

東アジア通貨は実質的なドル・ペッグへ回帰したか？

：アジア危機以後の東アジア各国の為替レート変動と円ドル・レートの影響(上)*

金 炳 宣**

Abstract

This paper studies the evolution of the exchange rate regime on East Asian economies between pre- and post-crisis periods, especially with a focus on the impacts of change in yen-dollar rate, using a regression model based on the work by Frankel and Wei (1994). As a result of the study, the following points are understood.

Firstly, a greater diversity in exchange rate regime is seen for the post-crisis period than the pre-crisis period. At one extreme, Hong Kong under a stable dollar peg throughout the period, has maintained the dollar coefficients at a level close to unity. Malaysia returned to a formal dollar-peg regime, which was confirmed from the result of the adjusted R^2 close to one and the estimated standard error of regression which is even smaller than in the pre-crisis period. Taiwan has been stabilizing the currency to the U. S. dollar in a similar way to the pre-crisis period, as judged from a larger size of the adjusted R^2 and a smaller size of the estimated standard error of regression. At the other extreme, in Indonesia, despite large

* 本研究のため、指導教授である中嶋慎治先生をはじめ、計量手法において有益なアドバイスを頂いた上田雅弘先生、2003年度第3回日本国際経済学会関西支部定例研究会での発表において、有益なコメントを頂いた甲南大学の青木活治先生に感謝申し上げます。もちろんありうべき誤りはすべて筆者の責任です。

** E-mail : kbsun@hotmail.com

coefficients on the dollar in post-crisis period, the adjusted R^2 is much lower and the estimated standard error of regression is much higher than in the pre-crisis period. In this sense, Indonesia has been maintaining an exchange rate regime that is most akin to floating system among the East Asian economies.

In case of Korea, Singapore, Thailand, and the Philippines, the results show that the U. S. dollar coefficients decline, despite having still the large values, and the Japanese yen coefficients increase in the post-crisis period. In addition, in case of these economies, the t-value of the dollar coefficients substantially decreases and that of the yen coefficients increases with a statistical significance as well as a higher volatility of exchange rate is observed in the post-crisis period than the pre-crisis except for Singapore. It implies that, even if the U. S. dollar is still important in their exchange rate regime, the post-crisis period exchange rate regime is not what is used to be. As an additional result, which can be a robustness of this point, came from rolling regression per year for only a post-crisis period from 1999 to 2002, we can see that the degree of fixity to the Japanese yen is rising, while that to the U. S. dollar is becoming lower. This implies that there may be a growing tendency toward an exchange rate regime with more exchange rate flexibility in the post-crisis period than the pre-crisis period.

Secondly, the exchange rates of East Asia's currencies have asymmetric responses to appreciation and depreciation of the yen-dollar exchange rates, which indicates that there may be different correlations of the U. S. dollar and the Japanese yen before and after the crisis. In particular, the results in case of Korea, Singapore, Taiwan, and Thailand show that the currency rates have smaller (larger) responses to the U. S. dollar and larger (smaller) responses to the Japanese yen with a statistical significance as the yen depreciates (appreciates) against the U. S. dollar. These results may also be confirmed from the synchronization of these currency rates with Japanese yen rate since 2000, and they imply that these countries are coping more

or less with the issues of the *de facto* U. S. dollar-peg system argued widely as the underlying triggers of the currency crisis.

The above-mentioned results can be drawn from the adoption of inflation targeting as an anchor of monetary policy, along with the floating exchange rate regime in East Asian economies. Based on the inflation targeting policy which permits the independence of central banks to control domestic inflation by using of diverse macroeconomic variables such as call-rates, the central banks do not need to concern about the exchange rate as a nominal anchor, and can allow the flexibility exchange rate movement. According to the tri-lemma in the theory of international finance, the liberalized capital movement, a fixed exchange rate regime and autonomous monetary policy cannot exist at the same time. Since East Asian economies already have liberalized international capital flows, the adoption of inflation targeting policy may bring along a more resilient exchange rate that has a consistent tendency toward itself.

目 次

序 論

第1章 既存研究と東アジア為替制度の推移

1. 東アジア為替制度に関する既存研究
2. 東アジア為替制度の変遷と対米ドルレートの推移

第2章 東アジア諸国の為替制策についての推計

1. 分析モデルの設計
2. 推計結果
3. 為替安定と強い米ドルリンクの理由

注

付 表

序 論

東アジア諸国は、1997年7月の通貨危機発生以前には、実質上の米ドル・ペッグであったということが知られている。この通貨危機は、実質上採用していた米ドル・ペッグがその一つの原因であることが指摘されている (Ito,

Ogawa & Sasaki, 1998)。ちなみに、米ドル・ペッグは国際投機資本に対して為替リスクを最小化し、資本流入の増加に寄与するという仮定によって、東アジア諸国へ投機資本が急激に増加することをもたらす一方、1997年米ドル高とともに急激に流出したということである。

1997年の東アジア通貨危機は、米ドル・ペッグの議論に加え、いくつかの興味深い背景がある。まず、香港を除く東アジア諸国は、少なくとも公表上は、通貨危機以前10年余りにわたって変動為替相場や管理変動相場制を運営してきたと主張していたのである。例えば、IMF報告によれば、タイはバスケット・ペッグ制、韓国とマレーシア、シンガポールは管理フロート制、フィリピンは独自フロート制を運営したと調査された（表2-3参照）のが、実にこれらの国々の通貨の動きを見ると、米ドルと強く連動してきたことが観察できるのである。先行研究としてFrankel (1992) と Frankel and Wei (1994) は、危機前、東アジア諸国における米ドルのウェイトが‘1’に近いほど大きく、米ドルが名目為替レートを決める主要要因であったと指摘している。そして、多数の研究文献が、危機中、日本円のウェイトが増加し、米ドルに対する連動性が減ったことを示唆している (Kwan (1995), Kawai and Akiyama (2000))。

1999年以後、フロート制ではありながら、東アジア通貨は再び米ドルとの連動性が高い状態が続いていた。この現状は、東アジア諸国の貿易側から見れば、域内貿易額と並び、対米向け、対日本向けの貿易額が高い状況の中から発生している。東アジア諸国は、米国のみならず、日本や欧州とも多くの貿易を行っていることを考えると、単一通貨にペッグすることはある程度のリスクが存在するといえる。しかも、東アジア通貨が再び米ドルと連動性が高くなる理由としては、通貨危機後東アジア経済が急スピードに回復したことと、米国景気の好調および日本景気の低迷とのある程度の相関関係が存在することを想定できる。しかしながら、実質実効為替レートの安定性の観点から見れば、多くの国や地域との貿易及び投資関係を持つ東アジアにとって、米ドルのような単一通貨に一方向的にペッグするより、むしろこれらの国々の貿易依存度が高い国

や地域の通貨で構成されるいわゆる緩やかなバスケット制が望ましいという議論が盛んである。

このような背景にもとづき、本研究は、東アジア為替制度が1990年代から2002年現在までどのように変化してきたかについて分析し、特に、危機以後にも続いている円ドルレートの変動に対する東アジア各国の為替制度はどのようなパターンであるかを検討する。本研究の構成は以下の通りである。まず、第1章では、東アジア諸国における為替制度と主要通貨の役割を中心に既存研究をサーベイし、報告された東アジア諸国の為替制度と実際これら国々の為替レートの動きを比較する。第2章では、日次為替レートを用い、1993年から2002年にかけての東アジア為替政策を推計し、東アジア為替政策及び主要通貨との連動性について推計してみる。そして、通貨危機以後にも東アジア通貨がまだ米ドルと強く連動しながら為替レートの安定を求めている理由をいくつか考えてみる。第3章では、通貨危機以後、東アジア通貨バスケット上に日本円の役割が有意になっていることから、円ドルレートの変動に対して東アジア諸国がどのように対応しているかについて係数ダミー変数を利用して分析してみる。そして、国際金融のトリレンマ論に基づき、危機以後の東アジア各国の為替制度と金融政策を中心に分析結果が示唆することを考えてみる。

第1章 既存研究と東アジア為替制度の推移

1. 東アジア為替制度に関する既存研究

地域通貨についての研究が最も盛んであるEUに比べ、東アジア通貨については、通貨危機以降から通貨危機の原因を分析し、その対応策としての通貨制度研究が進んでいる。1980年代、東アジアは、機械などの資本財を主として日本から輸入し、最終製品を巨大な消費市場である米国に輸出するパターンを取って工業化を進めた。そして、1985年の円高後、日本の対アジア向け直接投資が伸びる中、1990年代には域内交易が急激に増加した。こうした背景の下、通貨危機以前では、域内の最大経済力を持つ日本を中心に域内で貿易及び

通貨ブロックが、EUや米州のように、形成されているかについての議論があった。また、1990年代に円ドルレートの変動による東アジア通貨の動きを分析することにより東アジア地域が最適通貨地域 (Optimum Currency Area) であるかどうかを検討されている。しかし、1997年の通貨危機が発生した後、域内通貨協力の一環として東アジア通貨に対する関心が深まり、危機の原因分析をはじめ、これまでの東アジアの為替制度を明らかにし、域内通貨安定のための適切な通貨制度などに関する研究が盛んになっている。

まず、Frankel and Wei (1994) は、1979～1992年にかけての東アジア諸国の為替政策を分析した。彼らは、東アジア各国が自国通貨を米ドル、日本円、ドイツマルクなどの主要通貨で構成する複数バスケットに固定していると仮定して、バスケットを構成する各通貨に対するウェイトを推定し、これに基づき東アジア地域が米ドルブロックか日本円ブロックかの可否を判断した。推計の結果、米ドルは東アジア諸国の為替政策に影響を与える最も決定的な要因であり、分析対象12カ国すべて、米ドルのウェイトが高いかあるいは米ドル単一通貨にペッグしていると分析した。そして、ある通貨は、1980年代半ばに日本円のウェイトが増加したことが見られるが、これは実質的に日本円の役割が増加したことではなく、この期間米ドルが過大評価されていたことによるものであると指摘している。また、1991年から1992年にかけてシンガポール、マレーシア、タイの場合には、日本円が有意であったことが見られるが、その値が大きくなり、全体の期間で見ると、東アジア諸国の通貨政策に日本円の役割が増加している傾向が見られないと分析している。彼らは、貿易と通貨面において東アジア域内に円ブロックが形成されている証拠がなく、東アジア諸国が米国とかなりの交易量を持つため、国際取引通貨である米ドルに強くリンクしていると指摘している。

Takagi (1996) は、1980～1995年にかけて円ドルレートの切り下げや切り上げの際、東アジア通貨の対米ドルレートに関する行動を観察した後、タイバーツ以外の通貨は円ドルレートの変動に非対称的 (asymmetric) に反応している

と指摘している。東アジア各国は、確かに為替政策の目的によって米ドルや日本円などに対して異なるウェイトを与えてきた。彼は、円ドルレートの変動に対して、東アジア通貨の行動パターンを競争関係 (competitive relationship) と協調関係 (cooperative relationship) に分けて分析している²⁾。その結果、円ドルレートの切り上げの際、韓国のウォンとマレーシアのリングは米ドルに対して切り下げになる傾向が強く見られた。これは両国の為替政策の目標が輸出促進にあり、日本円は輸出市場で競争国の通貨であることを意味していると判断される。一方、シンガポールドルの場合、対米ドルレートが切り上げになる傾向があり、為替政策の目標が物価安定にあると分析している。そして、シンガポールドルは日本円に対して協調的な関係であると結論づけている。

Gan Wee Beng (2000) は、東アジアの通貨危機前後 (95. 1. 2 ~ 97. 7. 1 と 97. 7. 2 ~ 99. 12. 30) において、円ドルレートの変動に対して東アジア通貨の対米ドルレートの変動を測定し、通貨危機前後構造的変化があったかどうかについて検定した³⁾。まず、95. 1. 2 ~ 97. 7. 1 の期間に、フィリピンペソ、インドネシアルピア、韓国ウォンと台湾ドルの対米ドルレートは、円ドルレートが 1% 変化すると、0.05% 以下の変化を見せている。そして、日本円に対する cross rate は 0.95% 以上になっている。一方、タイバーツ、マレーシアリング、シンガポールドルの場合、0.10~0.17% まで変動し、円ドルレートの変動に敏感である。つまり、この期間に、フィリピンペソ、インドネシアルピア、韓国ウォン、台湾ドルは米ドルに強くペッグしていることが見られる。しかし、97. 7. 2 ~ 99. 12. 30 の期間では、韓国ウォンと台湾ドルを除く、全ての国で日本円に強くリンクしており、そのうち、インドネシアルピアの対米ドルレートは円ドルレート 1% 変化に 0.65% 位変化している。特に、マレーシアの場合、1ドル 3.80 リングに固定する以前には比較的高い変動率を記録したことも見られる。

また、彼は通貨危機前後にわたって、これらの国の係数に構造的な変化がないと言う帰無仮説を検定している。二つの期間で分析されたように、韓国と台

湾において帰無仮説を棄却できなく、通貨危機以後にも両国は米ドルに強くペッグしていると見ている。

Masahiro Kawai and Shigeru Akiyama (2000) は、1990～1996年にかけて発展途上国の為替政策を分析している⁴⁾。回帰残差の標準誤差 (the estimated standard error of regression) で定義された各国為替レートの変動率を用いて為替制度を検討した結果、多くの国が単一通貨及びバスケット通貨に固定していることがわかった。表2-1は発展途上国のうち東アジア各国に当たる国々である。米ドルグループは米ドルのみ、そして、他の単一通貨グループは他の単一通貨のみ、またはバスケット通貨グループは複数通貨が有意であることを示している。

彼らは、また通貨危機前後、東アジアにおいて主要通貨あるいは日本円の役割がどれだけ変化してきたか分析している。まず、1994年から通貨危機直前にわたって、数値は大きくないものの、大体日本円のウェイトが有意であったことがわかった。そして、通貨危機中、ある国では米ドルのウェイトが減少する傾向が見られるなか、日本円のウェイトは大きく増加していることが分析された。しかし、通貨危機以後には、再び米ドルのウェイトが危機以前のレベルに戻る傾向が強く、ある国では日本円が有意ではないことが見られている。

そして、通貨危機前後において、東アジア諸国間の為替レートの相関関係を見ると、危機以前では0.9にいたる強い相関があったのが、危機中変動相場制へ移行する国が多かったため、相関が落ちていた。しかし、1998年末には、インドネシアルピアを除く東アジア諸国間の為替レートの相関が危機以前のレベルに戻り、高くなっていた。彼らは、こういう東アジア諸国間の為替レートの相関を最も明らかにするため、回帰式の予測値間の相関と回帰式の残差項間の相関に分けて分析した。回帰式の残差項は、回帰式で説明できないところあるいは予測不可能な部門を示し、為替レートの変動性として読み取れる。したがって、回帰式の残差項間の相関が高いというのは、説明できないことで国々相互間影響を受けていると読み取れる。まず、回帰式の予測値間の相関を見ると、

その相関値が、危機以前では‘1’に近いものであったが、危機中では急に落ち、1998年末には危機以前の相関レベルに戻っていたことが分かった。これは、1998年末ごろから、東アジア地域においての為替制度が安定性を取り戻していることを示す。

また、回帰式の残差項間の相関を見ると、危機以前では、相関係数が‘0’中心に分布し、各国の為替レートの変動性間に有意な関係が見られなかった。これは、危機以前、東アジア諸国が似たような米ドル・ペッグ制を採用していたことを示すものである。しかし、危機中では、その相関係数が‘プラス(正)’に分布し、説明できないことで国々相互間影響を受けていることを示している。つまり、通貨危機中、東アジア通貨の為替レートは回帰式で説明できないショックによって伝染したかもしれないと、分析の最後に述べている。

Shinichi, Fukuda (2002) は、通貨危機後、東アジア通貨が再び米ドルと強く連動していることに注目し、通貨危機後非常に短い期間に、大きな為替制度への変更を伴わず（マレーシアを除く）、なぜ東アジア通貨が対米ドルとの連動性が高くなったかについて分析している。特に ASEAN 3 カ国（マレーシア、シンガポール、タイ）において、いつ頃から、そしてどれだけ為替レートの変化が生じたかを分析している。彼は、一般的に経済的結びつきの強い国の間では一国の為替政策の変化が他の国の為替レートに変化を及ぼす可能性が高いことに注目し、域内貿易の割合が高い ASEAN 3 カ国において、マレーシアが1998年9月から固定相場制を採用した後、シンガポールドルとタイバーツがドラチックに米ドルと再び強い相関を持ち始め、米ドル・ペッグに戻っていると分析している。

マレーシアが固定相場制を採用する以前、すなわち1998年1月から1998年8月までの8ヶ月間、3カ国においてバスケットに占める日本円のウェイト（シンガポール0.65、タイ0.75）は米ドル（シンガポールドル0.41、タイバーツ0.16）より相当に高いものであった。しかし、マレーシアが固定相場制を採用した後（1998年9月から1999年12月）、日本円のウェイトは、シンガ

ポールが0.16, タイが0.14であったことに対して, 米ドルはシンガポールが0.78, タイが0.81となり, ドラスチックな変化が生じたことが分析されている。また, 円ドルレートの変動に対してシンガポールドルとタイバーツがどれぐらい反応しているか検討した結果, 円ドルレートが切り下がる時に(1998年9月から1999年12月を除く全観察期間), 両国通貨は, 切り上がる時より少なくとも日本円により大きなウェイトを与えていることが分析された。

Hazel Yuen (2000) は, 最適通貨地域理論に基づき, 需要ショックと供給ショックの対称的な相関関係を分析し, 東アジア地域が最適通貨地域を形成する可能性があるかについて分析した。具体的に彼は, 構造ショックを, 需要が生産(output)に与える短期的なショック(transitory nominal disturbances)と供給が生産に与える恒久的なショック(permanent supply disturbances)に分けて, それぞれのショックにおいて各国間の相関関係を分析した。分析の結果, 両ショックに対して対称的な関係⁵⁾が強く見られる国々を選び出し, この国々が通貨グループとして妥当であると分析している。また, 東アジアは多様な経済条件や発展段階の違いのため, まず, ショックの対称性, 地理的近接性, そして社会的親和性を満たす小通貨グループ(smaller currency areas : clusters)からはじめ, 後に他の国もこの小通貨グループに含める形で通貨グループの範囲を広げることが望ましいと述べている。そして, 小グループの収斂程度が高まると, このグループにおいて通貨地域圏を形成し, 長期的に経済統合が進めば, 地域通貨に参加する国々において一つの通貨を創出することができると分析している。

表2-2は構造ショックに対する各国間の相関関係をまとめたものである。これによれば, 通貨統合の可能なこの小グループは, 東南アジアエリアのシンガポールとマレーシア, 東北アジアエリアの韓国と日本, そして中国エリアの台湾と香港が候補としてあげられる。

2. 東アジア為替制度の変遷と対米ドルレートの推移

東アジア諸国は1973年ブレトンウッズ体制崩壊以後さまざまな為替制度に移行してきた。表2-3は東アジア諸国の為替制度に関するIMFの公式的報告であり、いくつかの特徴が見られる。まず、東アジア諸国の為替制度は固定為替相場制であるカレンシーボード制（香港）から変動為替相場制まで多様な制度を採用している。そして、通貨危機を境に、マレーシア（1998年9月にドル固定相場制を採用）を除く東アジア諸国は管理変動相場及び変動相場制に移行したことが示されている。2000年9月より、タイとインドネシアは変動相場制から管理変動相場制へ移行したと報告されており、香港、シンガポール、台湾は危機前後為替制度の変化がない。

ここで、1993.11から2002.12までの日次為替データを利用して実際に東アジア通貨の為替レートの変動性について検討してみよう。図2-1に東アジア通貨の対ドル為替レートのボラティリティーを表し、各国のボラティリティーを比較するためY軸を±6%にした。また、東アジア通貨のボラティリティーがどれ位であるかを確かにするため、純粋な変動為替相場制を採用していると言われる先進国の通貨として日本円、スイスフラン、ドイツマルクの対ドル為替レートのボラティリティーも表した。通貨危機以前を見ると、変動為替相場制を取っている先進国通貨は東アジア通貨よりすべて大きく変動していることがわかる。そして、全観察期間に渡って先進国通貨のボラティリティーが高く、危機以前に著しい変動が見られる。しかし、東アジア通貨は全体的にボラティリティーが低く、その変動が危機前後で大きいのである。

表2-4によって東アジア通貨の対ドル為替レートの標準偏差を見れば、確かに危機以前は東アジア通貨の標準偏差が先進国通貨より相当低く、米ドルに安定していたと見られる。これは、IMFが報告した東アジア各国の為替制度とは必ずしも合致しないのである。というのは、国によってある程度の差があるが、名目上の為替制度の変化にもかかわらず、各国の為替政策当局が為替市場に度々介入していたと見られるのである。

表2-4を詳しく見ると、1997年6月まで、フィリピンを除く全ての東アジア諸国通貨のボラティリティーは低かった。フィリピンの場合、1990年代前半ボラティリティーが高かった後1995年に入ってから安定していた。通貨危機中には、資本と為替市場の混乱によって各国通貨のボラティリティーがはるかに高くなっており、特にインドネシア、韓国、タイ、マレーシア、フィリピンが大きく変動している。

通貨危機以後では、国によって異なる変化が見られる。まず、マレーシアは資本統制を始めた1998年9月から米ドル固定為替相場制を採用することによって、為替レートのボラティリティーを0にした。韓国とタイの場合、ボラティリティーは非常に減少したが、危機以前よりまだ高い。そして、インドネシアとフィリピンのボラティリティーは危機中より減っているが、危機以前の水準にまだ戻っていない。しかし、通貨危機の影響があまり大きくなかったシンガポールと台湾の場合には、他の東アジア諸国より早く危機以前のパターンに戻っていた。総じて、通貨危機以降、インドネシアを除く東アジア諸国通貨のボラティリティーはより高いものの、緩やかに安定性を取り戻していると観察される。

第2章 東アジア諸国の為替政策についての推計

1. 分析モデルの設計

前述したように、IMFによって報告された東アジア諸国の為替制度を実際に各国の為替レートの動きと比べると、現実性に欠けていることがわかる。そして、日次為替データの標準偏差で見たように、通貨危機以後、危機以前ほどではないが、東アジア通貨の対米ドルレートが安定を取り戻していることが見られた。したがって、東アジア諸国が危機を境に本当に為替制度を変更したかについて疑問が浮かび上がる。ここで、日次為替データを用いて東アジア通貨の対米ドルとの連動性と東アジア諸国の為替制度の変化について実証してみる。

通貨危機以前、東アジア諸国は、少なくとも世界主要通貨で構成される通貨バスケット制を採用していた⁹⁾。通貨バスケット制は管理変動相場制の一種で、主要貿易相手先国の通貨および SDR (Special Drawing Rights) 等を考慮したバスケット・レートによって東アジアの国々の為替レートが決定される。しかし、通貨バスケットのうち主要通貨のウェイトは公表せず、しかもそのウェイトを度々変更させてきたといわれている⁷⁾。それで、東アジア諸国が実際どのように為替制度を行っているのかを理解するため、各国の為替レートの動きを観察して統計的に推計する必要がある。

Frankel and Wei (1994) は、東アジア諸国が自国通貨の為替レート安定を目標として通貨バスケットを構成していると仮定して、その構成通貨とそのバスケット・ウェイトを推計することによって各国の為替制度や政策を分析している。彼らは、分析対象通貨の価値を測定するためにニューメールとしてスイスフランを選択した。たとえば、スイスフランに対する米ドルの変化を通じてスイスフランに対する韓国ウォンの変化を大きく説明することが可能であれば、韓国ウォンは実際米ドルに強く連動していると言える。かわりに、スイスフランに対する日本円の変化を通じてスイスフランに対する韓国ウォンの変化を説明できれば、韓国ウォンは日本円と強く連動していると言える⁸⁾。

Frankel and Wei によって、東アジア諸国 (Home) が自国通貨の為替レート安定のため、スイスフランを価値尺度とする通貨バスケットを採用すると仮定し、バスケット構成通貨として米ドル、日本円、そしてドイツマルクを選択しているとしよう。これを簡単な方程式で表すと、

$$E(\text{Home}/\text{SF})_t = E(\text{USD}/\text{SF})_t^{\beta_1} * E(\text{JPY}/\text{SF})_t^{\beta_2} * E(\text{DEM}/\text{SF})_t^{\beta_3} \quad \text{式(1)}$$

になる。式(1)は、ニューメールであるスイスフランに対する東アジア各国通貨の交換比率が、米ドル、日本円、ドイツマルクのスイスフランとの交換比率の加重平均できまることを意味している。 β_1 , β_2 , β_3 はバスケットを構成する米ドル、日本円、ドイツマルクのウェイトである⁹⁾。

固定為替相場の下でも経常収支赤字などの不均衡を解決するために為替レートの調整がしばしば行われている。この場合、式(1)を調整可能なバスケット・ペッグ制にすれば、

$$E(\text{Home}/\text{SF})_t = A * E(\text{USD}/\text{SF})_t^{\beta_1} * E(\text{JPY}/\text{SF})_t^{\beta_2} * E(\text{DEM}/\text{SF})_t^{\beta_3} \quad \text{式(2)}$$

で表すことができる。Aは経常収支やインフレーション率、GDPギャップ等を反映する係数を意味する。

東アジア通貨制度を回帰分析で推計するため、式(2)を線形式に転換すれば、両辺に対数転換を行い、時系列の安定性を考慮するため一次階差を取ると、式(3)のようになる。

$$\Delta e(\text{Home}/\text{SF})_t = a + \beta_1 \Delta e(\text{USD}/\text{SF})_t + \beta_2 \Delta e(\text{JPY}/\text{SF})_t + \beta_3 \Delta e(\text{DEM}/\text{SF})_t + \mu_t \quad \text{式(3)}$$

式(3)は、世界3大主要通貨である米ドル、日本円、ドイツマルクの対スイスフランとの変動を通じて東アジア各国の通貨の対スイスフランとの変動を説明する回帰方程式である。 μ_t は回帰残差項である。残差項の標準誤差は、通貨バスケットの構成通貨三つ以外の影響を反映しており、為替レートの変動性として読み取れる。また、係数 β_1 、 β_2 、 β_3 の標準誤差は、東アジア通貨がそれぞれの主要通貨にリンクする割合に対する正確性を示している。

式(3)は、バスケット・ペッグ制ではなく、変動相場制を取っているが完全な変動相場制ではない（管理変動相場制）場合にも適用できる。一方、完全な変動相場制の下には、為替レートの変動は為替市場の需給によって決定されるので、係数推計は統計的に意味がないと考えられる。したがって、式(3)の係数 β_1 、 β_2 、 β_3 と残差項 μ_t に関して以下のように仮定を立てられる¹⁰⁾

まず、東アジア通貨が単一通貨、例えば米ドルに完全にペッグしている場合、 β_1 係数値は‘1’、 β_2 と β_3 係数値は‘0’になり、残差項の標準誤差は‘0’になる。そして、厳しいペッグではないが、ある程度単一通貨に緩やかにペッグして安定する場合には、この単一通貨の係数値は統計的に有意な値で‘1’

に近くなり、残差項の標準誤差は小さな値で表される。もし、複数通貨にペッグ（例えば、通貨バスケット制）すれば、係数 β_1 , β_2 , β_3 値は統計上に有意であり、係数値の合が‘1’に近くなる。また、純粋な変動為替相場であれば、係数 β_1 , β_2 , β_3 値は有意でなく、残差項の標準誤差も大きくなるのである。各係数の標準誤差は、各主要通貨との連動性を表す係数の安定性として読み取れる。例えば、もし通貨当局が主要通貨に何らかのウェイト付けをしながら通貨バスケット制を採用しているならば、あるいはもし通貨当局が米ドル・ペッグ制を採用しているならば、どれほどに厳格に通貨バスケットのウェイトや米ドル・ペッグ制を維持しているかを示すものと解釈することができよう。

本研究では、式(3)に基づいて東アジア通貨（韓国ウォン、シンガポールドル、香港ドル、台湾ドル、タイバーツ、マレーシアリング、インドネシアルピア、フィリピンペソ）の為替制度を推計する。回帰式で用いられるデータは、各国の日次為替レートであり、分析期間は通貨危機以前（1993.11～1997.5）、通貨危機中（1997.6～1998.12）、通貨危機後（1999.1～2002.12）に分けて検討する。また、回帰分析において、残差項に自己相関が見られたため、AR1法によって一階自己回帰モデルを利用した¹¹⁾

2. 推計結果

(1) 通貨危機以前

表3-1は通貨危機以前の回帰分析結果で、東アジアの多くの国が対米ドルと強く連動しているのが明らかに見られる。式(3)係数 β_1 値が最低0.84（シンガポールドル）から1.00（香港ドル、フィリピンペソ、インドネシアルピア）まで示されている。残差項の標準誤差が0.005を下回っており、為替レートが非常に安定している。また、調整済み R^2 値も高い水準であり、スイスフランに対する主要通貨の為替レート変動がスイスフランに対する東アジア通貨の為替レートの変動をよく説明している。そのうち、香港・ドルの β_1 値は完全に‘1’であり、為替変動性も‘0’に近いため米ドル固定為替相場制であるこ

とを示している。こういう結果は、表2-4から見たように、通貨危機以前で東アジア通貨の対米ドルレートの標準偏差が、自由変動為替相場制を採用している先進国より相当低く、安定していることから読み取れるのである。

IMFによると(表2-3)、フィリピンの場合、通貨危機前には、管理変動為替相場制を採用していたと報告されているが、回帰結果によれば、為替政策当局が為替市場に強く介入していたことが見られる。また、インドネシアの場合、通貨危機前には、自国通貨を年間4~5%切り下げていたが(クローリングペッグ)、 β_1 値が‘1’に近く、t値も150.75で他の東アジア国より最も高く示され、実際に米ドル・ペッグ制であったことを示唆している。そして、韓国、台湾、タイ、マレーシアの β_1 値も高い水準である中、日本円(β_2)も、米ドルのそのものと比べ、小さな値でありながら統計的に有意であることが示されている。シンガポールの場合、 β_1 、 β_2 、 β_3 が全て統計的に有意な値であり、他の東アジア通貨とは異なるパターンを見せている。長期的に国内資本市場の安定を維持してきたシンガポールは、米ドル以外に他の主要通貨も含まれる通貨バスケットに連動していると分析される¹²⁾

(2) 通貨危機中

通貨危機中、東アジア諸国は対米ドルリンクを放棄していた。表3-2は通貨危機中の回帰結果で、大量の資本流出と為替レートの不安定によって、政策当局の為替レート統制が難しくなったことを示している。

まず、韓国と香港を除く、全ての国々における β_1 値が減りながら、すべての国(香港を除く)で残差項の標準誤差が増加し、回帰式の説明力を示す調整済み R^2 も大きく減少した。特に、通貨危機の影響を直接受けた韓国、タイ、インドネシアとともにフィリピン、マレーシアの調整済み R^2 は大きく下落している。ただし、通貨危機の影響が他の国より小さかった香港、シンガポール、台湾の場合には、調整済み R^2 が比較的高く、為替変動性が他の国より低いものであった。シンガポールと台湾は、通貨危機中米ドルのウェイトを減らすこ

とと同時に急激に切り下げになった日本円のウェイトを増やしたことによって通貨危機からの影響を軽微にしたと見られる。そして、マレーシアは、通貨危機直後に変動為替相場制へ移行していたが、1998年9月から資本流入規制の導入とともに米ドルに対する固定為替相場制を採用したため、残差項の標準偏差で見た為替レートの変動性が通貨危機の影響を直接受けた国より比較的低い(0.0111)ものであった。

また、危機以前と比べると、 β_1 値は全ての国で有意であるが、その減少幅は、特にタイとインドネシアで最も大きいものであったのに対し、 β_2 値は韓国と香港を除いて全ての国で有意になっており、そのうち、インドネシアでは0.85を示し、危機中東アジア諸国が通貨バスケットに日本円のウェイトを大きく与えたことが見られる。そして、香港を除いた β_1 の t -値は、危機以前より非常に小さくなっており、シンガポール、タイ、マレーシア、インドネシアの場合では、 β_1 の t -値が β_2 の t -値より低めであった。これは、これらの国において、回帰式の説明力が低いものの、日本円が統計上で米ドルより有意性が高くなっていったと読み取れる。

(3) 通貨危機以後

通貨危機以後の東アジア為替制度を見る(表3-3)と、危機以前より国によって異なる結果が見られる。ある国では危機以前のように対米ドル安定に戻る傾向があり、ある国では危機以前と異なるパターンを見せている。全観察期間を通して米ドル・ペッグを維持している香港は、確かに β_1 値と調整済み R^2 が '1' になっており、残差項の標準誤差も危機以前より小さな値を見せている。そして、マレーシアも米ドル固定為替相場制を公式的に採用したことが明らかになっている。台湾の場合、 β_2 値が危機以前と危機中より減る一方で、 β_1 値が危機以前の水準に戻っており、高い調整済み R^2 と小さな残差項の標準誤差から読み取れるように対米ドルリンクが高まっている。インドネシアも β_1 値が高くなっているが、調整済み R^2 が小さく、残差項の標準誤差も危機以前よ

り高めである。これは、ほかの東アジア諸国より為替変動性が高くなっていることを示すものであり、インドネシアの政策当局がしばしば為替市場に介入して対米ドルレートの安定を図ったが、国内の社会的および政治的な不安定性によってなかなか為替レートの回復ができなかったといえる¹³⁾

β_1 が有意であるがその値が危機以前より減少している韓国、シンガポール、タイ、フィリピンの場合には、 β_2 値が0.12 (フィリピン) から0.19 (韓国) にまで増加している。しかし、これらの国々に対しては、米ドルのウェイトが減りながら日本円のウェイトが増加したことから見ると、危機以前のような為替制度のパターンであるとは限らない。

東アジア為替制度に関する代表的先行研究として Kawai and Akiyama (2000) と Mckinnon (2002) は、通貨危機以降の東アジア通貨制度は危機以前に戻っていると指摘している。例えば、Kawai and Akiyama (2000) の研究では、通貨危機以降、米ドルのウェイトが再び増加していることに対して、東アジア諸国が変動為替相場へ移行したと主張しているにもかかわらず、危機以前のように東アジア通貨の為替レートが米ドルと連動性を取り戻していることを意味すると指摘している。これは、実際に東アジア通貨の為替レートが安定を求めていたことや、あるいは経済成長が再び上昇傾向であったため、自国通貨の急な上昇に対する為替政策当局の恐れを反映していると述べている。いずれにせよ、このパターンは、東アジアの為替政策において米ドルの役割が取り戻されていることを意味すると指摘している。Mckinnon (2002) も通貨危機以降、米ドルのウェイトが国々によって少し異なっているが、危機以前の水準に戻っていると分析している。

しかし、基本的に彼らの分析に用いられたデータの観測値は1999年から2000年初半であったため、その後の東アジア為替制度の変化を提供するのができなかったといえる。そこで、危機以降の期間を1999年1月から2002年12月まで伸ばして観察した本研究の結果を通してみると、香港とマレーシアを除いた東アジア国々の為替制度は、危機以前ほど米ドルのウェイトが大きく

なく、その有意性も低下していると見られる。

危機以後の結果をまとめれば、一つ目は、 β_1 値は危機以前の水準ではないが危機中より高めであり、その t -値が危機以前より減少していることである。 β_1 値が高いのは東アジア通貨の為替レートが米ドルに強く連動することを意味しているが、危機以前よりも減少している t -値によれば、 β_1 値は危機以前と比べ確かに統計上有意性が落ちており、東アジア通貨制度が危機以前と変わらないとは限らない。二つ目は、通貨危機前後の残差項の標準偏差を見ると、危機前 0.005 以下の水準で極めて安定的であったのに対して、危機以降では、香港、シンガポール、台湾、マレーシアを除く韓国、タイ、インドネシア、フィリピンではやや高まっている。ということは、通貨危機以降、東アジア諸国が変動為替相場制へ移行した結果として読み取れるかも知れない。三つ目は、 β_2 値とその t -値が、香港、台湾、マレーシアを除くすべての国で増加を見せており、通貨危機を境に、東アジア通貨バスケットに日本円の役割が増えたことを示す。特に、こういう日本円のウェイトの増加は、円の対米ドルレートの急激な切り下げであった危機中でも見られ、危機以後では、危機中ほどではないものの、日本円が東アジア諸国の通貨バスケットの中で有意な名目アンカーとして位置づけられているだろう。そして、東アジア諸国が、危機以後、高まっている円ドルレートの変動性からの影響に対して、少なくとも対応していることを意味するだろう。

以下からは、東アジア諸国の為替制度が多様化になっていると見られる中、まだ強く米ドルと連動している理由について幾つか考えてみる。また、通貨危機以後、日本円のウェイトを有意に増やしていることから、東アジア諸国の通貨の為替レートが円ドルレートの変動のような外部環境の変化にどれぐらい反応しているかについて検討する。

3. 為替安定と強い米ドルリンクの理由

上述したように、通貨危機以後東アジアの為替制度が多様化されたことが見

られる中、東アジア通貨バスケット上に米ドルのウェイトがまだ強めである。これは、東アジア諸国が変動為替相場制へ移行したにもかかわらず、各政策当局が為替政策上に自国通貨の為替レートをまだ対米ドルに強く安定させていることを意味する。通貨危機以前、東アジアの通貨バスケット上に米ドルの割合が高かったため、米国よりインフレが高い東アジア諸国通貨の実質実効為替レートが過大評価され、国際為替市場から投機的攻撃を受けた。それで、東アジア諸国の強い米ドルリンクは通貨危機の一つの原因になったと言われるのである。しかし、東アジア諸国は、なぜ純粋な変動為替相場制より為替レートの安定を強く選考するのだろうか。そして、自国為替レートの安定の選択肢として、なぜ対米ドルに強くリンクしているのだろうか。

(1) 為替安定の重要性

通貨危機以後にも東アジア諸国は純粋な変動為替相場制より為替安定の方を優先する傾向が見られる。東アジア諸国が為替安定を重視するのは、少なくとも経済成長のために貿易や直接投資を重視していることを示す。変動為替相場制であれば、過大な為替変動性による貿易と直接投資への悪い影響が避けられないため、輸出向け経済成長に不適切な為替制度と思われている。特に、東アジアのような小国でありながら貿易依存度が高く資本や技術が乏しい国々にとっては、為替安定は貿易と直接投資の伸びを可能にする。Mckinnon (2000)によれば、東アジアが行った1960年代から1990年代前半までの経済奇跡というのは、為替安定が非常に貢献したと述べている。

また、現在「Original Sin (：原罪)」¹⁴⁾と呼ばれる東アジアの金融市場不安定性により海外から借り入れを行うためには外貨建てでなければならない状況である。「Original Sin」は、経済主体が自国通貨建てでは長期的に海外からの借り入れができない状況を意味するものである。ちなみに、東アジアの金融市場の未成熟さから、東アジア諸国が抱える対外債務の大半は米ドル建ての割合が高いため(表3-4)、対外債務の通貨ミスマッチ(a currency mismatch)があり、

中長期貸付けに対して短期的な借り入れを通じて行うしかないという満期ミスマッチ (a maturity mismatch) を起こしやすい構造にある。Mckinnon (2000) によると、東アジア諸国には債券市場が十分発達していないため、通貨先物市場やオプションのようなヘッジ手段がうまく果たされないと指摘している。それで、各政府は、米ドルのような主要通貨に対する為替安定を通して為替リスクを緩和する傾向があると述べている。米国、日本、西欧のように金融市場の成熟と経済制度の弾力性がある経済では、完全な変動為替相場制による問題を受け止められる。しかし、金融市場と為替市場の未成熟な東アジアの場合、大きな為替変動性を吸収できる能力が十分ではないため、政府当局はある程度為替安定を選好するわけであろう。

(2) 米ドルリンクによる為替安定

通貨危機以前までの東アジア諸国の急激な経済成長は対米ドルの安定から促進された。1980年半ば以降、円高が急激に進む中、東アジア通貨が米ドルに強くリンクしていたため、日本からの直接投資が増加し、地域間、そして対世界貿易拡大を招いた。急激な日本円の切り上げは、日本の国際競争力を低下させ、多くの日本企業の生産設備を東アジアへ移転させることになった。日本企業の立場から見れば、日本円に対して切り下げであった東アジアで低廉に生産し、米国や欧米へ輸出するメリットがある。この円高と日本企業の行動は、東アジア地域に生産の国際分業化を進め、少なくとも円安時期に入る前であった1995年初半までには東アジア諸国の産業化に貢献したと言える。しかし、通貨危機からも見られたように、東アジア通貨の強い対米ドルリンクは、円・ドルレートの変動のような外生変数からの影響もかなり受けていたのである。それでは、東アジアはなぜ為替安定のため米ドルを選好するのか。

① 米ドル建ての貿易

まず、東アジア通貨が米ドルに対して安定化する傾向は、これら国の国際貿易において、米ドル建ての決済慣行が長く続いてきたことからなるものと考え

られる。これは国内の価格水準に名目アンカー (nominal anchor) を提供することを目的としたものである。表3-5は、1990年から2000年にかけての韓国の貿易決済上の通貨建別内訳である。1990年において米ドル建ての輸入決済は約80%を占めていることに対して輸出には最も高い比率を見せている。一方、日本円建ての決済比率は非常に低いもので、2000年輸入では12.4%、輸出では5.4%を示している。これは、米国とともに日本が韓国の大きな貿易先であることを考えると、かなり低いものである。そして、ドイツマルクやイギリスポンドも小さな比率は占めている。

表3-6は、日本の輸出入における決済通貨建別の内訳で、二つの特徴が見られる。まず、日本の対世界貿易における米ドル建てが大きな比率を占めている。対世界輸出が30%台を維持し、対世界輸入が20%台を示していることに対して、米ドル建ての比率はそれぞれ50%から70%まで占めている。また、日本とアジアの経済的な結びつきが深いことにもかかわらず、日本の対アジア貿易に占める日本円建て比率は低い。日本の対アジア輸出における日本円建てと米ドル建ての比率は時によって順位が変わったことが見られるが、ほぼ同じペースであり、2002年下期では日本円建てが50%を超えている。しかし、日本の対アジア輸入（アジアの対日本輸出）では、日本円建てが20%台に留まっていることに対して米ドル建ては70%を超えている。これは、最近日本政府を中心に日本円の国際化を進める中最も重要な問題点になっているのである。

② 高い対米貿易依存度

マクロ経済では、単一通貨にリンクすることによって簡単に為替リスクをヘッジするのが可能であるため、貿易や直接投資を促進することができる。Jadresic et al (1999)によれば、単一通貨に強くリンクする国は、一般的に国際資本市場との関連性が薄く、ペッグする国との貿易シェアが高いため、経済や金融システムがこの国に依存する傾向があると指摘している。特に、ペッグする国との貿易依存度と通貨ペッグの間に強い関連性がある。

表3-7と3-8によると、2001年の東アジアの対米輸出シェアは20.1%、輸

入シェアは12.4%であるのに対して、対東アジア向け輸出シェアは38.0%、輸入シェアは44.5%を占めている。この数字だけを見ると、東アジアの対米貿易依存度は必ずしも高いとはいえない。一般的にも、東アジアでは域内の貿易依存度が高いと見られるのである。

しかし、東アジアの相手国別品目別輸出を見ると、対米輸出は最終消費財、資本財の割合が多いが、一方では東アジア地域向け輸出は素材・部品が多いと分析されている。杉浦（2000）は貿易統計の分類体系を再編集することにより中間財と最終需要財を分離して、東アジアの貿易構造を分析している。彼によると、東アジア域内貿易は中間財に偏り、域内貿易がどんなに拡大しても、一旦域外向けの最終需要財輸出が減速したら、東アジアの相互依存関係は大きな打撃を受けるはずと指摘している。そして、東アジア諸国製の最終需要財を消化している国は米国であると分析している。このことは、米国が東アジア全体にとっての輸出の最終先であることを意味する。すなわち、米国向け輸出が好調であれば、地域での素材・部品の輸出が増加するという関係にあると述べている。

通貨危機以後最近では、東アジアに内需が拡大する傾向にありながらも、米国向けの輸出が増加している（表3-9参照）。特に、1999年後半からIT部門を中心に米国の需要が増加することによって、東アジアのIT関連および他の製品の対米輸出が伸びている。一方、対日本輸出は、1980年半ば19.6%増を記録した後、緩やかに減り、通貨危機とともに大きく減少していた。したがって、基本的に、東アジアにとって米国は極めて重要な市場であることには変わりはなく、東アジアが対米ドルレートに強く連動することによって、対米輸出の増加を望んでいることは無視できないだろう。（次号につづく）

注

- 1) 詳しくは、Frankel and Wei (1994), p. 299~p. 309を参照。
- 2) Takagi は、東アジア域内の通貨安定や協力次元中心して、日本円と各国通貨との関係をこういう風に提起している。例えば、円ドルレートが切り上がる時、ある国の経済政策の

目的が輸出促進にある場合、短期的に自国通貨の名目為替レートの切り上げによる輸出の減少を避けるため、米ドルとの連動性（切り上げた日本円との連動性）を高める（低める）わけで、自国通貨の対米ドルレートは切り下げになる。つまり、国際価格競争力を維持するため、自国通貨の対米ドルレートを切り下げること、こういう関係を日本円とは競争関係（competitive）であると定義している。一方、経済政策の目的が国内物価安定にある場合、米ドルとの高い連動性による名目為替レートの切り下げや国内インフレーション圧力をあまり望ましくないと考えられる。したがって、日本円との連動性が高く、対米ドルレートは切り上げる傾向があり、日本円とは協調的な関係（cooperative）である。円ドルレートの切り下げの時には、日本円と各国通貨の関係は反対になる。

- 3) Gan Wee Beng は、Frankel and Wei のように米ドル、日本円、他の主要通貨を説明変数として多重回帰を行うと、多重共線性の問題が隠れていると指摘し、代わりに以下のようなモデルを設けている。

$$\Delta \log e_{kt} = \alpha + \beta * \Delta \log e_{Yt} + \mu_t$$

e_k : 1 ドルに対する k 国の通貨価値

e_Y : 1 ドルに対する円の価値

もし、ドル・ペッグの場合、東アジア通貨の対米ドルレートは、円・ドルレートの変動とは独立的であり、係数 β の値は '0' に近くなる。一方、日本円に強くペッグした場合、東アジア通貨の対米ドルレートは円・ドルレートの変動と連動し、係数 β の値は '1' に近くなる。したがって、円・ドルレートの変動に対する東アジア通貨の対日本円レート（cross rate）の変動を、' $\beta - 1 = \phi$ ' で表すことができる。 ϕ を求める回帰方程式は、

$$\Delta \log e_{kYt} = \delta + \phi * \Delta \log e_{Yt} + \eta_t$$

e_{kY} : 1 ドルに対する k 国の通貨価値

になる。

- 4) Kawai and Akiyama はスイスフランをニューメレールとし、G-5（米ドル、ドイツマルク、日本円、フランスフラン、イギリスポンド）通貨をバスケット構成通貨として分析を行っている。この方程式は以下の通りである。

$$\Delta e_t^j = \alpha + \beta_1 \Delta e^{USD} + \beta_2 \Delta e^{PM} + \beta_3 \Delta e^{Y} + \beta_4 \Delta e^{FF} + \beta_5 \Delta e^{KJP} + \mu_t$$

Δe_t^j : t 月の j 通貨の為替レートを自然対数したものの階差

- 5) 相関係数が '+' の場合、ショックは対称的であり、'-' の場合、ショックは非対称的である。

- 6) Frankel and Wei (1994, p. 297), Mckinnon and Schnal (2002, p. 19), 福田真一 (2001, p. 210) 参照。

- 7) 小川 (2001) は、東アジア諸国が主要通貨のウェイトを公表すると、投機攻撃を受けやすいと指摘している。ちなみに、為替相場政策の透明性が高まれば、投資家は各国のファンダメンタルと固定為替相場との乖離を動いて、どのタイミングで投資攻撃をかけばよい

か判断しやすくなる。それで、東アジア諸国が、単一通貨ペッグ制よりも通貨バスケット制を採用している理由として、投機家による投機攻撃を回避するために為替相場政策の透明性を低めにしていると指摘している。

8) ニュメレールの選択に関して、Frankel and Wei (1994) は、完全なるバスケット・ペッグの場合、ニュメレールの選択にかかわらず、OLS (Ordinary Least Squares) で確かなウェイトが分かるが、そうではない場合には、ニュメレールの選択によって回帰誤差の解析が異なると指摘している。そして、彼らは、東アジア通貨の価値を説明するための適切なニュメレールとして SDR を用いて同期間にわたって分析したが、スイスフランをニュメレールにした結果とほぼ等しい結果を得た。また、Mckinnon and Schnal (2002) は、ドイツマルクは東アジア通貨のバスケットにあまり重要な役割が見られないこととスイスフランが日本円と米ドルと独立的に動いていることを指摘し、ニュメレールの選択に関する疑問を否定している。詳しくは、Frankel and Wei (1994), p297 と Mckinnon and Schnal (2002), p. 19 を参照。

9) ドイツマルクは 1999 年よりユーロに変わっているため、1999 年以後にはユーロがもっと適切な変数であると考えられる。しかし、ユーロとドイツマルクの交換比率は固定されており、その相関係数は 1.0 である。

10) 回帰方程式と係数に関する仮定について詳しいことは、Kawai and Akiyama (2000), p. 6 ~ p. 7 参照。

11) 残差項についての自己相関を解決するため、式(3)は以下のように表せる。

$$\Delta e(\text{Home/SF})_t = a + \beta_1 \Delta e(\text{USD/SF})_t + \beta_2 \Delta e(\text{JPY/SF})_t + \beta_3 \Delta e(\text{DEM/SF})_t + \mu_t$$

$$\mu_t = \rho * \mu_{t-1} + V_t$$

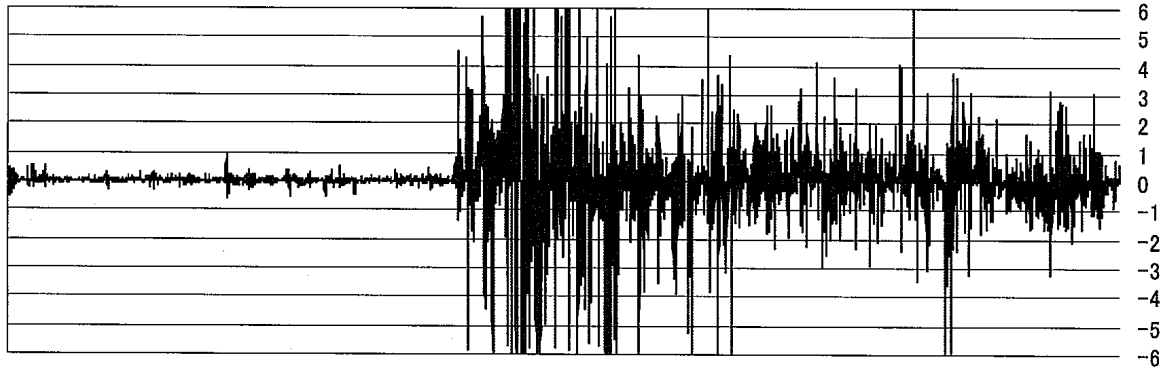
$$\text{ただし、} t = 1, 2, 3, \dots, T, -1 < \rho < 1$$

12) シンガポールの場合、為替政策の目標として、日本・円やドイツマルクなどが相当な割合を占めている SDR を選択していたため、 β_1 とも β_2 , β_3 も有意な値になっている。

13) 通貨危機以後にもインドネシア・ルピアの為替変動性は、他の東アジア国より高く、回帰式の説明力も低いものであるため、先進国のような純粋な変動為替相場制ではないのが、ある程度変動為替相場制として読み取れる。

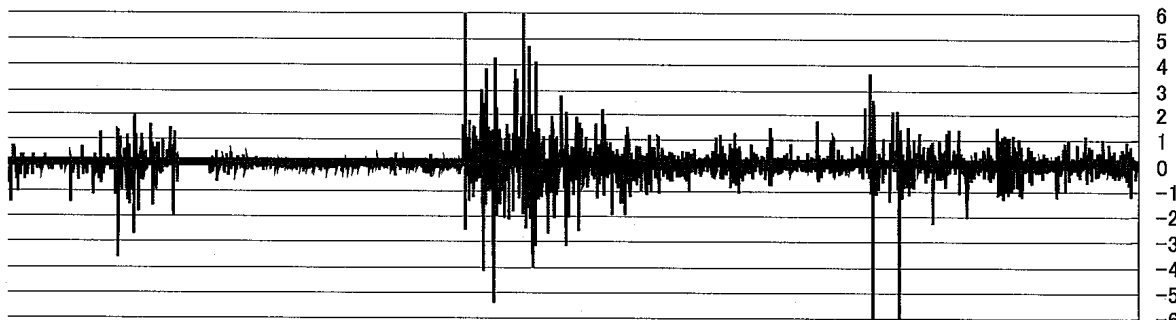
14) Original Sin と呼ばれる仮説をはじめに主張したのは Eichengreen and Hausmann (1999) である。

インドネシア・ルピア



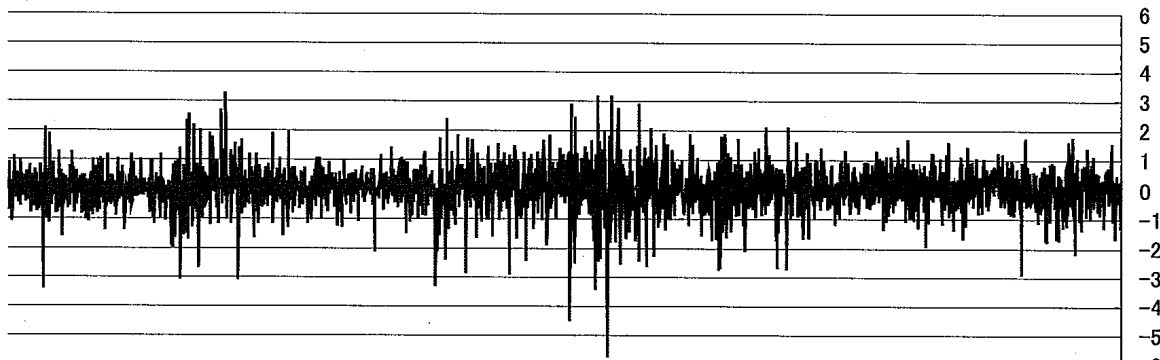
N- M- J- N- M- J- N- M- J- N- M- J- N- M- J- N- M- J- N- M- J- N- M- J- N- M- J- N-
 93 94 94 94 95 95 95 96 96 96 97 97 97 98 98 98 99 99 99 00 00 00 01 01 01 02 02 02

フィリピン・ペソ

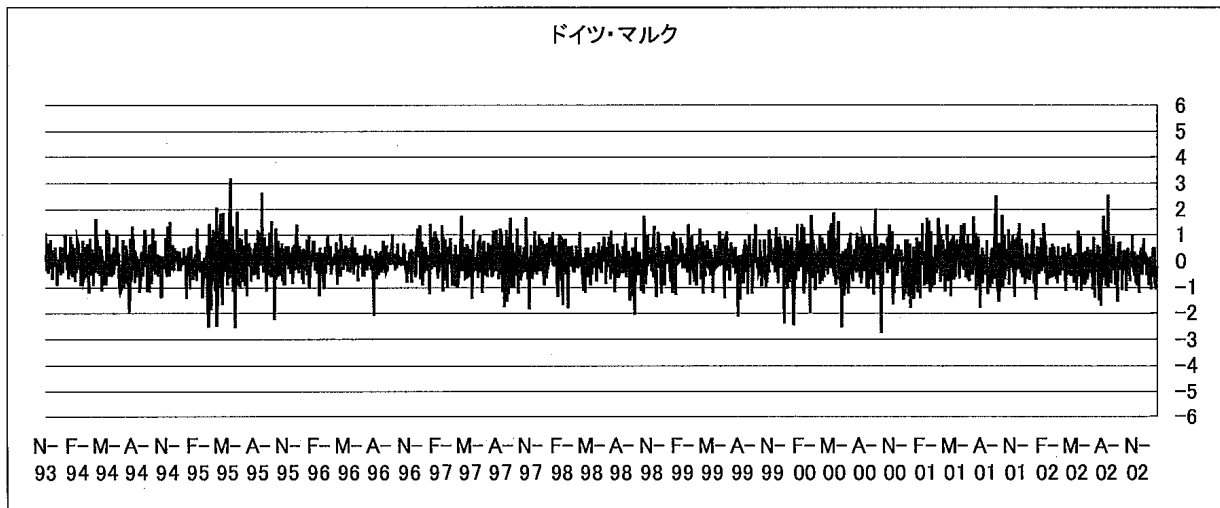
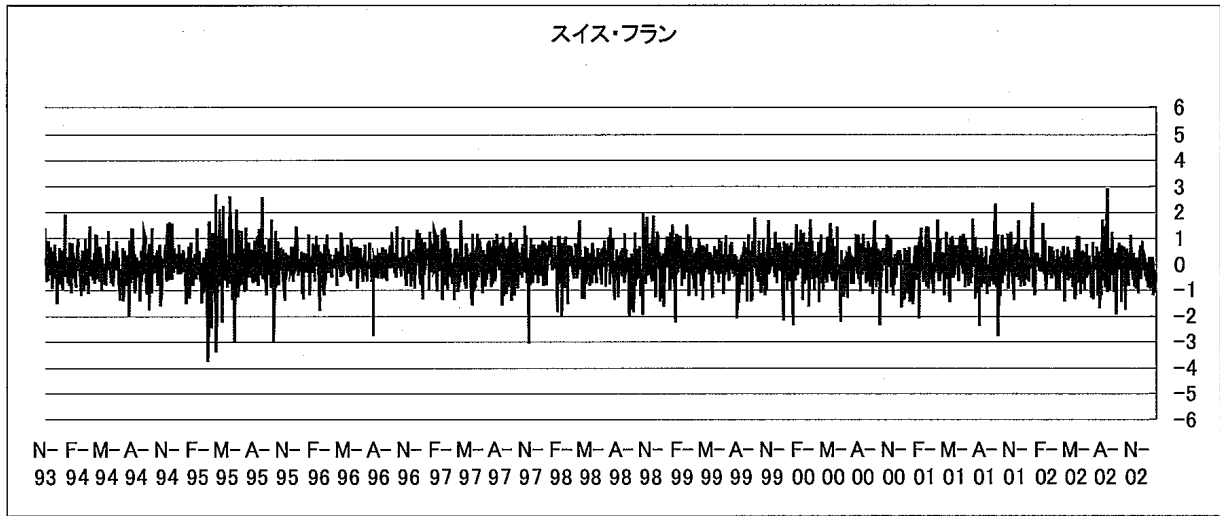


N- F- M- S- D- A- J- O- F- M- S- D- A- J- O- F- M- S- D- M- J- O- F- M- S- D- M- J- O- F- M- A- D-
 93 94 94 94 94 95 95 95 96 96 96 96 97 97 97 98 98 98 98 99 99 99 00 00 00 00 01 01 01 02 02 02 02

日本・円



N- F- M- A- N- F- M- A- N- F- M- A- N- F- M- A- N- F- M- A- N- F- M- A- N- F- M- A- N- F- M- A- N- F- M- A- N- F- M- A- N-
 93 94 94 94 94 95 95 95 95 96 96 96 96 97 97 97 97 98 98 98 98 99 99 99 99 00 00 00 00 01 01 01 01 02 02 02 02



(注1) 東アジア通貨の対米ドルのボラティリティーは自然対数の階差としたもの

(資料) PACIFIC-Exchange Rate Database System Retrieval Interface (<http://pacific.commerce.ubc.ca>)

表2-1 通貨危機以前、東アジア各国の為替政策

変動率<0.005					
米ドルグループ	主要通貨	他の単一通貨グループ	主要通貨	バスケット通貨グループ	主要通貨
香港	USD [#]			タイ	USD [#] , JY, DM, UKP
インドネシア	USD [#]			シンガポール	SDR, USD
0.005<変動率<0.015					
米ドルグループ	主要通貨	他の単一通貨グループ	主要通貨	バスケット通貨グループ	主要通貨
中国	USD [#]			韓国	USD [#] , JY
				台湾	USD, FF, JY
				マレーシア	USD
変動率>0.015					
米ドルグループ	主要通貨	他の単一通貨グループ	主要通貨	バスケット通貨グループ	主要通貨

[#]は係数が0.80以上。

(資料) Masahiro Kawai and Shigeru Akiyama (2000)より。

表2-2 構造ショックに対する各国間の相関関係

相関関係	恒久的なショック	短期的なショック
シンガポール	マレーシア (0.61) 台湾 (0.47) 香港 (0.36)*	フィリピン (0.36)* タイ (0.70) マレーシア (0.57) インドネシア (0.55)
韓国	日本 (0.40)* 台湾 (0.36)*	マレーシア (0.34)* シンガポール (0.33)* 日本 (0.38)*
香港	シンガポール (0.36)* 台湾 (0.52)	フィリピン (0.40)* シンガポール (0.35)* 台湾 (0.34)* マレーシア (0.55) インドネシア (0.48)

*は有意水準0.05, 他は0.01。

(資料) Hazel Yuen (2000)より。

表 2-3 東アジア諸国の為替制度の推移

	1991年12月31日	1999年12月31日	2002年4月 [#]
韓 国	MF (管理変動相場制)	IF (変動相場制)	IF (変動相場制)
シンガポール	MF (管理変動相場制)	MF (管理変動相場制)	MF (管理変動相場制)
香 港	カレンシーボード	カレンシーボード	カレンシーボード
台 湾	MF (管理変動相場制)	MF (管理変動相場制)	MF (管理変動相場制)
タ イ	FP (固定相場制)	IF (変動相場制)	MF (管理変動相場制)
マレーシア	HB (ターゲットゾーン)	FP (固定相場制)	FP (固定相場制)
インドネシア	CP (クローリングペッグ)	IF (変動相場制)	MF (管理変動相場制)
フィリピン	MF (管理変動相場)	IF (変動相場制)	IF (変動相場制)

(注) FP: Other conventional fixed pegs, HB: Pegged rate in horizontal band, CP: Crawling peg, F: Managed float with no pre-announced exchange rate path, IF: Independently floating.

(資料) Fischer (2001), # IFS (2002年4月)より。

表2-4 東アジア通貨の対ドル為替レートのボラティリティー(日次)¹

(単位：%)

対象通貨	危機以前	危機中	危機以後	
	1993.11～ 1997.5	1997.06～ 1998.12	1999.01～ 2000.12	2001.01～ 2002.12
韓国ウォン (KRW)	0.24	2.58	0.44	0.52
シンガポールドル (SGD)	0.29	0.78	0.27	0.28
香港ドル (HKD)	0.04	0.04	0.03	0.00
台湾ドル (TWD)	0.25	0.50	0.26	0.22
タイバーツ (THB)	0.33	1.88	0.50	0.32
マレーシアリング (MYR)	0.28	1.55	0.03	0.01
インドネシアルピア (IDR)	0.10	3.56	1.35	0.97
フィリピンペソ (PHP)	0.27	1.11	0.45	0.54
日本円 (JPY)	0.66	1.03	0.74	0.64
スイスフラン (CHF)	0.69	0.67	0.66	0.66
ドイツマルク (DEM)	0.59	0.59	0.66	0.63

(注1) 東アジア通貨の対米ドルのボラティリティーは自然対数の階差とした標準偏差。

(資料) PACIFIC-Exchange Rate Database System Retrieval Interface (<http://pacific.commerce.ubc.ca>)

表 3-1 通貨危機以前の通貨バスケット構成比の推計結果

1993.11~1997.5		係 数			モデル		
		β_1	β_2	β_3	adj.R ²	標準誤差	DW
KRW	係数值	0.98***	0.02*	0.01	0.89	0.0024	2.00
	標準誤差	0.015	0.016	0.038			
	t-値	67.02	1.55	0.14			
SGD	係数值	0.81***	0.12***	0.07**	0.85	0.0026	2.07
	標準誤差	0.015	0.012	0.038			
	t-値	54.13	7.45	1.75			
HKD	係数值	1.00***	0.00	0.01	1.00	0.0004	2.05
	標準誤差	0.002	0.002	0.005			
	t-値	489.53	0.88	1.48			
TWD	係数值	0.94***	0.07***	-0.06	0.89	0.0024	2.03
	標準誤差	0.014	0.015	0.037			
	t-値	65.47	4.43	-1.54			
THB	係数值	0.87***	0.11***	-0.07	0.83	0.0029	2.08
	標準誤差	0.016	0.017	0.041			
	t-値	54.56	6.64	-1.75			
MYR	係数值	0.88***	0.05***	0.04	0.85	0.0027	1.99
	標準誤差	0.016	0.017	0.041			
	t-値	54.27	2.97	0.92			
IDR	係数值	0.99***	0.01	0.02	0.96	0.0010	1.98
	標準誤差	0.007	0.007	0.017			
	t-値	150.75	-1.08	1.30			
PHP	係数值	1.00***	-0.01	0.00	0.80	0.0027	2.00
	標準誤差	0.175	0.019	0.045			
	t-値	57.38	-0.49	0.03			

(注) 1. KRW：韓国・ウォン，SGD：シンガポールドル，HKD：香港ドル，TWD：台湾ドル，THB：タイバーツ，MYR：マレーシアリング，IDR：インドネシアルピア，PHP：フィリピンペソ。

2. *** 信頼集準0.05，**は0.1，*は0.15を示す。

(資料) PACIFIC-Exchange Rate Database System Retrieval Interface (<http://pacific.commerce.ubc.ca>)

表3-2 通貨危機中の通貨バスケット構成比の推計結果

1997.6~1998.12		係 数			モデル		
		β_1	β_2	β_3	adj.R ²	標準誤差	DW
KRW	係数值	1.42***	0.17	-0.50	0.11	0.0257	1.98
	標準誤差	0.222	0.142	0.486			
	t-値	6.38	1.21	-1.01			
SGD	係数值	0.60***	0.41***	0.38***	0.51	0.0066	1.99
	標準誤差	0.058	0.037	0.125			
	t-値	10.54	11.30	3.02			
HKD	係数值	1.00***	0.00	0.01	1.00	0.0004	2.12
	標準誤差	0.003	0.002	0.007			
	t-値	290.99	1.57	0.90			
TWD	係数值	0.87***	0.13***	0.16**	0.64	0.0048	1.99
	標準誤差	0.041	0.027	0.090			
	t-値	21.24	4.75	1.78			
THB	係数值	0.62***	0.49***	0.52*	0.14	0.0183	1.99
	標準誤差	0.157	0.101	0.345			
	t-値	3.95	4.89	1.52			
MYR	係数值	0.71***	0.49***	0.76***	0.25	0.0111	2.02
	標準誤差	0.125	0.081	0.276			
	t-値	5.71	6.04	2.76			
IDR	係数值	0.68**	0.85***	0.47	0.04	0.0465	2.00
	標準誤差	0.410	0.256	0.877			
	t-値	1.73	3.33	0.54			
PHP	係数值	0.86***	0.36***	0.02	0.28	0.0119	1.97
	標準誤差	0.101	0.066	0.224			
	t-値	8.44	5.39	0.07			

(注), (資料) 表3-1と同じ。

表 3-3 通貨危機以降の通貨バスケット構成比の推計結果

1999.1~2002.12		係 数			モデル		
		β_1	β_2	β_3	adj.R2	標準誤差	DW
KRW	係数值	0.85***	0.19***	-0.02	0.67	0.0046	1.99
	標準誤差	0.028	0.022	0.064			
	t-値	29.98	8.57	-0.36			
SGD	係数值	0.78***	0.17***	0.10***	0.87	0.0024	1.99
	標準誤差	0.015	0.011	0.033			
	t-値	53.56	14.39	2.83			
HKD	係数值	1.00***	-0.00	0.00	1.00	0.0002	2.15
	標準誤差	0.001	0.000	0.000			
	t-値	919.45	-0.83	0.83			
TWD	係数值	0.92***	0.03***	0.06**	0.88	0.0024	1.99
	標準誤差	0.015	0.011	0.033			
	t-値	63.63	2.61	1.95			
THB	係数值	0.78***	0.18***	0.1**	0.71	0.0040	1.99
	標準誤差	0.024	0.019	0.055			
	t-値	32.45	9.30	1.69			
MYR	係数值	1.00***	0.00	0.00	0.99	0.0005	2.03
	標準誤差	0.003	0.002	0.006			
	t-値	366.19	0.15	0.36			
IDR	係数值	0.93***	0.14**	0.12	0.17	0.0154	1.99
	標準誤差	0.093	0.073	0.214			
	t-値	9.96	1.92	0.58			
PHP	係数值	0.88***	0.12***	0.04	0.50	0.0066	2.00
	標準誤差	0.039	0.031	0.091			
	t-値	22.11	3.88	0.49			

(注), (資料) 表 3-1 と同じ。

表3-4 東アジア各国の中長期対外債務の通貨別割合

(単位：%)

	1990年		1995年		1999年	
	米ドル	日本円	米ドル	日本円	米ドル	日本円
韓国	33.0	31.5	38.5	38.2	72.5	21.1
タイ	15.8	42.9	27.1	47.9	44.2	46.3
マレーシア	31.8	36.5	48.5	34.6	60.0	29.9
インドネシア	20.9	24.6	21.5	35.3	47.4	35.2

(資料) World Bank, Global Development Finance 2001 より。

表3-5 韓国の貿易決済の建値通貨別内訳

(単位：%)

		1990年	1995年	2000年
輸出	米ドル	88.0	88.1	84.8
	日本円	7.8	6.5	5.4
	ドイツマルク	2.1	2.4	1.8
	イギリスポンド	0.5	0.8	0.7
	他	1.7	2.2	7.3
輸入	米ドル	79.1	79.4	80.4
	日本円	12.7	12.7	12.4
	ドイツマルク	4.1	3.8	1.9
	イギリスポンド	0.9	0.7	0.8
	他	3.4	3.4	4.4

(資料) 韓国銀行, Monthly Statistical Bulletin.

表 3-6 日本の輸出入決済の建値通貨別内訳

(単位：%)

輸出 (輸入)	世界			アジア			米国			EU		
	日本円	米 ドル	他	日本円	米 ドル	他	日本円	米 ドル	他	日本円	米 ドル	他
92.9	40.1 (17.0)	46.6 (74.5)	13.1 (8.5)	52.3 (23.8)	41.6 (73.9)	5.9 (2.3)	16.6 (13.8)	83.2 (86.0)	0.1 (0.2)	40.1 (31.7)	11.1 (17.9)	48.4 (50.4)
93.9	39.9 (20.9)	48.4 (72.4)	11.7 (6.7)	52.5 (25.7)	44.3 (72.0)	3.2 (2.3)	16.5 (13.8)	83.3 (86.0)	0.2 (0.2)	41.0 (31.7)	7.5 (17.9)	51.5 (50.4)
94.9	39.7 (19.2)	48.3 (73.9)	12.0 (7.0)	49.0 (23.6)	47.9 (74.2)	3.1 (2.2)	19.0 (13.3)	80.8 (86.4)	0.2 (0.3)	36.6 (38.6)	9.0 (21.9)	54.4 (39.5)
95.9	37.6 (24.3)	51.5 (68.9)	10.9 (6.8)	47.2 (34.1)	49.9 (64.2)	2.9 (1.7)	17.5 (18.4)	82.3 (80.9)	0.2 (0.6)	37.2 (40.6)	11.3 (20.2)	51.5 (39.2)
96.9	35.9 (20.5)	53.1 (72.2)	10.9 (7.3)	44.1 (23.9)	53.5 (74.1)	2.3 (2.0)	15.9 (17.5)	83.9 (82.7)	0.2 (0.1)	34.3 (40.9)	13.4 (20.2)	52.3 (39.2)
97.9	35.8 (18.9)	52.8 (74.0)	11.3 (7.1)	45.5 (23.3)	51.7 (74.9)	2.7 (1.7)	16.6 (14.2)	83.2 (85.6)	0.2 (0.2)	34.3 (41.3)	13.4 (17.0)	52.3 (41.7)
98.9	36.0 (21.8)	51.2 (71.5)	12.9 (6.7)	48.4 (26.7)	48.7 (71.6)	2.9 (1.7)	15.7 (16.9)	84.1 (83.0)	0.1 (0.1)	34.9 (44.3)	13.2 (14.3)	51.9 (41.4)
00.下期	36.1 (23.5)	52.4 (70.7)	11.5 (5.8)	50.0 (24.8)	48.2 (74.0)	1.8 (1.2)	13.2 (20.8)	86.7 (78.7)	0.1 (0.5)	33.5 (49.7)	13.0 (17.5)	53.5 (22.8)
01.上期	34.2 (23.2)	53.0 (70.4)	12.8 (6.4)	49.0 (24.2)	48.9 (74.5)	2.1 (1.3)	12.5 (20.5)	87.4 (78.8)	0.1 (0.8)	30.4 (48.1)	12.8 (16.9)	56.8 (35.0)
01.下期	35.6 (23.6)	52.6 (69.6)	11.8 (7.7)	50.1 (24.2)	47.9 (74.5)	2.0 (1.3)	12.2 (19.0)	87.7 (80.3)	0.1 (0.7)	31.3 (49.7)	12.8 (14.8)	55.9 (35.5)
02.上期	34.9 (24.2)	52.7 (69.0)	12.4 (6.8)	49.4 (25.5)	48.6 (73.2)	2.0 (1.3)	11.8 (19.4)	88.0 (80.0)	0.2 (0.6)	28.4 (49.3)	11.7 (15.0)	59.9 (34.7)
02.下期	36.7 (25.5)	50.7 (67.6)	12.6 (6.9)	51.3 (27.5)	46.6 (71.2)	2.1 (1.3)	12.0 (19.8)	87.9 (79.7)	0.1 (0.5)	28.5 (50.5)	10.4 (13.4)	61.5 (36.2)

(資料) 通産省「輸出入決済通貨建動向調査」。但し、2000年下期以後については、財務省「貿易取引通貨別比率」から。

(注) 1. 比率は金額比率。

表 3-7 東アジアの相手国別輸出割合 (2001年)

(単位:百万ドル, %)

輸出国 \ 輸入国		東アジア	ASEAN	日本	米国	欧米	世界
		金額	割合	金額	割合	金額	割合
東アジア	金額	420,732	142,550	137,018	222,695	162,622	1,106,158
	割合	38.0	12.9	12.4	20.1	14.7	100.0
ASEAN	金額	150,745	83,420	51,458	67,287	56,182	375,403
	割合	40.2	22.2	13.7	17.9	15.0	100.0
韓国	金額	49,580	16,103	16,506	31,211	19,627	150,439
	割合	33.0	10.7	11.0	20.7	13.0	100.0
シンガポール	金額	61,546	34,443	9,335	18,746	16,280	121,786
	割合	50.5	28.3	7.7	15.4	13.4	100.0
香港	金額	89,175	10,697	11,261	42,327	27,547	191,244
	割合	46.6	5.6	5.9	22.1	14.4	100.0
台湾	金額	49,383	14,536	12,714	27,552	18,302	122,410
	割合	40.3	11.9	10.4	22.5	15.0	100.0
タイ	金額	20,551	11,282	9,942	13,193	10,476	64,909
	割合	31.7	17.4	15.3	20.3	16.1	100.0
マレーシア	金額	35,707	21,597	11,770	17,808	11,964	88,202
	割合	40.5	24.5	13.3	20.2	13.6	100.0
インドネシア	金額	18,794	9,343	13,010	7,749	7,745	56,321
	割合	33.4	16.6	23.1	13.8	13.8	100.0
フィリピン	金額	10,517	4,972	5,057	8,843	6,195	32,151
	割合	32.7	15.5	15.7	27.5	19.3	100.0

(注) 東アジアは中国, 韓国, 香港, 台湾+ASEAN。ASEANはシンガポール, タイ, マレーシア, インドネシア, フィリピン, ベトナム。

(資料) Prospects for Free Trade Agreements in Asia, JETRO, 2003.1 から作成。

表 3-8 東アジアの相手国別輸入割合 (2001年)

(単位：百万ドル，%)

輸出国 輸入国		東アジア	ASEAN	日本	米国	欧米	世界
		金額	420,732	150,745	157,659	117,152	108,242
東アジア	割合	44.5	15.9	16.7	12.4	11.4	100.0
ASEAN	金額	142,550	83,420	53,969	43,640	36,781	325,611
	割合	43.8	25.6	16.6	13.4	11.3	100.0
韓 国	金額	33,267	14,029	25,286	22,181	13,765	131,019
	割合	25.4	10.7	19.3	16.9	10.5	100.0
シンガポール	金額	46,379	28,615	14,714	17,652	12,889	109,480
	割合	42.4	26.1	13.4	16.1	11.8	100.0
香 港	金額	104,078	21,266	23,249	14,028	19,965	173,796
	割合	59.9	12.2	13.4	8.1	11.5	100.0
台 湾	金額	31,607	16,125	24,214	18,122	11,354	94,362
	割合	33.5	17.1	25.7	19.2	12.0	100.0
タイ	金額	19,743	11,374	11,873	5,989	6,327	55,496
	割合	35.6	20.5	21.4	10.8	11.4	100.0
マレーシア	金額	37,551	27,016	11,013	9,358	8,212	72,276
	割合	52.0	37.4	15.2	12.9	11.4	100.0
インドネシア	金額	14,482	6,042	6,403	2,521	3,906	34,470
	割合	42.0	17.5	18.6	7.3	11.3	100.0
フィリピン	金額	14,839	6,616	8,190	7,660	3,883	39,728
	割合	37.4	16.7	20.6	19.3	9.8	100.0

(注)、(資料) 表3-8と同じ。

表3-9 東アジアの相手国別主要品目別輸出割合 (2001年)

(単位:百万ドル, %)

A. 機 械

輸出		輸入	東アジア	ASEAN	日本	米国	EU	世界
韓 国	金額		23,778	9,102	6,673	22,286	15,438	89,044
	割合		26.7	10.2	7.5	25.0	17.3	100.0
シンガポール	金額		40,787	22,396	7,056	16,113	12,328	84,297
	割合		48.4	26.6	8.4	19.1	14.6	100.0
香 港	金額		50,030	6,589	5,362	15,130	12,451	90,534
	割合		55.3	7.3	5.9	16.7	13.8	100.0
台 湾	金額		26,429	8,357	8,387	18,347	14,363	74,113
	割合		35.7	11.3	11.3	24.8	19.4	100.0
タ イ	金額		9,864	5,877	4,622	5,321	5,409	28,688
	割合		34.4	20.5	16.1	18.5	18.9	100.0
マレーシア	金額		21,981	13,780	6,314	14,378	8,619	55,595
	割合		39.5	24.8	11.4	25.9	15.5	100.0
インドネシア	金額		4,206	3,577	1,479	1,539	1,317	9,529
	割合		44.1	37.5	15.5	16.2	13.8	100.0
フィリピン	金額		8,867	4,384	3,891	5,623	5,205	24,451
	割合		36.3	17.9	15.9	23.0	21.3	100.0

B. IT製品

輸出		輸入	東アジア	ASEAN	日本	米国	EU	世界
韓 国	金額		17,308	6,522	4,965	11,982	7,217	46,869
	割合		36.9	13.9	10.6	25.6	15.4	100.0
シンガポール	金額		32,284	16,873	4,880	14,382	10,981	67,957
	割合		47.5	24.8	7.2	21.2	16.2	100.0
香 港	金額		36,738	5,144	3,324	8,857	7,571	60,298
	割合		60.9	8.5	5.5	14.7	12.6	100.0
台 湾	金額		18,552	5,954	6,550	13,746	11,613	54,005
	割合		34.4	11.0	12.1	25.5	21.5	100.0
タ イ	金額		7,084	3,992	2,916	4,083	3,343	18,568
	割合		38.2	21.5	15.7	22.0	18.0	100.0
マレーシア	金額		18,892	11,619	5,375	12,586	7,210	47,380
	割合		39.9	24.5	11.3	26.6	15.2	100.0
インドネシア	金額		2,796	2,347	1,036	1,043	907	6,184
	割合		45.2	38.0	16.8	16.9	14.7	100.0
フィリピン	金額		8,385	4,050	3,269	4,956	4,753	22,057
	割合		38.0	18.4	14.8	22.5	21.5	100.0

C. 電気・電子装備

輸出		輸入	東アジア	ASEAN	日本	米国	EU	世界
韓国	金額		14,656	6,007	3,604	9,200	4,880	37,826
	割合		38.7	15.9	9.5	24.3	12.9	100.0
シンガポール	金額		25,935	14,736	4,128	5,786	5,133	44,984
	割合		57.7	32.8	9.2	12.9	11.4	100.0
香港	金額		29,506	3,979	2,895	8,963	6,711	51,959
	割合		56.8	7.7	5.6	17.3	12.9	100.0
台湾	金額		16,179	5,156	3,699	7,181	4,384	33,712
	割合		48.0	15.3	11.0	21.3	13.0	100.0
タイ	金額		4,684	2,589	2,518	2,963	2,067	13,278
	割合		35.3	19.5	19.0	22.3	15.6	100.0
マレーシア	金額		14,277	8,783	3,749	8,103	5,235	33,633
	割合		42.4	26.1	11.1	24.1	15.6	100.0
インドネシア	金額		2,250	1,861	1,016	1,164	821	5,914
	割合		38.0	31.5	17.2	19.7	13.9	100.0
フィリピン	金額		6,075	2,815	2,073	3,785	3,119	15,558
	割合		39.0	18.1	13.3	24.3	20.0	100.0

D. 自動車部門

輸出		輸入	東アジア	ASEAN	日本	米国	EU	世界
韓国	金額		217	88	144	477	217	1,953
	割合		11.1	4.5	7.4	24.4	11.1	100.0
シンガポール	金額		295	178	17	13	9	431
	割合		68.4	41.3	3.9	3.0	2.1	100.0
香港	金額		93	11	2	7	2	111
	割合		83.8	9.9	1.8	6.3	1.8	100.0
台湾	金額		339	202	138	579	149	1,626
	割合		20.8	12.4	8.5	35.6	9.2	100.0
タイ	金額		138	120	142	59	67	500
	割合		27.6	24.0	28.4	11.8	13.4	100.0
マレーシア	金額		78	57	10	7	11	165
	割合		47.3	34.5	6.1	4.2	6.7	100.0
インドネシア	金額		166	128	57	39	17	302
	割合		55.0	42.4	18.9	12.9	5.6	100.0
フィリピン	金額		185	163	135	58	221	626
	割合		29.6	26.0	21.6	9.3	35.3	100.0

E. 化学

輸出	輸入	東アジア	ASEAN	日本	米国	EU	世界
韓国	金額	7,926	1,936	1,403	1,473	1,308	15,376
	割合	51.5	12.6	9.1	9.6	8.5	100.0
シンガポール	金額	7,045	3,860	709	740	2,131	11,892
	割合	59.2	32.5	6.0	6.2	17.9	100.0
香港	金額	9,916	570	377	1,777	950	14,140
	割合	70.1	4.0	2.7	12.6	6.7	100.0
台湾	金額	7,338	1,594	1,020	1,470	785	12,084
	割合	60.7	13.2	8.4	12.2	6.5	100.0
タイ	金額	3,146	1,455	972	756	632	6,699
	割合	47.0	21.7	14.5	11.3	9.4	100.0
マレーシア	金額	2,865	1,562	625	907	1,070	6,508
	割合	44.0	24.0	9.6	13.9	16.4	100.0
インドネシア	金額	1,848	944	472	632	524	4,428
	割合	41.7	21.3	10.7	14.3	11.8	100.0
フィリピン	金額	239	118	107	69	48	540
	割合	44.3	21.9	19.8	12.8	8.9	100.0

(注), (資料) 表3-8と同じ。

F. 衣料品

輸出	輸入	東アジア	ASEAN	日本	米国	EU	世界
韓国	金額	242	51	688	2,055	529	3,910
	割合	6.2	1.3	17.6	52.6	13.5	100.0
シンガポール	金額	79	58	28	922	476	1,596
	割合	4.9	3.6	1.8	57.8	29.8	100.0
香港	金額	3,652	538	1,891	7,615	5,609	21,992
	割合	16.6	2.4	8.6	34.6	25.5	100.0
台湾	金額	195	46	30	1,487	247	2,147
	割合	9.1	2.1	1.4	69.3	11.5	100.0
タイ	金額	89	49	219	1,725	674	3,160
	割合	2.8	1.6	6.9	54.6	21.3	100.0
マレーシア	金額	80	66	55	712	276	1,194
	割合	6.7	5.5	4.6	59.6	23.1	100.0
インドネシア	金額	137	95	170	1,838	1,273	4,345
	割合	3.2	2.2	3.9	42.3	29.3	100.0
フィリピン	金額	46	19	81	1,793	245	2,331
	割合	2.0	0.8	3.5	76.9	10.5	100.0