

<b>Title</b>	円ドルレートの変動とアジア諸国の為替レート政策
<b>Author</b>	熊倉 正修
<b>Citation</b>	経済学雑誌, 105 卷 3 号, p.1-37.
<b>Issue Date</b>	2004-12
<b>ISSN</b>	0451-6281
<b>Type</b>	Departmental Bulletin Paper
<b>Textversion</b>	Publisher
<b>Publisher</b>	大阪市立大学経済学会
<b>Description</b>	
<b>DOI</b>	

Placed on: Osaka City University

# 円ドルレートの変動とアジア諸国の 為替レート政策\*

熊 倉 正 修†

## 要 約

東・東南アジアにおいて共通の為替レート管理の枠組みを求める声は多く、その具体的な提言として、日本以外の東・東南アジア諸国が自国通貨を先進国通貨のバスケットにベッグする共通バスケット・ベッグ、日本以外の国々が自国通貨を円にターゲットする円ベッグ、日本を含む全ての東・東南アジア諸国のドル・ベッグによる「アジアドル圏」の形成などが挙げられる。これらの提言の背景には円ドルレートの変動がアジア諸国経済に与える影響への懸念があり、具体的には、(1) アジア諸国が金融危機に至るまで事実上のドル・ベッグを行っていた、(2) そのため、円ドルレートの変動がアジア諸国のマクロ経済の不安定化をもたらしており、特に1990年代後半の円安ドル高がこれらの国々の輸出不振と対外収支の悪化を通じて通貨危機の直接・間接の原因となった、(3) 通貨危機収束後にアジア諸国がドルベッグに回帰しつつあり、円ドルレートの変動→アジアの景気変動という構造が払拭されていないという認識がある。しかし、多くのアジア諸国通貨の対ドルレートは実際には円ドルレートの変動が日本と当該国の輸出競争力の変動に直結するほど硬直的ではなく、また、一般に円ドルレートがアジア諸国の輸出や景気に与える影響と考えられているものかなりの部分は国際市場における電子・情報通信関連製品の需要・供給ショックを反映している。さらに、アジア諸国の産業構造や対外経済関係の多様性を考慮すれば、域内共通の(擬似)固定為替制度を採用することのメリットは必ずしも明らかでなく、むしろ各国のマクロ経済の不安定要因となる可能性が高い。

## 1. はじめに

アジア通貨危機から6年を経た今日でも、その原因や今後のアジア諸国の金融通貨政策のあるべき姿をめぐる議論は続いている。通念によれば、東・東南アジア諸国は金融危機勃発まで事実上のドル・ベッグを行っており、国内経済の動向が円ドルレートなど第三国通貨間の為替変動から影響を受けやすい構造になっていた(Ogawa 2002)。特に、アジア通貨危機直前の約2年間には急速な円安ドル高とアジア諸国の輸出不振が同時に生じており、この時期の円安

---

### [キーワード]

円ドルレート, アジアの景気変動, 半導体サイクル

\* 本稿の作成にあたり、(財)学術振興野村基金および大阪市立大学大学院経済学研究科より研究助成金の援助を受けた。記して感謝したい。

† E-mail: kumakura@econ.osaka-cu.ac.jp

を通貨危機の直接・間接の原因として重視する声は根強い (Ito et. al. 1998)。また、一部の識者は、通貨危機後もアジア諸国がドル・ペッグに近い政策に回帰する傾向が見られ、円ドルレートの変動が域内各国のマクロ経済を不安定化させる状態が継続していると主張している (McKinnon 2001)。

東・東南アジア諸国はおしなべて貿易依存度が高く、自国通貨の対外価値はマクロ経済の安定にとってきわめて重要な変数である。また、アジア域内の生産分業と直接投資の深化を背景として、近年では各国の輸出や生産の決定要因として他のアジア諸国の動向も無視できない要因になりつつある。このような事実を捉え、一部の論者は、(1) アジア諸国にとって単純な変動為替相場制度は望ましくなく、(2) 円ドルレートの変動が各国の輸出や景気変動に与える影響を軽減し、(3) 同時にアジア通貨間の相対価値の安定も確保できるような通貨管理の枠組みを志向すべきだと主張する。たとえば、Williamson (2000; 2001) や Rajan (2002) らは、アジア諸国が米国や日本、欧州諸国などと広範な貿易・投資関係を保持していることを重視し、日本以外の東・東南アジア諸国が自国通貨をドル、円、ユーロの3先進国通貨から構成される共通のバスケットにペッグすることを提唱する。一方、日本とアジア諸国の輸出競合度の高まりを重視する Kwan (2001) はアジア諸国が自国通貨を円にターゲットすることで「円圏」を構成すべきと主張し、McKinnon and Schnabl (2003, 以下 M&S 2003 と略記) は日本を含む全てのアジア諸国の明示的なドル・ペッグによって域内通貨間の相対価値を固定することを推奨している。

本稿は、アジアにおいて共通の為替レートターゲット政策を求める議論の背景にある二つの共通認識を再検討し、これらがいずれも妥当とはいえないことを示す。まず、円ドルレートがアジア諸国の輸出や生産に与える影響を再検討し、Kwan (2002) や M&S (2003) らが円ドルレートの影響と考えているものかなりの部分が国際市場における広義の情報通信関連 (information and communication technology, 以下 ICT) 製品の需要・供給ショックを反映したものであることを指摘する。第二に、円ドルレートの変動が他のアジア諸国の経済に与える影響を強調する議論の多くは東・東南アジア諸国が恒常的なドル・ペッグを行っていた(る)ことを前提としているが、これが必ずしも正確な認識でないことを指摘する。近年になってアジア諸国が「ドル回帰」しつつあるという見解の裏には短期的な為替レートのボラティリティー管理と中長期の為替レートターゲットの混同があり、実際の政策は多くの識者が主張するより柔軟に行われている。また、多くのアジア通貨の対ドル名目レートは確かに通貨危機直前に一時的に安定したものの、これは資本流入の加速と国内経済の加熱によって柔軟な政策運営が困難になったこと、また、従来から各国が自国通貨と近隣諸国通貨の相対価値に注意を払っていたことに起因するところが大きい。さらに、この時期のアジア諸国の輸出不振は国際市場における ICT 関連製品への負の需要ショックによる部分が大きく、円安の影響は軽微であったと思われる。本稿はアジア諸国の最適通貨制度それ自体を論じるものではないが、これ

らの点について正しい認識を持つことは、これらの国々の今後の金融通貨政策のあり方を考える上できわめて重要である。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、次節で円ドルレートとアジア諸国の景気変動の因果関係を再検討し、見かけ上の円ドルレートの影響のかなりの部分が世界の ICT 関連製品市場における循環的ショックを反映したものであることを指摘する。第3節では、通貨危機前後のアジア諸国の対外価値の変動を再検討し、多くの国においてドル・ペッグに近い政策が維持されていたのは通貨危機直前の1年半から2年弱に限られること、危機に見舞われた国々において「ドル回帰」が生じていないことを示す。第4節では、通貨危機前後のアジア諸国の輸出パフォーマンスの変動要因をより詳細に分析し、円ドルレートの変動より ICT 関連製品の輸出需要ショックの影響が重要であったことを指摘する。おわりにでは、本稿の議論を整理し、それが今後のアジア諸国の金融通貨政策のあるべき姿についてどのような含意を持つかを考える。

## 2. 円ドルレートとアジア諸国の景気変動

アジアにおいて共通の通貨政策を求める論者の多くは、その根拠として、アジア諸国の輸出や生産が第三国通貨間の為替変動によって甚大な影響を受けていることを指摘する。たとえば、M&S (2003) は東・東南アジア8カ国（香港、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、台湾、以下 EA8 と略記）の実質所得の変動が互いに強く相関しており、その背景には円ドルレートの変動がこれらの国々の輸出競争力に与える影響があると主張している。

表1は、1980年以降の年次データを用いて EA8 と中国、日本、米国および EU の実質 GDP の対前年変化率の相関係数を計算した結果をまとめたものである。これを見ると、フィリピン以外の EA8 の景気循環は確かに他のアジア諸国のそれとかなり強く連動しており、その一方で、これらの国々と中国や米国、EU 諸国との景気変動の間には顕著な相関は認められない。EA8 諸国と日本の景気循環の同時性は相対的に高いものの、その程度は他の EA8 との相関に比べるとやや低く、その傾向はアジア通貨危機の時期を除いて計算するとより顕著になる。

それでは、EA8 の景気循環の同時性の原因が円ドルレートの変動だという主張は正しいだろうか。Kwan (2002) や M&S (2003) らは、以下の回帰式を推計することで両者の因果関係を「証明」している。

$$\Delta y_{EA}(t) = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta y(t) + \alpha_3 \Delta e_{JP/US}(t) + \alpha_4 \Delta e_{JP/US}(t-1) + u(t) \quad (1)$$

上記において、 $y_{EA}(t)$  は EA8 の  $t$  期の実質 GDP の加重平均値（対数値、以下同様）、 $y(t)$  はこれらの国々の主要輸出相手国（地域）の実質 GDP、 $e_{JP/US}(t)$  は  $t$  期の名目円ドルレート（円で計った1ドルの価格）、 $u(t)$  は誤差項、 $\Delta$  は階差を表している。いうまでもなく、円安がア

表1. アジア諸国と先進国の実質経済成長率の相関係数 (1980-2002年)

	EA8	China	Japan	USA	EU
Hong Kong	0.695 ( 0.522)	0.154 ( 0.089)	0.415 ( 0.212)	0.124 ( 0.279)	-0.032 ( 0.055)
Indonesia	0.731 ( 0.372)	0.055 (-0.191)	0.487 ( 0.169)	-0.131 ( 0.082)	-0.112 ( 0.037)
Korea	0.600 ( 0.257)	0.147 ( 0.145)	0.412 ( 0.266)	0.174 ( 0.377)	0.275 ( 0.457)
Malaysia	0.782 ( 0.584)	0.032 (-0.058)	0.418 ( 0.211)	-0.032 ( 0.092)	0.044 ( 0.147)
Philippines	0.216 ( 0.110)	-0.546 (-0.584)	0.038 (-0.039)	-0.287 (-0.274)	0.000 ( 0.012)
Singapore	0.694 ( 0.670)	-0.032 (-0.093)	0.379 ( 0.237)	0.102 ( 0.190)	-0.015 ( 0.035)
Thailand	0.810 ( 0.569)	0.092 (-0.010)	0.623 ( 0.493)	-0.091 ( 0.055)	0.142 ( 0.356)
Taiwan	0.455 ( 0.611)	0.311 ( 0.289)	0.431 ( 0.400)	0.446 ( 0.501)	0.227 ( 0.269)
China	0.088 (-0.002)		-0.081 (-0.193)	0.375 ( 0.432)	-0.103 (-0.065)
Japan	0.552 ( 0.403)			0.009 ( 0.123)	0.386 ( 0.549)
USA	0.081 ( 0.329)				0.265 ( 0.235)
EU	0.156 ( 0.383)				

(注1) 表中の数字は当該国の実質 GDP の対前年比成長率の相関係数。括弧内の値はアジア金融危機の時期 (1998-1999年) を除いて計算した相関係数。いずれも、0.5 以上の値にシェードを付した。

(注2) EA8 の実質 GDP 成長率は当該8カ国の実質成長率の加重平均値。EU の GDP 成長率はオーストリア、ベルギー、フィンランド、フランス、ドイツ、ギリシャ、アイルランド、イタリア、オランダ、ポルトガル、スペイン、スウェーデン、イギリスの成長率の加重平均値。ともにウェイトはグループ全体の米ドル建て GDP に占める各国の GDP の比率。EA8 の各国と EA8 の相関は当該国の成長率とその国を除く EA8 の成長率の加重平均値の相関係数を示す。

(出所) IMF International Financial Statistics および CEIC Database をもとに筆者推計。

アジア諸国の輸出競争力を悪化させてこれらの国々の景気後退要因になっているとしたら、(1) 式中の  $\alpha_3$  や  $\alpha_4$  の値は負になるはずである。

表2は、M&S (2003) にしたがって、1980年以降の年次データを用いて(1)式を推計した結果を示したものである。Kwan (2002) や M&S (2003) は EA8 全体にとって最も重要な輸出市場である米国の実質所得を  $y(t)$  に用いているが、これらの国々の中には日本や欧州との貿易がより大きな比率を占める国も存在する。そこで、ここでは、米国の実質 GDP 成長率を  $\Delta y(t)$  とした場合に加え、米国、日本、EU 諸国の実質 GDP 成長率の加重平均値を  $\Delta y(t)$  に用いた推計も試みた。また、当該期間中に EA8 の GDP の対前年成長率の平均値がマイナスに振れたのは1998年のみであり、この年はアジア諸国にとってきわめて特殊な時期であったというべきである。そこで、1998年を対象とする定数項ダミーを説明変数に加えた推計も試みておくことにする。表2を見ると、全ての推計式において円ドルレートの係数が有意に負になっており、M&S (2003) らの主張を裏付けているようなかのように見受けられる。しかし、以下に議論するように、この解釈は必ずしも正しくない。

M&S (2003) は、EA8 の中には国内産業が高度化し資本・技術集約的な財に比較優位をもつ国々 (韓国やシンガポールなど) と原料品や労働集約財が依然として重要な輸出品目になっている国々 (インドネシアなど) が混在しており、特定の産業の需要・供給ショックによってこれらの国々全体の景気循環の同時性を説明することはできないと主張する。彼らの見解では、

表2. Kwan/ McKinnon-Schnabl 型回帰式 (1980-2002年)

Constant	$\Delta y$ (US)	$\Delta y$ (WLD)	$\Delta J P / U S$	$\Delta J P / U S$ (-1)	D (1998)	$\bar{R}^2$	D. W.
0.055*** (0.012)	0.124 (0.332)					-0.041	1.638
0.058*** (0.010)	-0.068 (0.303)		-0.145** (0.056)			0.184	1.684
0.056*** (0.011)	-0.059 (0.311)		-0.120** (0.056)	-0.099* (0.054)		0.269	2.010
0.054*** (0.007)	0.312 (0.204)				-0.118*** (0.019)	0.616	1.358
0.056*** (0.006)	0.169 (0.185)		-0.093** (0.034)		-0.107*** (0.018)	0.708	1.269
0.055*** (0.007)	0.161 (0.193)		-0.082** (0.034)	-0.055 (0.034)	-0.100*** (0.018)	0.731	1.282
0.039** (0.015)		0.739 (0.519)				0.045	1.585
0.045*** (0.014)		0.441 (0.488)	-0.129** (0.055)			0.214	1.560
0.045*** (0.014)		0.357 (0.494)	-0.110* (0.055)	-0.094 (0.054)		0.288	1.877
0.044*** (0.009)		0.737** (0.306)			-0.114*** (0.018)	0.667	1.441
0.048*** (0.008)		0.539* (0.278)	-0.086** (0.032)		-0.105*** (0.016)	0.746	1.266
0.048*** (0.008)		0.486 (0.288)	-0.078** (0.032)	-0.048 (0.032)	-0.099*** (0.016)	0.760	1.248

(注1)  $y$  (WLD) は米国、日本、EU 13カ国の実質 GDP 成長率の加重平均値。

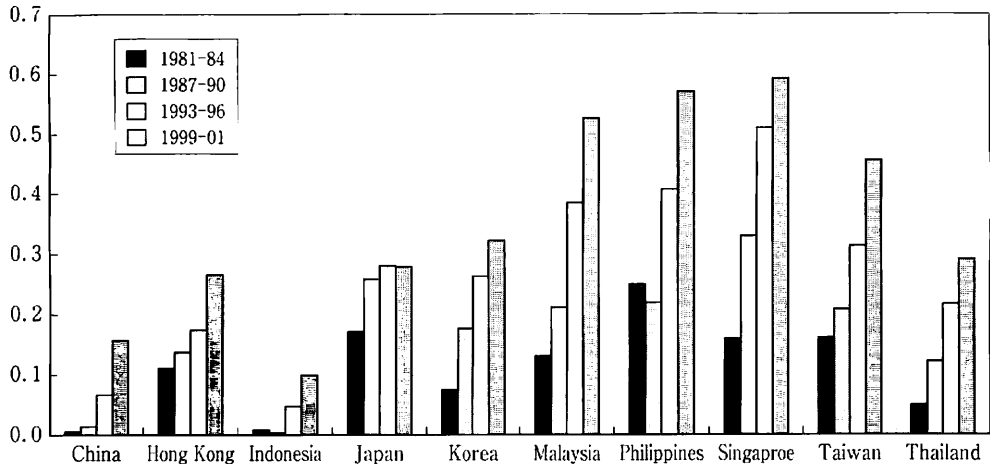
(注2) 括弧内の数字は各係数の標準誤差。(\*)、(\*\*)、(\*\*\*) はそれぞれ10%、5%、1%水準での有意を示す(両側検定)。

(出所) IMF *International Financial Statistics* および CEIC Database をもとに筆者推計。

アジアの景気循環の相関の原因はこれらの国々に共通の外生マクロ経済ショックに求められるべきであり、その筆頭をなすのが円ドルレートの変動だというわけである (M&S 2003: 1072)。しかし、よく考えてみるとこれは奇妙な議論である。Kwan (2002) や M&S (2003) らは円ドルレートの変動が日本とアジア諸国の相対的な輸出競争力に影響を与えて EA8 の景気変動を惹起していると考えているが<sup>1)</sup>、M&S (2003) のいうアジア諸国の生産・輸出の多様性を前提とすれば、その影響が生じるのは主として日本と輸出市場で競合する国々 (すなわち、資本・技術集約財に比較優位を持つ国々) のはずである。したがって、これらの国々とそれ以

1) Kwan (2002) は、円ドルレートの変動が EA8 の景気変動を引き起こすその他のチャンネルとして、前者が日本の海外直接投資に与える影響や EA8 が日本から輸入する資本財の価格への影響などにも言及している。しかし、上記の回帰分析の結果をもとに、これらの経路を通じた影響は相対的に軽微であると結論付けている。

図1. アジア諸国の財輸出総額に占める ICT 関連製品のシェア



(注) ICT 関連製品は SITC rev. 2 (Statistics Canada による修正版) の 751, 752, 759, 764, 772, 776, 778 の合計値。フィリピンのみ電気製品および部品全般を含む比率 (第 1 期は 1984 年の実績)。

(出所) Statistics Canada World Trade Database および CEIC Database をもとに筆者推計。

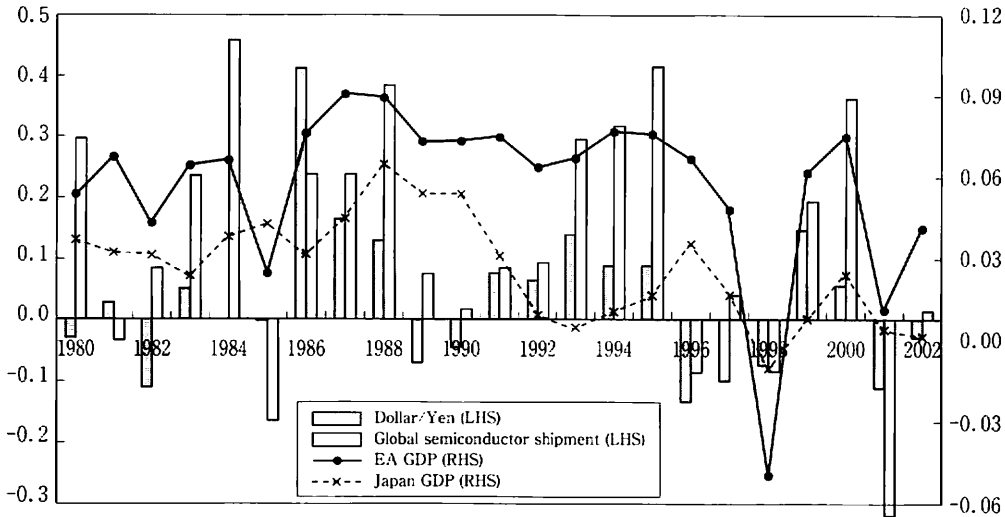
外の国々の景気変動の同時性が成立するためには、円ドルレートの変動→日本と輸出市場で競争する国々の景気変動→それらの国々の輸入需要の変動などにより惹起される他の国々の景気変動、という二段階の因果関係が成立している必要がある。しかし、後者の因果関係が存在すれば、特定産業の需要・供給ショックによって EA8 全体の景気循環を説明することはできないという議論は必ずしも成り立たない。相対的に高度な産業構造を持つ韓国やシンガポール、台湾などのみに関係する産業ショックであっても、それが後者のメカニズムにより他の国々に波及することはありうるからである<sup>2)</sup>。

随所で指摘されているように、多くのアジア諸国は 1980 年代後半から電気・電子製品の世界的な生産・輸出基地としての地位を固め、それがこれらの国々の輸出急拡大の重要な要因となっている。特に、1990 年代に入って多くの国で生産や輸出に占める ICT 関連製品の重要性が著しく高まっており (図 1)、技術進歩が著しいこれらの製品の市場が一般的な景気変動とは必ずしも一致しない循環的な需給ショック (以下、便宜的に「ICT サイクル」と呼称する) に見舞われやすいことも広く指摘されているとおりである。したがって、国際市場において ICT 製品需要が急激に冷え込んだり価格が暴落する局面では、EA8 の中でこれらの財への依存度が高い国が震源地となり、それが他の国々に波及する可能性は大いに考えられる。実際、図 2 から確認できるように、EA8 全体の景気変動は世界の半導体出荷額の循環と強く連動しており、さらに、実は後者は円ドルレートともかなり強く関連している<sup>3)</sup>。このことは、表 2

2) 実際、今日では EA8 の中で相対的に所得水準の低いインドネシア、フィリピン、タイなどの輸出総額に占める他のアジア諸国のシェアは 20-30% に上っている。

3) 1980-2002 年の EA8 の実質 GDP の対前年成長率と円ドルレートの変動率との相関係数は 0.476、

図2. EA8 の実質 GDP, 円ドルレートおよび世界の半導体出荷額の対前年変化率



(注) 半導体出荷額は米ドルベース。

(出所) IMF, *International Financial Statistics*; US Semiconductor Industry Association.

において外生の金融ショック（円ドルレートの変動）の影響と思われたものが、実は外生の実質ショック（国際市場における電気・電子製品や ITC 製品への需給ショック）の影響を反映している可能性を示唆している。

今ひとつ注意すべきなのは、M&S (2003) らの円ドルレートの変動→日本とアジア諸国の競争力の変化→アジアの景気変動という議論は、アジア諸国が恒常的に自国通貨をドルにベッグしていることを前提としていることである。しかし、次節において詳しく議論するように、この認識は実は通貨危機以前の時期においても必ずしも正確ではなく、通貨危機以後の時期に関しては（公式にドル・ベッグしている香港やマレーシア以外では）およそ適切とはいえない。

ここでは、上記のわれわれの二つの主張の間接的な証左として、(1)式に適当な修正を施して再推計した結果を示しておくことにする。なお、あらかじめ強調しておくが、アジア諸国の経済は Kwan (2002) や M&S (2003) らの推計期間である1980年代初めから今日までの間に著しい構造変化を遂げており、このような長期間のデータを用いて(1)式のような単純な回帰式を推計して得られた結果が今日のアジア諸国の対外経済関係を正しく反映している保障はない。また、M&S (2003) 自身が指摘するように、今日でも EA8 カ国の産業構造や対外経済関係には大きなばらつきが存在し、地域全体を一つの経済圏とみなして行った推計結果が各国の景気

▼EA8 の実質 GDP 成長率と世界の半導体出荷額（米ドル建て）の成長率の相関係数は 0.605, 円ドルレートと半導体出荷額の変動の相関係数は 0.533 となっている（これらの相関度は半導体出荷額から日本からの出荷分を除いて計算した場合もほとんど変わらない）。ただし、これらの相関関係から各変数間の因果関係を即断すべきでないことはいうまでもないことである。



変動の要因をどれだけ正しく捉えているかも明らかでない<sup>4)</sup>。本節の目的は各国の景気変動の要因を厳密に特定することではなく、Kwan (2002) や M&S (2003) らの主張する円ドルレートの変動→アジア諸国の輸出競争力の変動→これらの国々の同時的な景気変動という因果関係が、彼ら自身の実証フレームワークを以ってしてもおよそ頑健とはいえないことを示すことにある。

先に指摘したように、円ドルレートの変動は日本とアジア諸国の輸出競争力の変動と一対一で対応しているわけではなく、前者は後者の代理変数として必ずしも適切ではない。そこで、ここでは日本とアジア諸国の輸出競争力の変化をより正確に反映する（はずの）変数として、以下のように円と EA8 通貨の実質為替レートの変化率の時系列を作成する。

$$\Delta S_{JPY/EA}(t) = \sum_{i=1}^8 \frac{Y_i(t)}{\sum_{i=1}^8 Y_i(t)} [\Delta e_{JPY/i}(t) + \Delta p_i(t) - \Delta p_{JP}(t)]. \quad (2)$$

上記において、 $Y_i$  は  $i$  国のドル建て名目 GDP、 $e_{JPY/i}$  は円と  $i$  国通貨の名目為替レート（円で測った  $i$  国通貨 1 単位の価格）の対数值、 $p_i$  は  $i$  国の生産者物価の対数值を示している<sup>5)</sup>。日本とアジア諸国の相対的な輸出競争力が後者の景気変動にとって重要であれば、 $S_{JPY/UA}$  を先の  $e_{JPY/US}$  に代えて行った推計式は表 2 の結果以上の説明力を示すはずである。

また、国際市場における循環的な ICT 関連製品の需給ショックがアジア諸国の景気変動に無視できない影響を与えているとしたら、表 2 中の  $\Delta e_{JPY/US}(t)$  や  $\Delta e_{JPY/US}(t-1)$  の係数は円ドルレートの影響とこれら実質ショックの影響を混同している可能性が高い。そこで、ここでは世界市場における ICT サイクルを代表する変数を説明変数に加えた推計も試みることにする。後者の基礎としては図 2 に示した世界の半導体出荷額（ドル建て）の対前年変化率を用いることにするが、それが先進国の景気循環と連動している場合、その値をそのまま (1) 式の右辺に加えると  $\Delta y(t)$  の影響と識別できなくなってしまう。そこで、ここではまず世界の半導体出荷額の対前年変化率の原データ（ここでは便宜的にと表記する）を以下のように先進国の GDP 成長率の加重平均値に回帰する。

$$\Delta IT(t) = \beta_1 + \beta_2 \Delta y(t) + u(t) \quad (3)$$

そして、得られた推計式の残差（ここでは便宜的に  $\Delta IT^*(t)$  と表記する）を以って一般的な世界の景気変動とは独立に生じる ICT 関連市場ショックの代理変数とすることにする<sup>6)</sup>。

4) M&S (2003) では (1) 式に加え、各国の成長率を円ドルレートや関連諸国（地域）の成長率に回帰することも試みられている。しかし、本節でのわれわれの議論が正しければ、彼らの回帰式はいずれも misspecification である可能性が高い。

5) 適切な生産者物価指数が得られない国は卸売物価指数で代用した。なお、ここでは日本と EA8 諸国が第三国の輸出市場で競合している可能性を考慮して 8ヶ国の GDP をウェイトに用いた。ただし、各国の日本の輸出入に占める相対シェアをウェイトとして作成したスタンダードな実効為替レートをを用いても、以下の推計結果にはほとんど影響を与えない。

6) 1990年代以降は先進国の生産や貿易においても ICT 関連製品の重要性が高まっているため、 $\Delta Y(t) \rightarrow \Delta IT(t)$  という因果関係に加えて  $\Delta IT(t) \rightarrow \Delta Y(t)$  という因果関係も存在している可能性が考えられる。その場合、(3) 式の残差を電子・情報関連製品需要ショックの代理変数として (1) 式に加

表 3. Kwan/McKinnon-Schnabl 型回帰式の再推計 (1980-2002年)

Constant	$\Delta y$ (WLD)	$\Delta J P / E A$	$\Delta J P / E A$ (-1)	$\Delta I T^*$	$\Delta I T^*$ (-1)	D (1998)	$\bar{R}^2$	D. W.
0.038** (0.014)	0.872 (0.512)	0.082 (0.054)					0.100	1.584
0.040** (0.016)	0.740 (0.565)	0.087 (0.057)	-0.049 (0.059)				0.080	1.681
0.039** (0.012)	0.739 (0.441)			0.086*** (0.029)			0.311	1.731
0.039** (0.013)	0.724* (0.459)			0.103*** (0.030)	0.050 (0.034)		0.398	1.870
0.037*** (0.012)	0.903** (0.405)	0.101** (0.043)		0.094** (0.026)			0.436	1.738
0.046*** (0.009)	0.676** (0.313)	-0.037 (0.039)				-0.124*** (0.021)	0.666	1.380
0.046*** (0.010)	0.620* (0.347)	-0.034 (0.041)	-0.027 (0.036)			-0.123*** (0.022)	0.655	1.365
0.044*** (0.007)	0.737** (0.245)			0.058*** (0.016)		-0.100*** (0.015)	0.788	1.348
0.046*** (0.008)	0.658** (0.261)			0.064*** (0.018)	0.006 (0.017)	-0.099*** (0.015)	0.788	1.115
0.044*** (0.007)	0.730** (0.257)	-0.004 (0.033)		0.057*** (0.018)		-0.102*** (0.019)	0.776	1.338

(注) 表2に同じ。

(出所) IMF International Financial Statistics, CEIC Database, US Semiconductor Industry Association の統計をもとに筆者推計。

われわれの推計結果は表3にまとめられている。まず、円と EA8 通貨の実効為替レートを名目円ドルレートに代用して行った推計式では、その係数がいずれも有意でないか符号が正になってしまっている。一方、ICT 市場ショック変数である  $\Delta I T^*(t)$  を説明変数に加えた推計式の説明力はきわめて高く、その係数も一貫して有意になっている。さらに、 $\Delta I T^*(t)$  を含む推計式ではそれ以外の一般的な輸出需要ショックを代表する  $\Delta y(t)$  の係数も有意に正となっており、「先進国の輸入需要の変動に脆弱なアジア経済」という通念と整合的である。また、ICT サイクル変数と実効為替レートの両者を説明変数に含めた推計式では、後者の係数はやはり有意でないか期待とは逆の符号になってしまっている<sup>7)</sup>。

とはいうものの、上記の結果は必ずしも円ドルレートの変動が EA8 カ国すべての景気循環

↘えると、 $\Delta Y(t)$  の影響が過大評価され、 $\Delta I T(t)$  の影響が過小評価される可能性がある。しかし、実際には年次ベースでの  $\Delta y(t)$  と  $\Delta I T(t)$  との相関度は低く、(3)式の説明力は右辺に  $\Delta y(t-1)$  などのラグ項を加えてもきわめて限定的である。

7)  $\Delta I T^*(t)$  と  $\Delta e_{JPUS}(t)$  は相関度が高い (相関係数 -0.528)、これらを同時に右辺に加えた推計は試みなかった。なお、 $\Delta I T^*(t)$  と  $\Delta S_{JP/EA}$  の相関係数は -0.119 である。

表4. EA8 と日本の実質 GDP 成長率と ITC ショックの相関 (1991: H1 - 2003: H1, 半年ベース)

	Indonesia	Korea	Malaysia	Philippines	Singapore	Thailand	Taiwan	Japan	$\Delta IT^*$
Hong Kong	0.340 (-0.275)	0.421 (0.025)	0.526 (0.203)	0.184 (-0.095)	0.586 (0.478)	0.552 (0.294)	0.633 (0.765)	0.144 (-0.047)	0.436 (0.431)
Indonesia		0.779 (0.458)	0.797 (0.348)	0.562 (0.212)	0.505 (0.269)	0.524 (-0.066)	0.055 (-0.070)	0.419 (0.339)	0.216 (0.148)
Korea			0.771 (0.603)	0.658 (0.655)	0.535 (0.347)	0.585 (0.098)	0.126 (0.016)	0.228 (0.039)	0.248 (0.160)
Malaysia				0.634 (0.539)	0.617 (0.465)	0.578 (0.350)	0.316 (0.300)	0.355 (0.132)	0.328 (0.356)
Philippines					0.259 (0.086)	0.380 (-0.053)	-0.103 (-0.204)	0.240 (0.097)	-0.055 (-0.125)
Singapore						0.353 (0.191)	0.620 (0.632)	0.395 (0.292)	0.583 (0.599)
Thailand							0.198 (0.451)	0.022 (-0.136)	0.349 (0.276)
Taiwan								0.196 (0.119)	0.409 (0.446)
Japan									0.208 (0.235)

(注) 括弧内の数字はアジア通貨危機の時期 (1997: H2-1999: H1) をのぞいて計算した値。0.5以上の値にシェードを付した。

(出所) CEIC Database および US Semiconductor Industry Association の統計をもとに筆者推計。

と無関係であることを示すものではなく、また、ICT サイクルがすべての国の景気循環に均一な影響を与えることを示すものでもない。表4は、1991年以降のデータを用いて各国の実質GDPの変動および $\Delta IT^*(t)$ の相関度を計算したものである(ここでは、まず四半期ベースデータに移動平均型の季節調整を施し、それを半年ごとの変化率に変換して各変数の相関係数を計算した)。まず、個々の国々の景気とICTショックの相関を見ると、シンガポールや台湾などICT関連産業への特化が著しい国において相関が強く、インドネシアなどではかなり低くなっている。次に二国間の景気の同時性を見ると、国によってその強さにかなりばらつきがあることに気づく。具体的には、ICT製品への特化が著しい国の間では相関度が高く、また、地理的に隣接し相互の貿易量の多いインドネシアとシンガポール、シンガポールとマレーシアなどの間の同時性も高くなっている。さらに、日本との景気の連動性が他のアジア諸国の景気との同時性に比べて必ずしも低くない国もあり、各国のICT需要ショックに対する脆弱性や他のアジア諸国との経済関係、景気変動における国内要因の重要性などにそれなりの多様性が存在することが推察できる。

### 3. 円とアジア通貨の対ドルレートの変動

前節では、アジア諸国が必ずしも厳格に自国通貨をドルにベッグしていたわけではなく、円ドルレートの変動＝日本とアジア諸国の輸出競争力の変動という認識が必ずしも成立しないことを指摘した。しかし、既存文献では通貨危機以前のアジア諸国の為替相場制度が事実上のドル・ベッグだったというのは「常識」であり、また、今日でも多くの国がドル・ベッグに近い政策を維持していると主張する論者も少なくない。本節では、1980年代末以降のEA8通貨の対外価値の変動を観察し直し、なぜ上記の認識が適切でないかを明らかにしておきたい。

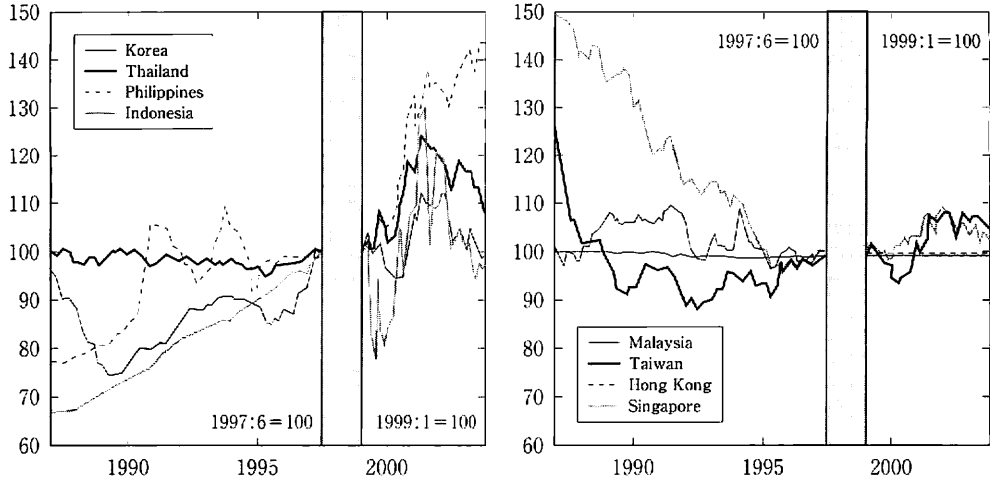
議論の前提として、まず、EA8カ国通貨の対ドルレートの推移を概観しておくことにする。図3は、過去15年間の各通貨の対ドル名目レートの月中平均値の推移を示している<sup>8)</sup>。まず、通貨危機以前について見ると、恒常的なドル・ベッグやそれに近い政策が明瞭なのはインドネシアと香港、タイの3カ国であり、その他の国の通貨の対ドルレートは中期的にはある程度変動していたことが確認できる。一方、通貨危機以後の時期について見ると、マレーシアと香港では対ドルレートがほぼ完全に固定されており、これらの国々がドル・ベッグしていることに議論の余地はない。しかし、通貨危機の影響がとりわけ甚大だった5カ国（タイ、マレーシア、インドネシア、韓国、フィリピン）のうち、マレーシア以外の国々の通貨の対ドルレートはかなり大きな変動を続けている。

また、通貨危機以前の時期についてより詳しく見ると、1995年頃までとそれ以降でいくつかの通貨の対ドルレートの動きがやや様相を異にしていることに気づく。たとえば、フィリピン・ペソの対ドルレートは1995年半ばすぎまでかなり変動していたにも関わらず、同年末から通貨危機の勃発する1997年7月初めまでの間はきわめて安定していた。図4においても確認できるように、この時期のペソの対ドルレートは日次や週次ベースでも著しく安定しており、それが通貨当局の政策変更を反映していたことはほぼ確実である（Rodlauer et al. 2000: 59）。また、図4を見る限り、マレーシア・リングや台湾ドル、シンガポール・ドルの対ドルレートも1995年末から1997年半ばまではそれ以前の時期と比べてかなり安定していた。しかし、これらの通貨の動きはフィリピン・ペソほどはっきりと変化しておらず、実現した為替レートのみから明確な政策変更があったかどうかを判断することは難しい（後述）。したがって、以下ではまず、図3に示した1980年代末から今日までの約15年間（のうち通貨危機による混乱期を除いた時期）のEA8カ国の為替レート政策を一括して公式・非公式のドル・ベッグと呼ぶことが適切かどうかを検討する。

議論の便のために、ここではEA8中の*i*国が米国、日本、欧州のユーロ加盟国、他のEA8諸国のみと貿易していると仮定しよう。その場合、通常の設定による*i*国の通貨の名目実効為

8) 見やすくするために、通貨危機以前は1997年6月、以後は1999年1月の値が100になるよう調整した。

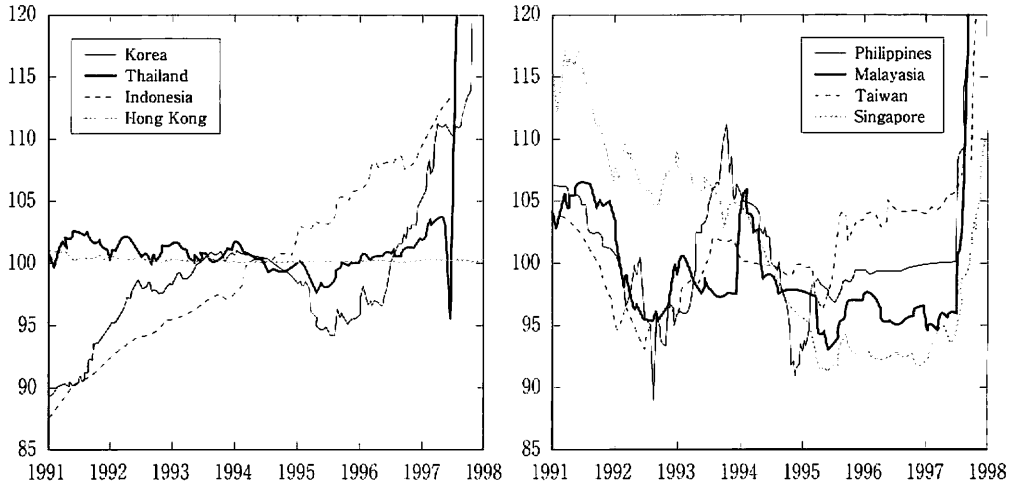
図3. EA8 各国通貨の対ドル名目レートの推移 (月中平均値)



(注) 数値の上昇は対ドル減価を示す。

(出所) IMF *International Financial Statistics* および National Statistics of Taiwan Database をもとに作成。

図4. EA8 各国通貨の対ドル名目レートの推移 (1994年=100, 週中平均値)



(注および出所) 図3に同じ。

替レートの対前期比変化率は

$$\Delta e_i(t) = \beta_{US} \Delta e_{iUS}(t) + \beta_{JP} \Delta e_{iJP}(t) + \beta_{EU} \Delta e_{iEU}(t) + \sum_{j \neq i} \beta_j \Delta e_{ij}(t) \quad (4)$$

と書くことができる。なお、ここで、 $j=1, 2, \dots, 8$  は EA8 各国を、 $\beta_{US}$ 、 $\beta_{JP}$ 、 $\beta_{EU}$ 、 $\beta_j$  は  $i$  国の輸出入総額に占める当該国との貿易のシェアを示している。もし、 $i$  国が名目実効為替レートの安定を求めれば、

$$0 = \beta_{US} \Delta e_{iUS}(t) + \beta_{JP} \Delta e_{iJP}(t) + \beta_{EU} \Delta e_{iEU}(t) + \sum_{j \neq i} \beta_j \Delta e_{ij}(t) \quad (5)$$

という関係が守られる必要がある。しかし、(5)式の右辺の項はいずれも自国通貨と外国通貨

の為替レートであるため、そのまま中央銀行の反応関数として用いることはできない。そこで、ある第三国通貨 ( $k$ ) を考え、 $\Delta e_{ik}(t) = \Delta e_{i\bar{k}}(t)$  という恒等式から上式の両辺をそれぞれ減じて整理すると、

$$\Delta e_{ik}(t) = \beta_{US} \Delta e_{USk}(t) + \beta_{JP} \Delta e_{JPk}(t) + \beta_{EU} \Delta e_{EUk}(t) + \sum_{j \neq i} \beta_j \Delta e_{jk}(t) \quad (6)$$

と書くことができる。また、 $i$  国以外の EA8 カ国がすべてドル・ペッグしていると仮定すれば、さらに上式を

$$\Delta e_{ik}(t) = \beta_{US}^* \Delta e_{USk}(t) + \beta_{JP} \Delta e_{JPk}(t) + \beta_{EU} \Delta e_{EUk}(t) \quad (7)$$

と書き直すことができる。なお、ここで、 $\beta_{US}^* = \beta_{US} + \sum \beta_j$  である。

上記の(7)式は、アジア諸国の為替政策に関する文献においてしばしば目にするものである。アジア諸国の通貨政策を検証するために初めて(7)式の推計を試みたのは Frankel (1992) および Frankel and Wei (1994) であるが、その後、多数の研究者が同様の推計を繰り返し、その結果を根拠としてアジア諸国が「事実上の」ドル・ペッグを行っていたと主張している<sup>9)</sup>。しかし、以下に議論するように、(7)式やその類似式の推計結果から通貨当局の政策意図を推量することは多くの問題を孕んでいる。議論に入る前に、参照の便のためにオーソドックスな定式化によって行った(7)式の推計結果を示しておくことにする。既存文献に倣い、スイス・フランを基準通貨に用い、各国通貨の名目対ドルレートの週次データ(平均値)を対スイス・フランレートに変換して推計を行った。

表5を見ると、全ての推計式において  $\beta_{US}^*$  が顕著に有意になっており、その推計値もきめて大きい。特に通貨危機以前の時期を対象とした推計式では、シンガポールを除く全ての国の  $\beta_{US}^*$  の値が0.8を超えている。一方、 $\beta_{JP}$  や  $\beta_{EU}$  の推計値は統計的に有意でないケースが多く、日本との輸出競合度が高いと思われる韓国や台湾でさえ  $\beta_{JP}$  の値は  $\beta_{US}^*$  と比べると無視できるほど小さい。また、通貨危機以後を対象とした推計結果を見ても、インドネシア以外の国では推計式全体がかなりの説明力を保持している。さらに、韓国や台湾では通貨危機以前の時期に比べて  $\beta_{JP}$  の推計値が上昇しているものの、 $\beta_{US}^*$  の推計値と比較すると1/3から1/2程度にとどまっている。また、通貨危機を経て公式に変動為替相場制を採用したはずのタイやフィリピンにおいても  $\beta_{US}^*$  の推計値が依然としてきわめて高く、 $\beta_{JP}$  の値はいずれも0.1程度にとどまっている。これらが McKinnon (2001) や Ogawa (2002) らのいうアジア諸国の「ドル回帰」である。

いうまでもなく、表5の推計結果それ自体は事後的に観察された各通貨の名目価値の相関度を示すものにすぎない。したがって、通貨当局の政策を特定する目的で(7)式の回帰分析を行うにあたっては、本来は、(1) まず現実性のある(plausibleな)政策をいくつか明示的な仮説として設定し、(2) それぞれの仮説から予想される推計結果をあらかじめ特定した上で、(3) 実

9) 実際の推計にあたっては、(5)式の右辺に定数項が加えられ、場合によってはさらに他の第三国通貨(たとえば英ポンドなど)と  $k$  国通貨の為替レートが説明変数に加えられることもある。

表5. Frankel-Wei/McKinnon 型リグレッション

	Constant	USD/CHF	JPY/CHF	ECU/CHF	$\bar{R}^2$	D. W.
Pre-crisis (1990: 1-1997: 6)						
Hong Kong	0.000 (0.000)	0.985*** (0.003)	0.004 (0.003)	0.019*** (0.006)	0.998	1.890
Indonesia <sup>(1)</sup>	0.001*** (0.000)	0.984*** (0.012)	0.011 (0.011)	0.032 (0.022)	0.981	1.889
Korea	0.001*** (0.000)	0.974*** (0.015)	0.034** (0.015)	-0.020 (0.030)	0.953	1.560
Malaysia	0.000 (0.000)	0.855*** (0.020)	0.060*** (0.020)	0.141*** (0.040)	0.907	1.575
Philippines <sup>(1)</sup>	0.000 (0.001)	0.870*** (0.056)	0.022 (0.053)	0.300*** (0.107)	0.677	1.927
Singapore	-0.001*** (0.000)	0.718*** (0.015)	0.135*** (0.014)	0.163*** (0.029)	0.940	1.761
Taiwan	0.000 (0.000)	0.904*** (0.020)	0.047** (0.019)	0.094** (0.039)	0.919	1.525
Thailand	0.000 (0.000)	0.823*** (0.018)	0.136*** (0.018)	0.050 (0.035)	0.925	1.658
Post-crisis (1999: 7-2003: 10)						
Hong Kong	0.000 (0.000)	0.990*** (0.003)	0.007** (0.003)	-0.003 (0.008)	0.999	1.241
Indonesia	0.001 (0.001)	0.607*** (0.158)	0.330** (0.132)	0.850** (0.358)	0.238	1.673
Korea	0.000 (0.001)	0.660*** (0.057)	0.367*** (0.047)	0.102 (0.129)	0.718	1.456
Malaysia	0.000 (0.000)	1.000*** (0.001)	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	1.000	3.152
Philippines	0.002*** (0.001)	0.851*** (0.066)	0.111** (0.055)	-0.089 (0.150)	0.619	1.803
Singapore	0.000 (0.000)	0.663*** (0.030)	0.178*** (0.025)	0.163** (0.067)	0.865	1.471
Taiwan	0.001 (0.000)	0.671*** (0.048)	0.187*** (0.040)	0.277** (0.110)	0.716	1.481
Thailand	0.000 (0.000)	0.811*** (0.030)	0.116*** (0.025)	0.135* (0.069)	0.881	1.522

(注1) 推計期間 (1991: 11-1997: 6)。

(注2) 括弧内の数値は各係数の標準誤差。(\*), (\*\*), (\*\*\*) は10%, 5%, 1%水準での有意を示す(両側検定)。  
下段の推計には ECU の代わりにユーロを用いた。

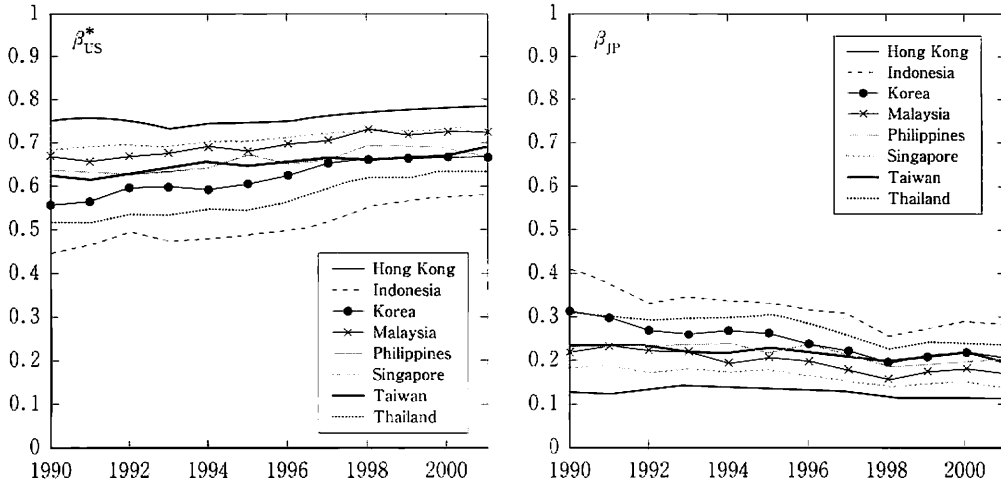
(出所) US Federal Reserve Database および CEIC Database をもとに筆者推計。

際に得られた推計結果がどの仮説を支持し、どの仮説を棄却するかを統計的に検証すべきところである。多くの既存研究においてこのような手順が踏まれていないのは、実際にデータを回帰して得られる  $\beta_{US}$  の値がきわめて大きく、決定係数や F 値で測った推計式の当てはまりもおおむね良好であるため、ドル・ペッグ以外の通貨政策を明示的に検討する必要がないと考えられているためだと思われる。以下では、まずこのような判断が必ずしも正しくないことを指摘し、さらに、簡単な数値例を用いてそれが杞憂でないことを示すことにする。

第一に、多くの既存研究では、上記の  $i$  国が自国通貨を単にフロートしたり実効為替レートのターゲットティングを行ってれば、回帰された(7)式の  $\beta_{US}$ 、 $\beta_{JP}$ 、 $\beta_{EU}$  の値は同国の貿易に占める米国、日本、EU 諸国との取引の相対的なシェアを大まかに反映すると暗黙裡に仮定されている。しかし、これが必ずしも正しい推論でないことは(7)式を見れば一目瞭然である。もし、自国以外の EA8 のドル・ペッグを前提とすれば、 $i$  国が名目実効為替レートの安定を追求する場合の  $\beta_{US}$  の値は当該国の貿易総額に占める米国との取引額のシェアではなく、米国との取引額と他のアジア諸国との取引額のシェアの和だからである。

図5は、サービスを除く財貿易の年次統計を用い、上記の仮定の下で各国が名目実効為替レートを固定した場合の  $\beta_{US}$  と  $\beta_{JP}$  の値を計算した結果をまとめたものである。左パネルを見

図5. 名目実効為替レート平準化に対応する  $\beta_{US}^*$  と  $\beta_{JP}$



(注) アジア8カ国に中国を加えて計算した。

(出所) Statistics Canada World Trade Database をもとに筆者推計。

ればわかるように、全体に  $\beta_{US}^*$  の値はかなり大きく、しかも上昇傾向にある。いうまでもなく、これは各国の貿易相手国として他の EA8 の重要性が高まっていることを反映したものである。したがって、(7)式の推計によって得られた  $\beta_{US}^*$  の値が  $\beta_{JP}$  の値に比べて「圧倒的に」大きいからといって、それがすなわちドル・ベッグを意味するとは限らず、当該国の通貨当局が近隣諸国通貨と自国通貨の為替レートに注意を払っている可能性も吟味されなくてはならない。たとえば、1990-97年のシンガポールの  $\beta_{US}^*$  の平均値は 0.701、 $\beta_{JP}$  の平均値は 0.171 であり、表 5 の推計式でこれらに対応する係数の値はそれぞれ 0.722 と 0.135 である。

また、もし他のアジア諸国がドル・ベッグを行っておらず、かつ  $i$  国が自国通貨と他の EA8 通貨の相対価値にも注意を払っている場合、回帰されるべき式は(6)式であり、(7)式はそもそも正しい推計式ではない。しかし、(6)式のように右辺に多くの第三国通貨の為替レートを含む回帰式では、もはや説明変数間の多重共線性などの問題を無視することはできない。また、かりに  $i$  国が固定係数を(6)式の各項に振り当てていたとしても、他のアジア諸国の通貨当局が同じように固定係数による(特定通貨ないし複数通貨への)ベッグを守っていない限り、標準的な推計方法では  $i$  国が設定している係数を正しく特定することはできないはずである<sup>10)</sup>。

また、通貨当局が自国の輸出競争力維持に注意を払っていれば、通常定義による名目実効為替レートや実質実効為替レートの平準化は必ずしも最適な政策ではない (McKinnon 2000)。

10) また、そのような場合であっても、EA8 内の  $i$  国と  $j$  国の対象バスケットに互いの通貨が含まれていれば、最小二乗法による(6)式の回帰ではそれぞれのバスケットのウェイトを正しく推計することはできない。



たとえば、図4の右パネルにおいてインドネシアやタイの $\beta_{JP}$ の値が相対的に大きいことはこれらの国々と日本の輸出競争力が高いことを示しているわけではなく、むしろこれらの国々と日本の生産構造の補完性の高さを反映していると見るべきである。インドネシアやタイが輸出競争力の維持を強く意識した為替レート管理を行うとしたら、他のアジア諸国、とりわけ今日でも厳格なドル・ペッグを守っているマレーシアや中国の通貨と自国通貨のリンクを強める必要がある<sup>11)</sup>。そのような場合にも、事後的に観察されたデータを(7)式に回帰すれば表5のような推計結果が得られる可能性は高い。このように、「1に近い $\beta_{US}$ 」や「(相対的に)0に近い $\beta_{JP}$ や $\beta_{EU}$ 」は現実性のある(plausibleな)さまざまな為替レート政策と整合的なのである。

次に指摘すべきことは、多くの既存研究における(7)式やその類似式の推計が、日次や週次といった高頻度(high frequency)データを用いて行われていることである。いうまでもなく、(7)式の推計にあたっては対象期間中に通貨当局が単一の政策を維持していることが前提となるが、発展途上国において5-10年以上にわたって同じ通貨政策が守られることはむしろまれである<sup>12)</sup>。逆に言えば、それを超える期間を対象に(7)式の回帰を行ってもあまり意味はなく、推計結果の信頼性を向上させるためにサンプル・サイズを大きくしようとすればデータの頻度を高めるしかない。多くの既存研究が日次や週次データを用いている理由(の一つ)はそこにあると思われる。しかし、「アジア諸国がドル・ペッグしているために円ドルレートの変動がこれらの国々のマクロ経済の不安定要因になっている」といった主張の当否を問うにあたって日次や週次の為替管理がどのように行われているかは副次的な問題であり、まず問われるべきは四半期や半年超の中長期での各国通貨の動きが实体经济の変化をどれだけ反映していたかであろう。多くの文献は日次や週次データを用いた推計結果から通貨当局の中長期の政策態度も推察できると暗黙裡に仮定しているように思われるが、そのように考える根拠は明らかでない<sup>13)</sup>。

一般に、発展途上国の外国為替市場は先進国のそれと比べると厚みを欠いており、些細な

- 11) 実際、タイ通貨当局は内部資料として輸出競争力にもとづく実質実効為替レートを作成しており、人民元や香港ドルなどにかなり高いウェイトが付与されていることが報じられている(大倉 2003)。
- 12) なお、可変パラメーターモデルなどを用いて(7)式の各変数の係数が時系列上で変化する場合の推計を試みることは一応可能である(Haldane and Hall 1991; Esaka 2003)。しかし、そのような推計によって時系列上で不安定な係数値が得られた場合、それが通貨当局の意図的な政策変更を示すものか、当局が一時的に為替レートのコントロール能力を失ったことを示すものか、あるいは当局がそもそも名目為替レートのターゲティングを行っていないかを示すものかを見きわめることはきわめて困難である。
- 13) なお、通貨当局が短期になるほど為替レートの管理能力を発揮しやすく、中長期より短期的な為替レートの動きの方が当局の意図をより鮮明に反映しているという考えもありえよう。しかし、このような認識は為替市場において強い市場圧力が生じる局面では妥当とはいえず(Kumakura (2005) 参照)、また、以下に議論するように、当局が短期と中長期で異なった政策目標を追求している場合にも不適切である。

ショックが市場の混乱を来たさないよう通貨当局が短期的な為替変動をある程度管理しようとするのは自然なことである。また、これらの国々で流動性のある市場が成立しているのは自国通貨とドルとの売買だけある場合も多く、そのような環境にあつて当局が日々の為替レート管理の基準通貨としてドルを選択することもきわめて自然なことである。実際、本稿で対象とする多くの国々は通貨危機に至るまで対ドルレートを基準とした為替レートのボラティリティー管理を行っており、タイやフィリピンなどは危機以後もそのような政策の継続を表明している (Kumakura 2003)<sup>14)</sup>。しかし、それがすなわちドル・ペッグを意味するわけではない。

上記の点を理解するために、 $i$  国の通貨当局が過度の短期的な為替変動を制御するために、特に事情がない限り自国通貨の対ドル名目レートの 1 週間の変動幅を  $x$  % 以内に収めるといふ政策を採用している状態を考えよう。そのような場合、(7) 式中の米ドルの対スイス・フランレートの 1 週間の平均的な変動幅が  $x$  % より十分に大きければ、多くの週において左辺の  $\Delta e_{i,k}(t)$  は右辺の  $\Delta e_{US,k}(t)$  と同じ符号を取り、両者はかなり強く相関するはずである。そして、そのような環境下で週次データを用いて (7) 式の回帰を行えば、 $\beta_{US}$  の推計値は 1 に近くなり、 $\beta_{JP}$  や  $\beta_{EU}$  の値は (円やユーロの対スイス・フランレートがドルのスイス・フランレートと強く相関していない限り) 相対的に小さな値をとるはずである。

しかし、上記のように短期的な為替レート平準化を行いつつ、半年から一年といった中長期においては自国通貨の対外価値を適宜調整し (あるいは市場圧力を許容し)、国内物価や実効為替レート、輸出競争力の安定などを目指すことは必ずしも不可能ではない。たとえば、表 5 の推計対象期間中のドルの対スイス・フランレートの週間変動幅の平均値は約 1.1%、中位値は約 0.8% である。したがって、たとえば  $i$  国の通貨当局が上記の  $x$  を 0.4% に設定すれば多くの週において  $\Delta e_{i,k}(t)$  と  $\Delta e_{US,k}(t)$  は同符号をとるだろうが、このような制約と理論的に並存可能な  $i$  国通貨の対ドルレートの一年間の最大変動幅は  $(1+x)^{365/7} - 1 = 1.004^{365/7} - 1 = 0.231$ 、すなわち約 23% である<sup>15)</sup>。この例は、日次や週次データを用いた (7) 式の推計結果が中長期での当局の政策意図と整合的である保証はなく、後者を検証するためには四半期や半年超での各

14) このような為替レートの短期的なボラティリティーの管理はアジア諸国に特異な政策ではなく、発展途上国ではむしろ標準的のものである (Baig 2001)。なお、McKinnon (2000) は、途上国における「原罪」(original sin, Eichengreen and Hausmann (1999) 参照) が超短期の為替レート平準化を必要ならしめていると主張しているが、その当否は実証的に証明されるべき問題であり、本稿のテーマとは直接関連しないのでここでは議論しない。新興市場国の外国為替市場において取引価格のボラティリティーと取引スプレッドの間に強い正の相関関係があり、スプレッドと市場流動性の間には強い負の相関関係があることは良く知られており、それだけでも当局が短期的な為替変動の制御に関心を持つ理由として十分であろう (Galati 2000)。

15) 実際には、表 5 の推計期間中の多くの EA8 通貨の対ドル名目レートの週間変動率の平均値は上記の例よりも小さかった。しかし、そのような場合でも、すべての週の変動率を厳格に  $x$  % に収めようとせず、必要と判断される週にはそれ以上の変動を許容する政策を採用すれば、自国通貨の対ドル名目レートを 1 年間に 20% 程度調整させることは可能である。たとえば、シンガポールは「主要貿易ノ

国通貨の動態を直接観察する必要があることを示している。しかし、半年や年次ベースのデータを用いて(7)式を推計しようとしても、統計的に有意な回帰分析を行いうるサンプル・サイズは得られない。すなわち、Frankel-Wei 型の回帰式は実体経済にとって意味のある中長期の為替政策の検証には利用できないということになる。

上記の二つの問題が単なる理論的な可能性ではないことを示すために、以下ではいくつかの仮想的な通貨政策を考え、その下で実現していたはずの各国通貨の対ドルレートの変動と実際の変動の軌跡を比較してみることにする。まず、上記の  $i$  国が名目実効為替レートのターゲットを行っている場合を考えよう。(6)式中のすべての変数を対ドルベースの為替レートに書き直して整理すると、

$$\Delta e_{i/US}^*(t) = \beta_{JP} \Delta e_{JP/US}(t) + \beta_{EU} \Delta e_{EU/US}(t) + \sum_{j \neq i} \beta_j \Delta e_{j/US}(t) \quad (8)$$

となる。上記において、左辺の  $\Delta e_{i/US}^*(t)$  は、他の EA8 を含む全ての第三国間の為替変動を所与として、 $i$  国通貨の名目実効為替レートが一定に保たれるために必要となる対ドル名目レートの各期の調整分に対応している。この場合、右辺の  $\beta_{JP}$  や  $\beta_{EU}$  などの値は  $i$  国の貿易総額に占める日本や EU 加盟国との貿易シェアそのものに対応している。

また、一部の既存研究では、アジア諸国がドル、円、ユーロなどの主要先進国通貨から構成される共通の通貨バスケットに対して自国通貨の名目価値を固定する、いわゆる共通バスケット・ペッグ (common basket peg, 以下 CBP) が推奨されている (Rajan 2002; Ogawa 2002)。 $i$  国がドル、円、ユーロからなる 3 通貨バスケットへのペッグを行う場合、対  $k$  国通貨の為替レートで表した中央銀行の反応関数は

$$\Delta e_{i/k}^B(t) = \beta_{US}^B \Delta e_{US/k}^B(t) + \beta_{JP}^B \Delta e_{JP/k}^B(t) + \beta_{EU}^B \Delta e_{EU/k}^B(t) \quad (9)$$

となり、 $\beta_{US}^B$ 、 $\beta_{JP}^B$ 、 $\beta_{EU}^B$  はそれぞれバスケット中のドル、円、ユーロのウェイトに対応している ( $\beta_{US}^B + \beta_{JP}^B + \beta_{EU}^B = 1$ )。(9)式をさらに対ドルレートベースで書き直せば、

$$\Delta e_{i/US}^B(t) = \beta_{JP}^B \Delta e_{JP/US}(t) + \beta_{EU}^B \Delta e_{EU/US}(t) \quad (10)$$

となる。ここで問題となるのが  $\beta_{JP}^B$  と  $\beta_{EU}^B$  にどのような値を設定するかである。もし単純に 3 先進国通貨のみを対象とした自国通貨の名目実効為替レートを固定するのであれば、 $\beta_{JP}^B$  と  $\beta_{EU}^B$  の値は

$$\beta_{JP}^B = \frac{\beta_{JP}}{\beta_{US} + \beta_{JP} + \beta_{EU}}, \quad \beta_{EU}^B = \frac{\beta_{EU}}{\beta_{US} + \beta_{JP} + \beta_{EU}}$$

となる。しかし、EA8 カ国が独自に  $\beta_{JP}^B$  と  $\beta_{EU}^B$  を選択すれば、これらの値は国ごとに異なってしまう、CBP の目的の一つであるアジア通貨間の為替レートの安定が損なわれてしまう。したがって、ここでは 8 カ国全体の輸出入総額に占める米国、日本、ユーロ圏諸国との貿易の

---

◁ 相手国・輸出競争国通貨バスケットを金融政策のアンカーとしつつも、「数ヶ月おきに自国通貨の対外価値と実体経済の整合性を見直し」、「必要と判断される場合には実質実効為替レートの調整も辞さない」ことを公式に宣言している (MAS 2001)。

シェアを用いた場合の試算を行うことにする。CBP に関する既存研究においても、このように計算されたバスケット・ウェイトが提唱されているケースが多い (Kawai and Akiyama 2000; Williamson 2000)<sup>16)</sup>。

いうまでもなく、 $i$ 国が短期でも中長期でも恒常的にドル・ペッグしていたとすれば、期間単位である  $t$  にどのような頻度を選択しても実現した対ドルレートの変化率  $\Delta e_{iUS}(t)$  はすべての  $t$  において 0 であったはずである。また、何らかの理由で厳格な通貨管理が困難となる局面があったり、ドルに著しく高いウェイトを置くバスケット・ペッグが行われていたとしたら、 $\Delta e_{iUS}(t)$  の時系列は  $\Delta e_{iUS}^*(t)$  や  $\Delta e_{iUS}^{\beta}$  のそれとはっきりした相関を持たないか、あるいは後者と連動しつつも一貫して小幅な動きをしていたはずである。ここでは、為替レートが实体经济に与える影響を考察する上で適切と思われる 6 ヶ月を期間単位として、EAS 通貨すべてについて  $\Delta e_{iUS}(t)$ 、 $\Delta e_{iUS}^*(t)$  および  $\Delta e_{iUS}^{\beta}$  の時系列を計算し、その動きを比較してみることにする。

われわれの試算結果をグラフにまとめたのが図 6 と図 7 である。図 6 には 1992 年から直近までの  $\Delta e_{iUS}(t)$  と  $\Delta e_{iUS}^*(t)$  の時系列をプロットし<sup>17)</sup>、参考のために各国の実質 GDP の対前年同期比変化率 (四半期ベース) の時系列を併せて記載した。図 7 では  $\Delta e_{iUS}$  と  $\Delta e_{iUS}^{\beta}$  をプロットし、併せて各国のドルだて輸出総額の対前年同期比変化率も記載した。

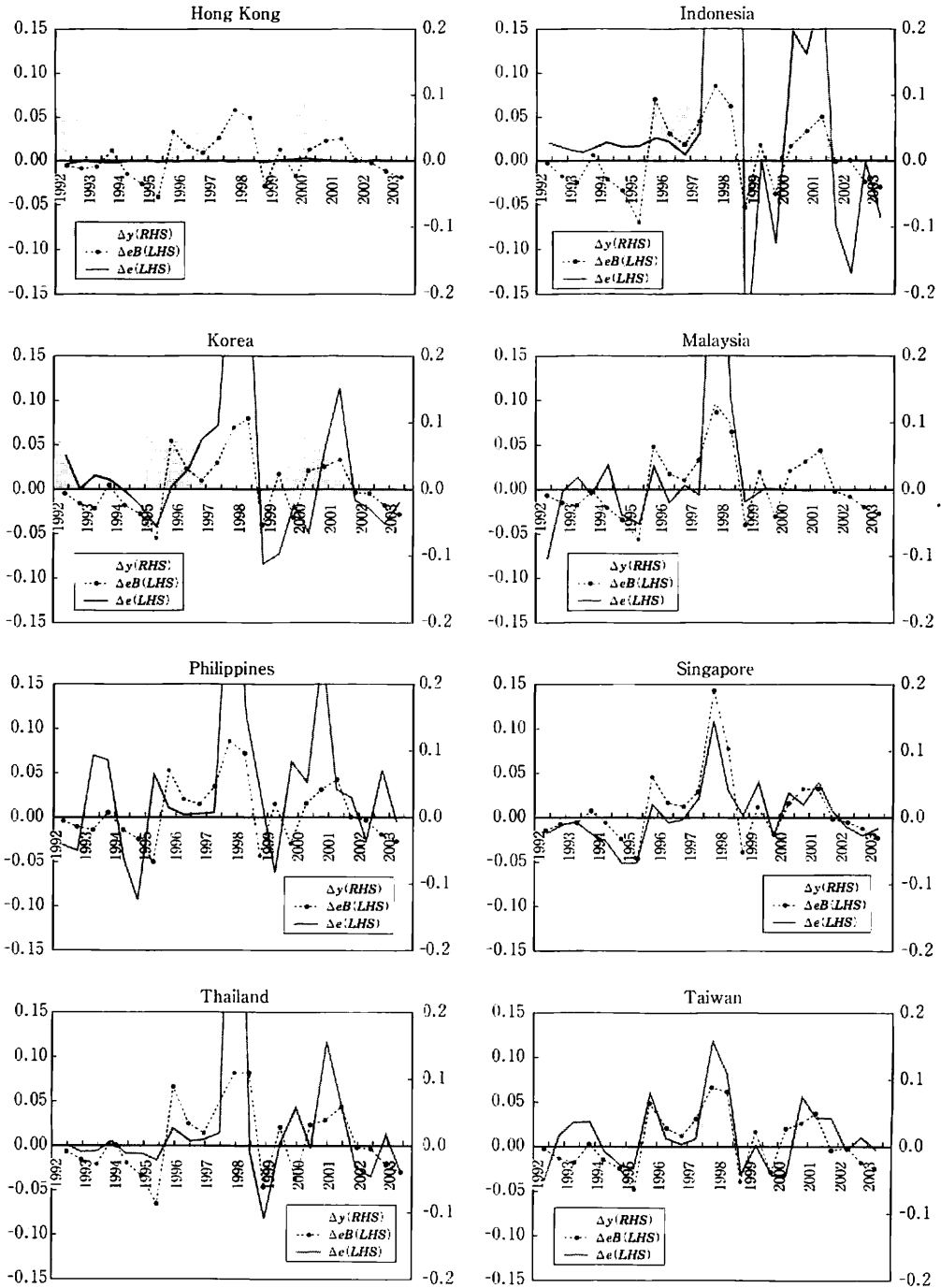
図 6 を一瞥してまず気づくことは、一部の国以外では実際の対ドルレートの動きが名目実効為替レートターゲットング下での理論的な軌跡と比べて著しく硬直であったとはいえず、しかも、国によっては両者がかなりはっきりと相関していたことである。通貨危機以前の時期について見ると、図 3 においてドル・ペッグないしそれに近い政策が明瞭であった香港、インドネシア、タイの 3 国を例外とすれば、半年から 1 年程度の中期においては各通貨の対ドルレートは名目実効為替レートを固定していた場合と比べて遜色ない程度に変動している。たとえば、表 5 で通貨危機以前の  $\beta_{iUS}$  の推計値が著しく大きかった韓国や台湾においても図 6 中の  $e_{iUS}(t)$  の変動幅が  $e_{iUS}^*(t)$  の変動幅に比べて極端に小さかったとはいえず、また、両者は明らかに無相関ではない。さらに通貨危機が一応の終息を見た 1999 年半ば以降について見ると、公式にドル・ペッグを守っている香港とマレーシアをのぞく全ての国の  $e_{iUS}(t)$  は  $e_{iUS}^*(t)$  と同じかそれ以上の変動を続けている。

上記の観察は図 7 においてもおおむね同様である。図 7 中の  $\Delta e_{iUS}^{\beta}(t)$  の中期的な変動を図 6 中の  $e_{iUS}^*$  のそれと比較すると、通貨危機の期間は前者が後者より大きくなっており、それ

16) 一部の既存研究においては、円ドルレートの変動がアジア諸国の貿易収支や景気変動に与える影響が大きいという理由から、円のウェイトを日本との貿易のシェアより著しく大きくすることが推奨されている (Ito et al. 1998)。しかし、これらの研究では円ドルレートの変動がアジア諸国の輸出実績や景気変動に与える影響と ICT や電子製品市場における需給ショックの影響が識別されておらず、試算された最適バスケットをそのまま受容することはできない。

17) 中国が二重為替相場制度を放棄した 1994 年以降の  $\Delta e_{iUS}^*(t)$  の計算には同国を貿易相手国シェアの計算に含めた。

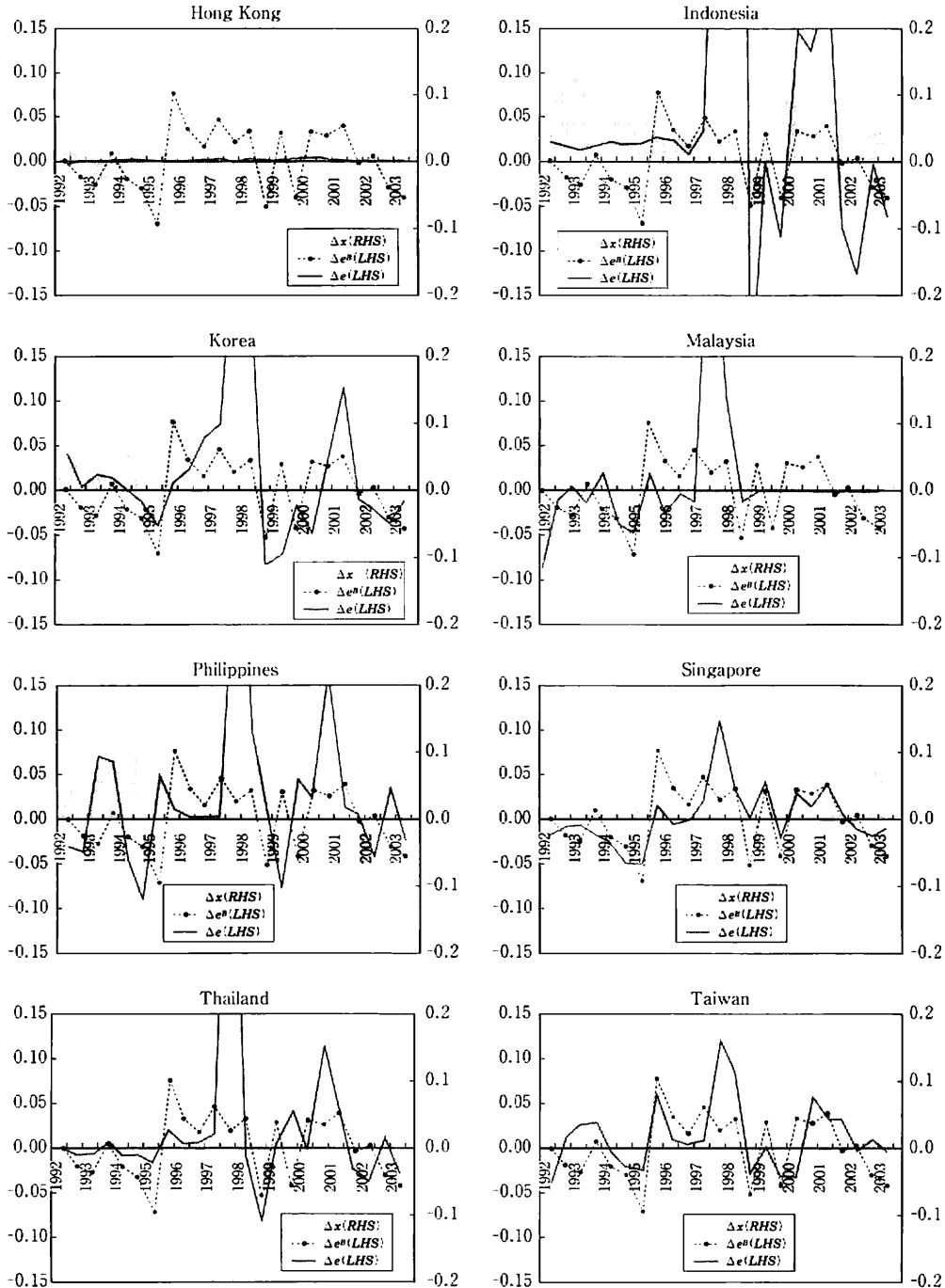
図6. 名目対ドルレートの変動の実際値と理論値 (名目為替レート平準化のケース)



(注)  $\Delta e$  と  $\Delta e^*$  は半年ベースの対前期比変化率。  $\Delta y$  は四半期ベースの実質 GDP の対前年同期比変化率。  
 インドネシアとタイの GDP 成長率は統計の制約により 1993 年以降のみをプロットした。

(資料) IMF *International Financial Statistics* および CEIC Database をもとに筆者推計。

図7. 対ドル名目レートの変動の実際値と理論値 (CBP のケース)



(注)  $\Delta e$  と  $\Delta e^a$  は半年ベースの対前期比変化率。 $\Delta x$  は四半期ベースのドル建て輸出総額の対前年同期比変化率。  
 香港とシンガポールは再輸出を含まず。インドネシアとシンガポールは原油を含まず。

(資料) 図6に同じ。

表6. 代替的な為替レジーム下での対ドル名目レートの標準偏差 (半年ベース)

	Hong Kong	Indonesia	Korea	Malaysia	Philippines	Singapore	Thailand	Taiwan
Pre-crisis (1988 : 1-1995 : 1)								
Actual	0.002	0.007	0.038	0.030	0.066	0.026	0.013	0.031
NEER targetting	0.025	0.039	0.030	0.028	0.026	0.023	0.035	0.027
CBP	0.038	0.038	0.038	0.038	0.038	0.038	0.038	0.038
Pre-crisis (1990 : 1-1997 : 1)								
Actual	0.001	0.008	0.030	0.028	0.066	0.031	0.014	0.029
NEER targetting	0.027	0.044	0.034	0.034	0.031	0.027	0.040	0.030
CBP	0.045	0.045	0.045	0.045	0.045	0.045	0.045	0.045
Post-crisis (1999 : 1-2003 : 1)								
Actual	0.001	0.120	0.056	0.000	0.068	0.025	0.049	0.030
NEER targetting	0.017	0.030	0.024	0.026	0.025	0.021	0.028	0.023
CBP	0.032	0.032	0.032	0.032	0.032	0.032	0.032	0.032

(出所) 筆者推計。

以外の時期は後者が前者より大きくなっている国が多い。 $\Delta e_{i/US}^p(t)$  が円ドルレートと ECU (ユーロ)・ドルレートの変動のみを反映しており、 $\Delta e_{i/US}^s(t)$  が他のアジア通貨の対ドルレートの変動も反映していることを想起すれば、これは当然の結果といえよう。とはいうものの、実際の対ドルレートの中期的な変動幅が厳格な CBP の下で実現していたはずの変動幅と比較して著しく硬直であったのは、通貨危機以前では香港ドル、インドネシア・ルピアとタイ・バーツ、通貨危機以後では香港ドルとマレーシア・リングのみである。それ以外の通貨の対ドルレートの中期的な動きは名目為替レートターゲットイングや CBP で許容されていた以上に伸縮的であり、先の Frankel-Wei 型回帰式の推計結果が各通貨の中期的な動きを反映していなかったことが確認できる (表6 参照)。

なお、図6や図7はあくまでも各国通貨の対ドルレートの実際の動きを代替的な為替レジームの下で実現していたはずの理論的な軌跡と比較したものにすぎず、前者がどれだけ通貨当局の意向を反映したものであったかについては慎重な議論が必要である。とはいうものの、図6と図7を比較すると、多くの国において  $\Delta e_{i/US}(t)$  の時系列は CBP 下の理論値である  $\Delta e_{i/US}^p(t)$  の時系列より実効為替レートターゲットイング下の理論値である  $\Delta e_{i/US}^s(t)$  の時系列とより密接に連動していたように見受けられる。この傾向はシンガポールや台湾などにおいて特に明瞭であり、各国の通貨当局が先進国通貨間の為替変動だけでなく、自国通貨と他の EA8 通貨の相対価値にも注意を払っていたことを示唆している。

通貨危機以後の各国通貨の対ドルレートの変動をさらに詳細に観察すると、インドネシア・ルピア、韓国ウォン、フィリピン・ペソおよびタイ・バーツの名目対ドルレートは2000年後半から2001年末にかけて実効為替レートターゲットイングや CBP 下での理論値より大幅に減価しており、2002年半ば以降は逆に後者より増価気味に推移している。また、前者の時期には各国の輸出が急速に減速すると同時に実質 GDP 成長率が負に転じており、後者の時期には輸出

と生産がともに大きく回復している。次節でも検討するように、この時期の各国の輸出や生産の変動には ICT サイクルの影響が強く作用しており、このような激しい輸出需要ショックの中でアジア諸国が厳格な特定の名目為替レートに固執していれば、国内の景気変動が増幅されていた可能性を排除できないように思われる。

なお、本節の冒頭で指摘したように、1995年末から通貨危機勃発までの2年弱の間、それまでの時期に比べてフィリピン・ペソやマレーシア・リングギ、台湾ドルやシンガポール・ドルなどの対ドルレートはかなり安定していた。図7においてCBPが採用されていた場合に実現していたはずの対ドルレートの変動率  $\Delta e_{i/us}^p(t)$  は1995年下半年から1996年上半年にかけて大きく正に振れているが、これが主としてこの時期の急速な円安を反映したものであることはいうまでもない。また、図7の各パネルからは、円高の進行の後を追うようにしてほとんどの国の輸出パフォーマンスが急速に悪化し、1996年上半年までに対前年同期比での輸出成長率が負に転じていたことも確認できる。2000年後半以降の各国通貨の対ドルレートと輸出変動の対応関係を想起すれば、この時期に各国通貨の対ドルレートがほとんど変化しなかったのは通貨当局が実体経済の動向を無視した政策運営を行っていたためであると思われるかもしれない。

しかし、図6を見ると、上記の推察には留保が必要であることが理解できる。まず、図6において1995年後半以降の各国の  $\Delta e_{i/us}(t)$  の動きを見ると、その上昇幅が図7中の  $\Delta e_{i/us}^p(t)$  の上昇幅に比べて相対的に小幅にとどまっており、実効ベースでの各国通貨の切り上げが必ずしも大きくなかったことが推察できる。また、もし各国の通貨当局が通常定義による実効為替レートの安定より輸出競争力と自国通貨の相対価値の安定を重視していれば、必要な自国通貨の対ドルレートの調整幅はさらに小幅にとどまっていたであろう。さらに、この時期が2000年後半以降の輸出不振期と決定的に異なっているのは、急速な輸出の後退にも関わらず多くの国の経済成長率が目立って減速しておらず、むしろ国内経済の加熱状態が継続したことである。

随所で指摘されているように、多くのアジア諸国は1980年代末から急速な外国資本の流入を経験し、1994年半ばからはその勢いが一段と加速した。1993年頃まで、多くの国は外国為替市場介入によって資本流入のもたらす自国通貨高圧力を緩和しつつ、それを適宜不胎化することで国内のマクロ経済の安定も追求していた。しかし、1990年代前半に金融の対外・対内自由化が進行し、1994年半ばから金融資本流入が加速する中で、このようなオーソドックスな手段で複数の政策目標を達成することは困難になっていった。このことを反映して、自国通貨の外部実質実効為替レート（通常定義による実効実質為替レート）が目立って増価していない国においても、1993年ごろから内部実質実効為替レート（国内の非貿易財価格と貿易財価格の比率）の増価（非貿易財の相対価格の上昇）が観察されている（Athukorala and Rajapatirana 2003）。特に、積極的な外資導入政策や大規模な国内開発プロジェクトが推進されていたマ



レーシアなどでは、国内の過剰流動性や金融・不動産市場の加熱が急速に顕在化していた。

したがって、1995年後半以降の輸出不振の時期において、多くの国の通貨当局の喫緊の課題は国内景気の過熱や資産バブルの封じ込めにあり、輸出の回復を最優先して自国通貨の減価を求めなかったのは不思議ではない。もし、当時の環境下で当局が対ドルベースで大幅な自国通貨減価を追求していれば、実際に行われた以上の大規模な為替市場介入が不可避であったはずであり、その場合には国内の過剰流動性がさらに深刻化していた可能性が高かったからである。また、次節でも検証するように、この時期のアジア諸国の輸出不振における円高の役割は限定的であり、その主たる要因は循環的な ICT サイクルにあったと思われる。ICT サイクルによる負の外需ショックを所与とすれば、かりに為替介入によって自国通貨の大幅切り下げが実現できたとしてもそれが輸出の急回復をもたらしていたとは考えにくく、むしろ、輸入物価上昇をもたらすインフレ圧力によって国内のマクロ経済管理がさらに困難になった可能性が高い。

このように考えてみると、いくつかの EA8 通貨の対ドルレートが通貨危機直前の2年弱の間安定していたのは事実であるものの、それがこの時期に各国の通貨当局が突然ドル・ペッグの効用に目覚めたためであるとは考えにくい<sup>18)</sup>。図6や図7からも看取できるように、それまで多くの国の通貨管理はそれなりの幅を持って行われており、政策環境の変化なしにこれらの国々がこの時期に一斉にドル・ペッグに移行する理由は考えにくいからである。また、急速な資本流入によって多くの国においてこの時期にはすでに外貨建て債務が積み上がっていたこと、国内の過剰流動性や金融資産・不動産市場のバブルとその崩壊による金融機関のバランスシート問題などが顕在化しつつあったことを想起すれば、この時期のいくつかのアジア通貨の対ドルレートの安定は、それ自体が危機の本質的な原因ではなく、むしろ、外貨流入の加速とそれがもたらす国内経済の混乱の中で、各国の通貨当局がそれ以前の柔軟な政策運営を維持することが困難になっていったことを反映したものと考えらるべきであろう。また、多くの国々はそれ以前から自国通貨と他のアジア諸国通貨の為替レートにも注意を払っており、一部の国の通貨の対ドルレートの安定が他のアジア通貨の対ドルレートの安定をもたらす効果もあったものと思われる。

---

18) なお、先述したとおり、フィリピンは1995年末にかなり厳格なドル・ペッグに移行している。フィリピン通貨当局 (Bangko Sentral ng Pilipinas, BSP) は1984年以来ベースマネーを金融政策のターゲットとして利用していたが、一貫して貨幣需要の不安定性に悩まされており、1994年以降の外貨流入加速時にはマクロ経済安定の維持を求めて繰り返し政策スタンスの変更が行われていた (Rodlauer 2000: 58)。また、ドル・ペッグへの移行と前後して BSP は資本の流入出の国内マクロ経済への影響の緩和を求めてさまざまな行政的措置を講じており、国内金融政策を放棄してペソの対外価値の安定を求めていたわけではないことにも注意すべきである (BSP 2001)。

#### 4. 通貨危機直前の円高とアジア諸国の輸出不振の関係

前節では、アジア諸国が通貨危機に至るまで恒常的にドル・ペッグを行っていたという認識が正確でないこと、したがって、円ドルレートの変動を日本とアジア諸国の輸出競争力の変動と同一視する M&S (2003) らの議論に問題があることを指摘した。しかし、1995年半ば以降の急速な円高期に多くのアジア通貨の対ドル名目レートが安定していたのは事実であり、1996年初からアジア諸国の輸出が急速に減速したことも事実である。通貨危機の影響が特に甚大だったタイ、韓国、マレーシアなどの経常収支は1990年代前半から赤字基調にあり、1996年からの輸出不振期には赤字幅が一段と大きくなっている。1995年以降の円高をアジア通貨危機の直接・間接の原因として重要視する意見が根強いのは、このような事実を反映したものと思われる (Ito et al. 1998; McKinnon 2001)。

しかし、図2を見る限り、世界の半導体出荷額は1990年代初めから1995年にかけて急激に増加し、翌1996年から1998年にかけては大幅に減少している。すなわち、1995-96年は世界の ICT 関連製品市場の需給関係が大きく崩れた時期にあたっており、それがこの時期のアジア諸国の輸出不振に影響を与えていたことは間違いない。表7は過去10年間のアジア諸国の財輸出総額の対前年変動率をまとめたものである。これを見ると、世界の半導体出荷額の対前年比成長率がマイナスに転じた1996年、1998年、2001年にはいずれも多くの EA8 諸国の輸出実績が大幅に後退している。また、日本の輸出総額の成長率を見ると、1993年から1995年にかけては円高の進行にも関わらずかなり大きなプラスになっており、1996年から1998年にかけては円安にも関わらず負に転じている。このことは、円ドルレートの変動に比べ、ICT サイクルが日本やアジア諸国の輸出実績に与える影響がより深刻であったことを示唆している。

とはいうものの、上記の観察のみから通貨危機直前のアジア諸国の輸出不振に円高がまったく寄与していなかったと判断するのは好ましくない。先にも指摘したとおり、国際市場における日本との競合度は国によってまちまちであり、特に競合度の高い国においては負の需要ショックに加えて円安による輸出縮小効果が生じていた可能性があるからである<sup>19)</sup>。そこで、ここではさらに ICT ショックと円安による競争力ショックが各国の輸出実績に与えた影響を定量的に捉えることを試みる。

まず、 $t$ 年における  $i$ 国の  $k$ 財の輸出額 (米ドル建て) を  $X_{i,t}^k$  と表記する。同様に、 $t$ 年の  $i$ 国の輸出総額を  $X_{i,t} \equiv \sum_k X_{i,t}^k$ 、世界全体の  $k$ 財の輸入総額を  $X_t^k \equiv \sum_i X_{i,t}^k$ 、世界の貿易総額を  $X_t \equiv \sum_k X_t^k$  と書くことにする。さらに、 $X_{i,t}^k$ 、 $X_{i,t}$  および  $X_t^k$  の対前年変化率をそれぞれ  $r_{i,t}^k \equiv \Delta X_{i,t}^k / X_{i,t-1}^k$ 、 $r_{i,t} \equiv \Delta X_{i,t} / X_{i,t-1}$ 、 $r_t^k \equiv \Delta X_t^k / X_{t-1}^k$  と表記する。これらの表記を利用し、まず、 $t-1$ 年から  $t$ 年にかけての  $i$ 国の輸出総額の増減分に当たる  $\Delta X_{i,t}$  を以下の2つの項の和とし

19) なお、通貨危機の影響が大きかった国の中で日本との輸出競合度が最も高いと思われるのは韓国だが、韓国ウォンの対ドル名目レートは当該期間中に20%近く減価している (図4参照)。

表7. アジア諸国の財輸出総額の対前年変化率 (ドルベース)

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
対前年変化率 (%)										
Hong Kong	-4.7	-0.3	4.2	-8.3	-0.5	-11.0	-9.6	5.7	-15.3	-14.7
Indonesia	8.3	9.9	18.0	5.8	12.2	-10.5	1.7	27.6	-12.3	2.5
Korea	7.7	15.7	31.2	4.3	6.7	-4.7	9.9	21.2	-14.0	7.5
Malaysia	16.1	23.1	26.1	7.3	0.7	-7.3	17.0	17.0	-10.6	6.1
Philippines	15.8	18.5	29.4	17.7	22.8	16.9	16.0	9.0	-16.2	10.1
Singapore	14.4	24.3	19.8	5.9	-1.1	-12.7	8.5	14.8	-16.3	0.8
Taiwan	4.4	9.4	20.0	3.8	5.3	-9.4	10.0	22.0	-17.2	6.3
Thailand	13.4	22.2	24.7	-1.9	4.1	-6.9	7.6	19.6	-6.9	5.7
Japan	6.0	9.4	11.2	-6.6	2.2	-8.6	7.9	13.8	-16.5	3.1
China	8.8	35.6	24.9	17.9	20.9	0.5	6.1	27.9	6.8	22.4
対前年変化率—期中平均変化率 (%)										
Hong Kong	0.8	5.2	9.7	-2.9	5.0	-5.6	-4.2	11.2	-9.9	-9.3
Indonesia	2.0	3.6	11.7	-0.5	5.9	-16.8	-4.6	21.3	-18.6	-3.8
Korea	-0.9	7.2	22.7	-4.3	-1.9	-13.3	1.4	12.7	-22.6	-1.1
Malaysia	6.6	13.6	16.6	-2.3	-8.9	-16.9	7.5	7.5	-20.2	-3.5
Philippines	1.8	4.5	15.4	3.7	8.8	2.9	2.0	-5.0	-30.2	-3.9
Singapore	8.6	18.5	14.0	0.1	-6.9	-18.5	2.7	9.0	-22.1	-5.0
Taiwan	-1.1	3.9	14.5	-1.7	-0.2	-14.9	4.5	16.5	-22.7	0.8
Thailand	5.2	14.0	16.5	-10.1	-4.1	-15.1	-0.6	11.4	-15.1	-2.5
Japan	3.8	7.2	9.0	-8.8	0.0	-10.8	5.7	11.6	-18.7	0.9
China	-8.4	18.4	7.7	0.7	3.7	-16.7	-11.1	10.7	-10.4	5.2

(注) シェードは世界の半導体需要の対前年成長率が負に転じた年を示す。香港とシンガポールは再輸出を含まず。

(出所) IMF International Financial Statistics および CEIC Database をもとに筆者推計。

て表現する。

$$\begin{aligned} \Delta X_{i,t} &= \sum_{k \in A} \Delta X_{i,t}^k + \sum_{k \notin A} \Delta X_{i,t}^k \\ &= \sum_{k \in A} r_{i,t}^k X_{i,t-1}^k + \sum_{k \notin A} r_{i,t}^k X_{i,t-1}^k \end{aligned} \quad (11)$$

上記において、 $A$  は  $k=1, 2, 3, \dots$  のうち ICT 関連財のみを要素とする集合を示している。

次に、(11)式の右辺を以下のように書き直す。

$$\begin{aligned} \Delta X_{i,t} &= \sum_{k \in A} [r_{i,t}^k + (r_{i,t}^k - r_{i,t-1}^k)] X_{i,t-1}^k + \sum_{k \notin A} [r_{i,t}^k + (r_{i,t}^k - r_{i,t-1}^k)] X_{i,t-1}^k \\ &= \sum_{k \in A} r_{i,t}^k X_{i,t-1}^k + \sum_{k \notin A} r_{i,t-1}^k X_{i,t-1}^k + \sum_{k \in A} q_{i,t}^k X_{i,t-1}^k + \sum_{k \notin A} q_{i,t}^k X_{i,t-1}^k \\ &= \sum_{k \in A} r_{i,t}^k X_{i,t-1}^k + \sum_{k \notin A} r_{i,t-1}^k X_{i,t-1}^k + \sum_k q_{i,t}^k X_{i,t-1}^k \end{aligned} \quad (12)$$

上記において、 $q_{i,t}^k \equiv r_{i,t}^k - r_{i,t-1}^k$  は、 $t$ 年の世界全体の $k$ 財の輸入額の対前年比増減率と $i$ 国の $k$ 財の輸出額の増減率の差を表している。したがって、 $i$ 国が当該期間中に $k$ 財の国際市場においてシェアを伸ばしていれば $q_{i,t}^k$ は正の値をとり、シェアを低下させていけば負の値をとる。さらに、(12)式全体を $X_{i,t-1}$ で除せば、

$$r_{i,t} = r_{i,t}^A + r_{i,t-1}^{\bar{A}} + q_{i,t} \quad (13)$$

となる。なお、ここで、

$$r_{i,t}^A \equiv \sum_{k \in A} r_t^k X_{i,t}^k / X_{i,t-1}, \quad r_{i,t}^B \equiv \sum_{k \in B} r_t^k X_{i,t}^k / X_{i,t-1}, \quad q_{i,t} \equiv \sum_{k \in A} q_{i,t}^k X_{i,t}^k / X_{i,t-1}$$

である。

(13)式は、 $t-1$ 年から $t$ 年にかけての $i$ 国の輸出総額の変化率を右辺の3つの要素の和として表現できることを示している。3要素のうち、最初の2項である $r_{i,t}^A$ と $r_{i,t}^B$ は当該期間中に同国の各財の輸出が世界の輸入総額と同じ比率で増加（減少）した場合に実現していたはずの成長率に対応している。すなわち、これらは当該年の $i$ 国の輸出総額の成長率のうち需要側の要因に帰すべき部分と考えることができる。一方、最終項の $q_{i,t}$ は当該期間中の $i$ 国の世界市場における輸出シェアの増減に対応しており、主として供給側の要因による輸出実績の変化と解釈することができる。いうまでもなく、為替変動に起因する輸出競争力ショックもこの項に反映されるはずである。

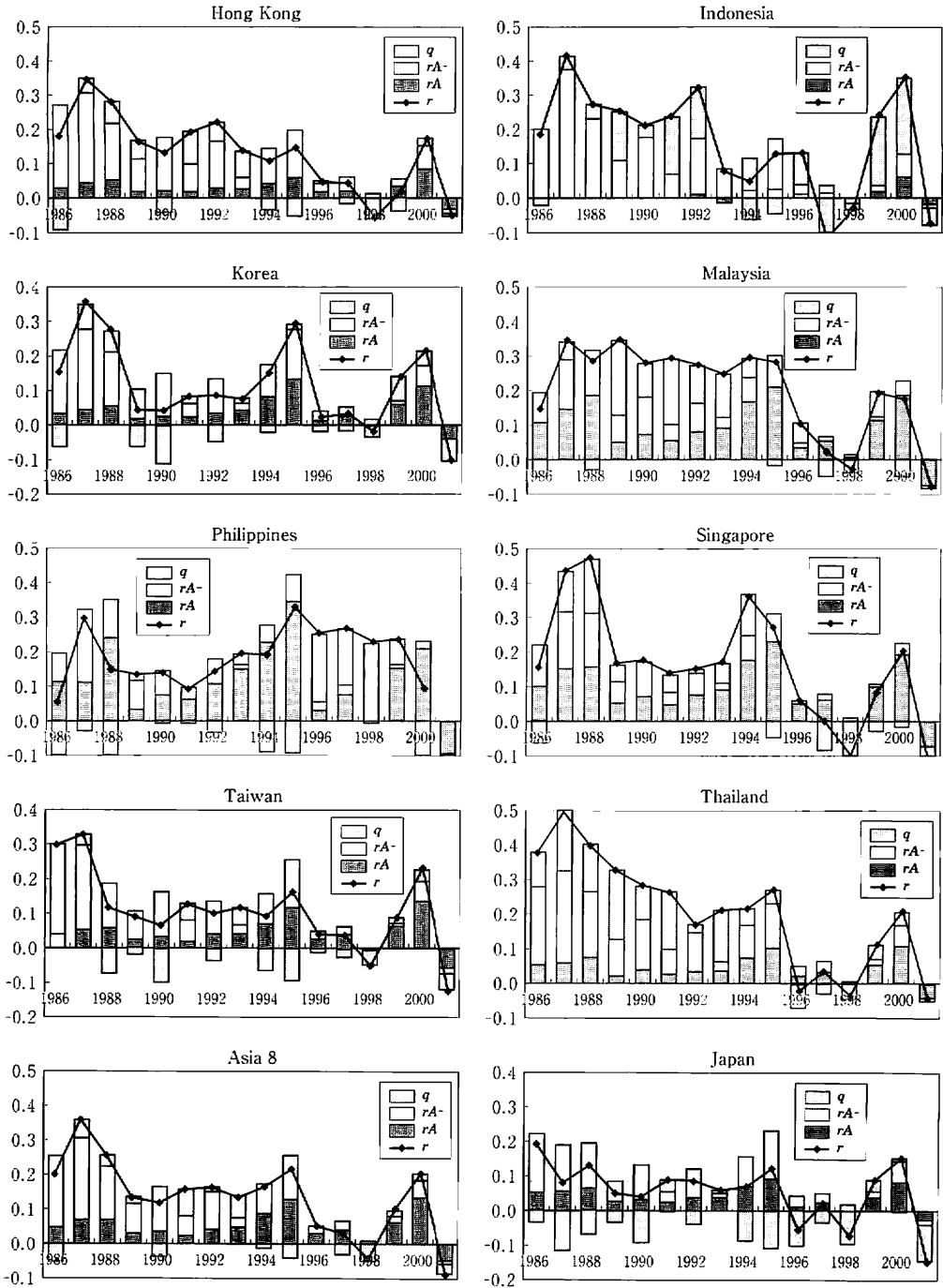
上記の要因分解を行うにあたっては、共通の財分類にもとづく国別輸出統計が必要となる。ここでは、対象国に台湾が含まれていることなどを考慮して、カナダ統計局が国際連合統計(Comtrade)をもとに作成している長期貿易データベース(World Trade Database, WTD)を利用することにする。WTDの財分類は国連の標準国際商品分類改訂第2版(SITC Revision 2)にもとづいているが、長期統計としての整合性維持のために必要に応じて品目がまとめられている。ここでは、一次産品や食料品、軍需関連商品等をのぞく大分類5—8部のうち、一貫した小分類統計(SITC 3桁)の得られる140品目を対象として試算を行った。また、図1と同様、SITC 751, 752, 759, 764, 772, 776および778をICT関連商品の集合Aの要素に分類した。この集合には一般の家電製品や医療用精密機器、能動部品以外の電子部品などは含まれていないが、狭義のICT関連製品とそれ以外の電子・電気製品との境界は実際には曖昧であり、推計された $r_{i,t}^A$ と $r_{i,t}^B$ の相対的な大きさは幅を持って解釈する必要があることをあらかじめ指摘しておきたい。

われわれの試算結果は図8にまとめられている<sup>20)</sup>。まず、EA8カ国の輸出額をプールして行った分析結果(左最下段)を見ると、1996年のEA8全体の輸出不振のほぼすべてが需要の落ち込みによって説明されることが看守できる。また、それ以前の数年間の輸出の急増も需要の伸びによるところが大きく、特にICT関連製品需要の増加が重要な役割を果たしていた。さらに、日本の輸出変動の分析結果(右最下段)を見ると、1996年から1997年にかけての $q_{i,t}$ の値が円安の進行にも関わらず負になっている。したがって、少なくともEA8全体については円安→アジア諸国の日本に対する競争力の喪失→アジアの輸出不振という因果関係は成立していなかったものと思われる。また、通貨危機以後の時期について見ると、ICT関連需要の変動がEA8の輸出総額の変動に与える影響が一段と強まっていることが観察できる。

図8においてさらに国別の試算結果を見てゆくと、輸出総額の対前年変化率 $r_{i,t}$ の大まかな

20) なお、フィリピンの輸出統計の財分類は時系列上での一貫性に問題があり、試算結果は大まかなものと解釈されたい。

図8. 輸出実績の変動要因 (対世界輸出総額を対象とした分析結果)



(注) フィリピンは SITC 931を776に含めて計算した。

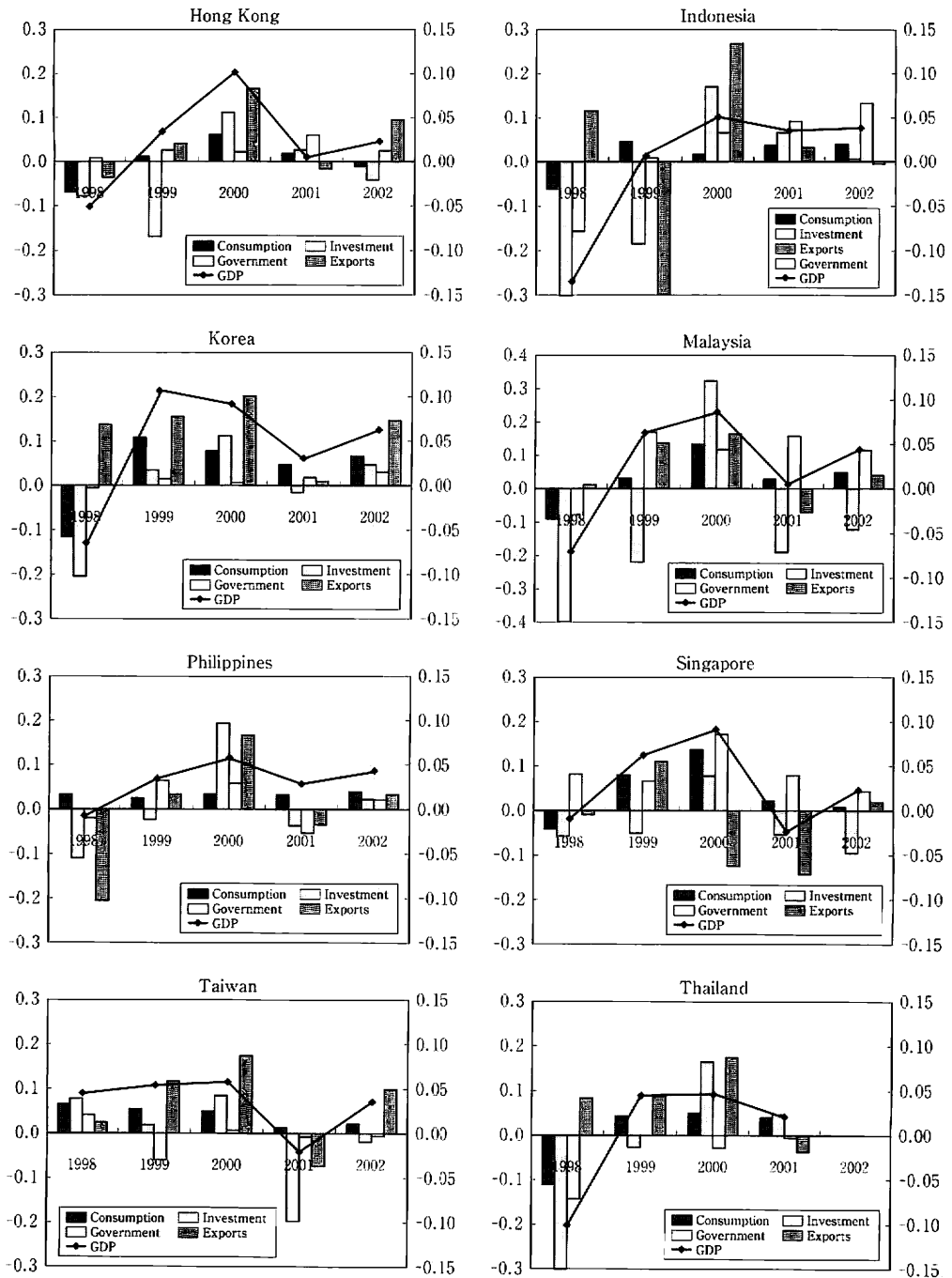
(出所) Statistics Canada, World Trade Databaseをもとに筆者推計。

動きは多くの国で類似しているものの、その構成要素である  $r_{i,t}^d$ 、 $r_{i,t}^s$  および  $q_{i,t}$  の動きやそれらの相対的な重要性には国によってかなりばらつきがあることに気づく。たとえば、マレーシアやフィリピン、シンガポールなどでは ICT 需要ショックを反映する  $r_{i,t}^d$  が輸出額全体の増減にきわめて重要な役割を果たしているものの、インドネシアやタイにおいては非 ICT 需要ショックを代表する  $r_{i,t}^d$  や供給側ショックを代表する  $q_{i,t}$  がより重要になっている。1999年から2000年にかけての輸出急回復の要因を見ても、マレーシアやシンガポールの輸出実績の変動は世界市場における ICT 需給サイクルによるところが大きいものの、インドネシアや香港などでは他の需要要因や供給側の要因がより重要な役割を果たしている。上記の観察は、マクロ的な輸出や生産総額の変動は EA8 カ国間で強く相関しているものの、その要因が必ずしも均一でないことを示唆している。

図9は、近年の EA8 カ国の実質 GDP と主要な需要項目の対前年比成長率の推移をまとめたものである。これを見ると、通貨危機直後の深刻な不況から2000年にかけての景気回復、2001年の急激な景気後退とその後の緩やかな回復というパターン自体は多くの国に共通しているものの、その背景にある各需要項目の動きにそれなりのばらつきが存在していたことが見て取れる。たとえば、危機の影響が深刻だった国の中で韓国の景気回復が比較的迅速だったことは良く知られているが、その理由として、輸出の立ち直りの早さに加え、国内消費が比較的堅調に推移したことが大きかったことが観察できる。また、2001年の生産の落ち込みが大きかった香港やマレーシア、シンガポール、台湾などを見ると、同年に生じた負の ICT 外需ショックに加え、それに歩みを合わせる形で生じた国内投資や消費の落ち込みの影響が大きかったことが伺える。さらに、2002年の景気回復が比較的軟調だったマレーシアやシンガポールでは民間投資の冷え込みを財政出動によって埋め合わせていたことが鮮明であり、民間部門の内需回復が比較的堅調な韓国やフィリピンとはかなり様相を異にしている。

なお、図8の要因分解はあくまでも大まかなものであり、特に  $q_{i,t}$  の推計値の解釈にあたってはいくつかの点に留意が必要である。まず、2 国間の貿易フローに一定の粘着性があることを前提とすれば、ある国にとって重要な輸出相手国の景気が大きく変動する局面では、当該国の輸出総額は世界全体の輸入需要の変化率である  $r_{i,t}^d$  と  $r_{i,t}^s$  の和を上回って変動する可能性が高い。そのような場合、 $r_{i,t}$  と  $r_{i,t}^d + r_{i,t}^s$  の差として計算される  $q_{i,t}$  は供給側の要因だけでなく需要要因も反映していると解釈すべきであろう。近年ではアジア諸国の貿易相手国として他のアジア諸国の重要性が高まっているため、アジア諸国と世界全体の景気変動の間に大きな齟齬が生じた年の  $q_{i,t}$  の推計値は上記の要因も反映している可能性が高い。たとえば、EA8 全体の景気が大きく後退した1998年や2001年には多くの国で  $r_{i,t}^d$  や  $r_{i,t}^s$  だけでなく  $q_{i,t}$  の値も大きく落ちこんでおり、逆に、景気回復が顕著であった2000年にはほとんどの国で  $r_{i,t}^d$ 、 $r_{i,t}^s$ 、 $q_{i,t}$  が全て正になっている。したがって、各国の輸出変動に対する需要要因の貢献度は図8から推察されるよりさらに大きかったと思われる。

図9. 近年の EA8 カ国の実質 GDP と主要需要項目の対前年比変化率の推移



(注) GDPのみ右スケール。シンガポールの輸出は石油・再輸出を除く。

(出所) CEIC Database をもとに筆者作成。

図8の解釈にあたって今ひとつ注意すべきと思われるのは、時系列上での  $q_{i,t}$  の動きが純粋な意味での輸出競争力の変動だけでなく、海外直接投資を通じたアジア域内の生産基地移転の影響も反映していることである。たとえば、図8において日本の  $q_{i,t}$  はほぼ一貫して負になっているが、それが日本の輸出産業の国際競争力の低下だけでなく、直接投資を通じた日本から海外への生産基地の移管も反映していたことは確実である<sup>21)</sup>。また、近年では日本だけでなく、EA8の中で所得水準の高い台湾や韓国、シンガポールなどから他のEA8諸国や中国などに向けて行われる直接投資も活発化している。アジア域内の*i*国の企業が生産基地の移転を目的として*j*国に直接投資を行った場合、当初の1-2年は*i*国から*j*国への資本財の輸出が増加するケースが多い。その後、*j*国の生産基地が立ち上がると、それまで*i*国から行われていた輸出の一部が*j*国の輸出に置き換えられ、生産される財によっては*i*国から*j*国への部品や中間財の輸出も生じる。したがって、図8の各国の  $q_{i,t}$  の値の変動は、そのような対外・対内直接投資による貿易フローの変化も反映していたはずである。

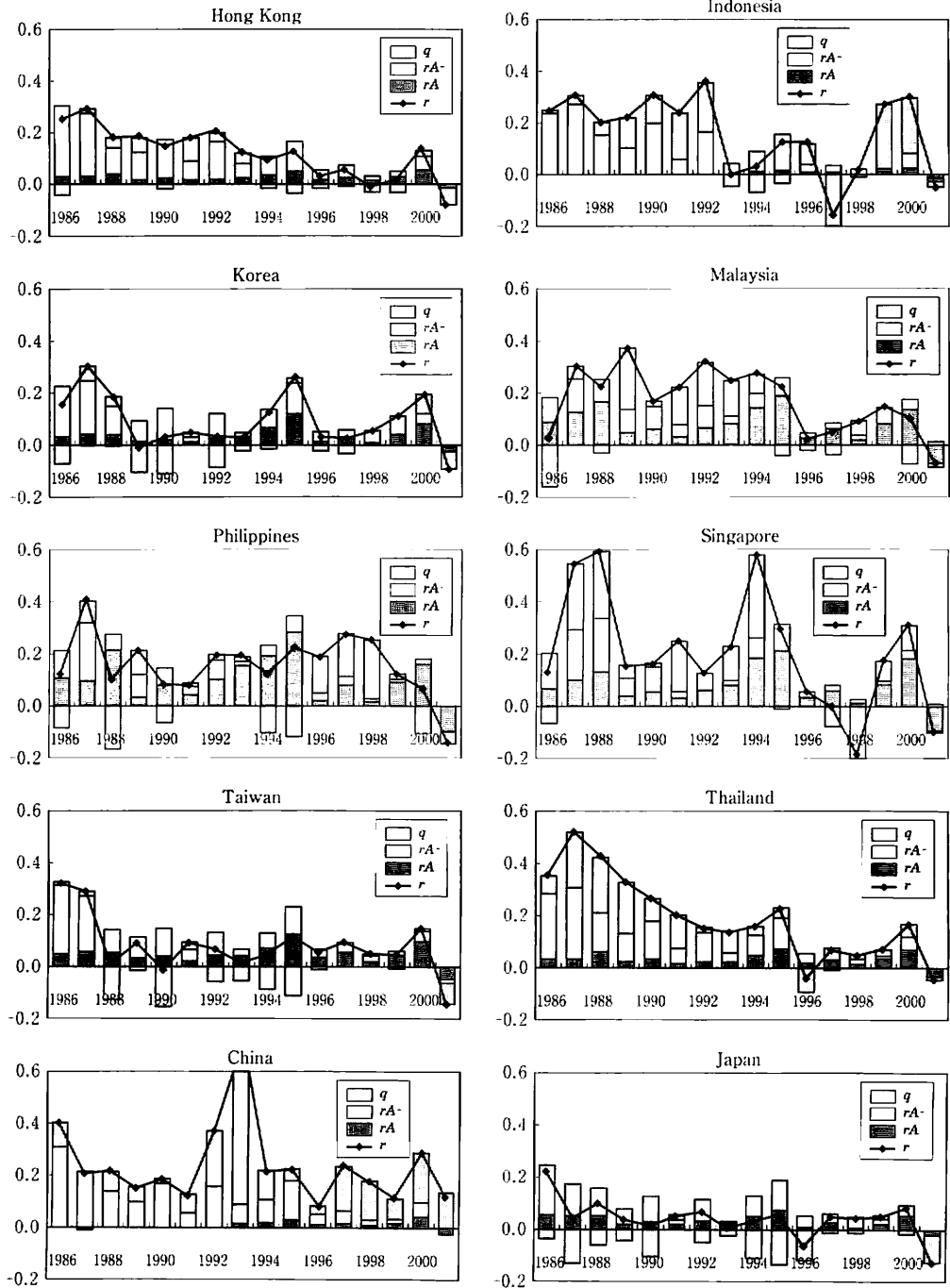
上記の2点を考慮し、各国の財別輸出総額から他のアジア諸国（EA8、日本および中国）への輸出分を除いた金額を計算し、対域外輸出分のみを対象として先の要因分解をもう一度繰り返してみることにする。また、参考のために、ここではEA8カ国と日本に加え、中国についても同じ分析を試みた。その結果をまとめた図10を見ると、大まかな特徴は図8と共通しているものの、多くの国において中期的な  $q_{i,t}$  のトレンドがより明瞭になっている。たとえば、マレーシアやシンガポール、タイなどでは1990年代前半まで供給側の要因を代表する  $q_{i,t}$  が輸出総額を押し上げる傾向が著しかったものの、近年ではその影響が明らかに低下している。また、1990年代半ば以降になると、日本だけでなく香港や台湾などでも  $q_{i,t}$  が輸出増加率を押し下げる傾向が鮮明になっている。さらに、これらの国々とは対照的に、中国においては1990年代半ばから輸出の対前年増加率への供給要因の寄与度が著しく高まっている。

中期的な  $q_{i,t}$  のトレンドが国によって大きく異なっている背景としては、アジア域外から域内に流入する直接投資や域内諸国間で行われる直接投資の流れに大きな変化が生じていることが挙げられよう。広く指摘されているように、1993年頃から中国がASEAN諸国に代わる主要な直接投資先受入国として台頭し、1990年代末以降はその傾向が特に顕著になっている。近年では先進国の多国籍企業がフィリピンやマレーシアなどの生産基地を中国に移管する動きも報じられており、また、EA8の中で所得水準の高い台湾や韓国の企業も低賃金と販売市場へのアクセスを求めて中国に生産基地を移転する動きを強めている（石川2002）。特に、多くの

21) 日本の対外直接投資の動向が円の対外価値の変動から影響を受けることは良く知られており、1986-1988年、1992-1995年および1998-2000年の急速な円高はいずれも1-2年のタイム・ラグを経て日本の対外直接投資の急増をもたらした（熊倉2003a）。図8を見ると、インドネシアやマレーシア、フィリピンなどで1995年から1996年にかけての値が負から正に転じているが、これには1990年代前半の日本からの直接投資による輸出供給能力の拡大も寄与していたと思われる。



図10. 輸出実績の変動要因 (他のアジア諸国への輸出を除いた分析結果)



(注および出所) 図8に同じ。

アジア諸国の生産や輸出の中で大きなウェイトを占める ICT 関連製品は生産のモジュール化が容易なことが知られており、直接投資を通じたアジア域内の生産移転の中で、各国経済におけるその重要性も今後大きく変化してゆく可能性が高い。したがって、今後当面の間は各国の経済が先進国の景気動向や世界的な ICT サイクル、そしてそれに連動して生じる域内の産業再編成や生産移転などから重層的な影響を受ける構造が継続する可能性が高い。先にも見たとおり、これら個々の要因が各国の生産や輸出に与える影響は決して均一でなく、そのような国々に同一の（固定）為替相場制度を求めることが適切かどうかは慎重に議論されるべきであろう。

## 5. おわりに

円ドルレートの変動が東・東南アジア諸国経済の重要な不安定要因をなしているという見解は広く流布しており、多くの識者がそれを根拠（の一つ）としてアジアにおける共通の為替レートターゲット政策を提唱している。円ドルレートの変動→アジア諸国の輸出・景気変動という因果関係が成立するためには、(1) アジア諸国が自国通貨を恒常的にドルにペッグしており、かつ、(2) 日本との相対的な輸出競争力の変化がこれらの国々の輸出実績の主要な決定要因になっていることが要件となる。本稿では、これらがいずれも正しくないことを指摘した。

まず、アジア諸国が通貨危機に至るまで機械的なドル・ペッグを行っており、危機終息後も同様の政策に回帰しつつあるという見解は適切とは言いがたい。対外開放度の高い東・東南アジア諸国にとって自国通貨の対外価値は国内経済の動向にとって重要な変数であり、通貨当局が為替レートの安定に注意を払っていたことは事実である。しかし、厳格なドル・ペッグが明らかでない一部の国を除けば、多くのアジア諸国通貨の対ドルレートの中期的な動きは一般に考えられているほど硬直的ではなく、近年ではその傾向がさらに強まっている。したがって、もし現在これらの国々で厳格な CBP などが採用された場合、Kawai and Takagi (2000) や Ogawa (2002) らの主張とは裏腹に、むしろ当該国通貨のドルとの中期的なリンクが強められてしまう可能性が高い。

また、多くの既存文献は Frankel-Wei 型の回帰式の推計によってアジア諸国のドル・ペッグを「証明」しているが、この手法が多くの問題を孕んでいることは第3節で詳しく論じたとおりである。この回帰式の推計結果からドル・ペッグと他の plausible な為替レート政策を識別することは実際には困難であり、通貨当局が（超）短期と中長期で異なった政策目標を追求している場合にもこの手法の有用性は限定的だと考えるべきである。

また、円ドルレートの変動とアジア諸国の輸出や生産の変動の同時性を根拠に両者の因果関係を主張する向きは多いが、一見して円ドルレートの影響と思われるものかなりの部分が国際市場における ICT 需給ショックを反映していることもあきらかになった。1990年代半ば以

降の円安を通貨危機の直接・間接の原因とみなす向きは少なくないが、第4節で検討したとおり、この時期のアジア諸国の輸出の落ち込みの大部分は負の ICT サイクルによって説明できる。したがって、産業構造が高度化し日本との輸出競争力が高い一部の国を例外とすれば、円ドルレートの変動がアジア諸国の景気変動に与える影響は一般に考えられているよりも限定的である可能性が高い。

なお、アジアにおいて共通の管理為替相場制度が求められる論拠は必ずしも円ドルレートがアジア諸国経済に与える影響だけではなく<sup>22)</sup>、提唱された政策の当否を判断するにあたっては本稿で議論しなかった他のさまざまな要因も考慮する必要があることはいうまでもない。しかし、ここで改めて強調すべきと思われるのは、アジア諸国経済の不安定要因として円ドルレートの変動という外生「金融」ショックと ICT サイクルという外生「実質」ショックのどちらがより重要かによって、これらの国々にとって望ましい通貨制度の姿は大きく異なるということである。少なくとも標準的な国際金融理論による限り、実質ショックが重要な国にとって固定為替相場制度は望ましい通貨制度ではないからである。最近の研究においても、固定為替相場制度を採用する国では交易条件ショックが国内景気に与える影響が増幅されがちであること、また、一次産品輸出比率が高く交易条件ショックが深刻な国では金融政策の枠組みとして名目為替レートのターゲットングよりインフレーション・ターゲットングが選好される傾向があることが報告されている (Gerlach 1999; Edwards and Yeyati 2003)<sup>23)</sup>。

確かに、資本の国際移動が自由な国においては、通貨当局が特定の為替レートにコミットしていなくても国内金融政策の自立性を確保できるとは限らない。特に、大規模な金融資本の流入出によって本国通貨の対外価値に実体経済の動向と相容れない圧力がかかる局面では、通貨制度のいかに関わらず当局の政策も為替レート安定化を優先せざるをえない。第3節でも指摘したとおり、多くのアジア諸国通貨の対ドルレートは通貨危機直前の2年弱の間一時的にかなり安定していたが、その背景には1990年代前半以降の資本流入の加速によって従来の柔軟な政策運営が困難になったことがあると思われる。とはいうものの、そのような理由からあえて固定為替相場制度を採用したところで実体経済の側に生じるショックが消えてしまうわけではない。たとえば、2001年のように激しい輸出需要の冷え込みが生じる局面においてアジア諸国

22) たとえば、第1節でも指摘したように、共通の為替政策によってアジア諸国通貨の対ドルレートが安定すれば、域内の貿易や直接投資が促進されるという期待は根強い。しかし、近年の研究では通貨統合が強い域内貿易促進効果を持つ可能性がある一方、管理フロートや固定為替相場制度が貿易や直接投資に与える影響が限定的であることが報告されている (Rose 2000; Parsley and Wei 2001)。

23) 森本 (2001) は、製品の規格化が著しい ICT 業界では完成品と部品メーカーの取引関係が典型的な製造業に比べ純粋な市場取引に近く、需給の逼迫が極端な価格変動につながりやすいことを指摘している。また、McCauley (2001) は、1980年代以降の ICT サイクルの規模と頻度は国際市場における多くの一次産品価格の変動のそれを凌駕しており、アジア諸国の金融通貨政策を考えるにあたってそれが各国経済にもたらす交易条件ショックを無視すべきでないとして主張している。

の通貨当局が特定の為替レートの維持に拘泥していれば、機動的な金融財政政策の調整が困難になり、結果として国内のマクロ経済への影響がさらに増幅されていた可能性が高い。

また、東・東南アジア諸国の経済構造は決して等質ではなく、多くの論者が提唱する地域的な通貨制度の採用が個々の国のマクロ経済安定に資するかどうかにも十分に検討されるべきである。アジア諸国経済の対外開放度が高いことは事実であるものの、その程度には大きな差異があり、各国の所得や雇用の実質的な輸出への依存度にも著しい差異が存在している<sup>24)</sup>。また、ICT 関連製品やその部品の生産が多くの国にとって重要なことは確かであるものの、第4節で見たように、ICT サイクルが国内のマクロ経済に与える影響には相当のばらつきが存在している<sup>25)</sup>。第4節でも指摘したとおり、近年では一部の EA8 経済の成熟や中国の経済発展を背景に域内外の直接投資の流れにも大きな変化が生じており、今後も各国の産業構造は急速に変化してゆくものと思われる。そのような中で、共通かつ明示的な通貨管理政策の採用によって各国の金融通貨政策の自由度をあらかじめ束縛してしまうことが賢明かどうかは慎重に議論されるべきであろう。

#### [参 考 文 献]

- 石川幸一 (2002) 「直接投資をめぐる中国と ASEAN の競合——直接投資は中国に集中するのか」(木村福成, 丸屋豊二郎, 石川幸一編『東アジア国際分業と中国』, ジェトロ)
- 大倉正典 (2003) 「タイの金融政策レジーム: インフレーション・ターゲティングへの移行と課題」(三尾寿幸編『金融政策レジームと通貨危機』, アジア経済研究双書 No. 535)
- 熊倉正修 (2003a) 「アジア金融通貨危機とアジア諸国の為替レート政策」(三尾寿幸編『金融政策レジームと通貨危機』, アジア経済研究双書 No. 535)
- 熊倉正修 (2003b) 「通貨制度の選択と対外開放度」大阪市立大学大学院経済学研究科ディスカッションペーパーシリーズ No. 19.
- 森本喜和 (2001) 「世界的な IT 産業の変調の背景と先行きの見通し」日本銀行国際局ワーキングペーパーシリーズ01-J-3.
- Asian Development Bank. (2001) *Asian Recovery Report*, 2001 March.
- Athukorala, P-C., and S. Rajapatirana. (2003) "Capital inflows and the real exchange rate: a comparative study of Asia and Latin America". *World Economy* 26: 613-637.

24) 工業製品生産の国際分業の進展の著しいアジア諸国では、グロスの貿易金額で測った輸出依存度や貿易依存度は各国の所得や雇用の実質的な対外依存度を過大評価する傾向が強い。たとえば、通常の定義による日本の貿易依存度は他のアジア諸国と比べると著しく低く、それが CBP のように日本と他のアジア諸国の間で非対称な制度が提唱される根拠になっている。しかし、インドネシアやフィリピンの国内総所得や総雇用の実質的な輸出依存度は日本よりむしろ低く、対外開放度の差異を根拠にアジア諸国に CBP のような擬似固定為替相場制度を求める議論が必ずしも説得力を持たないことを示唆している(熊倉 2003b)。

25) アジア開発銀行の試算によれば、国内の電子・電気産業の付加価値率もインドネシアやフィリピンで20%、韓国で50%などかなりのばらつきがある(ADB 2001)。フィリピンのように生産や輸出に占める ICT 関連財のシェアの大きい国において必ずしも ICT サイクルと景気変動の関係がより緊密になっていない一つの理由はこのような各国間の生産構造の違いにあるものと思われる。

- Baig, T. (2001) "Characterizing exchange rate regimes in post-crisis East Asia". *IMF Working Paper* No. WP/01/152.
- Bangko Sentral ng Pilipinas. (2001) "FAQ regarding exchange rate". Downloadable at [http://www.bsp.gov.ph/resources/other\\_docs/exchange.htm](http://www.bsp.gov.ph/resources/other_docs/exchange.htm)
- Edwards, S., and E. L. Yeyati. (2003) "Flexible Exchange Rates as Shock Absorbers". *NBER Working Paper* No. 9867.
- Eichengreen, B., and R. Hausmann. (1999) "Exchange rates and financial fragility". *NBER Working Paper* No. 7418.
- Esaka, T. (2003) "Was it really a dollar peg?: The exchange rate policies of East Asian countries, 1980-1997". *Journal of Asian Economies* 13: 787-809.
- Frankel, J. (1992) "Is Japan creating a yen bloc in East Asia and the Pacific?". *NBER Working Paper* No. 4050.
- Frankel, J., and S. J. Wei. (1994) "Yen bloc or dollar block? Exchange rate policies of the East Asian countries". In T. Ito and A. Kruger (eds.), *Macroeconomic Linkages: Savings, Exchange Rates, and Capital Flows*. Chicago: University of Chicago Press.
- Fukuda, S. (2002) "Post-crisis exchange rate regimes in Asia". *University of Tokyo Center for International Research on the Japanese Economy Discussion Paper* No. 2002-CF-181.
- Galati, G. (2000) "Forex trading volumes, volatility and spreads in emerging market countries". *BIS Quarterly Review* November 2000: 49-51.
- Gerlach, S. (1999) "Who targets inflation explicitly?" *European Economic Review* 43: 1257-1277.
- Haldane, A. G., and S. G. Hall. (1991) "Sterling's relationship with the Dollar and the Deutschmark: 1976-89". *Economic Journal* 101: 446-443.
- Ito, T., E. Ogawa, and Y. N. Sasaki. (1998) "How did the dollar peg fail in East Asia?" *Journal of the Japanese and International Economies* 12: 256-304.
- Kawai, M., and S. Akiyama. (2000) "Implications of the currency crisis for exchange rate arrangements in emerging East Asia". *World Bank Policy Research Paper* No. 2502.
- Kawai, M., and S. Takagi. (2000) "Proposed strategy for a regional exchange rate arrangement in post-crisis East Asia". *World Bank Policy Research Working Paper* No. 2503.
- Kumakura, M. (2005) "Exchange rate regimes in Asia: Dispelling the myth of soft dollar pegs". *Journal of the Asia Pacific Economy* (forthcoming).
- Kwan, C. H. (2001) *Yen Bloc: Toward Economic Integration in Asia*. Washington DC: Brookings Institutions.
- McCauley, R. N. (2001) "Setting monetary policy in East Asia: goals, developments and institutions". In D. Gruen and J. Simon (Eds.), *Future Directions for Monetary Policies in East Asia*. Canberra: Planet Press. pp. 7-55.
- McKinnon, R. (2000) "After the crisis, the East Asian dollar standard resurrected", in J. Stiglitz and Y. Y. Shahid (eds.), *Rethinking the East Asian Miracle*. New York: Oxford University Press. pp. 197-246.
- McKinnon, R., and G. Schnabl. (2003) "Synchronized business cycles in East Asia and fluctuations in the yen/dollar exchange rate". *The World Economy* 26: 1067-1088.
- Monetary Authority of Singapore. (2001) "Singapore's exchange rate policy". Downloadable at [http://www.mas.gov.sg/mas/mcm/bin/pt1Singapore\\_s.Exchange.Rate.Policy.htm](http://www.mas.gov.sg/mas/mcm/bin/pt1Singapore_s.Exchange.Rate.Policy.htm)
- Ogawa, E. (2002) "Should East Asian countries return to a dollar peg again?", in P. Drysdale and K. Ishigaki (eds.), *East Asian Trade and Financial Integration: New Issues*. Canberra: Asia Pacific

- Press, pp. 159-196.
- Ogawa, E., and T. Ito. (2003) "On the desirability of a regional basket currency arrangement". *Journal of the Japanese and International economies* 16: 317-34.
- Parsley, D. C., and S. J. Wei. (2001) "Limiting currency volatility to stimulate goods market integration: a price based approach". *NBER Working Paper* No. 8468.
- Rajan, R. S. (2002) "Exchange rate policy options for post-crisis Southeast Asia: Is there a case for currency baskets?". *The World Economy* 25: 137-163.
- Rodlauer, M., P. Loungani, V. Arora, C. Christofides, E. G. de la Piedra, P. Kongsamut, K. Kostial, V. Summers and A. Vamvakidis. (2000) "Philippines: Toward Sustainable and Rapid Growth: Recent Developments and the Agenda Ahead". *IMF Occasional Paper* No. 187.
- Rose, A. (2000) "One money, one market: estimating the effect of common currency on trade". *Economic Policy* 30: 7-46.
- Williamson, J. (2000) *Exchange Rate Regimes for Emerging Markets: Reviving the Intermediate Option*. Washington, DC: Institute for International Economics.
- Williamson, J. (2001) "The case for a basket, band and crawl (BBC) regime for East Asia", in D. Gruen and J. Simon (eds.), *Future Directions for Monetary Policies in East Asia*. Canberra: Planet Press. pp. 97-111.