

第2世代通貨危機モデルによるアジア通貨危機の説明可能性

熊 本 尚 雄[†]

1. はじめに

1997年7月に発生したタイ・バーツ危機は、単に通貨切下げや外貨準備の急減を引き起こした通貨危機にとどまらず、金融機関を経営破綻に陥らせた金融危機を伴い、経済全体に深刻な影響を及ぼした。さらに、タイで発生した通貨危機は、インドネシア、フィリピン、マレーシアなどのASEAN諸国、さらには韓国にまで波及し、いわゆる伝染効果をもたらした。¹

このアジア危機の特徴として、以下の3点が指摘されている。第1に、危機前に、危機に陥った国の金融機関や企業に対し、先進諸国の金融機関が短期資金の過剰融資を行ったこと、第2に、危機が発生すると、短期資金の特性から大量の資金が急速に引揚げられたために、通貨危機が金融危機を伴い、危機を深刻化したこと、第3に、これらの資本流入・流出の大部分は、国際銀行融資であったことである(小川・熊本(2000))。

この通貨危機と金融危機との関係について、IMF(1997)は、自国の銀行が、外貨建て債務によって資金を調達し、その一方で、為替リスクをヘッジすることなく自国通貨建てで国内に資金を融資している状況において、投機攻撃により自国通貨の切下げ、または、変動相場制度への移行による自国通貨が減価するならば、その銀行は債務超過となり、金融危機が発生する可能性を示した。また、Miller(1996)は、投機攻撃による自国通貨の切下げ、または、変動相場制度への移行による自国通貨の減価が予想されるならば、自国銀行への預金者は、預金の兌換性を懸念し、預金を引き出し、外国へ資本を逃避させることにより、銀行の流動性危機が発生することを示した。²

このように、経済主体に自国通貨の切下げ、または、変動相場制度への移行による自国通貨の減価を予想させ、投機攻撃がするメカニズムについて、これまで、多くの分析がなされてきた。その代表的なモデルとして、第1世代通貨危機モデルと呼ばれる「ファンダメンタルズに基づく通貨危機モデル」と第2世代通貨危機モデルと呼ばれる「自己実現的通貨危機モデル」がある。³

第1世代通貨危機モデルとは、ファンダメンタルズに基づいて投機攻撃が発生すると主張するモデルである。Krugman(1979), Flood and Garber(1984a)は、固定相場制度

の下で、政府が財政赤字を通貨鑄造税でファイナンスし続けると、国内信用が増加し、外貨準備が減少しない限り、マネーサプライが増大し、物価が上昇するため、自国通貨に対する減価圧力がかかることから、固定相場制度と非整合的な政策となり、外貨準備が減少し、投機攻撃が発生することを示した。また、投機攻撃による危機発生のタイミングは、変動相場制度の下で成立している名目為替レート（シャドー変動為替レート）が現行の固定相場制度の下で成立している名目為替レートに等しいところで決まるということについても理論的に分析している。

一方、第2世代通貨危機モデルは、経済のファンダメンタルズとは関係なく、投機攻撃が一斉に行われれば、通貨当局は防衛し切れなくなることを投機家が予想することによって、実際に、投機攻撃、その結果、通貨危機が自己実現的に発生することを明らかにしている。第2世代通貨危機モデルによれば、経済主体に自国通貨の切下げ、または、変動相場制度への移行による自国通貨の減価を予想させる原因は、通貨当局が、民間部門によって予想されない通貨切下げ、および、インフレーションを引き起こすことによる短期債務負担の軽減、または、失業率の減少というインセンティブを持つこととされる。このため、危機前において、通貨当局が、インフレ率の抑制や為替レートの安定化といった政策目標にウェイトをおいた政策運営を行っていたかということが重要となる。

本稿の目的は、危機5ヶ国（タイ、フィリピン、インドネシア、マレーシア、韓国）の通貨当局の政策反応関数を推定することにより、危機前において、通貨当局が、どのような政策目標にウェイトをおいた政策運営を行っていたかどうかを分析し、アジア通貨危機が、第2世代モデルによって説明される余地があるかどうかを分析することである。特に、危機前において、もし、インフレ抑制的でない政策を採っているならば、その国は第2世代通貨危機モデルによって説明され得る可能性があることを示唆する。

本稿の構成は、以下の通りである。第2節において、通貨危機に関する先行研究をサーベイする。ここでは、「自己実現的通貨危機モデル」を解説する。第3節においては、危機5ヶ国の通貨当局の金融政策反応関数を分析し、最後に、第4節をまとめとする。

2. 自己実現的通貨危機モデル

自己実現的通貨危機モデルとは、Flood and Garber (1984b) や Obstfeld (1986) が主張したことに始まり、Obstfeld (1994, 1996) によって展開されているモデルであり、そのメカニ

ズムは、経済のファンダメンタルズとは関係なく、投機攻撃が一斉に行われれば、通貨当局は防衛し切れなくなることを投機家が予想することによって、投機攻撃が起こって、実際に通貨危機が発生するというものである。

Eichengreen et al. (1994) は、近年の通貨危機の全てが必ずしも経済のファンダメンタルズによって説明することができないことを指摘した。この実証分析の結果を踏まえて、Obstfeld (1994) は、短期債務の借換えに焦点を当てたモデル⁴と供給ショックに焦点を当てたモデルとを利用して、通貨危機が自己実現的に発生するメカニズムを理論的に示した。

短期債務の借換えに焦点を当てたモデルでは、自国通貨建て短期債務によって借換えが行われると、その自国通貨建て利子率が予想為替減価率を反映することから、予想為替減価率の上昇は政府の債務負担を増大させることになる。政府の債務負担が増大すると、民間部門によって予想されない通貨切下げ、およびインフレーションを引き起こすことによって、政府は債務の負担を軽減することで相殺しようとするインセンティブが高まる。民間経済主体がそのような政府の行動を予想すれば、予想為替減価率の上昇によって自国通貨建て利子率がさらに高くなる。そのために、政府は通貨切下げを行うインセンティブをさらに高めることになる。このようにして、通貨危機が自己実現的に発生すると説明している。

一方、産出量ショックによるモデルでは、免責条項として通貨調整が行われる範囲が民間経済主体の予想為替相場変化率に依存することによって、複数均衡が存在し得ることを理論的に示している。

政府の政府目標であるインフレ率と失業率が短期的にフィリップス曲線の形状をとる一方、予想インフレ率に依存して、フィリップス曲線の位置がシフトすると想定する。政府が失業を減少させるためには、民間経済主体が抱く予想インフレ率を所与として、民間経済主体が抱く予想インフレ率よりも高いインフレ率を実際に起こさなければならない。インフレーションは長期的には自国通貨を減価させることになるから、民間経済主体が抱く予想インフレ率の上昇は予想為替減価率を高めることになる。したがって、民間経済主体の予想インフレ率、あるいは予想為替減価率に依存して、政府が選択するインフレ率、あるいは通貨切下げ率が異なる。さらには、通貨切下げ率への影響は、免責条項として通貨切下げが行われる範囲に対しても影響を及ぼす。

以上のように、短期債務の借換えと産出量ショックの2つのケースに対して、民間経済主体が政府は自国通貨を減価させるインセンティブをもっていると認識すれば、民間経済

主体の予想為替相場変化率が高まることによって、政府が通貨調整を行わざるを得なくなる。こうして、ファンダメンタルズに基づいた要因とは無関係に、民間経済主体の予想に依存して、通貨危機が自己実現的に発生するのである。⁵

3. 金融政策反応関数の実証分析

前節で分析した通り、通貨危機が第2世代通貨危機モデルによって説明されるならば、民間経済主体に自国通貨の切下げ、または、変動相場制度への移行による自国通貨の減価を予想させる原因は、通貨当局が短期債務負担を軽減したり、または、失業率を減少させたりするために、民間部門によって予想されない通貨切下げ、および、インフレーションを引き起こすインセンティブを持っていることを、民間部門が予測することである。そこで、本節では、通貨当局の政策反応関数を分析することによって、通貨当局がインフレ志向の政策を採用していたかどうかを分析する。

但し、脚注1で述べた通り、危機以前において、タイでは、通貨バスケット制度、また、インドネシア、韓国、フィリピンでは、管理フロート制度が採用されていたが、これらは、実質的には為替相場を安定化させる固定相場制度であった。通常のIS-LM-BP分析に基づけば、完全資本移動の下で、民間経済主体の為替レート予想が静学的期待に基づくならば、自国と外国の金利は等しくなるため、通貨当局に金融政策の独立性はない。しかしながら、資本移動が不完全である場合や、自国通貨に切下げ期待が生じるならば、必ずしも自国と外国の金利は等しくならない。また、先述の通り、為替レートには、一定の変動幅が認められていたことを考えるならば、これらの国の通貨当局は、限定的ながらも金融政策の独立性を保持していたと考えられる。

以下、3-1では、金融政策反応関数の実証分析方法の解説、3-2では、分析に用いたデータの解説、3-3では、金融政策反応関数の実証分析を行う。

3-1. 分析方法

本稿における金融政策反応関数の分析は、地主(1992)で用いられたアプローチに基づき行う。すなわち、政策手段を示す変数を従属変数、政策目標を示す変数を独立変数とした回帰分析を行い、その係数を政策目標に対するウェイトと解釈する。⁶但し、政策反応関数は、通貨当局が諸構造方程式を制約条件とし、目的関数を最大化した場合の行動方程式と考えられるので、各回帰係数が当該政策目標に対するウェイトのみを反映しているの

ではなく、他の諸構造方程式の諸係数との混合物となっている可能性がある。このため、係数の大きさについては議論をせずに、有意性のみを検討する。

今、通貨当局の政策手段を短期金融市場金利、政策目標を実質 GDP 成長率、インフレ率の2国内マクロ目標、経常収支の対 GDP 比と為替レートの2対外目標、マネーサプライ成長率 (M2)、金利のスミージング (金利の1期前の値) の2国内金融目標の計6つの変数と想定する。また、金利のスミージングを政策目標とし、短期金利の1期ラグを導入したのは、通貨当局は日々のオペレーションの中で、資金の需給の変動に受動的に対応する部分がほとんどであると言われており、この受動的なオペレーションの結果、利子率の変動幅が縮小されると考えられるからである。すなわち、推定する金融政策反応関数は、

$$r_t = a_0 + a_1 \left(\frac{\dot{Y}_t}{Y_t} \right) + a_2 \left(\frac{\dot{P}_t}{P_t} \right) + a_3 \left(\frac{CA_t}{PY_t} \right) + a_4 \left(\frac{\dot{E}_t}{E_t} \right) + a_5 \left(\frac{\dot{M}_t}{M_t} \right) + a_6 r_{t-1} + u_t \quad (1)$$

となる。但し、 Y_t は実質 GDP、 P_t は一般物価水準、 CA_t は経常収支、 E_t は対米ドル自国通貨建て名目為替レート、 M_t は名目マネーサプライ、 r_t は短期市場金利、 u_t は攪乱項である。尚、図1は、通貨危機前における以上の6変数の動向を示したものである。

しかしながら、地主 (1992) が指摘しているように、独立変数が政策行動により影響を受ける内生変数であるために生じるバイアスが発生する可能性がある。このため、地主 (1992) と同様、諸政策目標変数の値として、今期実現値ではなく、当該変数の予測値を、諸政策目標変数を組み合わせた VAR モデル

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + v_t \quad (2)$$

により、諸政策目標変数の予測値を推計する。但し、 X_t は $X_t \equiv [\dot{Y}_t/Y_t, \dot{P}_t/P_t, CA_t/PY_t, \dot{E}_t/E_t, \dot{M}_t/M_t]'$ なる 5×1 行列、 Φ_i ($i=1, \dots, p$) は 5×5 パラメータベクトル、 v_t は $v_t \equiv [v_{1t}, \dots, v_{5t}]'$ なる 5×1 攪乱項ベクトルである。⁷

通貨当局が経済安定化を目標としているのであれば、各政策目標の動きを打ち消す方向に政策変数をコントロールすると考えられるため、(1) 式の推定において予想される符号条件は、 $a_1 > 0$ 、 $a_2 > 0$ 、 $a_3 < 0$ 、 $a_4 > 0$ 、 $a_5 > 0$ 、 $a_6 > 0$ である。その根拠は、以下の通りである。 a_1 については、実質 GDP 成長率が上昇し、金利を引き上げ、有効需要の抑制を図ると考えられるからである。 a_2 についても、インフレ率が上昇すると、金利を引き上げると考えられるからである。 a_3 に関しては、経常収支黒字が増大すると、金利を下げ、輸出減・輸入増を図ると考えられるからである。 a_4 については、為替レートの切下げ圧力に対しては、金利を引き上げることにより、自国通貨を防衛すると考えられるからである。

$\alpha_0 > 0$ であるのは、マネーサプライ増加率の上昇に対しては、金利を引き上げ、ハイパワードマネーの増大を抑制すると考えられるからである。短期市場金利のスムージングとは当期短期市場金利を直近の過去の短期市場金利からあまり大きく変化させないということの意味することを考えると、一期ラグ値の係数である α_0 は当然、正と予測される。

さらに、標本期間内において、金融政策反応関数に構造変化があった可能性がある。このため、まず、(1)式において、ステップワイズ Chow 検定を用いて、構造変化の検定を行い、その後、構造変化の認められた国については、ダミー変数を導入し、金融政策反応関数

$$\begin{aligned} r_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{\dot{Y}_t}{Y_t} \right) + b_1 DY \times \left(\frac{\dot{Y}_t}{Y_t} \right) + \alpha_2 \left(\frac{\dot{P}_t}{P_t} \right) + b_2 DP \times \left(\frac{\dot{P}_t}{P_t} \right) + \alpha_3 \left(\frac{CA_t}{PY_t} \right) + b_3 DCA \times \left(\frac{CA_t}{PY_t} \right) \\ & + \alpha_4 \left(\frac{\dot{E}_t}{E_t} \right) + b_4 DE \times \left(\frac{\dot{E}_t}{E_t} \right) + \alpha_5 \left(\frac{\dot{M}_t}{M_t} \right) + b_5 DM \times \left(\frac{\dot{M}_t}{M_t} \right) + \alpha_6 r_{t-1} + b_6 Dr \times r_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (3)$$

を推計する。但し、 DY 、 DP 、 DCA 、 DE 、 DM 、 Dr は、それぞれ、実質GDP成長率ダミー変数、インフレ率ダミー変数、経常収支の対GDP比ダミー変数、為替レート減価率ダミー変数、マネーサプライ成長率ダミー変数、1期前短期市場金利ダミー変数である。

3-2. データ

標本期間は、1991年1月からタイにおける通貨危機発生前である1997年6月までとし、月次データを用いた。尚、以下の分析で用いるデータはすべて、IMFの *International Financial Statistics* から入手した。

Y_t はGDP (99b)、 P_t は消費者物価指数 (64)、 CA_t は経常収支 (78ald)、 E_t は対米ドル自国通貨建て名目為替レートの期末値 (a.e.)、 M_t はM2の期末値 (35)、 r_t は短期市場金利 (60b) のデータを用いた。但し、括弧内は出所におけるコードを表す。

3-3. 実証分析

まず、(2)式で表されるVARモデルを用いて、政策目標変数の予測値を推計した。ラグの長さをSBIC (Schwarz-Bayesの情報量基準)により決定した結果、インドネシア、韓国、マレーシアの3ヶ国については $p=1$ 、フィリピンについては $p=2$ 、タイについては $p=3$ となった。

次に、上のVARモデルによって推計された政策目標変数の予測値を説明変数とし、(1)

式に基づき、ステップワイズ Chow 検定を行い、金融政策反応関数における構造変化を分析した。この分析結果を示したものが、図 2-1～2-5 である。図には、Chow 統計量と検定に用いた 95%臨界値が示されている。

図より、タイにおいては、複数回、インドネシア、韓国、マレーシアの3ヶ国については、1回構造変化があった可能性があることがわかる。マレーシアについては、1993年3月～1996年11月に、タイについては、1994年5月～1995年2月、1995年5月と1996年10月～11月に Chow 統計量が、臨界値を上回っている。

しかしながら、本稿では、データの制約上、複数回の構造変化の可能性については考慮せず、Chow 統計量が最初に臨界値を上回った時期に構造変化があったとみなすこととする。このことから、構造変化があった国は、マレーシアとタイの2ヶ国であり、マレーシアにおいては1993年3月、タイにおいては1994年5月に構造変化があったとみなす。

次に、上の構造変化結果をもとに、マレーシアとタイについては、ダミー変数を導入し、(3)式に基づいて、政策反応関数を推計した。

この結果を示したものが、表1である。表には、各パラメータの推定値、標準偏差、 t 値に加え、決定係数 (R^2)、自由度調整済み決定係数 ($\bar{R}^2$)、方程式の標準偏差 (SEE)、および、Durbin-Watson 比 (DW) が示されている。

表1より、タイを除くその他の4ヶ国の $\bar{R}^2$ については、全般的に高い値を示しており、説明力が良好であることがわかる。また、フィリピンを除くその他の4ヶ国については、DW は良好な値を示していることから、先の脚注8で触れているような、独立変数の内生性によるバイアスの問題は発生していないと考えられる。

まず、表1-1から、タイについては、実質GDP成長率、インフレ率は、符号条件を満たすが、有意ではない。經常収支、1期前の短期市場金利については、符号条件を満たし、かつ、有意である。為替レート、マネーサプライ成長率については、共に符合条件を満たさず、有意ではないことが見てとれる。このことから、タイにおいては、金利のスムージングにウェイトがおいた政策が採られていたことがわかる。また、インフレ率が有意でなかったことから、インフレ抑制的でない政策が採られていたと考えられる。構造変化後については、為替レートダミーが符号条件を満たし、かつ、有意であることから、為替レートの安定化にも政策をシフトさせたことがわかるが、有意ではないものの、インフレダミーの符号条件が満たさなくなったことから、インフレ抑制的でない政策が採られていたものと思われる。したがって、タイにおける通貨危機は、第2世代通貨危機モデルによる説

明が可能であると考えられる。

表 1-2 のフィリピンについては、実質 GDP 成長率は、符号条件を満たさず、有意ではない。インフレ率、1 期前の短期市場金利については、符号条件を満たし、かつ、有意である。経常収支、為替レート、マネーサプライ成長率については、符号条件を満たすが、有意ではない。このように、フィリピンにおいては、インフレ抑制的な政策が採られ、短期市場金利のスムージングにもウェイトをおいた政策運営がなされていたことがわかる。したがって、フィリピンにおける通貨危機を、第 2 世代通貨危機モデルによって説明することはできないと思われる。

表 1-3 より、インドネシアについては、実質 GDP 成長率、マネーサプライ成長率は、符号条件を満たすが、有意ではないことがわかる。インフレ率、経常収支、為替レートについては、符号条件を満たさず、かつ、有意でない。1 期前の短期市場金利については、符号条件を満たし、かつ、有意であることがわかる。この結果より、インドネシアにおいては、短期市場金利のスムージングにウェイトをおいた政策運営がなされていたことがわかる。また、インフレ率および為替レートについて、符号条件を満たさず、有意でないことから、インフレ抑制的でない政策が採られていたと考えられる。このことから、インドネシアにおける通貨危機は、第 2 世代通貨危機モデルによる説明が可能であると考えられる。

マレーシアについては、表 1-4 から、実質 GDP 成長率、インフレ率は、符号条件を満たすが、有意ではない。経常収支、為替レート、マネーサプライ成長率については、符号条件を満たさず、かつ、有意でない。1 期前の短期市場金利については、符号条件を満たし、かつ、有意であった。これらのことから、マレーシアにおいては、短期市場金利のスムージングにウェイトをおいた政策運営がなされていたことがわかる。また、インフレ率が有意でなかったことから、インフレ抑制的でない政策が採られていたと考えられる。したがって、マレーシアにおける通貨危機は、第 2 世代通貨危機モデルによる説明が可能であると考えられる。構造変化後については、インフレ率ダミーが符号条件を満たさないものの、有意であることから、インフレ志向的な政策にシフトしたと考えられる。

最後に、表 1-5 より、韓国については、実質 GDP 成長率、為替レートは、符号条件を満たすが、有意でない。インフレ率、経常収支、マネーサプライ成長率については、符号条件も満たさず、かつ、有意でなかった。1 期前の短期市場金利については、符号条件を満たし、かつ、有意であった。これらから、韓国においては、短期市場金利のスムージングにウェイトをおいた政策運営がなされていたことがわかる。また、インフレ率、および為

替レートが有意でなかったことから、インフレ抑制的でない政策が採られていたと考えられる。したがって、韓国における通貨危機は第2世代通貨危機モデルによって説明することはできると思われる。

以上の分析結果から、タイにおける通貨危機は第2世代通貨危機モデルにより発生した可能性のあること、また、インドネシアやマレーシアなどの ASEAN 諸国、さらには韓国にまで波及した理由の1つとして、それらの国では第2世代通貨危機モデルによって示唆されるようなインフレ抑制的ではない政策を採っていたことが考えられることが明らかとなった。

4. おわりに

以上、危機5ヶ国の通貨当局が、どのような政策目標に対して、ウェイトをおいて政策を行っていたかを政策反応関数を推定することにより分析した。

その結果、フィリピンを除く他の4カ国においては、インフレ抑制的でない政策が採られており、第2世代通貨危機モデルによって説明できる可能性があること、さらには、このことがタイでの通貨危機の伝染効果を受けた可能性があることを示した。

本稿では、各国の中央銀行の金融政策手段は短期市場金利をコントロールすることであると所与として分析してきたが、吉野 (1989)、小川 (1998a) 等が行っているように、外生性テストを利用して、分析期間において、金融政策手段としてハイパワードマネーあるいは短期市場金利のどちらの金融政策手段をコントロールしていたかを明らかにする必要性があると思われる。この点に関しては、今後の課題としたい。

参考文献

- Agénor, P. R., J. S. Bhandari, and R. P. Flood (1992), "Speculative Attacks and Models of Balance of Payments Crises," *IMF Staff Papers*, Vol.39, No.2, pp.357-394.
- Agénor, P. R. and R. P. Flood (1994), "Macroeconomic Policy, Speculative Attacks, and Balance of Payments Crises," in F. van der Ploeg (ed.), *The Handbook of International Macroeconomics*, Oxford: Basil Blackwell, pp.224-250.
- Blackburn, K. and M. Sola (1993), "Speculative Currency Attacks and Balance of Payments Crises," *Journal of Economic Surveys*, Vol.7, No.2, pp.119-144.
- Calvo, G. A., L. Leiderman and C. M. Reinhart (1993), "Capital Inflows and Real Exchange

- Rate Appreciation in Latin America: The Role of External Factors," *IMF Staff Papers*, Vol.40, No.1, pp.108-151.
- Diamond, D. W. and P. H. Dybvig (1983)**, "Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity," *Journal of Political Economy*, Vol.91, No.3, pp.401-19.
- Eichengreen, B., A. K. Rose, and C. Wyplosz (1994)**, "Speculative Attacks on Pegged Exchange Rates : An Empirical Explanation with Special Reference to the European Monetary System," *NBER Working Paper*, No.4898.
- Flood, R. P. and P. M. Garber (1984a)**, "Collapsing Exchange-Rate Regimes : Some Linear Examples," *Journal of International Economics*, Vol.17, No.1/2, pp.1-13.
- Flood, R. P. and P. M. Garber (1984b)**, "Gold Monetization and Gold Discipline," *Journal of Political Economics*, Vol.92, No.1, pp.90-107.
- Flood, R. P. and N. Marion (1997)**, "The Size and Timing of Devaluations in Capital-Controlled Economies," *Journal of Development Economics*, Vol.54, No.1, pp.123-147.
- Garber, P. M. and L. E. O. Svensson (1995)**, "The Operation and Collapse of Fixed Exchange Rate Regimes," in G. M. Grossman and K. Rogoff (ed.), *Handbook of International Economics*, Vol.III, Amsterdam: North-Holland, pp.1865-1911.
- Goldfajn, I. and R. O. Valdés (1997)**, "Capital Flows and the Twin Crises : The Role of Liquidity," *IMF Working Paper*, 97/87.
- IMF (1997)**, *International Capital Markets : Developments, Prospects, and Key Policy Issues*, Washington D. C.
- Krugman, P. R. (1979)**, "A Model of Balance-of-Payments Crises," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.11, No.3, pp.311-325.
- Miller, V. (1996)**, "Speculative Currency Attacks with Endogenous Induced Commercial bank Crises," *Journal of International Money and Finance*, Vol.15, No.3, pp.383-403.
- Obstfeld, M. (1986)**, "Rational and Self-Fulfilling Balance-of-Payments Crises," *American Economic Review*, Vol.76, No.1, pp.72-81.
- Obstfeld, M. (1994)**, "The Logic of Currency Crises," *Banque de France Cahiers Économiques et Monétaires*, No.43, pp.189-213.
- Obstfeld, M. (1996)**, "Models of Currency Crises with Self-Fulfilling Features," *European Economic Review*, Vol.40, No.3-5, pp.1037-1047.

- Ozkan, F. G. and A. Sutherland (1995), "Policy Measures to Avoid a Currency Crises," *Economic Journal*, Vol.105, No.430, pp.510-519.
- Revankar, N. S. and N. Yoshino (1982), "Framework for Analysis of the Instrument Problem in Monetary Theory," *Economics Letters*, Vol.9, No.2, pp.49-55.
- Revankar, N. S. and N. Yoshino (1990), "An 'Expanded Equation' Approach to Weak-Exogeneity Tests in Structural Systems and an Application," *Review of Economics and Statistics*, Vol.22, No.1, pp.173-177.
- Velasco, A. (1987), "Financial Crises and Balance of Payments Crises : A Simple Model of the Southern Cone Experience," *Journal of Development Economics*, Vol.27, No.1/2, pp.263-283.
- 小川英治 (1998a), 『国際通貨危機システムの安定性』 東洋経済新報社.
- 小川英治 (1998b), 「アジア通貨危機の理論的位置づけ」, 近藤健彦・中島精也・林康史/ワイス為替研究会編『アジア通貨危機の経済学』 東洋経済新報社.
- 小川英治・熊本方雄 (2000), 「アジア危機における国際銀行融資と群衆行動」『国民経済雑誌』 第181巻 第1号 33-55.
- 地主敏樹 (1992), 「金融政策当局の反応関数—国際比較の試み—」『国民経済雑誌』 第166巻 第2号 79-103.
- 島野卓爾 (1996), 『欧州通貨統合の経済分析』 有斐閣.
- 本多祐三 (1990), 「ハイ・パワード・マネーによる金融分析—ウ=ハウスマン検定の応用—」『計量経済学における大標本検定』 第1章 3-31 (神戸大学経営学双書).
- 藤原秀夫・小川英治・地主敏樹 (2001), 『国際金融』 有斐閣アルマ.
- 吉野直行 (1989), 「金融政策手段の有効性と政策の Credibility のテスト」『フィナンシャル・レビュー』 第13号 97-110.
- 吉野直行・義村政治 (1995a), 「金融政策反応関数の変化とマネーサプライコントロール」『金融経済研究』 第8号 80-82.
- 吉野直行・義村政治 (1995b), 「金融政策反応関数の変化とマネーサプライ」 浅子和美・福田慎一・吉野直行編『現代マクロ経済分析：転換期の日本経済』 東京大学出版会 第2章 57-83.

脚注

† E-mail address: ged1103@srv.cc.hit-u.ac.jp

¹ タイにおいては、1984年より主要貿易相手国の通貨からなるバスケット（ドルのウェイト80%以上）に対するパーツの価値を考慮した対ドルレートを算出し、一定の変動幅を許容する通貨バスケット制度が採用されていたが、97年7月2日より、原則として為替レートを市場の需給に任せるが、過度の変動に対しては介入を行う管理変動相場制度へ移行した。

フィリピンにおいては、84年10月以降、変動相場制度を採用し、商業銀行の入札方式に基づく、銀行協会レファレンス・レートを採用していたが、同時に、為替レートが、前日比上下変動した場合には、為替取引を2時間停止するという変動幅制限が存在していた。しかしながら、7月11日に、より広い幅で為替レートが動くことを認め、ペソの安定化を断念、10月7日には、変動幅を4%に設定した。但し、基準値から上下2%変動した場合には30分間取引を停止、再開後1%バンドを拡大し、これを超えるならば、再度、1時間停止、再々開後、さらに1%拡大し、これを超えるならば取引停止という措置がとられた。

インドネシアにおいては、1978年以降、主要通貨からなるバスケットに対するルピアの価値を考慮した対ドルレートを算出し、通貨当局と商業銀行間の売買は、このレートの上下一定幅で変動することが許容されていた。この変動幅は、7月11日に上下4%から6%（8%から12%）へ拡大、8月に変動相場制度へと移行した。

マレーシアにおいては、原則として為替レートを市場の需給に任せるが、過度の変動に対しては介入を行う管理変動相場制度を採用していたが、98年9月より、オフショア・リングの事実上の取引禁止、非居住者による海外送金の12ヶ月間の凍結という資本取引規制とともに、1ドル＝3.8リングの固定相場制度を採用した。

韓国においては、90年3月以降、前日の銀行間レート加重平均値を中心に一定の変動幅（1994年11月から95年12月まで上下1.5%、96年6月末まで上下2.25%）を許容する市場平均レート制が採用されていた。97年11月20日に変動幅を対ドル10%に拡大し、12月以降、完全変動相場制度へと移行した。

² 通貨危機から金融危機への関係のみならず、Velasco (1987) は、金融危機の発生により、公的資金投入によって銀行や預金者が救済され、その資金が直接的に国内信用を拡張させるならば、自国利子率を低下させ、自国通貨減価圧力を生むという金融危機から通貨危機への関係を示している。また、Calvo, Leiderman and Reinhart (1993) は、世界金利の変動が、通貨危機と金融危機を同時に発生させる可能性があることを示している。さらに、Goldfajn and Valdés (1997) は、Diamond and Dybvig (1983) の銀行取付モデルを用いて、通貨危機と金融危機が同時に発生する可能性を示している。このように、通貨危機と金融危機の関係を明示的に説明する通貨危機モデルは、第3世代通貨危機モデルと呼ばれる。なお、第3世代通貨危機モデルについては、小川 (1997, 1998)、藤原・小川・地主 (2001) を参照のこと。

³ 第1世代通貨危機モデル、および、第2世代通貨危機モデルについては、Agénor, Bhandari and Flood (1992)、Blackburn and Sola (1993)、Agénor and Flood (1994)、Garber and Svensson (1995)、Flood and Marison (1997)、小川 (1998a, b)、藤原・小川・地主 (2001) を参照のこと。

⁴ 島野 (1996) 第6章補論において、Obstfeld (1994) の短期債務借換えに関するモデルについて解説されているので、詳細についてはそちらを参照されたい。

⁵ 第2世代通貨危機モデルについては、Ozken and Sutherland (1995) を参照のこと。

⁶ 同様の方法で、金融政策反応関数を分析したものに、Revanker and Yoshino (1982, 1990)、吉野 (1989)、本多 (1990)、吉野・義村 (1995a, b)、小川 (1998a) がある。

⁷ このバイアスへの対策として政策目標変数のラグをとる方法も考えられるが、予測値を用いたほうが、係数の解釈がより明快となる。但し、誤差項に系列相関が存在しているならば、どちらの方法も独立変数の内生性によるバイアスの問題には無効である。

図1 危機5ヶ国における主要マクロ経済変数の動向

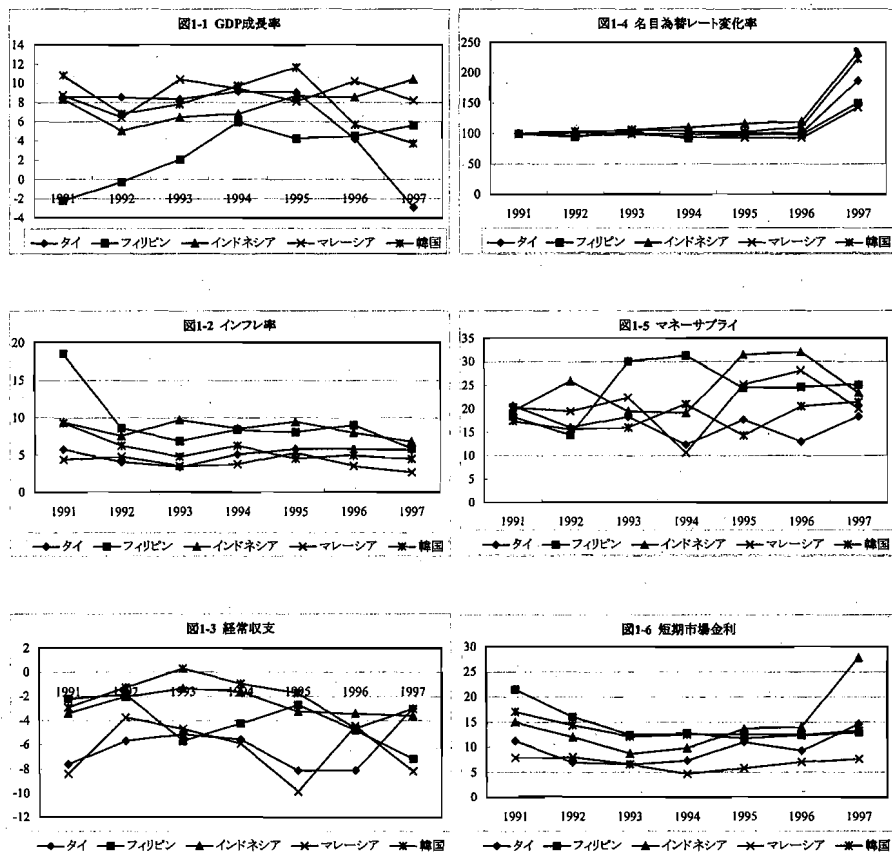


図2 構造変化

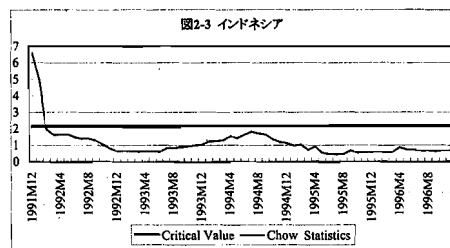
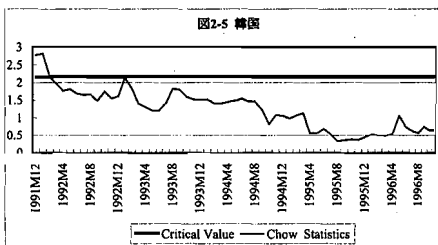
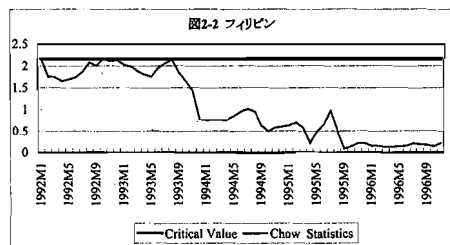
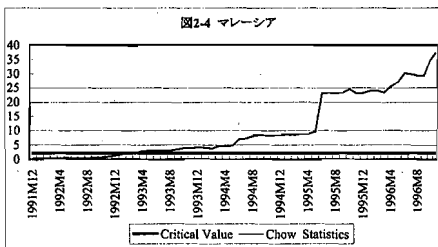
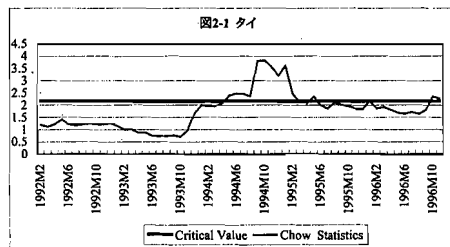


表1 推定結果

表1-1 タイ

説明変数	係数	標準偏差	t値
定数項	3.761 *	2.229	1.688
実質GDP	0.123	0.186	0.662
実質GDPダミー	-0.141	0.184	-0.766
インフレ率	0.194	0.535	0.363
インフレ率ダミー	-0.478	0.701	-0.681
経常収支	-0.434 **	0.205	-2.117
経常収支ダミー	0.286	0.348	0.822
為替レート	-385.194	365.262	-1.055
為替レートダミー	735.966 *	426.356	1.726
マネーサプライ	-0.22	0.143	-1.535
マネーサプライダミー	0.239	0.235	1.018
短期市場金利	0.439 ***	0.166	2.651
短期市場金利ダミー	0.207	0.192	1.077
R2: 0.557 Adj. R2: 0.468 SEE: 2.096 DW: 1.930			

(注1) 推定期間:1991M5-1997M6

(注2) ***, **, *は、それぞれ有意水準1%, 5%, 10%の下で、統計的に有意であることを示す。

表1-2 フィリピン

説明変数	係数	標準偏差	t値
定数項	5.187 ***	1.368	3.792
実質GDP	-0.116	0.158	-0.731
インフレ率	0.253 **	0.097	2.611
経常収支	-0.05	0.165	-0.305
為替レート	4.489	32.654	0.137
マネーサプライ	0.004	0.033	0.11
短期市場金利	0.552 ***	0.106	5.236
R2: 0.751 Adj. R2: 0.729 SEE: 1.748 DW: 0.498			

(注1) 推定期間:1991M4-1997M6

(注2) ***, **, *は、それぞれ有意水準1%, 5%の下で、統計的に有意であることを示す。

表1-3 インドネシア

説明変数	係数	標準偏差	t値
定数項	2.135	1.631	1.309
実質GDP	0.056	0.224	0.25
インフレ率	-0.022	0.167	-0.132
経常収支	0.336	0.567	0.592
為替レート	-14.44	19.279	-0.749
マネーサプライ	0.285	0.221	1.291
短期市場金利	0.649 ***	0.083	7.779
R2: 0.712 Adj. R2: 0.687 SEE: 1.657 DW: 1.622			

(注1) 推定期間:1991M3-1997M6

(注2) ***, **, *は、有意水準1%の下で、統計的に有意であることを示す。

表1-4 マレーシア

説明変数	係数	標準偏差	t値
定数項	4.738 ***	1.411	3.357
実質GDP	0.016	0.094	0.173
実質GDPダミー	0.091	0.114	0.801
インフレ率	0.077	0.256	0.3
インフレ率ダミー	-0.676 **	0.319	-2.12
経常収支	0.101	0.122	0.832
経常収支ダミー	-0.096	0.134	-0.712
為替レート	-4.03	128.39	-0.031
為替レートダミー	39.419	152.694	0.258
マネーサプライ	-0.02	0.05	-0.393
マネーサプライダミー	0.013	0.056	0.233
短期市場金利	0.445 ***	0.13	3.412
短期市場金利ダミー	0.035	0.068	0.517
R2: 0.858 Adj. R2: 0.830 SEE: 0.508 DW: 2.216			

(注1) 推定期間:1991M3-1997M6

(注2) ***, **, *は、それぞれ有意水準1%, 5%の下で、統計的に有意であることを示す。

表1-5 韓国

説明変数	係数	標準偏差	t値
定数項	0.865	1.182	0.732
実質GDP	7.027	16.215	0.433
インフレ率	-4.246	10.59	-0.401
経常収支	9.908	23.111	0.429
為替レート	10700.4	24902	0.43
マネーサプライ	-2.172	5.219	-0.416
短期市場金利	0.675 ***	0.084	8.071
R2: 0.752 Adj. R2: 0.731 SEE: 1.209 DW: 1.871			

(注1) 推定期間:1991M3-1997M6

(注2) ***, **, *は、有意水準1%の下で、統計的に有意であることを示す。