

IMES DISCUSSION PAPER SERIES

通貨危機後の東アジアの通貨制度

ふくだ しんいち けい そう
福田慎一・計聡

Discussion Paper No. 2001-J-11

IMES

INSTITUTE FOR MONETARY AND ECONOMIC STUDIES
BANK OF JAPAN

日本銀行金融研究所

〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30 号

備考：日本銀行金融研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズは、金融研究所スタッフおよび外部研究者による研究成果をとりまとめたもので、学界、研究機関等、関連する方々から幅広くコメントを頂戴することを意図している。ただし、論文の内容や意見は、執筆者個人に属し、日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。

通貨危機後の東アジアの通貨制度

福田慎一*・計 聡**

要 旨

通貨危機後に変動相場制へ移行した東アジア諸国では、一時は日本円と強い相関があった為替レートが、99年になって米ドルと再び非常に強い相関を持ち始めている。しかしながら、この時期、マレーシアを例外とすれば、これらの国々でそれほどドラスティックな通貨制度の変更は報告されていない。そこで本稿では、通貨危機後の短い期間に、なぜこれら東アジア各国の為替レートの連動性が、大きな通貨制度の変更を伴うこともなく、大きく変化したのかを分析する。分析の結果、シンガポールとタイの為替レートは、マレーシアが固定相場制へ移行した1998年9月を境に、日本円との連動性がドラスティックに小さくなったことが示される。この結果は、マレーシアとの経済的結びつきが強いシンガポールやタイでは、マレーシアの固定相場制への移行が、為替レートが再び米ドルと非常に強い相関を持つようになった大きな要因であったことを示している。

本稿では、また、通貨危機後、東アジア諸国における通貨の連動性の変容が、東南アジアにおける円の国際化の現状にどのような影響を及ぼしたかを、韓国の決済通貨動向やタイなどの為替取引の動向をみることによって考察する。分析の結果、通貨危機後に、円建ての決済が進展したという傾向はほとんど観察されず、為替取引でも円の国際化の進展を結論づけるものではなかった。この結果は、東アジア諸国において円の国際化は、長期的には1つの選択肢となりえても、それまでの道のりは容易でないことを示唆している。

キーワード：東アジアの通貨危機、通貨制度、バスケット・ペッグ、円の国際化

JEL classification: F31, F33, F36

* 東京大学経済学部助教授 (E-mail: sfukuda@e.u-tokyo.ac.jp)

** 敬愛大学経済学部専任講師 (E-mail: ji.cong@u-keiai.ac.jp)

本論文は、福田慎一が日本銀行金融研究所の国内客員研究員として、また計 聡が同研究生として、1999年10月から開始した研究プロジェクトの成果の一部である。本論文を作成するに当たっては、石田和彦氏、藤木裕氏ら、日本銀行金融研究所ワークショップ参加者の方々および本誌レフリーから多くのサジェスチョンをいただいた。また、田口博雄氏には、個別に論文の意義に関してご助言をいただき、小田信之氏にはプロジェクト全体に関してお世話いただくと同時に、データの面で便宜をはかっていただいた。ここに記して感謝の意を表したい

1. はじめに

1997年に通貨危機に見舞われた東アジア諸国では、通貨危機が発生するまでは事実上の米ドル・ペッグを行っていた国が大半であった。そのなかで、明示的に米ドルに固定されていた通貨は、カレンシー・ボード制を採用している香港ドルだけであった。しかし、通貨危機以前の為替レートの動きをみると、ほとんどの東南アジア諸国のバスケット・レートは、米ドルに圧倒的に大きなウエイトをおいて決定されていたことが知られている（たとえば、Frankel and Wei (1994), 関 (1995), Goldberg and Klein (1997)）。

多くの発展途上国ではその経済的基盤が脆弱なため、その国の通貨価値を安定させるためには固定相場制が有力な選択肢となりうる（たとえば、藤木(2000)のサーベイを参照）。このため、ドル・ペッグ制の採用は、ラテン・アメリカ諸国のようにアメリカ経済に過度に依存している経済圏では自然な選択の1つといえる。しかしながら、東アジア諸国のように、アメリカだけでなく日本や他の東アジア諸国とも密接な結びつきをもつ経済圏においては、事実上の米ドル・ペッグを採用することは弊害も多いことが指摘されている（たとえば、大野・桜井(1997)の第3章、Ito, Ogawa, and Sasaki (1998), Bénassy-Quéré (1999)参照）。実際、次節でもみるように、東アジア諸国が危機以前に米ドル・ペッグに近い通貨制度を採用していたことが、通貨危機を引き起こす要因の1つであったことが多くの研究者によって明らかにされている（たとえば、Corsetti, Pesenti, and Roubini (1999)）。

そうしたなかで、危機後、東アジア諸国の通貨制度は、国によって全く異なる制度が採用されるようになった。それらの国々を大まかに分類するとすれば、2つないし、3つのグループに分類できるであろう。まず第1のグループは、危機後もドル・ペッグ制を維持するグループである。カレンシー・ボード制を継続して採用している香港や1998年9月以降のマレーシアがその典型である。また、中国も事実上、ドル・ペッグに近い為替レートを維持しており、このグループに分類できる。

これに対して、第2のグループは、危機後に変動相場制へ移行したグループであり、IMFの支援をうけたタイ、韓国、インドネシアの3国、および98年9月以前のマレーシアがそれに含まれる。ただし、これらの国々の為替レート制度は、純粋な変動相場制というよりもむしろ、管理された変動相場制である。また、シンガポールは、危機後も明示的にバスケット・レートを維持しているという意味では第3グループに分類できる。しかし、対米ドル為替レートが変動するという意味では、シンガポールもどちらかといえば第2のグループに近い制度を採用しているといえる。

もっとも、危機後に変動相場制へ移行した国においても、その国の通貨が米ドルや日本円とどのように連動してきたかは、時期によってかなり異なる。実際、簡単な回帰分析を行ってみると、危機直後は米ドルよりもむしろ日本円と強い相関があったこれらの国々の通貨が、99年になって危機以前のように米ドルと再び非常に強い相関を持ち始めていることが指摘されている（たとえば、Kawai and Akiyama (2000), McKinnon (2000), 外国為替等審議会(2000)）。このことは、通貨危機後の98年初頭から99年までのごく短い時期に、これらの国々で為替レートの決定メカニズムが大きく変化した可能性があることを示唆している。しかしながら、この時期、マレーシアを例外とすれば、これらの国々でそれほどドラスティックな通貨制度の変更は報告されていない。

このように東アジア諸国通貨の連動性が変化した1つの原因としては、ファンダメンタ

ルズの相関関係の変化をあげることができるかもしれない。実際、危機からの回復過程で東アジア諸国通貨が米ドルと連動性を高めた状況は、日本経済が低迷する一方で、これら東アジア諸国の急速な回復と米国経済の好景気が高い相関をもっていたというファンダメンタルズの観点からある程度は説明できるかもしれない。しかし、後にみるように、ASEAN諸国通貨における連動性の変化は、ファンダメンタルズの相関関係の変化で説明するにはあまりにも短期間にドラスティックに起こっていた。加えて、連動性の変化は、危機後もバスケット・レート制を維持し続けているシンガポールでも同じように顕著に見られた。したがって、管理された変動相場制へ移行したその他の東アジア諸国通貨においても、ある種の為替政策の帰結として連動性が短期的に変化したと考えることが自然であろう。

そこで本稿では、このような観点から、これら東アジア各国の為替レートと主要国通貨との連動性が、大きな通貨制度の変更を伴うこともなく、なぜ通貨危機後の非常に短期間に大きく変化したのかを分析する。具体的には、危機後に一時的には円との連動性を高めた東アジア諸国の為替レートの連動性が、98年9月前後を含む2年余りの間にいかなる原因によってどのように変化して行ったのかを、日次データを使うことによって詳しく検討して行くことにする。分析の主たる対象とする国は、マレーシア、シンガポール、タイ、および韓国である。

分析ではまず、固定相場制へ移行する以前のマレーシア・リングの連動性が計測され、特に98年7月から8月にかけては円との連動性が非常に大きかったことが明らかにされる。この結果は、マレーシアの固定相場制の採用が、通貨の連動性を180度変更するドラスティックなものであり、その他の東アジア地域へのインパクトも少なくない可能性を示唆するものである。そこで、分析では、東アジア各国の為替レートと主要国通貨との連動性が通貨危機後にどのように変化したかを、特に98年9月にマレーシアが固定相場制を採用したことのインパクトに焦点を当てて計測する。

計測の結果、シンガポールとタイの為替レートの動きには、マレーシアが固定相場制へ移行した1998年9月を境に、程度の差はあるが、1つの共通点が観察される。すなわち、通貨危機の後、マレーシアが固定相場制へ移行する以前では、これらの国の為替レートは、米ドルおよび日本円とほぼ同様の連動性を示し、かつその関係は日本円の方がより安定していた。しかし、マレーシアの固定相場制への移行後は、シンガポールやタイの為替レートも、米ドルと強い連動性を持つようになり、日本円との連動性は非常に小さくなった。この結果は、マレーシアとの経済的結びつきが強いシンガポールやタイでは、マレーシアの固定相場制への移行が、為替レートが再び米ドルと非常に強い相関を持つようになった大きな要因であったことを示している。実際、この期間における各国の為替レートの動きは、貿易依存度をベースに計算した理論値とある程度整合的であることが明らかにされる。

一方、韓国の為替レートの動きは、他の変動相場制を採用している国とはかなり異なる性質を持っている。まず、変動相場制移行後の韓国ウォンは、多くのアセアン諸国が円との連動性を高めた1998年前半を含めたすべての期間で、米ドルへの連動性が強く、日本円との相関は相対的には小さかった。ただし、韓国ウォンは、1998年から99年を通じて日本円との連動性も統計的に有意な相関は保っており、そのウエイトは危機以前よりも大きくなっていった。また、米ドルとの連動性は、決定係数という視点からは危機以前に比べて大幅に低下しており、その値自体も動学構造を考慮すると部分的には打ち消されていたこと

が明らかにされる。

本稿では最後に、以上の結果をふまえて、通貨危機後の「円の国際化」の問題も考察する。近年、日本の通貨である円の果たす役割が盛んに議論されるようになってきている。¹しかし、他の先進諸国の通貨と比較した場合、円の国際的地位は依然としてそれほど大きいものではない。特に、円の国際化の問題を、対東アジア諸国という観点から整理した場合、日本と東アジア諸国との密接な経済的結びつきにもかかわらず、東アジアにおける円の国際化という点では、米ドルと比べて日本円の果たす役割は依然として小さなものにとどまってきた。

本稿では、通貨危機後、東アジア諸国における通貨の連動性の変容が、このような東南アジアにおける円の国際化の現状にどのような影響を及ぼしたかを、韓国の決済通貨動向やタイなどの為替取引の動向を簡単に分析することによって考察する。危機以前のように、東南アジア諸国の通貨の大半が実質上、米ドルに連動している場合には、東アジア諸国にとって米ドルは自国通貨ときわめて代替的な通貨なので、これらの国々において円の国際化が進展しないのはある意味では自然なことともいえる。ただ、かりにこれらの国々の通貨が日本円と強い連動性を示すようになれば、米ドルはリスクの大きな通貨となる。したがって、為替リスクの軽減という観点からは、通貨危機後に円の国際化が進展する背景はあったと考えられる。

しかしながら、少なくとも韓国の決済通貨動向に関しては、円建ての決済が進展したという傾向はほとんど観察されなかった。また、タイの為替取引では円建て取引のウエイトが上昇するという傾向が観察されたが、これも元来圧倒的なウエイトを占めていた米ドル取引のウエイトがわずかに減少したにすぎず、それをもって円の国際化の進展を結論づけるものではなかった。もちろん、この時期は、邦銀が経営再建を進め、海外部門の撤退・縮小を行った時期と重なっているため、これらの結果は多少割り引いて考える必要はあろう。しかし、その場合でも、東アジア諸国において円の国際化が長期的には1つの選択肢となりえても、それまでの道のりは容易でないことが読み取れる。

本稿の構成は、以下の通りである。まず、2節では東アジア諸国が米ドル・ペッグ制を採用することの問題点を検討する。次に、3節で危機前後のアセアン諸国の通貨制度を概観した後、4節で貿易依存度にもとづいてアセアン諸国の為替レートを理論的に計算する。5節では、通貨危機後のマレーシアの通貨制度について検討する。6節では通貨危機後のシンガポール、また7節では通貨危機後のタイ、それぞれの為替レートの決定要因を検証する。8節では、通貨危機後の韓国における為替レートの決定要因をそれぞれ分析する。9節では、通貨危機後の東アジアにおける円の国際化の問題を検討する。最後に、10節で全体のまとめを行い、残された課題について言及する。

¹ 円の国際化に関する先行研究としては、たとえば、Hamada and Horiuchi (1987), Black (1990), Tavlas and Ozeki (1992), 河合 (1992a), Takeda and Turner (1992), Ito (1993), 福田 (1994), Taguchi (1994), Kawai (1996)を参照。

2. 米ドル・ペッグの問題点

多くの東アジア諸国にとって、アメリカ合衆国は最大の輸出相手国である。しかしながら、東アジア諸国の輸出は日本にも大きく依存しているばかりでなく、近年では他の東アジア諸国に対する依存度も大きく高まっている。また、輸入に関しては、日本が最大の相手国である国が大半で、他の東アジア諸国に対する依存度も高い。したがって、貿易面から経済的結びつきをみた場合、東アジア諸国にとっては、アメリカは重要なパートナーの1つではあるが、アメリカに全面的に依存しているという状況にはない。²

そのような東アジア諸国において、米ドル・ペッグに近い通貨制度を採用することには、それらの国々の実効為替レートを安定させるという点では問題も多い。とりわけ、日本円と米ドルの間の為替レートが、しばしば大きく変動するという状況のもとでは、場合によって大きな弊害をそれらの国々にもたらす可能性も否定できない。

たとえば、95年以降の数年間、米ドルが他の主要通貨に対して増価した結果、事実上の米ドル・ペッグ制度を採用していた東アジア諸国の通貨は、いずれも日本円に対して相対的に割高になった。その結果、通貨価値の過大評価による輸出競争力の低下は、東アジア諸国の輸出にマイナスの影響を及ぼし、シンガポールと台湾を除き、東アジア諸国の経常収支の赤字が拡大することとなった。³ 経常収支の赤字幅の拡大は対外債務の増加を意味するので、これらの事実は1990年代半ば以降、事実上のドル・ペッグ制のもとで、多くの東アジア諸国が危機の原因となる対外債務を大幅に増加させたことを示している。

加えて、東アジア諸国の通貨が米ドルへ実質的にリンクするという為替レート制度は、少なくとも短期的には米ドル建て対外債務は為替リスクがないという誤解を与えることになった。その結果、先進国から東アジア諸国向けに米ドル建ての短期資本が大規模に流入し、東アジア諸国の短期の対外債務が大幅に膨れ上がり、各国に流動性の問題を引き起こすこととなった。また、米ドル建てに偏重した対外債務は、米ドルに対する通貨価値の下落によってその実質的負担が大幅に増加することにもなった。

もちろん、事実上の米ドル・ペッグ制度は、通貨危機を引き起こす1つの要因にすぎない。⁴ たとえば、資金流入があまりにも急激であったため、商業銀行、中央銀行、および金融監督機関の対応もきわめて不十分で、各国の金融市場で多くのモラル・ハザードが発生したという考え方は幅広く受け入れられている。また、危機以前の各国の経済状況を詳細に検討してみた場合、東アジア地域でもめざましい経済成長の裏で、特に金融的側面で危機を生み出す原因となりうるさまざまな弊害が発生していたことも事実で、通貨危機を考える上で通貨制度の問題のみを強調するのは適切ではないであろう。

しかし、欧州におけるユーロの誕生、ラテン・アメリカ諸国におけるドル化の進展をふ

² 同様のことは、東アジア諸国向けの直接投資についてもいえる。なお、これら東アジア域内外の最近の結びつきに関しては、たとえば、磯貝・柴沼(2000)を参照。

³ 94年には中国元の公定レートが切り下げられ、公定レートの上では他の東アジア諸国の通貨は中国元に対して相対的に割高になった。ただし、中国元の公定レートの切り下げは、中国元の二重為替レート制度が廃止されたものであり、実質的には中国元の切り下げはなかったものと考えられる。

⁴ 東アジアで通貨危機が発生した原因を別の角度から分析したものとしては、たとえば、Krugman (1998), Radelet and Sachs (1998)などがある。

まえた場合、近年、比較的大きな経済圏の中で、その地域の通貨制度の将来に関してははっきりとした道筋が見えていないのは東アジア経済圏である。東アジア経済圏では、各国の発展段階も異なり、その経済的結びつきも欧州ほどではなく、現段階では独自の通貨圏を形成するのは難しいかもしれない（たとえば、Bayoumi, Eichengreen, and Mauro (2000)）。ただ、そのような東アジア経済圏においても、通貨危機の教訓をふまえて、今後どのような通貨制度を構築していくのが望ましいのかを検討していくことは重要で、そのためにはこれら国々における危機後の為替レートの決定メカニズムを分析することは十分に意味があるといえる。

3. アセアン諸国の通貨制度

アセアン諸国では、少なくとも通貨危機が発生するまでは、「通貨バスケット方式」と呼ばれる管理為替レート制が採用され、それらの国々の為替レートはSDRおよび主要貿易取引相手国の通貨を考慮したバスケット・レートによって決定されていた。バスケット・レートを決定する際の各通貨のウェイトは未公開であり、しかもそのウェイトはしばしば変更されていたといわれている（たとえば、河合(1992b)参照）。しかし、通貨危機以前の為替レートの動きをみると、ほとんどの東南アジア諸国のバスケット・レートは、米ドルに圧倒的に大きなウェイトを置いて決定されていたことが知られている。

たとえば、表1には、Frankel and Wei (1994)および関(1995)が週次および月次データを使って計測した東南アジア各国通貨における先進主要国通貨のウェイトを示したものである。表から、東南アジア諸国の通貨は、米ドルときわめて強い連動をしていた一方で、シンガポール・ドルを例外として円とはほとんど連動していなかったことがはっきりとわかる。⁵

もちろん、東南アジア諸国の通貨が米ドルときわめて強い連動をしていたという事実は、必ずしも東アジア各国のバスケット・レートが米ドルに直接大きなウェイトを置いていたことを意味しない。というのは、仮に米ドル自体のウェイトが小さくとも、事実上米ドルにペッグされている他の通貨（たとえば、香港ドル）のウェイトが大きければ、結果的にその国の通貨と米ドルとの連動性が高くなるからである。ただ、東アジア地域の経済的安定という観点から問題を考える上では、結果的に各国の通貨が米ドルとどれだけ連動しているかが重要であると考えられる。したがって、われわれの問題意識からすれば、通貨危機の以前の東アジア諸国は事実上のドル・ペッグ制にあったといえる。

しかしながら、1997年7月にタイがバーツの暴落を受けて変動相場制へ移行して以降、これにつられる形で、7月中旬から8月にかけて、フィリピン・ペソ、マレーシア・リングギ、インドネシア・ルピアがそれぞれ実質上切り下げられた。その結果、これら東アジア諸国でも、それまでの事実上のドル・ペッグ制から変動相場制へと移行する動きがみられた。1997年後半から98年初頭にかけては、変動相場制移行後のこれら国々の通貨は基本的には下落する一方であった。とりわけ、インドネシアのルピアが徐々にタイ・バーツの下

⁵ 危機以前の日次データを使った分析としては、たとえば福田(1994)がある。ただし、Takagi (1996)は、1985-95年の間の円高が急速に進んだ時期の東アジア諸国の為替レートの動きを検証し、円と有意な連動性があったと主張している。

落率を上回る勢いで下落をはじめ、12月にスハルト大統領の健康不安説が流れると、ルピアは危機以前の6分の1にまで暴落し、その影響は他の東アジア諸国に通貨にも伝搬した。

これらの国々の通貨が比較的安定を取り戻したのは、1998年に入ってからである。その安定状況は、国によっても異なり、インドネシアはその後不安定な状態が続いた。しかし、その他の東アジア諸国の通貨は、98年初めころからおおむね安定するようになったといえる。そうしたなか、1998年9月1日、マレーシアが資本流出規制を導入すると同時に、リングを米ドルに固定する固定相場制へと移行した。

貿易相手国の為替レートの変化が当該国の為替レートに影響を及ぼすとすれば、このマレーシアの固定相場制への移行は、アセアン諸国の為替レートの動きに少なからぬインパクトを及ぼした可能性がある。なぜなら、シンガポールやタイといったアセアン諸国にとって、マレーシアは隣国であり、その経済的結びつきも大きいからである。

たとえば、表2は、IMFの Direction of Trade Statistics にもとづいて、1997年から99年にかけてのマレーシア、シンガポール、タイの3カ国それぞれの主要貿易相手国5カ国に対する貿易依存度を示したものである。表からまず、マレーシアとシンガポールいずれについても、2国間貿易は対日貿易とほぼ同じ比率で大きな割合を占めており、トップの対米貿易依存度とも大差がないことが読みとれる。一方、タイに関しては、対米および対日の貿易依存度が、マレーシアやシンガポールに比べて高い。しかし、マレーシアとシンガポールに対する貿易依存度を合計すればその比率は高くなり、対米貿易依存度よりも若干低い程度となる。したがって、シンガポール・ドルとタイ・バーツいずれにおいても、隣国マレーシアの通貨制度の変更が少なからぬインパクトを与えた可能性は否定できない。

4. 簡単なシミュレーション

以下では、このことをもう少し具体的にみるため、通貨バスケットを採用しているシンガポールを例として、問題を整理してみよう。議論を簡単にするため、シンガポール・ドル (SD_t) は、第3国通貨をニューメレールとして、米ドル (USD_t)、日本円 (JPY_t)、およびマレーシア・リング (MR_t) の3つの通貨のバスケット・レートとして決定されているものとしよう。このとき、各通貨に対するウェイトをそれぞれ、 a_1, a_2 , および a_3 とすると、シンガポール・ドルの変化率 (ΔSD_t) に関して、

$$(1) \quad \Delta SD_t = a_1 * \Delta USD_t + a_2 * \Delta JPY_t + a_3 * \Delta MR_t + \varepsilon_t$$

が成立する。ただし、 Δe_t は為替レート e_t の変化率を表す。また、 ε_t は3つの通貨以外の影響を反映した誤差項である。

したがって、マレーシア・リングが、同様に、米ドル (USD_t)、日本円 (JPY_t)、およびシンガポール・ドル (SD_t) の加重平均として、

$$(2) \quad \Delta MR_t = b_1 * \Delta USD_t + b_2 * \Delta JPY_t + b_3 * \Delta SD_t + \eta_t$$

(ただし、 η_t は誤差項) という関係があるとすれば、(1)式と(2)式より、

$$(3) \quad \Delta \text{SD}_t = \frac{a1 + a3 * b1}{1 - a3 * b3} \Delta \text{USD}_t + \frac{a2 + a3 * b2}{1 - a3 * b3} \Delta \text{JPY}_t + v_t$$

$$(4) \quad \Delta \text{MR}_t = \frac{b1 + a1 * b3}{1 - a3 * b3} \Delta \text{USD}_t + \frac{b2 + a2 * b3}{1 - a3 * b3} \Delta \text{JPY}_t + \zeta_t$$

が成立する。ただし、 $v_t \equiv (\varepsilon_t + a3 * \eta_t) / (1 - a3 * b3)$ 、 $\zeta_t \equiv (b3 * \varepsilon_t + \eta_t) / (1 - a3 * b3)$ 。

かりに誤差項 ε_t と η_t が ΔUSD_t や ΔJPY_t とは独立なショックであるとする、(3)式は、シンガポール・ドルが米ドルや日本円とどれだけ相関しているかは、(1)式のバスケット・ウエイト $a1$ や $a2$ だけでなく、マレーシア・リングが米ドルや日本円とどれだけ相関しているかにも大きく依存していることを示している。

たとえば、シンガポール・ドルがバスケット・ウエイトを、主要貿易相手 5 カ国の貿易ウエイトにもとづいて決定していたとしよう。このとき、香港ドルが完全にドル・ペッグであることを考慮すると、1997 年の貿易依存度にもとづくバスケット・ウエイトは、 $a1=0.4131$ 、 $a2=0.2205$ 、 $a3=0.2871$ となる。したがって、マレーシア・リングのウエイトも 1997 年の貿易依存度にもとづいて $b1=0.2896$ 、 $b2=0.2830$ 、 $b3=0.2833$ と決定されているとすると、マレーシア・リングおよびシンガポール・ドルの米ドルおよび日本円に対する連動性は、理論的には(3)、(4)式から表 3-1 の(1)のように求められる。⁶

一方、マレーシア・リングが固定相場制を採用した場合、 $\Delta \text{MR}_t = \Delta \text{USD}_t$ （すなわち、 $b1=1$ 、 $b2=b3=0$ ）となる。したがって、この場合のシンガポール・ドルの米ドルおよび日本円に対する連動性は、97、98、99 年それぞれの貿易依存度を(3)、(4)式に同様に代入することによって、表 3-1 の(2)のように求められる。

表 3-1 の(1)と(2)を比較した場合、マレーシアの固定相場制採用の結果、シンガポール・ドルと米ドルの連動性は 0.54 から 0.7 程度へと大きく上昇しているのに対して、シンガポール・ドルの日本円に対する連動性は 0.328 から 0.2 程度へと大きく下落していることがわかる。したがって、シンガポール・ドルのバスケット・ウエイトが貿易ウエイトにもとづいて同じように決定していた場合であっても、シンガポール・ドルと米ドルや日本円との相関は、マレーシアの通貨制度に依存して大きく変化しうることになる。特に、 $a3$ の値が大きく、かつ固定相場制導入前のマレーシアにおいて $b2$ が大きい場合、(3)式から、マレーシアの固定相場制の導入は、シンガポール・ドルに大きなインパクトを与えることになる。

なお、タイなど他のアセアン諸国は、通貨危機後、シンガポールのようにバスケット・レート制を明示的には採用していない。しかし、危機後のタイの為替制度は管理された変動相場制であり、通貨当局が外国通貨との連動性をある程度はコントロールしていた可能性は否定できない。また、かりに純粋な変動相場制であったとしても、タイ・パーツの実効為替レートがファンダメンタルズにあわせて調整される限り、主要貿易相手国であるマレーシアやシンガポールの為替レートの円や米ドルとの連動性が変化すれば、それに応じてタイ・パーツの円や米ドルとの連動性も大きく影響を受けることになる。したがって、

⁶ $a1$ と $b1$ は、いずれも対米依存度と対香港依存度の合計として計算されている。

上述の議論は、タイなどその他のアセアン諸国にも近似的には当てはまると考えられる。

たとえば、タイ・パーツ (TB_t) が、第3国通貨をニューメレールとして、米ドル (USD_t)、日本円 (JPY_t)、シンガポール・ドル (SD_t) およびマレーシア・リング (MR_t) の4つの通貨の加重平均として決定されているものとしよう。このとき、各通貨に対するウエイトをそれぞれ、 c_1, c_2, c_3 , および c_4 とすると、タイ・パーツの変化率 (ΔTB_t) に関して、

$$(5) \quad \Delta TB_t = c_1 \Delta USD_t + c_2 \Delta JPY_t + c_3 \Delta SD_t + c_4 \Delta MR_t + \mu_t$$

が成立する。このとき、シンガポール・ドル (SD_t) とマレーシア・リング (MR_t) がタイ・パーツとは独立にそれぞれ(3)式と(4)式によって決定されているとすると、 ΔTB_t と ΔUSD_t および ΔJPY_t との連動性は、以下ようになる。⁷

$$(6) \quad \Delta TB_t = (c_1 + c_3 d_1 + c_4 e_1) \Delta USD_t + (c_2 + c_3 d_2 + c_4 e_2) \Delta JPY_t + \lambda_t$$

$$\text{ただし、} d_1 = \frac{b_1 + a_1 b_3}{1 - a_3 b_3}, d_2 = \frac{b_2 + a_2 b_3}{1 - a_3 b_3}, e_1 = \frac{b_1 + a_1 b_3}{1 - a_3 b_3}, e_2 = \frac{b_2 + a_2 b_3}{1 - a_3 b_3},$$

$$\lambda_t = \mu_t + c_3 v_t + c_4 \zeta_t.$$

したがって、誤差項が ΔUSD_t や ΔJPY_t と独立なショックであると仮定して、マレーシアが固定相場制に移行する以前のタイ・パーツの米ドルと日本円に対する連動性を(6)式から計算すると、1997年の貿易依存度をベースにした場合には表3-2の(1)のようになる。また、マレーシアが固定相場制に移行した後(すなわち、 $b_1=1$ 、 $b_2=b_3=0$)のタイ・パーツの米ドルおよび日本円との連動性は、97年、98年、99年それぞれの貿易依存度に対応して、(6)式から表3-2の(2)のようになる。

表3-2の(1)と(2)を比較した場合、タイ・パーツの米ドルや日本円に対する連動性は、マレーシアの固定相場制採用によって大きく変化していることがわかる。特に、98年や99年の貿易依存度をベースにウエイトの理論値を計算した場合、その違いは顕著となる。もちろん、明示的にバスケット・ペッグ制を採用していたシンガポールとは異なり、変動相場制下のタイ・パーツで(5)式を前提としてその理論値を計算することは必ずしも適切でないかもしれない。しかし、変動相場制のもとでも、為替レートが主要貿易相手国の為替レートの影響を大きく受ける限り、上述の結果はある程度は当てはまるのではないかと考えられる。

⁷ 厳密に言えば、シンガポールにとってタイは第5位の貿易相手国であるので、 SD_t と MR_t がタイ・パーツとは独立に決定されるという想定は正しくない。ただし、タイに対する貿易依存度はシンガポールでも8%程度なので、それによる誤差はさほど大きくないと考えられる。

5. マレーシアのケース

危機によって通貨が大幅に下落したアセアン諸国の中で、マレーシアの通貨制度は独自の道を行ってきたといえる。まず、1997年7月以降、危機によって通貨の大幅な下落を余儀なくされると、マレーシア・リングはそれまでの事実上のドル・ペッグ制から変動相場制に移行することとなる。その間、図1で示されているように、まず1998年1月までは、マレーシア・リングはアップ・ダウンをしながらも基本的に下落し、そのドル建て価値も半分近くまで減価した。しかし、1998年1月末以降は増価の傾向もみられ、その後は一進一退を繰り返す推移を示していた。

そうした中で、マレーシア政府は、一時的には、マレーシア・リングを貿易取引に応じたバスケット・レートとし、米ドル偏重の為替政策を改善しようとする姿勢を明確に示している。たとえば、マハティール首相が1997年12月に設置した国民経済行動評議会（NEAC：National Economic Action Council）は、1998年8月に国民経済再生計画（NERP：National Economic Recovery Plan）を発表し、マレーシア・リングの安定のため、貿易取引ウエイトで算出されるバスケット目標レンジ相場制度の導入の必要性を説いている。⁸これは、米ドル偏重の為替政策が通貨危機の一因であったという認識に立つもので、貿易構成に応じた為替相場の形成こそがマレーシア・リングの安定につながるとされている。また、貿易決済通貨に関しても、これまでの米ドル決済中心の仕組みを改め、貿易相手国の構成に応じた取引通貨に近づけていくべきだとし、日本円など米国以外の主要貿易相手国通貨を使用することの重要性が議論されている。

しかしながら、1998年9月1日、資本流出規制が導入されると同時に、マレーシア・リングは米ドルに対する固定相場制へと移行した。通貨危機後、一時は変動相場制を採用しながら、固定相場制へ移行したのは東アジア諸国ではこのマレーシアが唯一のケースである。特に、1999年9月に資本流出規制が緩和されて以降も、マレーシアでは対米ドル固定相場制は維持され、現在に至っている。

そこで以下では、通貨危機から固定相場制へ移行するまでのマレーシア・リングの日本円や米ドルとの連動性がどのようなものであったのかを、Frankel and Wei (1994)が行ったのと同様の手法によって検討してみることにしよう。具体的には、1998年1月以降の日次データ（ただし、土・日・休日は除く）を使って、マレーシア・リング(MR_t)の変化率が、米ドル(USD_t)や日本円(JPY_t)といった先進主要国通貨の変化率とどれだけ連動しているかを以下のような式

$$(4) \quad \Delta MR_t = \text{定数項} + b_1 * \Delta USD_t + b_2 * \Delta JPY_t,$$

(ただし、 Δe_t は為替レート e_t の対数値の階差)を計測することによって調べ、その相関関係の変化を前節で考察したシミュレーション結果と比較検討する。

計測に用いた為替レートの日次データは、原則として Bloomberg のデータ・ベースからダウンロードした東京市場の終値である。ただし、Bloomberg のデータ・ベースでは、SDR

⁸ 国民経済再生計画（NERP：National Economic Recovery Plan）に関しては、東京銀行調査部(2000)の第4章を参照のこと。

のデータは前日のロンドン市場のものとなっており、しかも欠損値が多い。このため、ニューメレールとしてはまずスイス・フランを用いて計測した。ただし、ユーロとの連動性が非常に高いスイス・フランをニューメレールとすることには問題もある。そこで、推計では、Bloomberg のデータ・ベースと IMF の International Financial Statistics(IFS) による SDR 建ての為替レートの日次データを用いた計測を同時に行うことによって、その結果のロバストネスをチェックした。⁹

表4の(1)には、1998年1月から98年8月末まで、マレーシア・リングが、米ドルおよび日本円といった先進主要国通貨とどれだけ連動しているかを計測した結果が示されている。表から明らかなのは、固定相場制へ移行する以前の8ヶ月間では、マレーシア・リングが米ドルと同様に日本円と強い連動性があったことである。特に、スイス・フランをニューメレールとしたケースでは、円との連動性はドルとの連動性を上回っていた。また、いずれの場合も、 t 値の有意性は日本円の方が米ドルよりもはるかに高く、マレーシア・リングが、この期間、米ドルよりも日本円と安定した関係があったことが読みとれる。いずれのケースでも、係数の推計値は、前節で貿易依存度をベースに導いた理論値よりも大きく、この時期のマレーシア・リングが必ずしも貿易ウエイトによって決定されていなかったことを示唆している。また、日本円と米ドルのウエイトの相対的な大きさも、IFS を使ったケースを除けば、理論値よりは日本円のウエイトが大きく計測された。

特に注目すべき結果は、推計期間を固定相場制が導入される直前の98年7月から98年8月にかけての2ヶ月間に限定した表4の(2)の結果である。これによると、この2ヶ月間では、いずれのケースでも、日本円のウエイトは有意に大きな値をとっていたのに対して、米ドルの係数は有意でない小さな値をとるとどまり、IFS を使ったケースではその値がマイナスに転じている。また、決定係数も、表4の(1)の結果よりもはるかに高く、この時期にマレーシア・リングと円との連動性が際立って高くなっていたことが読み取れる。

これらの結果は、通貨危機後から固定相場制を採用するまでの期間、マレーシア・リングは日本円と比較的安定した関係を保っていたのに対して、米ドルとの関係は非常に不安定であったことを示している。特に、固定相場制が採用される直前の数ヶ月間は、米ドルとの相関を大きく弱め、日本円との連動性を高めるといった国民経済再生計画の主張と整合的な連動性が観察された。このことは、98年9月1日以降の固定相場制の導入が、それまでのマレーシアの通貨制度を180度変化させる大胆なものであったことを意味しており、それによってマレーシア・リングと米ドルおよび日本円との連動性も不連続的に変化したことを示している。

なお、以上の推計結果は、為替レートの時系列的な動きに、動学的な構造を考慮した場合でも基本的には変わらない。¹⁰たとえば、表5は、マレーシア・リング、米ドル、および日本円のそれぞれの変化率を使って、VAR および ARCH モデルを推計したものである。まず、VAR の推計結果をみると、ラグをとらない米ドルおよび日本円の係数は、それぞれ0.64と

⁹ ただし、SDR は米ドルや日本円のウエイトが大きいので、それをニューメレールに用いることは別の意味で問題はある。また、IMF の International Financial Statistics(IFS) の日次データは、基本的には現地時間をベースとしているので、時差の問題は残る。

¹⁰ 表では、スイス・フランをニューメレールとした場合のみの結果が示されているが、基

0.77 で表4の値とほとんど変わらない。しかし、2期までとったラグの係数は、マレーシア・リングや日本円は有意でない小さな値をとるにとどまったのに対して、米ドルではマイナスの値を取っており、連動性を打ち消す動きをしていたことが読みとれる。¹¹この結果は、この時期に米ドルとの連動性が不安定であったという表4の結果とも整合的であり、固定相場制度採用以前のマレーシアの通貨制度がドル・ペッグ制とは程遠いものであったことを示唆している。

一方、ARCHの推計結果をみると、分散に有意な自己回帰過程の存在が見受けられる。しかも、分散の自己回帰過程を考慮した場合、ラグなしの米ドルの係数も値が大きく低下し、そのt値もきわめて小さなものとなっている。これに対して、日本円の係数はその値が若干小さくなったものの、ラグをとらないものは比較的大きな値をとっており、しかもそのt値は統計的に有意である。したがって、ARCHによる推計結果は、他の推計結果以上に、通貨危機後から固定相場制を採用するまでの期間、マレーシア・リングが、米ドルよりも日本円とはるかに安定した関係を保っていたという結果を支持しているといえる。

6. シンガポールのケース

シンガポール・ドルを他のアセアン諸国の通貨と比較した場合、危機によるシンガポール・ドルの下落率は相対的に軽微であった。このため、シンガポールでは危機後も通貨制度は危機以前からの「通貨バスケット方式」が継続され、バスケット・レート・ウエイトは基本的には貿易量に応じて決定されているといわれている。ただし、表1で既に見たように、危機以前では、シンガポール・ドルでも、そのバスケット・レートを推計してみると、連動性は日本円よりも米ドルの方がはるかに強く、バスケット・ウエイトには日本円と米ドルで大きな差があった。¹²

そこで、この節では98年1月以降のシンガポール・ドルの特徴を、マレーシアにおける固定相場制導入のインパクトに焦点を当てながら検討してみることにしよう。表6は、1998年1月から99年12月末までの異なる期間において、シンガポール・ドルが米ドルおよび日本円といった先進主要国通貨とどれだけ連動しているかを、前節と同様に、BloombergおよびIFSの日次データの変化率を使って計測した結果を示したものである。

表からまず明らかなことは、前期(98年1月から98年8月)では、シンガポール・ドルは、米ドルと同様に日本円とも強い連動性があったことである。この期間、各係数の推計値は、スイス・フランをニューメレールとした場合には、日本円の方が大きく、SDRをニューメレールとした場合には逆に米ドルの方が大きい。しかし、いずれの場合も、t値は日本円の方が大きく、この期間シンガポール・ドルと日本円との間で安定的な関係があったことが読みとれる。

また、いずれのケースでも、係数の推計値は、4節で貿易依存度をベースに導いた理論値

本的な結果はSDRをニューメレールとした場合でも変わらなかった。

¹¹ 為替レートがラグを持って影響を与えるという結果は、当時のマレーシアの通貨制度が、バスケット・ペッグ制ではなく、変動相場制であったことを反映しているかもしれない。

¹² ただし、他の東南アジア諸国の通貨とは異なり、日本円との連動性は小さいながらも統

よりも大きく、その傾向は特に日本円の係数値で顕著であった。これは、部分的には、この時期のマレーシア・リングが理論値よりも円との連動性をもっていたことを反映していると考えられる。¹³実際、前節で推計した係数値(表4)を(1)式に代入すると、貿易依存度をウエイトとしたシンガポール・ドルの理論値でも、円との連動性はある程度大きくなる。ただ、その場合でも、実際の円との連動性は理論値よりも高く、この時期のシンガポール・ドルが貿易ウエイト以上に円との連動性を高めていた可能性を示唆している。

これに対して、後期(98年9月から99年12月末まで)では、いずれの推計でも、米ドルの係数は0.8前後の大きな値をとったのに対して、日本円の係数は0.15程度の小さな値となっている。このことは、マレーシアでの固定相場制の導入が、シンガポール・ドルの動きにも大きな影響を与えた可能性が大きいことを示している。実際、推計期間を98年9月1日前後の2ヶ月間に限定して結果を比較した場合、非常に短期間の間に米ドルと日本円の係数値が大きく変化したことが読みとれる。すなわち、直前の2ヶ月間(すなわち、98年7月から99年8月)と直後の2ヶ月間(すなわち、98年9月から99年10月)の係数値は、米ドルでは大きく上昇したのに対して、日本円では逆に大きく低下している。

これらの結果は、まさにシンガポール・ドルと主要国通貨との連動性が、マレーシアでの固定相場制導入を契機に大きく変容したことを意味している。ただし、このような変化が、シンガポール・ドルのバスケット・ウエイトがさほど変化しなくても起こりうることは念頭においておく必要がある。実際、マレーシアでの固定相場制導入後の推計値(表6の(2))を4節で求めた理論値(表3-1の(2))と比較した場合、推計値の方が理論値よりも、米ドルのウエイトが若干大きく、円のウエイトが若干小さいという差は観察される。しかし、おおまかにみればその差はさほど大きなものではなく、この時期のシンガポール・ドルの動きは、貿易依存度をバスケット・ウエイトとした理論値でほぼ説明できることを示唆している。

なお、以上の推計結果は、為替レートの時系列的な動きに、動学的な構造を考慮した場合でも基本的に変わらない。たとえば、表7は、スイス・フランをニューメレールとしたシンガポール・ドル、米ドル、および日本円のそれぞれの変化率を使って、VARおよびARCHモデルを推計したものである。¹⁴まず、VARの推計結果をみると、ラグをとらない米ドルおよび日本円の係数は、それぞれ、前期(1998年1月から98年8月まで)では0.507と0.647、後期(1998年9月から99年12月まで)では0.784と0.163となり、表6の値とほとんど変わらない。一方、ARCHの推計結果をみると、後期の推計で分散に有意な自己回帰過程の存在が見受けられるが、推計結果自体は、VARの結果と大きな差異がない。したがって、為替レートの時系列的な動きに動学的な構造を考慮した場合でも、シンガポール・ドルの決定メカニズムが、マレーシアでの固定相場制導入を契機に大きく変容したことが支持される。

計的には有意であった。

¹³ もう一つの可能性としては、タイ・パーツの影響を考慮していないこともあげられる。

¹⁴ いずれも、推計期間は、マレーシアでの固定相場制導入を境として、前期(1998年1月から98年8月まで)と後期(1998年9月から99年12月まで)の2通りで行った。

7. タイのケース

タイの通貨制度は、1997年7月にバーツが管理フロート制へ移行し、それ以降は制度的には大幅な変更は報告されていない。しかし、98年1月には危機以前の半分にまで暴落したタイ・バーツも、98年1月末以降は増価に転じ、その後は一進一退を繰り返しながらも比較的安定を保っている。そこで、この節では98年1月以降のタイ・バーツの特徴を、マレーシアにおける固定相場制導入のインパクトに焦点をあてながら、前節と同様の手法によって検討してみることにしよう。もちろん、明示的にバスケット・ペッグ制を採用していたシンガポールとは異なり、変動相場制下のタイ・バーツで主要貿易相手国の為替レートとの連動性を議論する根拠は必ずしも明確ではない。しかし、変動相場制のもとでも、為替レートは主要貿易相手国の為替レートの影響を大きく受けることになるので、近似的には連動性を考えることで意味のあるインプリケーションが導かれるのではないかと考えられる。

表8には、1998年1月から99年12月末までにおけるタイ・バーツが、米ドルおよび日本円といった先進主要国通貨とどれだけ連動しているかを、日次データ(ただし、土・日・休日は除く)の変化率(対数値の階差)を用いて計測した結果が示されている。計測に用いた為替レートの日次データは、前節までと同様にすべてBloombergおよびIFSによるものである。

表からまず明らかなことは、マレーシアで固定相場制が導入された98年9月以前では、シンガポール・ドルなどと同様に、タイ・バーツも日本円と強い連動性があったことである。すなわち、1998年1月から98年8月末までの推計期間では、いずれのケースも、日本円の係数は0.5以上の値をとっており、そのt値も統計的に有意である。これに対して、米ドルの係数は、スイス・フランをニューメレールとした場合には日本円と同様の値をとったが、SDRをニューメレールとした場合には、プラスの場合でも統計的に有意でない非常に小さい値にとどまっている。これらの結果は、この期間、タイ・バーツが米ドルよりも日本円とはるかに安定した関係があったことが読みとれる。

しかしながら、マレーシアで固定相場制が導入された98年9月以降の推計では、タイ・バーツでもその結果が一変する。たとえば、推計期間を1998年9月から99年12月末までとした場合、いずれの推計でも、米ドルの係数は大きな値をとったのに対して、日本円の係数は統計的に有意ではあるが0.1程度の小さな値となっている。このことは、マレーシアでの固定相場制の導入が、タイ・バーツの動きにも大きな影響を与えた可能性が大きいことを示している。

実際、推計期間をマレーシアで固定相場制が導入された前後の2ヶ月間(すなわち、98年7月-99年8月と98年9月-99年10月)に限定して結果を比較した場合、非常に短期間に米ドルの係数値は大きく上昇する一方、日本円の係数値が大きく下落したことが読みとれる。この結果は、まさにタイ・バーツと主要国通貨との連動性が、マレーシアでの固定相場制導入を契機に大きく変容したことを意味しているといえる。特に、前節で明らかにしたように、その際のマレーシアの通貨制度の変化が非常にドラスティックなものであったことを考慮すれば、3節で議論した通り、タイの通貨制度自体は大きく変化していなくても、上述のような大きな変化が起こりうるのである。

なお、以上の推計結果は、為替レートの時系列的な動きに、動学的な構造を考慮した場合でも基本的に変わらない。たとえば、表9には、スイス・フランをニューメレールとしたタイ・パーツ、米ドル、および日本円のそれぞれの変化率を使って、VAR および ARCH モデルを推計したものである。いずれの推計も、推計期間をマレ - シアでの固定相場制導入を境に分割し、前期（1998年1月から98年8月まで）と後期（1998年9月から99年12月まで）の2通りで行われている。

まず、VAR の推計結果をみると、ラグをとらない米ドルおよび日本円の係数は、それぞれ、前期では0.705と0.612、後期では0.898と0.101となり、表8の値とさほど変わらない。したがって、VAR においても、タイ・パーツの連動性が、マレ - シアでの固定相場制導入を契機に大きく変容したことが支持される。また、2期までとったラグの係数は、タイ・パーツを除いていずれも有意ではなく、この時期のタイ・パーツの動きは過去の米ドルや日本円の動きには影響を受けず推移していたことが読みとれる。

一方、ARCH の推計結果をみると、いずれのケースでも、分散に有意な自己回帰過程の存在が見受けられる。しかも、前期の推計期間では、これらの存在を考慮した場合、ラグなしの係数値はいずれも若干低下したが、日本円の方が有意に大きな値をとるという点は変わらなかった。また、後期の推計期間では、ラグなしの係数値自体も、これまでの結果と同様で、米ドルの係数は0.9に近い非常に有意な値をとったのに対して、ラグなしの日本円の係数は0.1あまりにとどまっている。したがって、ARCH による推計結果も、前期では日本円と安定した関係を保っていたタイ・パーツが、後期になって米ドルと安定した関係を保つようになったという結果を支持している。

8. 韓国のケース

韓国の通貨ウォンへの投機圧力が顕在化したのは、1997年11月であり、アセアン諸国よりは3、4ヶ月遅れた危機の発生であった。しかし、韓国も、アセアン諸国と同様に「通貨危機」に見舞われたという点では共通の特徴を持つ。通貨投機に対して、韓国政府は、97年11月19日にウォンの対米ドル変動幅を拡大したがウォン売り圧力は収まらず、12月にはIMFへ支援を要請する一方、12月16日には変動為替相場制へと移行することとなった。その結果、韓国ウォンは、タイ・パーツやマレーシア・リングと同様、その通貨価値が危機以前の半分へと暴落した。ウォンが比較的安定を取り戻したのは、1998年に入ってからである。韓国のウォンも、タイ・パーツやシンガポール・ドルなどと同様に、98年1月末頃からおおむね安定するようになったといえる。

もっとも、韓国の為替レートの動きは、他の変動相場制を採用している国とはかなり異なる性質を持っている。まず、第1に、韓国経済は、タイやシンガポールほどはアセアン諸国との経済的な結びつきが大きい点である。たとえば、表10には、韓国の主要国に対する貿易依存度が示されている。表から、韓国では米国と日本への依存度が突出しており、対アセアン諸国への依存度は相対的に低いことが読みとれる。特に、アセアン諸国の中で最大の貿易相手国であるシンガポールでさえ、その依存度は中国、香港、ドイツよりも小さい。したがって、1998年9月1日以降にマレーシアで固定相場制が導入されたことの韓国ウォンに対する影響は、間接的には存在するにせよ、これまでの節でみたようなア

セアン諸国の通貨ほどドラスティックではないと考えられる。

第2に、韓国では98年以降、他のアジアの国々に先駆けて、「インフレーション・ターゲット」を採用したことである。これは98年4月から施行された改正韓国銀行法6条に基づくものである。韓国銀行はこの法律に基づき、98年9月にはCPIの年平均上昇率を9%プラスマイナス1%というインフレ目標値を設定した。また、99年初めには、その年のインフレ目標値をCPIの年平均上昇率が3%プラスマイナス1%となるように設定した。

もっとも、インフレーション・ターゲットの採用が、韓国の金融政策や通貨制度をどれほどドラスティックに左右したかは必ずしもはっきりしない。これは1つには、韓国ではインフレーション・ターゲットが採用される以前からマネーサプライ等に対するターゲティングが行われていたからである。特に、1997年12月にIMFにより設定された金融引き締め政策は、マネーサプライや準備通貨などの上昇を厳しく制限するものであった。したがって、実際にインフレーション・ターゲットが設定された98年9月以前から、金融政策は予め設定された目標値をもとに運営されていたといえる。また、より重要なことは、韓国経済の予想以上の急回復と通貨価値の安定によって、インフレーション・ターゲット採用後のインフレ率は、毎年その目標値を大きく下回ったことである。実際、韓国のCPIの年平均上昇率は、98年に7.5%、99年に0.8%といずれもその目標値を大きく下回った。したがって、この時期、インフレーション・ターゲットが実際に金融政策や通貨制度を運営するにあたってどれだけ制約的であったかは必ずしもはっきりしない。

そこで以下では、98年1月から99年12月までの韓国ウォンの主要国通貨との連動性の特徴を、前節と同様の手法を使って分析する。分析にあたっては、マレーシアで固定相場制が採用され、韓国でインフレ・ターゲットが導入された98年9月に金融政策や通貨制度の運営に変化があったかどうかを検証するため、推計期間を、(i)98年1月から98年8月までと(ii)98年9月から99年12月までの2つに分割して分析を行った。

表11は、各期間において、韓国ウォンが米ドルおよび日本円といった先進主要国通貨とどれだけ連動しているかを、BloombergとIFSの日次データ(ただし、土・日・休日は除く)の変化率の相関を計測することで検討したものである。表からまず明らかなことは、ニューメーレルの選択に関わらず、98年1月-98年8月の推計では、韓国ウォンは米ドルと強い相関はあるが、日本円とは有意な相関がないことである。特に、米ドルの係数値は常に1を少し超える水準に安定しており、決定係数は危機以前に比べて大幅に減少しているものの、ある程度は米ドルへのリンク傾向が観察される。この米ドル・リンクの傾向は98年9月以降の推計でも引き続きみられ、この期間でも米ドルの係数はほぼ1で、かつそのt値は非常に大きい。また、98年9月以降の推計では、日本円が大きくそのウエイトを低下させたという傾向は観察されず、その係数の推計値はそれ以前の時期と比べて際立った変化はみられない。むしろ、日本円の係数のt値は、98年9月以降の推計でその統計的有意性を高めており、韓国ウォンと日本円との連動性は、大きくはないもの、98年9月以降に逆に安定性を高めたという傾向すら観察される。

もっとも、この傾向は、VARやARCHによって動学的な構造を考慮した場合、若干異なってくる。たとえば、表12には、韓国ウォン、米ドル、および日本円のそれぞれの変化率

を使って、VAR および ARCH モデルを推計したものである。¹⁵まず、ラグをとらない米ドルの係数を見ると、その推計値はすべての期間を通じて 0.8 から 1 前後であり、表 11 の値とあまり変わらない。しかし、1 期ラグをとった米ドルの係数は、逆にすべての期間を通じて大きなマイナスの値をとっており、ラグをとらない係数のプラスの効果を大幅に相殺する結果となっている。この結果は、通貨危機後の韓国の通貨制度が変動相場制となったことを反映しているものと考えられ、ドルとの連動性は依然として大きい、事実上のドルペッグを行っていた危機以前とは本質的に異なる通貨制度であることを示している。

一方、日本円のラグなしの係数値は、 t 値が 98 年 9 月以降の推計でその統計的有意性を高めているという点では表 7 と共通している。しかし、係数値自体が大きいのはむしろ推計期間が 98 年 1 月 - 98 年 8 月のときで、ARCH モデルの推計ではその値が 0.3 を超えるケースや t 値が 3 を超えるケースもあった。ただし、全体としてみた場合、為替レートの時系列的な動きに動学的な構造を考慮した場合でも、韓国ウォンと日本円との連動性は 98 年当初からさほど高くなく、またそれが 98 年 9 月以降に大きく変化したという傾向も観察されなかった。

9 . 円の国際化

近年、国際取引において円がどれだけ使用され、かつ資産として保有されているかという問題は、「円の国際化」の問題として多くの関心呼び、さまざまな議論がなされてきた。しかし、他の先進諸国の通貨と比較した場合、円の国際的地位は現状ではそれほど大きいものではない。たとえば、先進諸国の輸出・輸入取引における自国通貨建て比率を比較した場合、日本の自国通貨建て比率は、他の先進諸国に比べ、輸出・輸入のどちらにおいても低い水準にある。¹⁶

また、円の国際化の問題を、対東アジア諸国という観点から整理してみると、近年、貿易取引や直接投資といった形で、日本と東アジア諸国との実体経済面での結びつきは飛躍的に大きくなっているにもかかわらず、対東アジアにおける円の国際化という点では、一部のものを除き、米ドルと比べて円の果たす役割は依然として小さなものにとどまっている。¹⁷このように、日本と東南アジア諸国との強い実体経済面での結びつきにも関わらず、東アジアにおいて円の国際化が依然として進まない最大の理由として、これまでの研究では、少なくとも通貨危機以前は東アジア諸国の通貨の大半が実質上、米ドルに連動していることが指摘されてきた。¹⁸

¹⁵ 推計結果は、スイス・フランをニューメレールとしたケースのみが示されている。

¹⁶ 決済通貨としての円の役割に焦点を当てて円の国際化の問題を分析したものとしては、注 1 であげたものに加えて、たとえば Fukuda (1995), Fukuda and Ji (1994)などを参照。

¹⁷ 危機以前から例外的に円の国際化が進んでいるものとしては、日本から東アジア地域への機械類の輸出における円建て決済や、東アジア諸国の長期の対外債務における円建て比率がある。

¹⁸ 円が決済通貨として使われないその他の理由としては、Krugman (1980)や Matsuyama, Kiyotaki, and Matsui (1993)に代表される「ネットワークの外部性」に注目し、米ドルがアメリカの膨大な経済力を背景に国際取引で圧倒的なウエイトを占めて使われてきたとい

しかしながら、これまでの節でみたように、通貨危機後、アセアン諸国の通貨では、米ドルとの相関が弱まり、日本円との連動性が高まった期間もあった。また、韓国でも、円のウエイト自体はさほど高まらなかったが、米ドルとの連動性は、決定係数や動学的な相関をみる限り、危機以前よりも明らかに小さくなっている。したがって、危機以後の期間では、米ドル建ての取引は、日本のみならずこれら東アジア諸国にとっても為替リスクのある取引であったといえる。そこで以下では、通貨危機後の東アジア諸国において「円の国際化」がどれだけ進展したのかを、(i)韓国貿易の決済通貨動向、および(ii)商業銀行の取引通貨動向をそれぞれ時系列的に調べることによって検討する。

(i) 韓国における決済通貨の動向

図2と図3は、韓国中央銀行の資料にもとづいて、1996年以降の韓国におけるドル建てと円建ての決済通貨の動向を、それぞれ(1)財の輸出入および(2)サービスの輸出入に関して示したものである。¹⁹ まず、財の輸出入に関する決済通貨動向をみると、米ドル建ての決済が依然として非常に高く、その傾向は通貨危機の前と後で際違った差異がないことが読みとれる。とりわけ、輸出決済全体に占める円建て比率は、1980年代末には10%近くにまで上昇したが、最近では5%前後で低迷している。

これに対して、財の輸入に関する決済通貨動向を通貨危機の前後で比較すると、危機後の98年頃から米ドル建ての決済が緩やかに減少する一方、円建て決済が上昇している傾向が観察される。ただし、輸入決済通貨の絶対的な比率でみると、依然として円建て比率は米ドル建て比率よりもはるかに小さく、米ドルが依然として主要な決済通貨であることが読みとれる。特に、韓国の対日輸入依存度が25%前後であるのに対して輸入決済比率が15%弱の水準で推移しているという事実は、日本から韓国への輸出における円建て決済比率も6割未満であることを示している。

一方、韓国のサービス輸出では、98年以降、円建ての取引がある程度は拡大している。しかし、90年代全般でみると円建て決済比率は全サービス輸出の2割弱の値を推移しているにすぎない。さらに、韓国のサービス輸入では、円建て比率値は通貨危機後むしろ大きく減少している。²⁰

前節でみたように、通貨危機後、韓国の通貨制度は、危機以前の実事上の米ドル・ペッグ制から、日本円ともある程度は連動性をもつ管理フロート制へと移行した。したがって、為替リスクの軽減という観点からは、通貨危機後に円の国際化がある程度は進展する背景はあったと考えられる。しかしながら、以上の結果は、少なくとも韓国の決済通貨動向に関しては、円建ての決済が進展したという傾向はほとんど観察されないことを示している。

う歴史的な経緯をあげることもできよう。加えて、日本の税制の問題や短期資本市場の未発達を、円の国際化が進展しない理由として指摘することもできる。ただし、後者の理由に関しては、日本国内の短期資本市場もかなり改善され、非居住者に対する利子の源泉課税も廃止されたので、現在では小さい要因かもしれない。

¹⁹ 1970年代から90年代にかけての韓国における決済通貨の動向に関するより詳細は、福田(1996)を参照。

²⁰ 韓国のサービス輸入のドル建て決済比率では、99年4月に異常値が観察されたが、これはこの月の特殊事情によるものと予想される。

(ii)銀行の取引通貨動向

図4と図5は、タイ中央銀行の資料にもとづいて、1996年以降のタイにおける商業銀行の取引通貨動向を、それぞれドル建てと円建ての購入および売却に関して示したものである。まず、購入と売却いずれの動向をみても、通貨危機の後、米ドルの比率が低下する一方、日本円の比率が高まっている。したがって、通貨危機はタイにおいて円の国際化が進展する1つの契機になったと考えられる。しかし、タイにおける商業銀行の取引通貨は元来、米ドルがほぼ100%近くを占めており、近年の傾向はこの極端な状況が修正されたことを示しているに過ぎない。また、1999年に入ると、円建て取引比率の増加傾向に早くもブレキがかかっており、円建て取引の増加が今後も進展していくとは決して言い難い状況にある。

実際、7節でみたように、通貨危機後、一時はかなり日本円への連動性を高めたタイ・パーツは、98年9月以降、再び米ドルに対する連動性を高めている。かりにタイ・パーツが日本円と強い連動性を保ち続けていれば、米ドルはリスクの大きな通貨となるので、為替リスクの軽減という観点からは、円建て取引が増加し続ける背景はあったと考えられる。しかし、米ドルとの連動をタイ・パーツが再び高めた場合には、タイにとって米ドルは自国通貨ときわめて代替的な通貨となるので、タイにおいて円の国際化が進展しないのはある意味では自然なことといえる。

なお、他の東アジア諸国において、通貨危機後、円の国際化がどれくらい進展したかを詳細に知ることができるデータは、必ずしも多くない。しかし、BISが95年4月と98年4月に各国のディーラー間における外国為替の取引通貨を調査しており、この調査結果から部分的には状況を垣間見ることができる。表13は、それを東アジア諸国に限定して、米ドル、独マルク、日本円の取引比率をまとめたものである。²¹

まず、このデータにおいて、95年4月と98年4月のいずれの時期にも調査対象となった東アジアの国・地域は、香港とシンガポールのみである。そこで、香港とシンガポールのデータによって95年4月から98年4月の3年間に日本円の取引が増加しているかどうかを比較してみると、円建て取引の比率が増加しているのは、シンガポールにおける米ドル以外の通貨間の取引のみであり、そのほかの取引ではむしろ日本円の取引比率は低下している。通貨危機後も米ドル・ペッグを維持し続けた香港はともかく、98年前半には日本円との連動性を高めたシンガポールにおいても、日本円の取引が増加していないという表13の結果は、東アジアにおける「円の国際化」の進展の難しさを物語っているといえる。

もちろん、この時期は、邦銀が経営再建を進め、海外部門の撤退・縮小を行った時期と重なっているため、これらの結果は多少割り引いて考える必要はあろう。しかし、その場合でも、東アジア諸国において円の国際化が長期的には1つの選択肢となりえても、それまでの道のりは容易でないことがおおむね読み取れる。実際、98年4月の調査においてのみデータが利用可能なその他の東アジア諸国（インドネシア、マレーシア、フィリピン、韓国、台湾、タイ）のデータをみても、対全通貨や対現地通貨の比率では米ドルがほとんどの国で圧倒的な比率を占めている。ただし、台湾のように対全通貨でも日本円が全体の

²¹ 1回の取引で必ず2つの通貨が交換されるため、比率の合計は200%となる。

3分の1を超えるケースや、タイや韓国のように対米ドル以外の通貨の取引において日本円が5割程度を占める国もあり、事情は東アジアの国々によって若干異なるようである。

10. おわりに

本稿では、危機後に変動相場制へと移行した東アジア諸国の通貨制度が、その後の1998年から99年の2年間にいかなる原因によって米ドルへの連動性を高めていったのかを、日次データを使うことによって詳しく検討した。分析の結果、マレーシアとの経済的結びつきが強いタイやシンガポールでは、マレーシアの固定相場制への移行がそれらの国々の為替レートが再び米ドルと非常に強い相関を持つようになった大きな要因であったことを明らかにした。

もっとも、通貨危機後の東アジア諸国の通貨制度を考えた場合、今後それがどのようなものとなっていくかはかなり不確定である。まず、危機後の東アジア諸国において、変動相場制へと移行した国が少なくないなかで、香港および中国の通貨制度は、危機後もドル・ペッグ制を維持しつづけている。カレンシー・ボード制を維持する香港はその典型であるが、中国の人民元も、若干の変動をしながらも、事実上、ドル・ペッグに近い為替レートを維持している。これらの経済圏が東アジア経済全体に及ぼす影響は少なくないことを考えれば、今後の中国および香港の通貨制度のあり方が東アジア諸国の通貨制度に少なからぬ影響を及ぼすと考えられる。

また、2000年に入ってインドネシアとタイが相次いでインフレーション・ターゲットを導入した。物価指数の計測誤差などの問題を考えた場合、これらの国々においてインフレーション・ターゲットがどれだけ実効性をもって実行できるかには難しい問題が残る。また、すでにインフレーション・ターゲットを導入している韓国でも、インフレーション・ターゲットの導入がその通貨制度にどのようなインパクトを与えたかは、現段階では必ずしも明らかではない。ただ、理論上は、インフレーション・ターゲットは金融政策を制約するため、通貨制度も当然その影響を受けることとなる。したがって、今後は、インフレーション・ターゲットの影響も見守らなければならないであろう。

さらに、補論でみるように、これら東アジア諸国の通貨は、2000年に入ってこれまで以上に米ドルとの連動性を高めているという傾向が観察される。これら最近の変化は、本稿で議論した以外の要因によって、東アジア諸国の通貨の連動性が危機以前の状況に少しずつではあるが回帰する傾向にあることを示している。その原因に関しては、東アジア諸国の危機からの回復と米国経済の好景気の相関といったファンダメンタルズ面の変化からある程度解釈できるかもしれないが、詳細な分析が今後必要であることはいうまでもない。

もっとも、中長期的に実体経済面での結びつきという観点から問題を整理した場合、日本を含めた東アジア諸国との経済的結びつきは今後も大きくなっていくと考えられる。したがって、危機以前のように、通貨が米ドルにのみ連動している場合には、東アジア諸国にとって、その実効為替レートは不安化する余地も高いことになる。実効為替レートの安定化という観点からは、東アジア経済圏には独自の通貨制度が求められるところである。特に、近年、欧州におけるユーロの誕生、ラテン・アメリカ諸国におけるドル化の進展をふまえた場合、比較的大きな経済圏の中で、その地域の通貨制度の将来に関してはっきり

とした道筋が見えていないのは東アジア経済圏である。東アジア経済圏において今後どのような通貨制度を構築していくのが望ましいのかを、通貨危機の教訓をふまえて検討していくことは、十分に意味があるといえる。

補論 2000 年上半期の東アジア通貨の連動性

本論では、1998 年から 99 年にかけて東アジア諸国の為替レートが米ドルおよび日本円とどのように連動してきたかを考察した。この補論では、2000 年 1 月から 8 月までの日次データを使うことによって、2000 年に入ってこれら東アジア諸国通貨の米ドルおよび日本円との連動性がどのように変化したかを簡単に検討する。分析の対象とした通貨は、シンガポール・ドル、タイ・バーツ、および韓国ウォンの 3 つである。データはすべて Bloomberg の日次データ（SDR を除き、東京市場の終値）を用い、本論と同様に、スイス・フランをニューメレールにした場合と SDR をニューメレールにした場合の 2 通りについて、それぞれの連動性を変化率の相関を計測することで検討した。

付表 1 がその推計結果をまとめたものである。表からまず明らかなことは、それ以前の期間と比較した場合、すべての通貨において、2000 年に入って米ドルとの連動性が高まる一方、日本円との連動性が低まっていることである。この傾向は、マレ - シアでの固定相場制導入以前だけでなく、マレ - シアの固定相場制導入以後の推計（期間：1998 年 9 月から 99 年 12 月）と比較しても顕著に見られる。

また、各係数値を 4 節で貿易依存度をベースに導いた理論値と比較した場合、いずれのケースでも、米ドルの係数の推計値は理論値よりも大きいものに対して、日本円の係数値はその理論値を大きく下回っていた。これは、2000 年になって、東アジア諸国通貨が、マレ - シアでの固定相場制導入とは全く別の理由で、米ドルとの連動性を高めたことを意味している。

なお、以上の推計結果は、為替レートの時系列的な動きに、動学的な構造を考慮した場合でも基本的に変わらない。たとえば、付表 2 には、スイス・フランをニューメレールとした韓国ウォン、米ドル、および日本円のそれぞれの変化率を使って、2000 年 1 月から 8 月までの日次データに関して VAR および ARCH モデルを推計したものである。いずれのケースでも、ラグをとらない米ドルの係数はほぼ 1 に近く、その値も 1998 年 9 月から 99 年 12 月までの推計結果と比べて若干ではあるが大きくなっている。これに対して、ラグをとらない日本円の係数は、推計期間が 1998 年 9 月から 99 年 12 月までのケースと比べるとほぼ半減し、 t 値の統計的有意性も低下している。したがって、為替レートの時系列的な動きに動学的な構造を考慮した場合でも、韓国ウォンの決定メカニズムが 2000 年になって変容し、米ドルとの連動性を高めたことが確認される。

参考文献

- 磯貝孝・柴沼俊一、(2000)、「東アジアの域内外経済との結びつきに関するデータ分析 東アジア域内相互および先進国との関係変化を示す貿易、直接投資に関するデータ整理を中心に」『日本銀行調査月報』2000年7月号。
- 大野健一・桜井宏二郎、(1997)、『東アジアの開発戦略』有斐閣。
- 関志雄、(1995)、『円圏の経済学』、日本経済新聞社。
- 外国為替等審議会、(2000)『アジア経済・金融の再生への道 - 21世紀の持続的成長と多層的な域内協力ネットワークの構築』(アジア経済・金融の再生のための専門部会)。
- 河合正弘(1992a)「円の国際化」伊藤隆敏編『国際金融の現状』第10章、有斐閣。
- 河合正弘(1992b)「アジアNIEs・ASEAN諸国の金融的発展と相互依存」『フィナンシャル・レビュー』3月号。
- 東京銀行調査部編、(2000)、『アジア経済・金融の再生』東洋経済新報社。
- 福田慎一(1994)「円の国際化：決済通貨としての円の役割」『フィナンシャル・レビュー』第31号、pp.151-166。
- 福田慎一(1996)「東アジアにおける金融の自由化・国際化と日本の役割」『フィナンシャル・レビュー』第38号、pp.32-55。
- 藤木裕(2000)「エマージング・マーケット諸国の為替相場制度・金融制度の選択について」『金融研究』19巻1号、日本銀行金融研究所、pp.79-123。
- Bénassy-Quéré, A., (1999), “Optimal Peggs for Asian Currencies,” Journal of the Japanese and International Economies 13, pp.44-60.
- Bayoumi, T., B. Eichengreen, and P. Mauro, (2000), “On Regional Monetary Arrangements for ASEAN,” Journal of the Japanese and International Economies 14, pp.121-148.
- Black, S.W., (1990) “The International Use of Currencies,” in Suzuki, Miyake, and Okabe eds. The Evolution of the International Monetary System, The University of Tokyo Press.
- Corsetti, G., P. Pesenti, and N. Roubini, (1999), “What Caused the Asian Currency and Financial Crisis?,” Japan and the World Economy 11, pp.305-373.
- Frankel, J.A., and Shang-Jin Wei, (1994) “Yen Bloc or Dollar Bloc: Exchange Rate Policies of the East Asian Economies,” in T. Ito and A. O. Krueger eds., Macroeconomic Linkage, Chicago: University of Chicago Press.
- Fukuda, S., (1995), “The Structural Determinants of Invoice Currencies in Japan: The Case of Foreign Trades with East Asian Countries” in T. Ito and A. O. Krueger eds., Financial Deregulation and Integration in East Asia, Chicago: University of Chicago Press.
- Fukuda, S., and Ji Cong (1994), “On the Choice of Invoice Currency: The PTM Approach,” Journal of the Japanese and International Economies 8, pp.511-529.
- Goldberg, L., and M. Klein, (1997), “Foreign Direct Investment, Trade and Real Exchange Rate Linkages in Southeast Asia and Latin America,” NBER Working Paper #6344.
- Hamada, K., and A. Horiuchi, (1987) “Monetary, Financial, and Real Effects of Yen Internationalization,” in Arndt and Richardson eds. Real-Financial Linkages among Open Economies, The MIT Press.

- Ito, T., (1993) "The Yen and the International Monetary System," in C.F. Bergsten and M. Noland eds. Pacific Dynamism and International Monetary System, Institute of International Economics.
- Ito, T., E. Ogawa, and Y. N. Sasaki, (1998), "How Did the Dollar Peg Fail in Asia?" Journal of the Japanese and International Economies 12, pp.256-304.
- Kawai, M., (1996), "The Japanese Yen as an International Currency: Performance and Prospects," in R. Sato and H. Hori eds., Organization, Performance, and Equity: Perspectives on the Japanese Economy, Kluwer Academic Publishers, Boston, pp.334-387.
- Kawai, M., and S. Akiyama, (1996), "The Role of Nominal Anchor Currencies in Exchange Rate Arrangements," Journal of the Japanese and International Economies 12, pp.256-304.
- Kawai, M., and S. Akiyama, (2000), "Implications of the Currency Crisis for Exchange Rate Arrangements in Emerging East Asia," mimeo, World Bank.
- Krugman, P., (1980) "Vehicle Currencies and the Structure of International Exchange," Journal of Money, Credit, and Banking, 12, pp.513-526.
- Krugman, P., (1998), "What Happened to Asia?" mimeo.
- Matsuyama, K., N. Kiyotaki, and A. Matsui, (1993) "Toward a Theory of International Currency," Review of Economic Studies, 60, pp.283-307.
- McKinnon, R.I., (2000), "After the crisis, the East Asian Dollar Standard Resurrected: An Interpretation of High-Frequency Exchange Rate Pegging," mimeo, Stanford University.
- Radelet, S., and J. Sachs, (1998), "On the Outset of the East Asian Financial Crisis," NBER Working Paper #6680.
- Takagi, S., (1996), "The Yen and Its East Asian Neighbors, 1980-95: Cooperation or Competition?" NBER Working Paper #5720.
- Taguchi, Hiroo, (1994) "On the Yen Block," in T. Ito and A. O. Krueger eds., Macroeconomic Linkage, Chicago: University of Chicago Press.
- Takeda, Masahiko, and Phillip Turner,(1992), "Liberalisation of Japan's Financial Markets: Some Major Themes," BIS Economic Papers No.34.
- Tavlas, G.S., and Yuzuru Ozeki, (1992) "The Japanese Yen as an International Currency," International Monetary Fund, Occasional Paper 90.

表1 通貨危機以前の東アジア諸国のバスケット・ウエイトの推計結果

通貨	Frankel & Wei(1994)				関 (1995)	
	週		月		週	
	1979.1 - 1992.5		1991.1 - 1995.5		1995.1 - 1995.8	
	US \$	日本円	US \$	日本円	US \$	日本円
韓国ウォン	0.96	-0.01	0.94	0.06	0.84	0.17
シンガポール ドル	0.75	0.13	0.69	0.1	0.74	0.18
マレーシア リンギ	0.78	0.07	0.84	0.04	0.87	0.16
インドネシア ルピア	0.95	0.16	0.99	0	0.97	0.01
フィリピン ペソ	1.07	-0.01	1.15	-0.24	1.07	0.02
タイ バーツ	0.91	0.05	0.82	0.1	0.86	0.09

表2 マレーシア、シンガポール、およびタイの貿易依存度（対トップ5）

(1) マレーシア

	1997年		1998年		1999年	
	相手国	貿易依存度	相手国	貿易依存度	相手国	貿易依存度
1位	米国	28.96%	米国	35.58%	米国	34.08%
2位	シンガポール	28.33%	シンガポール	26.49%	日本	26.71%
3位	日本	28.30%	日本	24.98%	シンガポール	26.33%
4位	台湾	7.45%	韓国	6.55%	韓国	6.72%
5位	韓国	6.95%	香港	5.96%	香港	6.17%

(2) シンガポール

	1997年		1998年		1999年	
	相手国	貿易依存度	相手国	貿易依存度	相手国	貿易依存度
1位	米国	31.24%	米国	34.32%	米国	32.43%
2位	マレーシア	28.71%	マレーシア	27.38%	マレーシア	28.65%
3位	日本	22.05%	日本	20.47%	日本	21.33%
4位	香港	10.07%	香港	10.19%	香港	9.47%
5位	タイ	7.94%	タイ	7.65%	タイ	8.12%

(3) タイ

	1997年		1998年		1999年	
	相手国	貿易依存度	相手国	貿易依存度	相手国	貿易依存度
1位	日本	38.78%	米国	36.08%	日本	34.54%
2位	米国	30.88%	日本	34.93%	米国	32.12%
3位	シンガポール	14.88%	シンガポール	14.01%	シンガポール	17.32%
4位	マレーシア	8.57%	マレーシア	7.87%	マレーシア	8.86%
5位	台湾	6.89%	中国	7.11%	香港	7.15%

使用したデータの出所) IMF, *Direction of Trade Statistics* 各号。

注) 使用した元データには、1998年以降は対台湾貿易が計上されていない。また、シンガポールでは対インドネシア貿易が計上されていない。

表3-1 貿易依存度をベースとした通貨ウエイトの理論値
-マレーシアとシンガポールのケース

(1) 1998年9月以前の通貨ウエイト

	マレーシア	シンガポール
米ドル	0.443	0.540
日本円	0.376	0.328

(2)1998年9月以降のシンガポール・ドルの通貨ウエイト

	ケース1	ケース2	ケース3
米ドル	0.700	0.719	0.705
日本円	0.221	0.205	0.213

注 1) 1998年9月以前の通貨ウエイトはすべて1997年の貿易依存度にもとづいて計算。
2) ケース1, 2, 3はそれぞれ、97年、98年、99年の貿易依存度にもとづいて計算。

表3-2 貿易依存度をベースとした通貨ウエイトの理論値
-タイ・パーツのケース

(1) 1998年9月以前の通貨ウエイト

米ドル	0.42706434
日本円	0.46890922

(2)1998年9月以降の通貨ウエイト

	ケース1	ケース2	ケース3
米ドル	0.49863676	0.54021946	0.53208773
日本円	0.42061083	0.37799448	0.38233989

注 1) 1998年9月以前の通貨ウエイトはすべて1997年の貿易依存度にもとづいて計算。
2) ケース1, 2, 3はそれぞれ、97年、98年、99年の貿易依存度にもとづいて計算。

表4 マレーシア・リングと主要国通貨の連動性

(1) 推計期間：98年1月から98年8月

	米ドル	日本円	adj.R2	D.W.
スイス・フラン建て	0.609 (2.30)	0.811 (4.84)	0.151	1.675
SDR建て Bloomberg	0.709 (0.99)	0.731 (3.79)	0.155	1.706
SDR建て IFS	1.24 (1.88)	0.906 (4.45)	0.085	1.779

(2) 推計期間：98年7月から98年8月

	米ドル	日本円	adj.R2	D.W.
スイス・フラン建て	0.051 (0.31)	0.742 (6.40)	0.496	2.207
SDR建て Bloomberg	0.283 (0.58)	0.794 (5.61)	0.518	2.318
SDR建て IFS	-0.207 (-0.54)	0.436 (3.94)	0.278	1.795

注) 括弧の中は、t 値。

表5 マレーシア・リングの動学構造

推計期間：98年1月から98年8月

	リング(-1)	リング(-2)	米ドル	米ドル(-1)	米ドル(-2)	日本円	日本円(-1)	日本円(-2)	a0	a1	a2	adj.R2	D.W.
VAR	0.143 (1.86)	0.039 (0.50)	0.645 (2.44)	-0.543 (-2.01)	-0.334 (-1.21)	0.771 (4.64)	0.004 (0.02)	-0.197 (-1.12)				0.177	2.045
ARCH	0.152 (-2.85)	-0.134 (-2.04)	0.117 (0.77)	-0.334 (-1.69)	-0.186 (-0.99)	0.586 (6.16)	-0.332 (-2.73)	0.107 (0.91)	0.001 (4.07)	0.193 (1.33)	1.000 (5.00)	0.096	1.972

注 1) 括弧の中は、t 値。

2) a0, a1, a2は、分散の自己回帰過程の係数を示す。

表6 シンガポール・ドルと主要国通貨の連動性

(1) 推計期間：98年1月から98年8月

	米ドル	日本円	adj.R2	D.W.
スイス・フラン建て	0.449 (4.57)	0.656 (10.54)	0.46	2.095
SDR建て Bloomberg	0.877 (3.58)	0.568 (8.56)	0.545	1.873
SDR建て IFS	0.783 (3.54)	0.566 (7.86)	0.284	1.922

(2) 推計期間：98年9月から99年12月

	米ドル	日本円	adj.R2	D.W.
スイス・フラン建て	0.779 (33.94)	0.162 (10.42)	0.812	1.936
SDR建て Bloomberg	0.814 (10.67)	0.192 (9.06)	0.598	1.925
SDR建て IFS	0.822 (14.10)	0.154 (7.21)	0.434	2.184

(3) 98年9月1日前後2ヶ月間の推計結果

a. スイス・フラン建て

推計期間	米ドル	日本円	adj.R2	D.W.
直前の2ヶ月間 98/7/1-98/8/3	0.397 (3.43)	0.622 (7.56)	0.659	1.869
直後の2ヶ月間 98/9/1-98/10/30	0.713 (8.18)	0.238 (3.65)	0.602	1.657

b. SDR建て (Bloomberg)

推計期間	米ドル	日本円	adj.R2	D.W.
直前の2ヶ月間 98/7/1-98/8/3	0.444 (1.35)	0.616 (6.50)	0.616	2.069
直後の2ヶ月間 98/9/1-98/10/30	0.607 (2.73)	0.245 (4.48)	0.57	1.812

c. SDR建て (IFS)

推計期間	米ドル	日本円	adj.R2	D.W.
直前の2ヶ月間 98/7/1-98/8/3	0.507 (2.05)	0.489 (5.80)	0.458	1.935
直後の2ヶ月間 98/9/1-98/10/30	1.015 (5.63)	0.172 (2.68)	0.541	2.568

注) 括弧の中は、t値。

表7 シンガポール・ドルの動学構造

(1) 推計期間：98年1月から98年 8 月

	Sドル(-1)	Sドル(-2)	米ドル	米ドル(-1)	米ドル(-2)	日本円	日本円(-1)	日本円(-2)	a0	a1	a2	adj.R2	D.W.
VAR	-0.054 (-0.70)	0.177 (2.28)	0.507 (5.08)	-0.137 (-1.28)	-0.147 (-1.38)	0.647 (10.43)	0.051 (0.64)	-0.173 (-2.17)				0.471	2.013
GARCH	0.08 (0.79)	0.152 (1.89)	0.433 (4.23)	-0.163 (-1.56)	-0.092 (-0.81)	0.593 (14.62)	-0.056 (-0.57)	-0.164 (-1.63)	0.000 (5.51)	0.255 (1.66)	0.171 (1.55)	0.459	2.256

(2) 推計期間：98年9月から99年12月

	Sドル(-1)	Sドル(-2)	米ドル	米ドル(-1)	米ドル(-2)	日本円	日本円(-1)	日本円(-2)	a0	a1	a2	adj.R2	D.W.
VAR	0.025 (0.47)	-0.091 (-1.89)	0.784 (34.17)	0.002 (0.03)	0.062 (1.45)	0.163 (10.52)	-0.044 (-2.47)	-0.003 (-0.15)				0.816	2.017
GARCH	-0.035 (-0.42)	-0.191 (-1.80)	0.898 (23.93)	0.042 (0.49)	0.198 (1.91)	0.106 (4.14)	-0.024 (-1.07)	-0.006 (-0.21)	0.000 (5.45)	0.067 (0.96)	0.376 (3.37)	0.903	2.113

注 1) 括弧の中は、t 値。

2) a0, a1, a2は、分散の自己回帰過程の係数を示す。

表8 タイ・パーツと主要国通貨の連動性

(1) 推計期間：98年1月から98年 8 月

	米ドル	日本円	adj.R2	D.W.
スイス・フラン建て	0.687 (2.73)	0.623 (3.91)	0.134	1.916
SDR建て Bloomberg	-0.353 (-0.46)	0.685 (3.27)	0.077	2.149
SDR建て IFS	0.128 (0.26)	0.537 (3.38)	0.062	1.457

(2) 推計期間：98年9月から99年12月

	米ドル	日本円	adj.R2	D.W.
スイス・フラン建て	0.892 (21.62)	0.099 (3.54)	0.61	1.957
SDR建て Bloomberg	0.812 (6.81)	0.127 (3.83)	0.304	1.898
SDR建て IFS	0.687 (7.46)	0.093 (2.73)	0.167	1.814

(3) 98年9月 1 日前後 2 ヶ月間の推計結果

a. スイス・フラン建て

推計期間	米ドル	日本円	adj.R2	D.W.
直前の 2 ヶ月間 98/ 7 / 1 -98/8/31	0.50 (2.68)	0.353 (2.66)	0.277	2.187
直後の 2 ヶ月間 98/9/1-98/10/30	0.796 (8.618)	0.077 (1.11)	0.646	1.424

b SDR建て (Bloomberg)

推計期間	米ドル	日本円	adj.R2	D.W.
直前の 2 ヶ月間 98/ 7 / 1 -98/8/31	0.117 (0.26)	0.517 (3.96)	0.328	1.731
直後の 2 ヶ月間 98/9/1-98/10/30	0.694 (3.20)	0.133 (2.50)	0.441	1.829

c. SDR建て (IFS)

	米ドル	日本円	adj.R2	D.W.
直前の 2 ヶ月間 98/7/2-98/8/31	0.311 (0.80)	0.296 (2.48)	0.111	1.759
直後の 2 ヶ月間 98/9/1-98/10/30	0.799 (4.16)	0.051 (0.76)	0.303	1.687

注) 括弧の中は、t 値。

表9 タイ・パーツの動学構造

(1) 推計期間：98年1月から98年8月

	パーツ(-1)	パーツ(-2)	米ドル	米ドル(-1)	米ドル(-2)	日本円	日本円(-1)	日本円(-2)	a0	a1	a2	adj.R2	D.W.
VAR	0.042 (0.55)	-0.036 (-0.46)	0.705 (2.74)	-0.012 (-0.04)	-0.14 (-0.52)	0.612 (3.78)	-0.048 (-0.28)	-0.158 (-0.93)				0.106	2.006
ARCH	0.018 (0.19)	0.307 (5.87)	0.430 (3.84)	0.101 (0.76)	-0.253 (-1.63)	0.530 (7.54)	-0.128 (-1.02)	-0.283 (-2.91)	0.000 (3.80)	0.825 (3.50)	0.377 (2.31)	0.014	1.976

(2) 推計期間：98年9月から99年12月

	パーツ(-1)	パーツ(-2)	米ドル	米ドル(-1)	米ドル(-2)	日本円	日本円(-1)	日本円(-2)	a0	a1	a2	adj.R2	D.W.
VAR	0.020 (0.37)	-0.008 (-0.15)	0.898 (21.43)	0.023 (0.36)	0.009 (0.15)	0.101 (3.58)	-0.024 (-0.83)	-0.017 (-0.60)				0.605	2.000
ARCH	0.072 (1.10)	0.093 (1.20)	0.886 (22.49)	0.010 (0.15)	-0.088 (-1.00)	0.121 (4.10)	-0.021 (-0.80)	-0.022 (-0.96)	0.000 (9.28)	0.214 (3.09)	0.349 (4.21)	0.598	2.076

注 1) 括弧の中は、t 値。

2) a0, a1, a2は、分散の自己回帰過程の係数を示す。

表10 韓国の貿易依存度（対トップ7）

	1997年		1998年		1999年	
	相手国	貿易依存度	相手国	貿易依存度	相手国	貿易依存度
1位	米国	0.33	米国	0.357522	米国	0.356957
2位	日本	0.27117	日本	0.239485	日本	0.268226
3位	中国	0.150009	中国	0.151772	中国	0.155243
4位	香港	0.080129	香港	0.08072	香港	0.069666
5位	ドイツ	0.067233	オーストラリア	0.0610	ドイツ	0.051719
6位	シンガポール	0.052115	ドイツ	0.060567	シンガポール	0.051578
7位	オーストラリア	0.051409	英国	0.047876	オーストラリア	0.046611

使用したデータの出所) IMF, Direction of Trade Statistics, 各号。

注) 使用した元データには、1998年以降は対台湾貿易が計上されていない。

表 1 1 韓国ウォンと主要国通貨の連動性

(1) 推計期間：98年1月から98年 8 月

	米ドル	日本円	adj.R2	D.W.
スイス・フラン建て	1.109 (4.27)	0.227 (1.336)	0.111	1.687
SDR建て Bloomberg	2.375 (3.17)	0.083 (0.42)	0.097	1.864
SDR建て IFS	1.395 (2.42)	0.128 (0.66)	0.025	1.608

(2) 推計期間：98年9月から99年12月

スイス・フラン建て	0.937 (24.98)	0.131 (5.24)	0.679	1.667
SDR建て Bloomberg	1.118 (10.51)	0.102 (3.48)	0.442	1.775
SDR建て IFS	1.192 (12.79)	0.078 (2.34)	0.351	1.893

注) 括弧の中は、t 値。

表12-1 韓国ウォンの動学構造: VARのケース

(1) 推計期間: 98年1月から98年 8 月

ウォン(-1)	ウォン(-2)	ウォン(-3)	ウォン(-4)	米ドル	米ドル(-1)	米ドル(-2)	米ドル(-3)	米ドル(-4)	日本円	日本円(-1)	日本円(-2)	日本円(-3)	日本円(-4)	adj.R2	D.W.
0.189 (2.37)	-0.015 (-0.22)			1.089 (4.24)	-0.723 (-2.64)	0.011 (0.04)			0.163 (0.97)	0.159 (0.95)	-0.237 (-1.42)			0.147	2.026
0.134 (1.65)	-0.051 (-0.73)	-0.152 (-2.29)	-0.097 (-1.68)	0.965 (3.77)	-0.721 (-2.73)	0.135 (0.51)	-0.589 (-2.23)	-0.108 (-0.39)	0.246 (1.48)	0.221 (1.34)	-0.144 (-0.89)	0.159 (0.97)	0.137 (0.84)	0.215	1.953

(2) 推計期間: 98年9月から99年12月

ウォン(-1)	ウォン(-2)	ウォン(-3)	ウォン(-4)	米ドル	米ドル(-1)	米ドル(-2)	米ドル(-3)	米ドル(-4)	日本円	日本円(-1)	日本円(-2)	日本円(-3)	日本円(-4)	adj.R2	D.W.
0.186 (3.55)	-0.171 (-3.26)			0.910 (25.14)	-0.211 (-3.50)	0.074 (1.20)			0.133 (5.52)	0.017 (0.69)	0.112 (4.52)			0.711	1.953
0.209 (3.82)	-0.169 (-3.02)	0.106 (1.91)	0.022 (0.40)	0.898 (24.51)	-0.229 (-3.69)	0.069 (1.08)	-0.076 (-1.20)	0.004 (0.07)	0.135 (5.54)	0.005 (0.21)	0.112 (4.43)	-0.033 (-1.28)	-0.048 (-1.86)	0.713	2.006

表12-2 韓国ウォンの動学構造: ARCHモデルのケース

(1) 推計期間: 98年1月から98年 8 月

ウォン(-1)	ウォン(-2)	ウォン(-3)	ウォン(-4)	米ドル	米ドル(-1)	米ドル(-2)	米ドル(-3)	米ドル(-4)	日本円	日本円(-1)	日本円(-2)	日本円(-3)	日本円(-4)	a0	a1	a2	a3	adj.R2	D.W.
0.173 (1.94)	-0.003 (-0.04)			0.715 (4.23)	-0.629 (-2.57)	0.022 (0.08)			0.256 (3.30)	-0.004 (-0.060)	0.021 (0.236)			0.000 (2.97)	1.000 (2.76)	0.241 (1.89)		0.120	1.983
0.268 (1.73)	-0.019 (-0.28)	-0.126 (-1.62)	-0.097 (-1.15)	1.003 (3.31)	-0.612 (-1.99)	0.726 (3.17)	0.081 (0.30)	-0.170 (-0.42)	0.360 (1.93)	0.031 (0.20)	0.046 (0.48)	0.023 (0.17)	0.304 (2.28)	0.000 (3.07)	0.434 (3.92)	0.000 (0.00)	0.160 (1.51)	0.153	1.936

(2) 推計期間: 98年9月から99年12月

ウォン(-1)	ウォン(-2)	ウォン(-3)	ウォン(-4)	米ドル	米ドル(-1)	米ドル(-2)	米ドル(-3)	米ドル(-4)	日本円	日本円(-1)	日本円(-2)	日本円(-3)	日本円(-4)	a0	a1	a2	adj.R2	D.W.
0.13 (0.84)	-0.205 (-2.41)			0.853 (8.40)	-0.158 (-1.90)	0.182 (1.19)			0.149 (2.27)	0.027 (0.18)	0.067 (0.61)			0.000 (2.12)	0.207 (0.32)	0.246 (0.70)	0.715	1.830
0.134 (1.88)	-0.21 (-2.90)	0.047 (0.79)	0.080 (1.64)	0.838 (22.20)	-0.159 (-2.06)	0.176 (2.29)	-0.108 (-1.35)	-0.079 (-1.35)	0.162 (4.96)	0.015 (0.39)	0.072 (1.77)	0.026 (0.71)	-0.031 (-1.12)	0.000 (4.49)	0.146 (1.16)	0.376 (1.172)	0.717	1.844

注 1) 括弧の中は、t 値。

2) a0, a1, a2は、分散の自己回帰過程の係数を示す。

表13 ディーラー間における外国為替の取引通貨

(1) 1995年4月の調査

対全通貨 日平均

	米ドル	独マルク	日本円
香港	93.3%	28.5%	31.1%
シンガポール	90.9%	31.9%	27.9%

対米ドル以外の通貨 日平均

	独マルク	日本円
香港	52.8%	36.1%
シンガポール	80.7%	27.5%

対現地通貨 日平均

	米ドル	独マルク	日本円
香港	93.3%	n.a.	n.a.
シンガポール	94.3%	0.5%	1.1%

(2) 1998年4月の調査

対全通貨 日平均

	米ドル	独マルク	日本円
香港	93.0%	22.8%	27.1%
シンガポール	94.8%	20.2%	23.3%
インドネシア	97.4%	6.8%	21.9%
マレーシア	87.4%	13.8%	11.1%
フィリピン	99.6%	3.6%	14.4%
韓国	97.6%	9.4%	17.3%
台湾	95.2%	13.5%	34.0%
タイ	96.3%	1.9%	11.1%

対米ドル以外の通貨 日平均

	独マルク	日本円
香港	46.6%	27.9%
シンガポール	76.4%	34.6%
インドネシア	12.5%	42.5%
マレーシア	38.9%	4.9%
フィリピン	0.0%	33.3%
韓国	17.9%	44.0%
台湾	43.0%	31.6%
タイ	15.0%	56.6%

対現地通貨 日平均

	米ドル	独マルク	日本円
香港	93.4%	n.a.	n.a.
シンガポール	97.5%	0.1%	0.6%
インドネシア	96.2%	0.1%	1.7%
マレーシア	98.3%	0.2%	0.5%
フィリピン	99.2%	0.0%	0.2%
韓国	97.1%	0.5%	1.5%
台湾	92.6%	1.0%	3.7%
タイ	96.5%	0.2%	2.4%

出所) BIS, Central Bank Survey of Foreign Exchange and Derivatives Market Activity, 1998.

付表1 2000年1月から8月までの連動性

(1) シンガポール・ドル

	米ドル	日本円	adj.R2	D.W.
スイス・フラン建て	0.915 (25.27)	0.083 (3.11)	0.909	2.148
SDR建て Bloomberg	1.059 (11.67)	0.108 (3.310)	0.700	3.095

(2) タイ・バーツ

	米ドル	日本円	adj.R2	D.W.
スイス・フラン建て	0.867 (15.33)	0.206 (4.91)	0.829	1.941
SDR建て Bloomberg	0.823 (5.86)	0.169 (3.34)	0.451	2.278

(3) 韓国ウォン

	米ドル	日本円	adj.R2	D.W.
スイス・フラン建て	1.011 (19.05)	0.077 (1.96)	0.846	1.996
SDR建て Bloomberg	1.053 (7.71)	0.070 (1.42)	0.473	2.631

注 1) 推計期間：2000/1/5-2000/8/30

2) 括弧の中は、t 値。

付表2 2000年の韓国ウォンの動学構造

(1) VAR

ウォン(-1)	ウォン(-2)	ウォン(-3)	ウォン(-4)	米ドル	米ドル(-1)	米ドル(-2)	米ドル(-3)	米ドル(-4)	日本円	日本円(-1)	日本円(-2)	日本円(-3)	日本円(-4)	adj.R2	D.W.
-0.059 (-0.76)	-0.152 (-1.98)			1.017 (18.51)	0.026 (0.27)	0.124 (1.29)			0.069 (1.70)	0.024 (0.59)	0.011 (0.28)			0.846	1.915
-0.076 (-0.96)	-0.151 (-1.92)	-0.149 (-1.97)	0.052 (0.69)	0.992 (17.66)	0.065 (0.67)	0.104 (1.07)	0.136 (1.46)	-0.070 (-0.75)	0.076 (1.85)	0.01 (0.24)	0.022 (0.53)	-0.017 (-0.42)	0.032 (0.80)	0.847	1.875

(2) ARCH

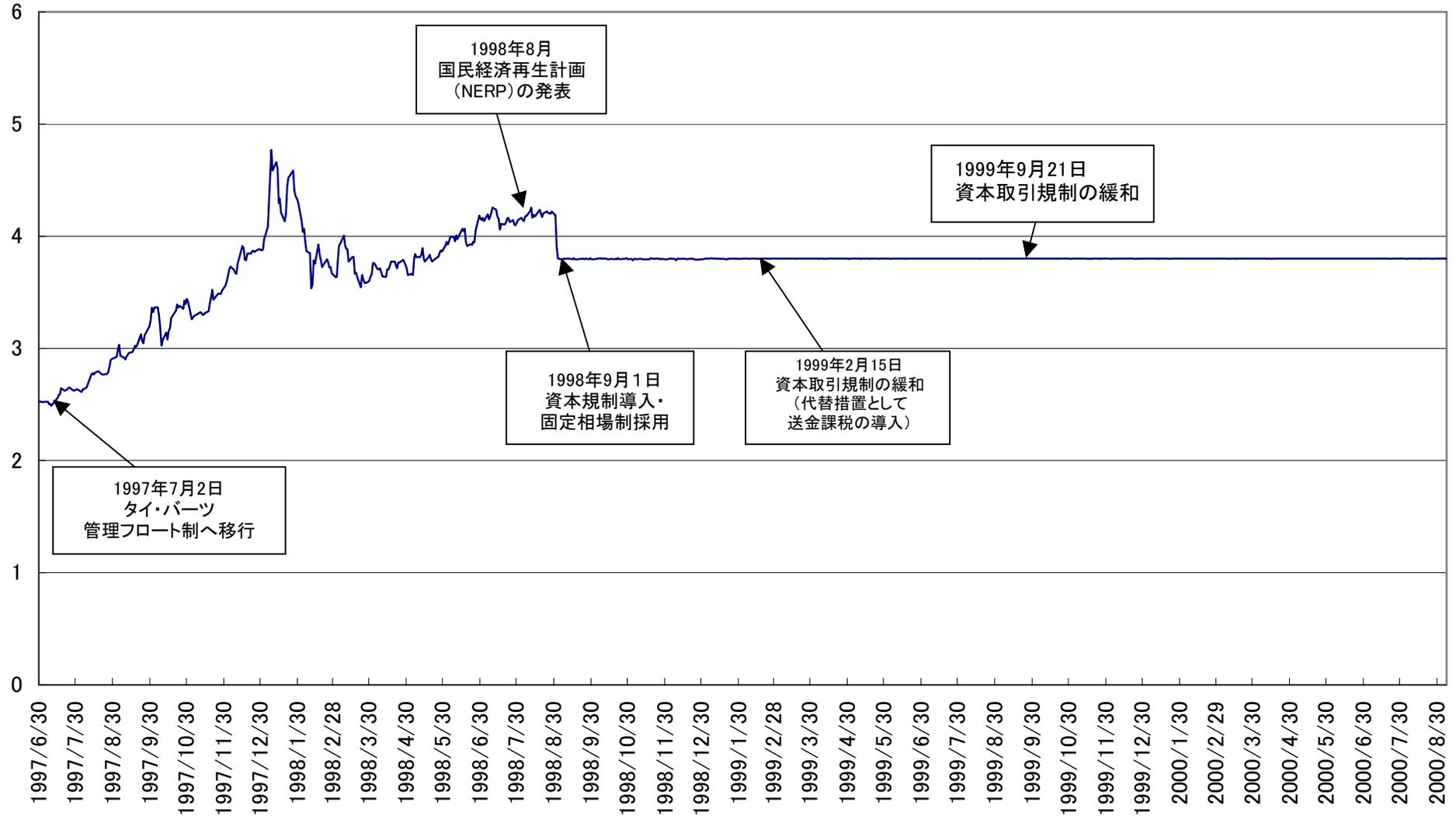
ウォン(-1)	ウォン(-2)	ウォン(-3)	ウォン(-4)	米ドル	米ドル(-1)	米ドル(-2)	米ドル(-3)	米ドル(-4)	日本円	日本円(-1)	日本円(-2)	日本円(-3)	日本円(-4)	a0	a1	a2	adj.R2	D.W.
-0.052 (-0.77)	0.018 (0.21)			0.998 (16.80)	0.026 (0.31)	-0.062 (-0.68)			0.083 (2.32)	0.025 (0.88)	0.058 (1.76)			0.000 (3.07)	0.751 (1.69)	0.075 (0.87)	0.884	1.875
-0.053 (-0.61)	-0.04 (-0.41)	-0.123 (-1.00)	0.091 (1.01)	1.01 (16.36)	0.024 (0.27)	-0.011 (-0.09)	0.123 (1.01)	-0.113 (-1.01)	0.063 (1.31)	0.006 (0.20)	0.021 (0.46)	-0.414 (-0.78)	0.020 (0.72)	0.000 (2.96)	0.407 (1.13)	0.316 (1.15)	0.880	1.923

注 1) 推計期間：2000/1/5-2000/8/30

2) 括弧の中は、t 値。

3) a0, a1, a2は、分散の自己回帰過程の係数を示す。

図1 マレーシアの為替レート(対米ドルレート)の推移 (単位:リンギ/\$)



出所) Bloombergの東京市場終値。

図2 韓国貿易におけるドル建て比率

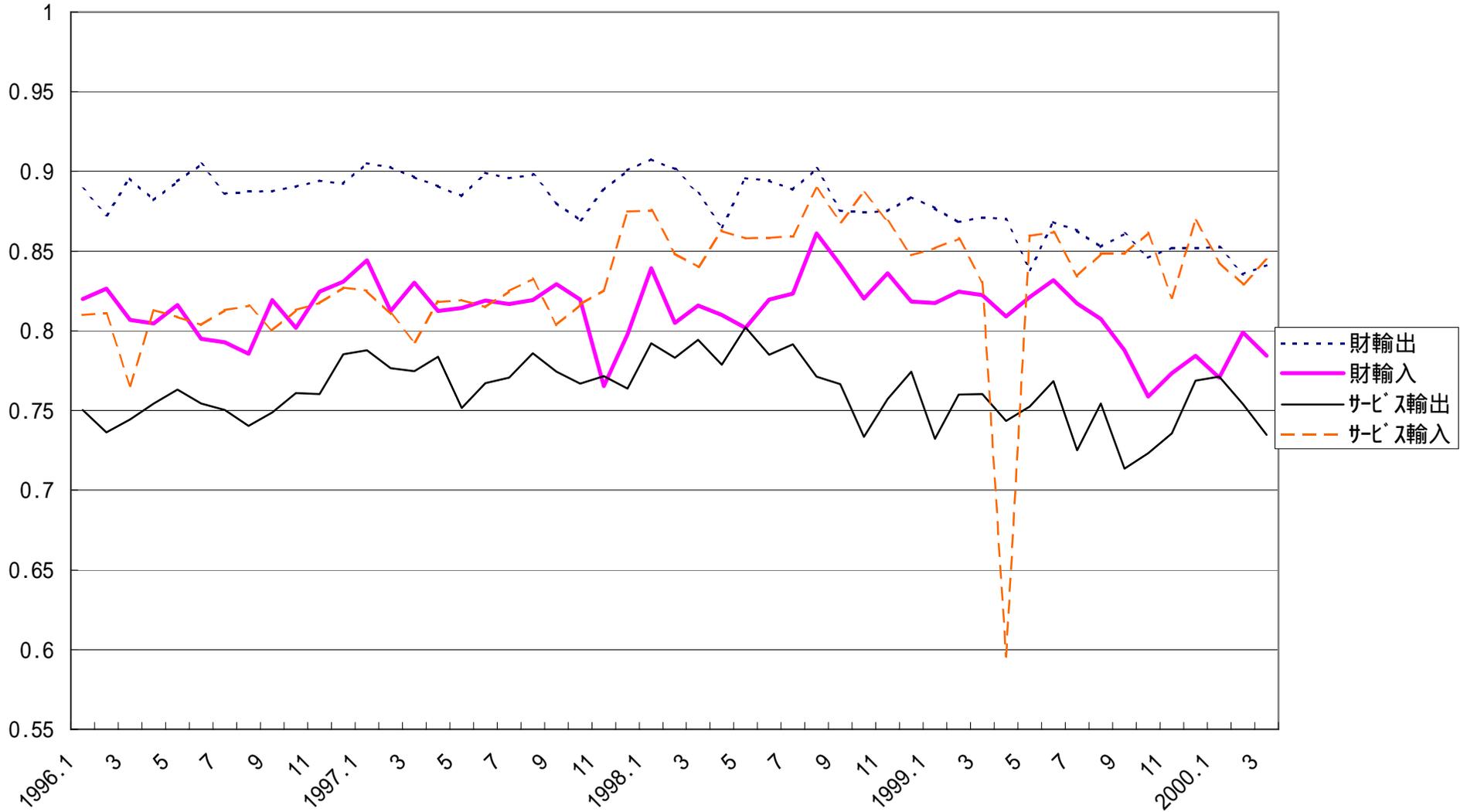


図3 韓国貿易における円建て比率

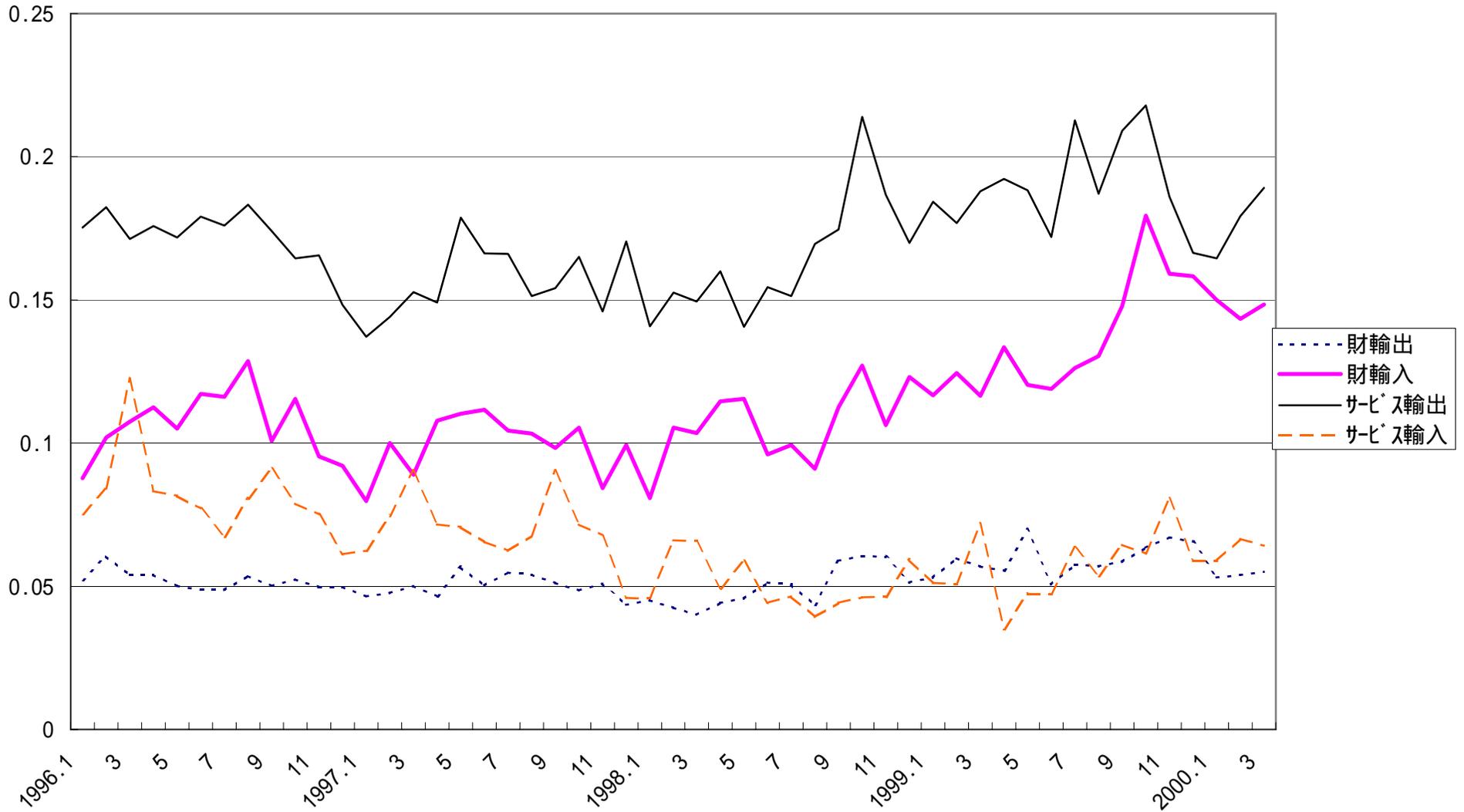
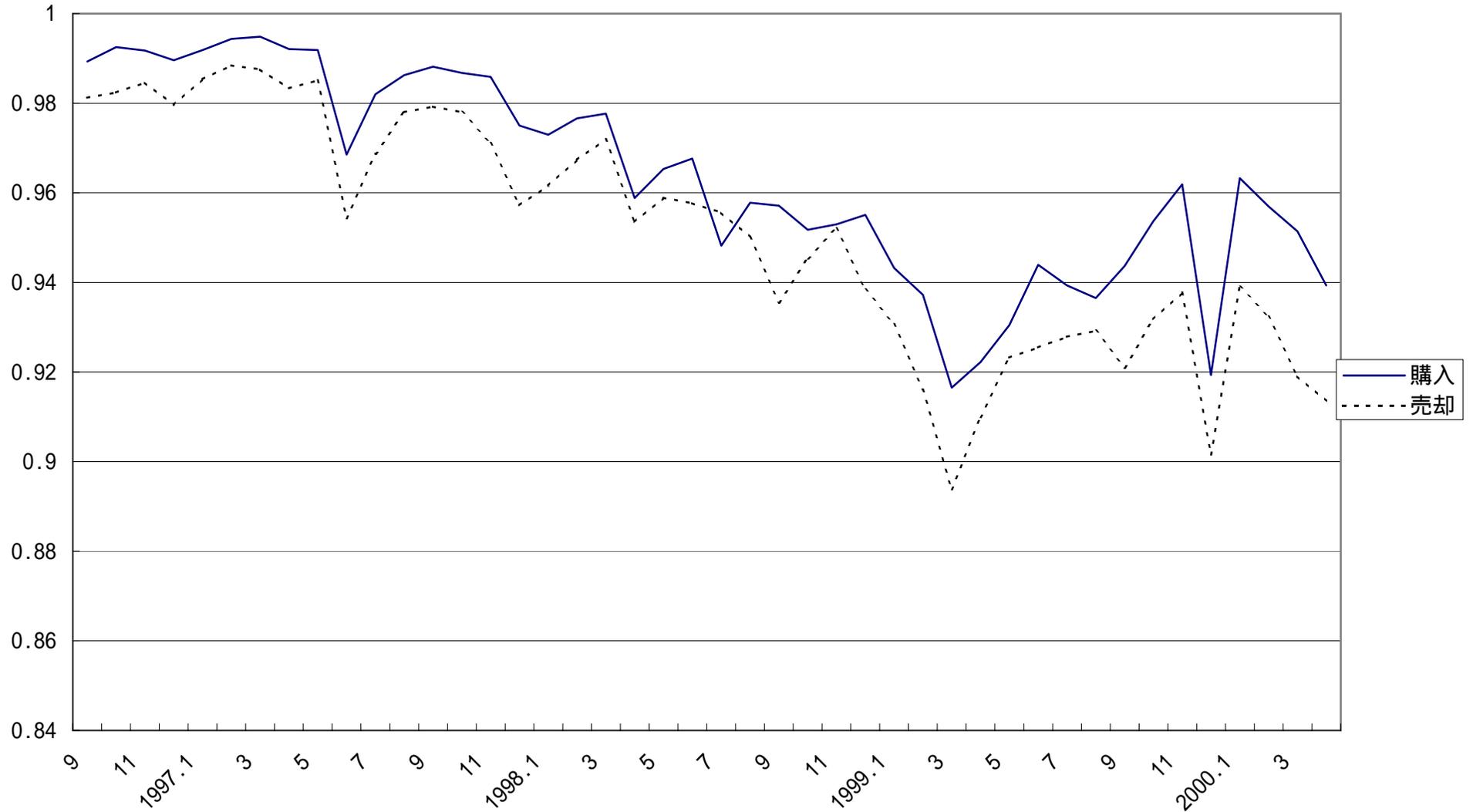
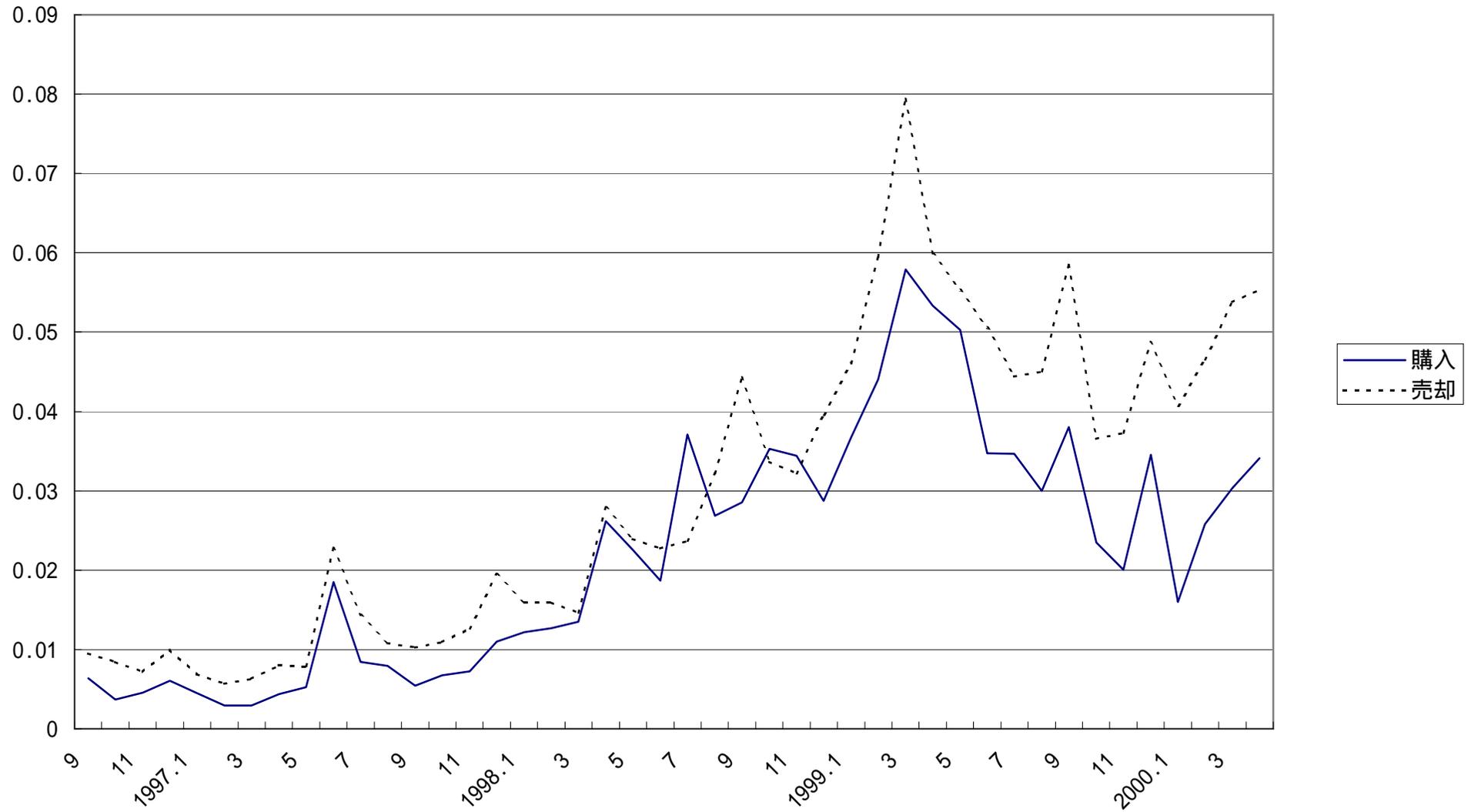


図4 タイにおける商業銀行の取引通貨比率：米ドルのケース



出所) Quarterly Bulletin/Bank of Thailand、各号.

図5 タイの商業銀行の取引通貨比率：日本円のケース



出所) Quarterly Bulletin/Bank of Thailand、各号.