1990] "On the Equilibrium Yen-Dollar Rate," *American Economic Review* 80.
- Balassa, B., [1964] "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal," *Journal of Political Economy*.
- World Bank [1993] "The East Asian Miracle : Economic Growth and Public Policy," 白鳥正喜 訳『東アジアの奇跡(経済成長と政府の役割)』東洋経済新報社
- 岩田一政 [1996] 『国際経済学』新世社
- 経済企画庁 [1997] 『経済白書 平成 9 年度版』
- 白井早由里 [1999] 『検証 IMF 経済政策 (東アジア危機を超えて)』東洋経済新報社
- 鈴木峻 [1999] 『東南アジアの経済 - ASEAN4 カ国を中心に見た - 』御茶の水書房
- 関志雄 [1995] 『円圏の経済学 - アジアにおける通貨統合の展望 - 』日本経済新聞社
- 日本貿易振興会 [1998] 『アジア通貨危機 - 東アジアの動向と展望』
- 宮川努・外谷英樹 [1999] 「アジア通貨危機と均
衡為替レート」『フィナンシャル・レビュー』
第 48 号
- 吉川洋 [1987] 「均衡 円・ドル レートについて」『フィナンシャル・レビュー』第 5 号
- 吉川洋 [1989] 「均衡 円・ドルレート再論」『フィナンシャル・レビュー』第 12 号