

通貨危機以後，フロート制の下で，金融政策の 独立性と為替柔軟性は存在するか？

：東アジア各国におけるフロート制とインフレーション・ターゲティングの有効性(下)

金 炳 宣

目 次

第4章 東アジアにおける IT の枠組み

1. 韓国
2. タイ
3. インドネシア

第5章 東アジア各国の IT についての実証分析

1. 利子率反応関数による金融政策の独立性の推計
2. 為替レートの柔軟性についての測定

おわりに

注

参考文献

付 表

第4章 東アジアにおける IT の枠組み

4.1 韓国における IT の枠組み

(1) 通貨危機前後の金融政策と IT の導入

韓国は建国以来経常収支の慢性的な赤字に悩み、 M_1 （現金＋要求払預金）に対して厳しい上限が設定され、1970年代以後は「国内信用」を主たる操作目標として金融政策運営を行った（表4－1参照）。一方、1976年からは M_1 が増加し、1979年に入ってから M_2 （ M_1 ＋定期性預金＋貯蓄預金＋居住者外貨預金）の伸びが中間目標として用いられるようになり、いわゆるマネタリー・

ターゲティングが金融政策の中心になった。しかし、1980年代から通貨量と物価及び経済成長などとの関係が不安定になることにより世界の多くの国がマネタリー・ターゲティングを放棄してきたが、韓国では1990年代半ばまでマネタリー・ターゲティングによる金融政策が続いた。これは、韓国の金利自由化や金融分野での開放及び革新が遅れたことが指摘されているが、実際、韓国銀行によると、この時まで M_2 の伸びと物価水準の間には関係が維持されてきたと言われている¹⁶⁾

1990年代に入ると、一般銀行による信託商品の取り扱いが急激に増加し、1996年以後に信託商品の満期が長期化し、期前解約にかかるキャンセル料の引き上げなどが行われ、信託商品から定期預金への資金が移動し、 M_2 の伸びが高まった。このため、 M_2 を金融政策の目標とすることが実際に難しくなり、マネー・サプライの新たな指標として、1997年に MCT ($M_2 + \text{CDs} + \text{信託勘定}$) が導入され、中間目標は M_2 と MCT を併用することになった。しかし、1997年2月、CDs に対して預金基準率(2%)を課することにより CDs の残高が大幅減少し、これによって MCT の伸びが大幅に低下した。このように、 M_2 と MCT が金融商品の多様化や制度の変化などによって不安定な変動を示すようになり、このため、マネタリー・ターゲティングに対する見直しの意見が高まってきた。

この状況の中、1997年韓国は通貨危機に陥り、韓国ウォンが大幅減価したことが金融政策運営の変化を及ぼした。通貨危機によって、韓国ウォンレートは1ドル800ウォン台から1,900ウォン台まで急激に下落した。この為替レートの減価をとめるため、韓国は金融引き締め政策を行うことになった。しかし、韓国銀行は、通貨危機が発生する以前の1996年から1997年にかけて既にベースマネーを減少させて金融を引き締めたが、図4-1から見られるように、 M_2 、 M_3 はこの動きにまったく反応しなかった。このため、1997年末に通貨危機が発生すると、韓国銀行は金融政策の操作目標を実質的にベースマネーから翌日物コールレート¹⁷⁾に変更し、1998年はコールレートを一時的に30%超の

水準まで引き上げた。これによって韓国ウォンレートは1998年末に1ドル1,200ウォン台まで回復し、コールレートの水準も5%台まで引き下げられた。これ以後、市場参加者は韓国銀行によるコールレートの誘導に注目を払うようになった。

韓国が金融政策運営を変更した原因としては、通貨危機による経済混乱を解消する過程でIMFの意思が強く反映されたことが指摘されているが、金融環境の変化に伴って、金融政策の波及経路が変わったことも指摘されている¹⁸⁾。一般的に、貨幣需要が安定的に推移している中では、マネタリー・ターゲティングは有効的に機能するが、金利の自由化や金融システムの革新によって貨幣需要が不安定化すると、マネタリー・ターゲティングの有効性は低下する。それで、通貨量調整による操作より金利調整による操作の有効性が高まる。このため、韓国では1990年代半ば以後から既に金融政策の枠組みの変更について検討が進められた。そして、通貨危機によって失われた中央銀行の信認を回復するために金融政策における中央銀行の機能強化を進める必要があって、韓国銀行の役割を明確にするとともに、韓国銀行の政府からの独立性と金融政策に対する透明性を高めるなどを中心に中央銀行法を改定した。このような背景から、韓国はこれまでの金融政策を変更し、1998年4月の韓国銀行法の改定を契機に、通貨価値の安定を主たる役割とし、同年9月からは翌日物コールレートを操作目標としたITを採用するようになった。

(2) 金融政策の枠組み

1) インフレ目標の設定

韓国銀行は、インフレ率は年に1回、操作目標である翌日物コールレートは毎月、金融政策委員会で決められる。1998年～1999年のインフレ目標の対象指標を全体消費者物価（headline CPI）に設定した。しかし、消費者物価に含まれている一部品目、例えば農産物や石油類などは天気や国際価格により価格変動が高いため、2000年からはこれらの品目を除外した「コアインフレ率（core inflation）」¹⁹⁾に変更した。

図4-2によれば、1998年のコアインフレ率（インフレ目標）は $9 \pm 1\%$ （年平均で対前年増加率）であったが、その後1999年 $3 \pm 1\%$ 、2000年 $2.5 \pm 1\%$ 、2001年～2003年 $3 \pm 1\%$ で推移している。いずれも、 2% の幅を許容した目標となっている。また、経済環境の変化に対応して金融政策を行っても、実際物価に影響を与えるまでの間には相当にタイムラグが存在し、このため、韓国銀行は2000年より短期のインフレ目標とともに、中期のインフレ目標を公表している。しかし、中期目標自体は必ず達成目標というわけではなく、経済構造や外部環境の変化によって修正も当然あるのである。2003年の中期インフレ目標は、 $2.5\% \sim 3.5\%$ に設定されている。

2) 操作目標と金融政策の透明性

1997年までの韓国の金融政策では、中間目標を M_2 とMCTとし、操作目標をベースマネーとしていた。しかし、現在のIT下では操作目標として翌日物コールレートになっている。その調整は公開市場操作によって行われる。ただ、操作方針は月1回の金融政策委員会で決められ、現在翌日物コールレートの誘導目標は 3.75% となっている。図4-2を見ると、実際の翌日物コールレートは誘導目標にほとんど均衡して移行していることが見られる。

また、韓国銀行は1998年に韓国銀行法を改定するとともに、中央銀行の主たる目的が通貨の安定であることが明文化される一方で、金融の安定化は韓国銀行の役割から外され、韓国銀行が有していた金融機関に対する監督機能は金融監督委員会に委譲された。これにより、韓国銀行の今後の目的がITの達成であることが明確となった。

金融政策の効果を高めるには、決定過程を含め、政策の透明性を高める必要がある。このため、韓国銀行は、金融政策委員会の議事内容を即日公開するとともに、韓国銀行総裁は、マスコミに対してこの決定の背景やコールレートの操作方針などについて説明を行う。さらに、この内容の出版に当たって、インフレ目標の達否やその要因、金融政策の概要、今後の方針などについて説明することになっている。

4.2 タイにおける IT の枠組み

(1) IT 導入の背景

タイの金融政策は、韓国のようにこれまでの幾つかの段階を経てきた。タイは1997年6月まで「為替ターゲットティング」を行ってきた。バーツレートを米ドルや主要通貨で構成されるバスケットにペッグしてきた。ただし、通貨危機中一時的にバスケットにおける米ドルのウェイトが相当分減ったのに対して、危機直後米ドルのウェイトが高くなる傾向が見られた²⁰⁾。このため、タイの金融政策は米国の景気からの影響を強く受ける可能性が高まり、政策金利の機動的な変更やマネー・サプライの管理など、今まで行ってきた金融政策が大幅に制限されてきた。その後、タイは、危機発生の1997年7月から2000年5月まで、マネー・サプライなどを中間目標とした「マネタリー・ターゲットティング」を運営した。IMFからの支援を受けたタイは、経済環境を改める一環として、マネタリー・ターゲットティングによる金融政策への転換を強いられた。具体的には、タイ中央銀行が月次及び4半期でマネタリー・ベースの伸び率に目標を設定し、これに基づき日々の流動性管理を行っていた。

しかし、IMFによる管理を外れたことを境に、タイは金融政策の枠組みをマネタリー・ターゲットティングからITへ転換し、金融政策に関するルールを大幅に変更した。

(2) インフレの目標と操作目標

タイの金融政策運営は金融政策委員会 (Monetary Policy Committee: MPC) で決められる。MPCの主たる役割は、金融政策の方向性を決めることによって操作目標の確認をすることと、中央銀行が発行する Monetary Condition and Policy Stance とインフレ報告を承認することである。また、経済見通しやインフレ率の予測なども MPC で議論される。

インフレ目標は、韓国のケースと同様に、気象や国際情勢などの影響を排除するため、基本的にCPIバスケットから食品とエネルギー価格を差し引いたコアインフレ率に基づき決められる。現在タイのインフレ目標値は、コアイン

フレ率で0～3.5%（3ヶ月平均）に決められている。この目標値についてタイの中央銀行によれば、過去10年間のインフレ率（headline inflation）とコアインフレ率がそれぞれ4.7%、4.8%を記録し、長期的に両物価指数が安定的であったため総価格水準の安定に繋がったことと、タイと輸出競争する相手国の10年間のインフレ率が3.5%で、この水準であれば主たる貿易相手国に対してタイの輸出競争力を損ねることはないという理由から、適正な水準として判断されている。なお、目標を達することができない場合には、MPCがその理由を対外的に説明しなくてはならない。現在、インフレ目標は変更されておらず、インフレ率自体も目標範囲内に収まっている。図4-3によると、IT採用後タイのコアインフレ率とCPI上昇率は確かに安定している。

そして、タイの金融政策における操作目標は、14日物レポレート（14-day repurchase rate）で、現在2003年末1.25%に設定されている（図4-3参照）。また、操作手段は日々のレポ市場での運営が中心となっている。タイのレポ市場では、中央銀行が取引参加者の間に介入することが多く、中央銀行による金利制御は比較的容易であると見られる。しかし、一般の市場参加者、例えば民間金融機関の間での取引はあまり活発に行われていないため、レポ金利の動きの需給関係を正確に表しているかは問題である。この理由としては、レポ取引に関する標準契約の設定など、市場のインフラが十分整備されていなかったことや、通貨危機によって金融機関が信用リスクに敏感になり過ぎていたことなどが指摘されている。

4.3 インドネシアにおけるITの枠組み

（1）IT導入の背景

通貨危機以前のインドネシアの金融政策は、タイと同様に為替ターゲットイングであった。ルピアの実質為替レートを安定させる一方、米ドルレートに対して年間5%程度減価させる「クローリング・ペッグ」を採用していた。しかし、通貨危機発生で、インドネシアもフロートへの移行を余儀なくされたもの

の、政情不安や社会不安の発生で、為替レートの暴落や金融システムの動揺が収まらず、金融政策の枠組み転換に時間がかかった。そしてようやく、1999年5月に中央銀行法を改定し、2000年1月にITを導入した。

(2) インフレの目標と操作目標

インドネシアでの金融政策の決定は、中央銀行内にある総裁会議（Board of Governors）で行われる。しかし、この会議の構成メンバーは大統領が指名し、国会で承認されるが、大統領は解任することはできない。タイの場合には、元々中央銀行の独立性が強く、政府がMPCに参加することで中央銀行を牽制することができるようになったことに対して、インドネシアでは、中央銀行の権限が弱く、スハルト大統領時代には政府からの圧力で民間銀行向け信用を大幅拡大したといわれる。このため、中央銀行法の改正で、タイとは逆に中央銀行の独立性が強化された。

インフレ目標は毎年1月に発行され、その年の12月の物価指数対前年同月比伸び率が対象となっている。ITが導入された当初、CPIバスケットから政府による価格統制傾向が強い品目（石油製品や電子・電気など）を除いたコアインフレ率に基づき目標が定められたが、2002年からはCPI上昇率をベースとするインフレ目標に変わった。2003年のインフレ目標は $9 \pm 1\%$ 、まだ2006年までの中長期インフレ目標は $6 \sim 7\%$ に設定されている。

ただし、インドネシアは4年間インフレ目標をあげてきたが、その結果は芳しくない。2000年のインフレ目標は $3.0 \sim 5.0\%$ に定められたが、実際 3.77% と目標を達成したが、2001年には、インフレ目標 $4.0 \sim 6.0\%$ であったのに対して、実際には 11.47% と、インフレ率を目標幅に収めることができなかった。さらに、2002年にはインフレ目標 $9.0 \sim 10.03\%$ を上回る 11.94% となった。このように、インドネシアはITの採用直後を除いて目標を達成したことがない（図4-4参照）。

そして、インドネシアの金融政策における操作目標はベースマネーの伸び率で、2003年のベースマネーの伸び率は $13\% \sim 14\%$ に設定されている。インド

ネシアでは、ベースマネーとインフレ率との間には安定的な関係が見られる(図4-4参照)。しかし、ベースマネーそのものを中央銀行が統制できるかについては見方が分かれる。特に、通貨危機以前のインドネシアでは、国内企業による海外からの借り入れが急増し、中央銀行によるベースマネーの制御が効果的ではなかった²¹⁾。また、ベースマネーの操作によってマネー・サプライを管理するためには、健全な信用創造機能が維持されている必要があり、マネー・サプライによってインフレ率を管理するためには、貨幣の流通速度を一定にする必要がある。インドネシアでは、今までも大量の不良債権があり、金融機関の信用創造機能が完全に回復したとは言えず、このため、インドネシアの金融政策によるインフレ制御能力は疑問が投げられている。

第5章 東アジア各国のITについての実証分析

今まで、資本自由化の下でフロート制が持つメリットに加え、金融政策の効果が非常に高いということを理論的に検討した。そのため、現在東アジア各国では金融政策のアンカーとしてITを導入していることも見た。第2章でITが持つ特徴を検討する際に、ITによる金融政策が有効的に動くための条件がいくつかあることが分かった。そのうち、ここでまだ重要な3つの点を取り上げて実証分析の可能性を見てみる。

まず、この1つ目は、ITがforward-looking金融政策であることから、中央銀行が自らインフレ率に対する予測に基づき、金融政策手段を駆使し、インフレ目標を達成するができるかどうかの能力である。つまり、中央銀行の正確なインフレ率予測能力とインフレ率を的確にコントロールする能力である。韓国やタイの場合、中央銀行がインターネット上にインフレ率予測のためのマクロ経済モデルを公表しているが、モデルに金融政策の変化に伴う国民の予想などをどれだけ織り込んでいるかを検討するのは難しい。一方、インフレ率を的確にコントロールする能力は、過去のパフォーマンスからインフレ制御能力を検討することはある程度できる。

2つ目は、中央銀行の金融政策が独立性を持つかということである。固定相場制度であれば、金融政策の独立性は失われるが、フロート制であれば、雇用、安定、物価安定、経済成長などのマクロ目標を達成するため自由裁量的に金融政策の運営ができる。したがって、危機以後韓国、タイ、インドネシアはフロート制とITを採用することによって、金融政策の独立性が高まっていると考えられる。

3つ目は、為替レートの弾力的な変化が許容されることである。これらの国々がITを導入したというのは、為替変動性を容認することが前提である。これが実現されていれば、中央銀行は国内経済状況だけに特化し、金融政策の運営を行うことができる。しかし、人為的に自国通貨が特定通貨にペッグされていれば、中央銀行はペッグしている通貨国の金融政策を考慮せざるを得なく、ITは有効に機能しない。例えば、自国通貨を米ドルにペッグしていれば、米国の金融政策の影響を大きく受け、自国の金融政策の自由度は制限される。つまりこの点に対しては、これらの国々が、為替市場へ介入によって為替レートの分散を最小化しようとしていることになる。

本研究では、韓国、タイ、インドネシアに対して金融政策の独立性と為替レートの柔軟性を実証することによってフロート制とITの枠組みの有効性を検討する。以下からは、推定を行うためモデルについて説明する。

5.1 利子率反応関数による金融政策の独立性の推計

(1) 分析モデルの設計

今までフロート制の下での金融政策の独立性に関して様々な議論が上がってきた。上記したように、資本移動の自由化の下での固定為替相場制では、国内利子率は自律的に決められない。一方、フロート制では、金融当局はその政策手段として国内利子率を活用できる。しかし、Calvo and Reinhart (2001)の「fear of floating」の理論によれば、たとえフロート制であったとしても為替レートの変動性を容認することが難しく、実際では固定為替相場制と類似な行動を見

せることもある。

為替制度の選択が実質的に金融政策の独立性に影響を与えるかについて幾つかの研究がある。Frankel et al (2002), Borensztein et al (2001), Hausman et al (1999), Frankel (1999) などの研究では、それぞれの固定為替相場制と変動為替相場制の下で、国際利子率に対する各国の国内利子率の反応度を推計している。これらの研究は、フロート制の下では、為替変動性が国際利子率のショックを吸収するため、金融政策当局は国内利子率に対する影響力の遮断を提供していると指摘している。

この先行研究は東アジアに対しては多少異なる結果を与えている。Frankel et al (2002) は、為替制度の形態にかかわらず、長期的には各国の国内利子率が国際利子率水準へ相当分調整していると指摘している。東アジアの場合、それぞれの為替相場制を採用しているが、米国利子率に対する各国の国内利子率の長期的な敏感度が統計上有意であることを示している。一方、Borensztein et al (2001) では、長期間固定為替相場制を維持している香港の利子率は、より柔軟な為替制度を採用しているシンガポールの利子率より、米国利子率に大きく反応していると分析している。

まず、先行研究により金融政策の独立性を国際利子率に対する各国の国内利子率の反応度として想定すると、国際利子率に対する東アジア各国の国内利子率の反応を計る基本的推計モデルは以下の通りに与えられる。

$$\Delta r_t = \alpha + \beta \Delta r_t^f + \mu_t, \quad \text{ただし, } \mu_t \sim (0, \sigma_{\mu}^2) \quad \text{式(4)}$$

式(4)で、 r_t は国内利子率、 r_t^f は国際利子率である。 α は常数項、 β は国際利子率に対する国内利子率の反応係数として読み取れば良い。そして、国際利子率の変化に対して国内利子率が時間を持って動態的に反応することを考えられるため、式(4)に t 期 r 期の前期時差変数 r_{t-1} を含めると、式(5)のように与えられる。

$$\Delta r_t = \alpha + \beta \Delta r_t^f + \rho \Delta r_{t-1} + \mu_t, \quad \text{ただし, } \mu_t \sim (0, \sigma_{\mu}^2) \quad \text{式(5)}$$

式(5)では、長期調整速度は $1 - \rho$ で計られ、国際利子率に対する国内利子率の長期均衡の反応係数は、 $\beta / (1 - \rho)$ で試算される²⁹⁾。ここで重要なのが、 β 値である。第3章で見たように、資本移動の自由化でフロート制を採用すれば、 β 値は0に近い値を示し、国内金融政策を独立的に運営することができる。一方、資本移動の自由化でありながら、固定為替相場制を採用していれば、 β 値は1になり、国内利子率の独立的な運営はできなくなると考えられる。

しかし、この β 値の大きさは、同様の為替相場制度を使用していても、国内の資本自由化や資本市場の開放及び発展程度によって異なってくると考えられる。そして、調整速度にも異なると考えられるし、固定為替相場制の下では、調整速度が高い（あるいは ρ 値が小さい）と予想される。また、国際利子率の変化に対する各国の国内利子率の敏感度は、通貨危機後進んだ為替制度の変更によって変わっていると考えられるため、その推計期間を通貨危機以前と以後に分けて行う。

(2) 推計手法とデータ

式(5)を推計することにおいて、Frankel et al (2002) は国際利子率の代表変数として米国利子率を用いて推計を行っているが、彼らは、米国の金融市場より東アジア各国の金融市場が比較的に小さいということで、米国利子率は外生的 (exogenous) 変数であり、誤差項 (error term) と関連しないと仮定している。しかし、Borensztein et al (2001) は、この仮定を批判し、米国と東アジア各国の利子率に影響を与えられる共通ショック (common shocks) が内生的 (endogenous) 影響を及ぼす可能性があると指摘している。ちなみに、米国利子率の変化 (Δr_t^f) が各国の国内利子率の推計式においての誤差項 (μ_t) と関連する可能性があるということである。

例えば、米国の経済に負のショックが発生し、不景気になる場合、米連邦準備銀行は利子率の引き下げを図ることができる。そのとき、米国経済と密接な

関係がある東アジア各国々では、米国の景気とともに不景気になる可能性があるため、国内利子率を引き下げることがあると考えられる。というのは、式(5)で取り込まれてない変数 (omitted variables) により海外利子率変数が内生性を持つようになり、 β 値にプラス方向のバイアスが発生することを意味する。したがって、本研究では、式(5)の推定において海外利子率変数の内生性問題と誤差項の異分散(heteroskedasticity)などを調整するため、GMM (Generalized Method of Moment) を推定方法として採用した。 z_t を、金融政策を行うとき政策当局が t 時点で利用可能な情報集合として既に知られている変数で、操作変数 (instruments variables) としよう。GMM の基本推計モデルにおいてこの操作変数を用いると、式(6)のような直交条件 (orthogonality condition) を求められる²³⁾

$$\sum \left[(\Delta r_t - \alpha - \beta \Delta r_t^f - \rho \Delta r_{t-1}) \cdot z_t \right] = 0 \quad \text{式(6)}$$

式(5)の推計において操作変数は、各国の国内利子率と国際利子率の4期ラグ変数を用いた²⁴⁾

式(5)の推計のため、各国の利子率は IMF の International Financial Statistics (IFS) と各国の中央銀行から入手した。国際利子率としては、各国の市場金利 (money market rate) に最も影響を与えている米国の US T-bill (3ヶ月物) レートを、東アジア各国 (韓国, タイ, インドネシア) の国内利子率は3ヶ月物の市場金利レートを使用した。本研究の主要目的として、通貨危機前後東アジア各国の金融政策の独立性に変化があるかどうかについて、分析期間を1989年から1997年5月と1998年10月から2003年12月に分けて行った。そして、1997年6月から1998年9月までの危機期間は分析対象から除外した。また、これら国々の米国利子率の変化に対する国内利子率の反応度を、通貨危機前後為替相場制に変更がない香港 (固定為替相場制) と日本 (フロート制) のそれをベンチマークとして比較してみた。香港の場合、短期と長期両方の調整速度は速く (あるいは ρ 値が小さい)、統計上有意になると予想される。一方、日本の場合には香港と全く反対の結果が予想される。また、韓国, タイ, インド

ネシアにおいては、危機以後フロート制への変更と IT 採用により、危機以前と比べ国内利子率の調整速度が遅く、統計上でも有意性を持たないと予想される。

まず、分析を行う前、各変数データが定常性であるかについて検定した。データの定常性とは、時間の経過に対して、平均、分散が一定であり、一定の値に収束したり、発散したりはしないということである。仮に、タイム・トレンドがある時系列同士で計量的な因果関係の測定を行った場合、実際には、因果関係がないにもかかわらず、あたかも関係があるように結果が導かれる「見せかけの回帰 (spurious regression)」がある。このようなことを避けるために、データの定常性に関する検定が必要となる。ここでは、ADF (Augmented Dickey-Fuller) を用いて単位根検定 (unit root test) を行った (表 5-1 参照)。全ての変数データが、水準のままでは単位根が存在するという帰無仮説が棄却されなかったため、1 次の階差をとることによって棄却されるようになった。したがって全ての変数を 1 次の階差をとって回帰した。

(3) 分析結果

表 5-2 には、式(5)の推計結果を表した。表 5-2-a は危機以後も為替相場制に変化がない香港と日本のケースを、表 5-2-b は危機以後為替相場制に変化があり現在 IT を採用している韓国、タイ、インドネシアのケースを表した。

GMM を用いてモデルの妥当性を検討する場合、過剰識別条件 (overidentifying restrictions) が重要な役割を持つことになる²⁵⁾。過剰識別条件の検定とは、式(5)の成立を統計的に検定することとなり、その統計量として用いられる物が x^2 検定量である。例えば式(5)では、推計する係数の数が 2 つであることに対して操作変数の数は 8 つであるため、過剰識別条件の数は 6 つになっている。もし、過剰識別条件が成立するという帰無仮説が採択されれば、式(6)直交条件も成立し、この GMM モデルは妥当であると考えられる。表 5-2 に表されている検定量とその p-value を見ると、全ての国々で過剰識別条件が成立するという帰無仮説が採択されていることが分かる。

まず、香港は1987年以後固定為替相場制を維持しており、米国利子率の変化に対する国内利子率は、フロート制である日本のそのものと比べ、はるかに敏感に反応していることが分かる。危機以前の国内金利の調整速度は、香港が $1.54(1-\rho)$ 、日本が 0.42 を示し、香港金利の調整速度がはるかに速い。反応係数を見ると、 β 値は、それぞれ 1.71 (標準誤差 0.63)、 -0.01 (標準誤差 0.16) を示し、香港の方が米国金利に敏感に反応していることが分かる。また、米国金利に対する国内金利の長期調整速度 ($\beta/(1-\rho)$) はそれぞれ、 1.11 、 -0.02 を示している。このことは、第3章で見たように、固定為替相場制の下では、国際利子率の変化に対する国内利子率の調整速度が最も早く、統計上有意性を持って同時に反応 (contemporaneous response) することを示すものである。さらに、日本の調整速度は、有意性を持たず 0 になっている。こうした結果は、危機以後にも観察される。香港と日本の国内利子率の調整速度は、それぞれ 1.34 、 0.83 を示しており、 β 値は 1.51 (標準誤差 0.24)、 0.09 (標準誤差 0.06)、長期調整速度は 1.13 、 0.11 を示している。

ここでもう1つの仮説検定を行ってみよう。式(5)において国際利子率の変化に対する国内利子率の調整速度が速いというのは、国内利子率の調整速度 (r_{t-1} の係数) と国際利子率に対する国内利子率の調整速度 (r_t^f の係数) が等しくなり、このため総長期調整速度が 1 になることを意味すると考えられる。したがって、 $\beta/(1-\rho)=1$ であるという帰無仮説を検定してみた (Wald-Tests)。検定結果、香港の場合、危機前後この帰無仮説を捨てられなく、日本では両期間において棄却されている。つまり、資本移動の自由化の下で、固定為替相場制を採用している香港は、危機前後相変わらず、国際利子率変化に対して国内利子率の調整が最も速い速度で行われ、景気に対応して国内金利を柔軟に操作するのが難しいということを意味する。表1-3から分かるように、実際香港の物価が低下局面にあり、そのため実質金利は高い水準を見せているため、金利手段を使用しての景気浮揚政策に制限があると考えられる。一方、日本では、過去10年間景気低下の要因があつて、1999年2月からゼロ金利政策を行って

いる。この政策は、金融市場に豊富で弾力的な資金供給を行うことによって、日本銀行が行う金融調節のターゲットである短期市場金利（無担保コール・オーバーナイト物金利）を実質的にゼロ%近傍まで低下させるという超金融緩和策で、デフレの懸念が弱まるまで続く姿勢である。

同様に、韓国、タイの β 値は予想した通りの結果を示している。危機以前、自国通貨レートを米ドルレートに強くペッグしていたこれら国々では、国際子率の変化に対する国内利子率の反応度は高く、統計上有意な値を見せている。まず、危機以前、韓国とタイの国内金利の調整速度を見ると、それぞれ0.79, 1.04を示し、タイの方が早いと見られるが、両国とも日本より早いことになっている。 β 値はそれぞれ、1.59 (0.64), 4.27 (1.91)を、長期調整速度は、2.01, 4.11を示している（()は標準誤差）。香港と比べると、韓国は香港とほぼ同じ位米国金利に対して国内金利が反応し、タイは香港よりその反応が最も高いものと見られる。また、 $\beta/(1-\rho)=1$ という帰無仮説を棄てられなかったため、国内金利の調整速度と国際金利に対する国内金の調整速度はほぼ同じであることが示されている。というのは、危機以前両国の国内金利は米国金利に敏感に反応し、その速度が速いということを意味するものである。

一方、これら国々がフロート制とITを採用した危機以後では、著しい変化が見られる。国内利子率の調整速度は、韓国では有意に減少しており、タイの場合有意になっていない。そして、 β がまた有意な値を持つが、反応値が非常に減少していることが分かる。また、長期調整速度はそれぞれ、0.48と0.49を示し、危機以前よりその速度が緩やかになっていると考えられる。さらに、危機以後 $\beta/(1-\rho)=1$ という帰無仮説が、韓国では有意水準1%で、タイでは5%で棄却されていることから、国内利子率の調整速度と国際利子率に対する国内金の調整速度が異なると読み取れる。総じて、危機以前より両国の米国利子率に対する国内利子率の反応は鈍化しており、国内利子率が米国利子率の動きからある程度柔軟に動いていると読み取れる。

インドネシアの場合、危機以前フロート制であると公表していったが、韓国

やタイよりルピアは米ドルレートに強く安定させてきたこともあり、ルピアレートの変動幅を徐々に広げてきたことから、表5-2-bの結果は明らかになっていない。また、危機以後ITを採用していても、通貨価値の安定は、インフレ率の低位安定とともに、ルピアレートの変動も求める政策運営をしている。さらに、危機以後にも韓国とタイよりルピアレートの変動が非常に激しく、その通貨安定を維持しようとしたものの通貨の下落圧力がより強く、金融調節もこの変動幅の内で行われていると考えられる。というのは、ルピアレートの変動が激しくなるとともに、金利の変動も高くなっていると考えられる。

5.2 為替レートの変動性についての測定

固定為替相場制では勿論、フロート制を採用している国でも、為替市場において民間による外貨の超過需要（超過供給）が生じた場合、政策当局がそれに相応する分の外貨を為替市場に供給（需要）することによって、しばしば為替市場への介入が行われる。多くの国々では、経済や市場の状況による様々な介入の目的が異なるが、特に為替レートが適切な水準から乖離し、短期的に急激に動く場合、市場介入が行われるといわれている。

一般的に為替市場へ介入する形式では、金融当局による操作変数などを利用して不胎化及び非胎化、短期利子率の変更による介入などが挙げられる。当該中央銀行の貸借対照表の構成を見ると、資産項目には外貨準備残高（foreign assets）、国内信用残高（domestic assets）が、負債項目にはハイパワードマネー（reserve money）がある。例えば、中央銀行の為替介入があったとき、外貨準備残高が増減する。もし、外貨買い介入（非不胎化）を行う場合、国内信用残高は一定であるが、ハイパワードマネーが増加する。このハイパワードマネーの増加は国内通貨量の増加を及ぼすが、国内通貨量の増加を防止あるいは吸収するため、国内信用残高の減少で対応する（不胎化）。

中央銀行が持つ外貨準備の変化を伴う為替市場への介入に関しては、為替レートの変動のため頻繁に為替市場へ介入する国で、この外貨準備の変動率が大き

きい。外貨準備の変動性は、フロート制を採用している国より中間的為替相場制あるいは固定為替相場制を採用している国で高いということがよく知られている²⁶⁾。一方、介入の少ない国では、為替レート変動を為替市場が吸収するため、外貨準備の変動率が大きくはない。また、為替柔軟性が高い国では、国内利子率の変動率が小さい。

為替レートの安定を目標としたとき、金融当局が操作可能な変数を利用して為替レートの調整を行うことができる。固定為替相場制や特定通貨にペッグした場合、為替レートの変動が高いほどその操作変数の変動も高くなると考えられる。したがって、為替レートの変動性をその操作変数の変動性で現すのできる。Calvo and Reinhart (2002) はこの考え方のもとで、「為替柔軟性指数」(ERFI: Exchange Rate Flexibility Indices) を使用している。為替柔軟性指数とは、操作変数の変動分に対して為替レートの変動がどれだけ比例的に増減するかを示す指標である。また、この指数は、各国が為替レートの変動を程度許容しているかを示すものとして読み取れば良い。

$$\lambda = \frac{\sigma_{\varepsilon}^2}{\sigma_i^2 + \sigma_F^2} \quad \text{式(7)}$$

(ただし、 λ : ERFI, σ^2 : 分散, ε : 為替レート変動率, i : 金利の変動率, F : 外貨準備の変動率),

式(7)で、例えば、為替レートの変動が高まった場合、中央銀行が、利子率の調整や外貨準備を使用し為替介入を頻繁に行えば、分母の値は上昇し、 λ 値が低下する。彼らによると、為替レートの安定を図る固定（中間的）為替相場制では、 λ 値が0に近く、フロート制では1になる。また、新興国では先進国と比べ λ 値が低く抑えられる傾向があり、特に、ハイパーインフレ国や通貨危機に陥った国ではこの傾向が強いと指摘している。

本研究ではこの指数を用いて、韓国、タイ、インドネシアの為替柔軟性を、またベンチマークとして日本の場合を検討してみた。通貨危機以後、これらの国々が為替レートの変動をある程度容認している場合、 λ 値が高くなり、仮

に、為替レートの変動を防ぐ場合には、利子率操作や外貨準備による介入を行うことによって λ 値が低くなるだろう。通貨危機前後の変化を見るため、危機以前は1991年1月から1997年5月まで、危機以後は1998年10月から2003年12月までにした。

各国の為替柔軟性指数の試算結果は表5-3に表した。まず、危機以前、日本を除くアジア3カ国の為替柔軟性は、非常に低いことが示されている。タイ、インドネシアでは0に近いと見られる。前述したように、これは危機以前米ドルレートに強くリンクし、外貨準備や国内利子率の変動が自国通貨レートの安定のため強く用いられたことを示すことである。しかし、アジア3カ国がフロート制へ移行した危機以後の為替柔軟性は、韓国(1.12)が最も顕著な変化が見られており、日本(1.02)、インドネシア(0.79)、タイ(0.70)順に大きくなっている。インドネシアとタイの為替柔軟性は危機以前の日本のその水準になっている。また、図5-1では、この為替柔軟性指数を年ごとに表したが、危機以後アジア3カ国での為替柔軟性が大きくなっていることが確かめられる。

為替柔軟性指数のうち、外貨準備の変動性は、韓国では相当分減っており、タイでは前後にあまり変化がないと見られる。国内利子率の変動性はインドネシアを除く全ての国々で減少していることが示されている。表5-3から見られる1つの特徴は、危機前後にかけて為替レートの変動と国内利子率の変動が逆向きであることである。危機以前では $\sigma_e^2 < \sigma_f^2$ 向きに、危機以後では $\sigma_e^2 > \sigma_f^2$ 向きになっている。日本の場合、危機前後この傾向が $\sigma_e^2 > \sigma_f^2$ で一定である。インドネシアの場合には、この傾向でありながら国内利子率の変動が危機以後で最も大きくなっている。インドネシアでは、危機以後にもルピアの変動が他のアジア国々よりかなり高く、ルピア安定のため為替変動分だけ国内利子率を変動させてきたことを示すものであろう。

総じて、各国は、危機以後フロート制の採用により、国内利子率を調整する必要性が弱まっていると考えられる。韓国、タイ、インドネシアにおいては、基本的に資本取引は自由化されているが、危機以後、タイやインドネシアは、

通貨投機を防ぐために実需取引に基づかない為替取引を規制する措置を強化する方向にある。これらの資本規制は、危機以後効果があるということもあり、両国の国際収支は危機以前と比べ安定する傾向にある（図5-2のaとb参照）。というのは、経常収支の黒字と資本収支の赤字という傾向であり、そのため、危機以前と比べ為替市場に対する一方向きの圧力を受けにくくなっていると見られる。そして、大規模に為替市場への介入する必要性が低下していると見られる。

お わ り に

通貨危機以後、東アジア各国の独自の金融政策について議論が盛んになってきた。そのうち、韓国、タイ、インドネシア、フィリピンは、資本自由化のもとでフロート制とインフレーション・ターゲティング（IT）の枠組みを採用するようになっており、マレーシアの場合、危機以後最近まで固定為替相場制を採用するとともに強い資本規制を行っていたが、現在まだ固定為替相場制を取っているが資本規制は行っていないところである。伝統的なトリレンマ論によれば、前者の枠組みは、資本自由化の前提として為替レートの変動を容認するとともに金融政策の独立性を求めることであり、後者は、為替レートの変動を容認せず、資本移動を制限することによって金融政策の独立性を求めようとするものである。本研究の目的は、前者のようにフロート制とITの枠組みが理論上で見た上有効に機能しているかについて検証することにある。

資本自由化とフロート制の下では、財政政策より金融政策の方が効果が大きく、資本流出入が為替レートの変動によって吸収されるため、金融当局は国際金利と異なる水準で国内金利を調整できるメリットがある。一方、香港のような固定為替相場制の下では、金融当局は国際金利の動きから独立して国内金利を決める余地がない。そして、IT政策が持つ大きな特徴は、中央銀行が自ら操作できる情報変数を使用して予測したインフレ率に基づき、インフレ目標を達成することと、金融政策の目標が物価安定に一元化され、金融当局は為替レ

ートの変動を容認しながら独立的に金融変数の操作を行えることである。こうした特徴から、危機以後東アジア各国がフロート制とITを採用したことにより為替柔軟性や金融政策の独立性などに変化が期待される。

本研究は、危機前後にかけて国際金利（米国金利）に対する各国の国内金利の反応度を推計することで各国の金融政策の独立性を検討した。また、国内金利と外貨準備などの操作変数の変動に対して為替レートの変動がどれだけ増減するかを示す為替柔軟性指数を通じて、対象国が為替レートの変動をどの程度容認しているかを検討した。

まず、反応度の推計結果によると、両極の為替相場制を採用している香港と日本の場合、全く逆転の結果を見せた。危機前後米国金利の変動に対する香港金利の反応度は、日本のそのものよりはるかに高く、そのため国内金利調整速度が非常に早いことが明らかになった。香港では、米ドルペッグのもとで米国金利水準が国内金利の下限線になり、景気が悪くなっても金利がそれ以上下がらない可能性があると考えられる。一方、日本では、両期間米国金利の変動に対する日本国内金利の反応度は統計上有意になっていない。これは、過去10年間景気低下の要因があって1999年2月からゼロ金利政策を行っていることを示すものであると考えられる。

危機以前、韓国とタイの国内金利は米国金利の変動に対して非常に敏感であった。このため、国内金利の調整速度は米国金利に対する国内金利の調整速度とほぼ同じであったことが分かった。しかし、危機以後、韓国とタイは堅調な変化が見られた。米国金利に対する韓国・タイの国内金利はまだ有意な水準で反応しているが、危機以前より相当分低くなった。さらに、国内金利の調整速度と長期調整速度が危機以前より緩やかになり、総じて米国金利の変動から国内金利が柔軟に動いていることが明らかになっていた。一方、インドネシアの場合、韓国やタイよりルピアは米ドルレートに強く安定させてきたこともあり、ルピアレートのバンド幅を徐々に広げてきたことから、回帰結果は明らかになっていない。また、危機以後ITを採用していても、通貨価値の安定は、

インフレ率の低位安定とともに、ルピアレート of 安定も求める政策運営をしている。さらに、危機以後にも韓国とタイよりルピアレートの変動が非常に激しく、その通貨安定を維持しようとしたものの通貨の下落圧力がより強く、金融調節もこの変動幅の内で用いられていると考えられる。

また、各国が為替レート変動に対してどの程度許容しているかを為替柔軟性指数から見ると、危機以前、日本以外のアジア 3 カ国では、為替レートの変動性は低く金利と外貨準備の変動性は高いというパターンを示し、為替柔軟性指数がゼロに近かった。これは、国内金利や外貨準備などの操作可能な変数を用い、為替市場へ直接的に介入したことを示すものである。しかし、危機以後の韓国とタイでは、為替レートの変動性が高くなる一方、国内金利の変動性は非常に安定している。また、韓国とタイの外貨準備は危機以後増加の傾向にあるが、その変動性は、タイでは危機以前とほぼ同じレベルで、韓国では相当分減少している。このため、危機以後のこれら国々の為替柔軟性指数は危機前より高くなっていることが確かめられた。一方、インドネシアの場合には、その柔軟性が高くなっていると思われるが、為替レートと国内金利の変動性が危機以前よりはるかに高くなっている。インドネシアは、現在 IT 運営に関して、その最終目的が物価とルピア通貨という 2 つを安定させていくことであるため、韓国とタイよりフロート制と IT 採用の有効性が疑われるものであろう。

注

16) 呉正根 (2002), p. 23-26 参照。

17) *overnight interest rate*, 銀行、保険、証券業者間の超短期貸借に適用される金利をコールレートと呼び、1 日から 30 日まで金融機関間取引が行われる場合が多い。通常コールレートは 1 日物レートを示したもので、金融市場全体の資金の流れを比較的よく反映しているため、短期実質金利指標として用いられる。このコールレートは主に中央銀行によって統制され、インフレ率上昇の見通しの際にはコールレートを引き上げ市中資金を吸収し、景気低迷の際には、引き下げ景気上昇を図る。

18) 韓国銀行 (2001), p. 2-7 参照。

19) 韓国では根源インフレーション (*underlying inflation*) という。

20) 金炳宣 (2004), p.12-13 参照。

21) 永野 (2002), p.5-8 参照。

22) 本研究では、国際利子率に対する国内利子率の動学的な反応を推定するため、ラグ持つ部分調整モデルを想定した。ここで t 期における最適国内利子率水準を r_t^* としよう。 r_t が t 期に実際に達成された利子率水準であるとする。以下のような関係を想定するのができる。

$$r_t - r_{t-1} = \omega (r_t^* - r_{t-1}), \text{ ただし, } 0 < \omega < 1 \quad \text{式(1)}$$

ここで ω は調整速度 (adjustment speed) で読み取り、 ω の割合だけ最適国内利子率水準への調整が行われることを示している。例えば、 $\omega=1$ であれば $r_t = r_t^*$ なので直ちに調整が行われるし、 $\omega=0$ であれば、 $r_t = r_{t-1}$ になるので調整はまったく進まないことになる。これより ω が 1 に近ければ近いほど調整スピードが速いことを示している。そして、最適国内利子率水準が

$$r_t^* = \alpha + \beta r_t^f + \mu_t \quad \text{式(2)}$$

で与えられるものとしよう。なお、誤差項 μ_t は標準的仮定を満たすものとする。式(2)は最適水準の r_t^* が観察不可能であるから、直接推計することはできない。しかし、式(2)を式(1)に代入すると、

$$\begin{aligned} r_t - r_{t-1} &= \omega (r_t^* - r_{t-1}) = \omega (\alpha + \beta r_t^f + \mu_t - r_{t-1}) \\ &= \omega \alpha + \omega \beta r_t^f - \omega r_{t-1} + \omega \mu_t \end{aligned} \quad \text{式(3)}$$

となる。これを、 r_t について整理すると、

$$\begin{aligned} r_t &= \omega \alpha + \omega \beta r_t^f + (1 - \omega) r_{t-1} + \omega \mu_t \\ &= c_0 + c_1 r_t^f + c_2 r_{t-1} + e_t \end{aligned} \quad \text{式(4)}$$

となる。ただし、 $c_0 = \omega \alpha$ 、 $c_1 = \omega \beta$ 、 $c_2 = (1 - \omega)$ を指す。

この部分調整モデルはラグ付き内生変数を含むし、式(4)の誤差項は相関しないので、OLS で一致推定量を得ることができる。このとき、 r_t^f の短期の効果は c_1 、 r_t^f の長期の効果は $c_1/(1 - c_2)$ によって与えられる。

23) 本研究では、誤差項に 1 次の自己相関を仮定する AR1 に従ってモデル推計も行ったが、モデル推計の際、誤差項の相関が複雑で、モデルとして明示的に表すことができない場合が存在することと、AR1 に従っても推計値が一致性を持たない恐れがあるため、Hansen の GMM を採用した。例えば、GMM 推計量は次のように定式化される。

ある推計モデルが $y_t = c_1 + c_2 x_t$ (c_1 は定数項) のように与えられているとしよう。このとき、説明変数と誤差項との相関で生ずる問題を解決するため、 c (定数項)、2、 w という操作変数を用いて推計するとしよう。GMM では、一般的に推計するパラメーターとこれらの操作変数の間で直交条件が満たされることから一致推定量を求めることになる。この直交条件は、

$$\begin{aligned} \sum (y_t - c_1 - c_2 \cdot x_t) &= 0, \\ \sum (y_t - c_1 - c_2 \cdot x_t) \cdot z_t &= 0, \end{aligned}$$

$$\sum (y_t - c_1 - c_2 \cdot x_t) \cdot w_t = 0$$

のように与えられる。

24) 操作変数の選択際，説明変数とは相関を持つが，式(5)の誤差項とは相関しない変数をどのように選ぶかが大切である。選ばれる操作変数は複数ありうるし，いかなるモデルであれ理論的に具体的な操作変数が事前に定まっているわけでもない。ただし，推計量の分散はより少ないほうが望ましいということが分かっており，その分散をより小さくするために，操作変数は式(5)の説明変数と相関のより高いものが望ましい。通常時系列データの場合，誤差項に系列相関がないときは説明変数のラグ変数が選ばれることが多い。また，説明変数と相関があると思われる非説明変数のラグ変数も選んで分析を行った。

25) Green (2000), p. 885-887 参照。

26) Calvo and Reinhart (2002), p. 402-404 参照。

参 考 文 献

- Bharucha, N. and C. Kent, “Inflation Targeting in a Small Open Economy”, *Research Discussion Paper* No. 9807, Reserve Bank of Australia, 1998.
- Bird, Granham and Rajan Ramkishen S., “The Evolving Asian Financial Architecture”, *Essay in International Economics* No. 226, Princeton University, Feb. 2002.
- Borensztein, Eduardo, Jeromin Zettelmeyer, and Thomas Philippon, “Monetary Independence in Emerging Markets : Does the Exchange Rate Regime Make a Difference ?”, *IMF Working Paper* No. 01/1, 2001.
- Calvo, Guillermo A. and Reinhart, Carmen M., “Fixing for your life”, *NBER Working Paper* 8006, Nov. 2000.
- , “Fear of Floating”, *The Quarterly Journal of Economics* vol. CXV II, May. 2002.
- Cliton, Kelvin, “On Commodity-Sensitive Currencies and Inflation Targeting”, *Bank of Canada Working Paper* 2001-3, Mar. 2001.
- Eichengreen, Barry, “Can Emerging Markets Float ? Should They Inflation Targeting”, Revision of a paper presented to a seminar at the Central Bank of Brazil, Feb. 2002.
- Fischer, Stanley, “Exchange Rate Regimes : Is the Bipolar View Correct ?”, *Financial & Development* Vol. 23, No. 2, IMF, Jun. 2001.
- Frankel, Jeffery A., Sergio L. Schmukler, and Luis Servén, “Global Transmission of Interest Rates : Monetary Independence and Currency Regime”, *NBER Working Paper* 8828, 2002.
- KOBE RESERCH PROJECT, Jun. 2001 (<http://www.mof.go.jp/jouhou/kokkin/tyousa/kobe.e.htm>)
- Mankiw, Gregory N 『Macroeconomics』 (和訳：「マンキューマクロ経済学Ⅱ」) 東洋経済新報社，Apr. 1996.
- Mishkin, Frederic S., “Inflation Targeting in Emerging Market Countries”, *NBER Working Paper* 7618, Mar. 2000.

——, “International Experiences with Difference Monetary Policy Regimes”, *NBER Working Paper* 7044, Sep. 2000.

Masson, Paul R., Savastano, Miguel A and Sharma, Sunil, “The Scope for Inflation Targeting in Developing Countries”, *IMF Working Paper* 97/130.

Oh, Junggun, “Inflation Targeting : A New Monetary Policy Framework in Korea”, International Symposium on Practical Experiences on Inflation Targeting, Conference on Korea and the World Economy, Jul. 2002 (<http://faculty.washington.edu/karyiu/confer/seoul02/papers/oh.pdf>)

Svensson, Lars E. O., “Open-economy Inflation Targeting”, *Journal of International Economics* 50, 2000, pp. 155-183.

Taylor, John B., “Alternative Views of the Monetary Transmission Mechanism : What Difference Do They Make for Monetary Policy”, *Oxford Review of Economic Policy*, Stanford University, Dec. 2000.

Williamson, John, Exchange Rate Regimes for Emerging Markets : Reviving the Intermediate Option, *Institute for International Economics*, Sep. 2000.

呉正根「物価安定目標と金利の波及経路」, 『経済分析』第4巻第4号, 韓国銀行, 1998年12月, pp. 52-91。

——「韓国の物価安定目標制運営経験と政策課題」, 『経済教室資料』韓国銀行, 2002年2月21日。

金炳宣「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)(下)」, 『松山大学論集』第15巻5号・6号, 松山大学学術研究会, 2004年。

韓国銀行「物価安定目標制の運用経験と示唆点」, ソウルエコノミストクラブ講演資料, 2001年3月。

藤木裕『金融市場と中央銀行』東洋経済新報社, 1998年。

永野護「アジア諸国のインフレーション・ターゲティング」, 『MRI Monthly Review』, 2002年5月。

河合正弘『アジアの金融・資本市場』日本経済新聞社, 1996年。

古川顕『テキストブック現代の金融』東洋経済新報社, 2002年。

横溝えりか「インフレーション・ターゲティングと通貨ペッグ制」, 『早稲田商学』第382号, 167p-194p, 1999年。

——「通貨バスケットのもとでの資本市場の対外開放とインフレーション・ターゲティング」, 『湘南短期大学紀要』第11号, 151p-164p, 2000年。

Greene, William H『グリーン計量経済分析Ⅱ』(斯波恒正, 中妻照雄, 浅井学訳) エコノミスト社, 2000。

トラン・ヴァン・ドゥ・原田泰・関 志雄『最新アジア経済と日本』日本評論社, 2001年。

付 表

表 4－1 韓国中間目標変数の変更推移

年 度	中間目標	比 較
1957 年～1969 年上半期	M_1	
1969 年下半年期	ベースマネー	
1970 年～1977 年	国内信用	
1978 年	M_1	
1979 年～1996 年	M_2	
1997 年	M_2 と MCT	複数中間目標制
1998 年～2000 年	M_3	監視目標変数

(出所) 呉正根 (2002), p. 23。

表 5－1 ADF テストの検定結果

国(利子率)	水準/階差	時 期	定式化パターン	ADF テスト統計量
US	水 準	Pre-crisis	none	－0.42
			定数項	－2.52
			定数項・トレンド	－2.87
		Post-crisis	none	－1.43
			定数項	－0.47
			定数項・トレンド	－3.03
	階差(1次)	Pre-crisis	none	－2.90*
			定数項	－2.89*
			定数項・トレンド	－5.45*
		Post-crisis	none	－4.27*
			定数項	－4.50*
			定数項・トレンド	－4.45*

国(利子率)	水準/階差	時 期	定式化パターン	ADF テスト統計量
HK	水 準	Pre-crisis	none	1.06
			定数項	-1.93
			定数項・トレンド	-1.93
		Post-crisis	none	-1.75
			定数項	0.36
			定数項・トレンド	-1.88
	階差(1次)	Pre-crisis	none	-11.73*
			定数項	-11.93*
			定数項・トレンド	-11.88*
		Post-crisis	none	-2.51*
			定数項	-8.79*
			定数項・トレンド	-8.90*
JP	水 準	Pre-crisis	none	-1.00
			定数項	-0.71
			定数項・トレンド	-3.41
		Post-crisis	none	-2.51
			定数項	-2.73
			定数項・トレンド	-3.52
	階差(1次)	Pre-crisis	none	-2.81*
			定数項	-2.89*
			定数項・トレンド	-5.21*
		Post-crisis	none	-5.10*
			定数項	-5.06*
			定数項・トレンド	-4.94*
KR	水 準	Pre-crisis	none	-1.17
			定数項	-2.10
			定数項・トレンド	-2.67
		Post-crisis	none	-1.71
			定数項	-0.67
			定数項・トレンド	-2.42
	階差(1次)	Pre-crisis	none	-6.64*
			定数項	-6.69*
			定数項・トレンド	-6.70*
		Post-crisis	none	-4.50*
			定数項	-5.02*
			定数項・トレンド	-5.01*

国(利子率)	水準/階差	時 期	定式化パターン	ADF テスト統計量
TH	水 準	Pre-crisis	none	-0.48
			定数項	-3.18
			定数項・トレンド	-3.03
		Post-crisis	none	-1.70
			定数項	-3.21
			定数項・トレンド	-3.19
	階差(1次)	Pre-crisis	none	-6.63*
			定数項	-6.59*
			定数項・トレンド	-6.58*
		Post-crisis	none	-8.32*
			定数項	-8.38*
			定数項・トレンド	-8.27*
ID	水 準	Pre-crisis	none	-0.73
			定数項	-2.37
			定数項・トレンド	-2.58
		Post-crisis	none	-0.79
			定数項	-0.18
			定数項・トレンド	-1.32
	階差(1次)	Pre-crisis	none	-3.42*
			定数項	-3.41*
			定数項・トレンド	-4.25*
		Post-crisis	none	-4.82*
			定数項	-4.94*
			定数項・トレンド	-3.23**

(注) 1. 利子率は全て3ヶ月物。US: US T-bill rate, HK: money market rate, JP: CD rate, KR: CD rate, TH: money market rate, ID: Deposit rate。2. *は、帰無仮説「 H_0 : テストの対象となる系列は非定常過程である(単位根がある)」が5%有意水準で棄却されることを表し、同様に**は、1%有意水準で棄却されることを指す。

(出所) データは、IMFの“International Financial Statistics”と各国中央銀行から入手した。

表5-2 米国利率の変化に対する東アジア各国の国内利率の反応

a. 危機以後、為替相場制の変化のない国々

統計量		国	香 港	日 本
Pre-crisis	α	係数値	0.06**	-0.02
		標準誤差	0.04	0.01
		t-value	1.80	-1.35
	β	係数値	1.71*	-0.01
		標準誤差	0.63	0.16
		t-value	2.70	-0.00
	ρ	係数値	-0.54*	0.58*
		標準誤差	0.08	0.01
		t-value	-6.49	7.58
	$\beta/1-\rho$		1.11	-0.02
	$\beta/1-\rho=1^{1)}$		0.80(採択)	0.00(棄却)*
Post-crisis	chisq ²⁾	検定量	5.34	9.82
		p-value	0.50	0.13
	α	係数値	-0.07	0.00
		標準誤差	0.05	0.00
		t-value	-1.56	0.60
	β	係数値	1.51*	0.09
		標準誤差	0.24	0.06
		t-value	6.21	1.49
	ρ	係数値	-0.34*	0.17*
		標準誤差	0.11	0.06
		t-value	-3.04	3.01
	$\beta/1-\rho$		1.13	0.11
	$\beta/1-\rho=1$		0.61(採択)	0.00(棄却)*
	chisq	検定量	6.62	5.36
		p-value	0.36	0.50

b. 危機以後、為替相場制の変化のある IT 採用の国々

統計量			国	韓 国	タ イ	インドネシア
Pre-crisis	α	係数値		-0.01	0.10	0.01
		標準誤差		0.07	0.21	0.02
		t-value		-0.21	0.49	0.55
	β	係数値		1.59*	4.27**	-0.03
		標準誤差		0.64	2.24	0.19
		t-value		2.48	1.91	-0.18
	ρ	係数値		0.21*	-0.04	0.92*
		標準誤差		0.07	0.08	0.05
		t-value		3.14	-0.51	19.79
	$\beta/1-\rho$			2.01	4.11	-0.38
	$\beta/1-\rho=1$			0.23(採択)	0.15(採択)	0.57(採択)
Post-crisis	chisq	検定量		5.78	7.82	2.04
		p-value		0.45	0.25	0.96
	α	係数値		0.02	0.01	-0.10
		標準誤差		0.02	0.03	0.70
		t-value		0.80	0.35	-1.49
	β	係数値		0.25**	0.47*	-0.47
		標準誤差		0.14	0.19	0.29
		t-value		1.81	2.45	-1.56
	ρ	係数値		0.48*	0.05	0.51*
		標準誤差		0.08	0.13	0.06
		t-value		5.99	0.38	8.35
	$\beta/1-\rho$			0.48	0.49	-0.96
	$\beta/1-\rho=1$			0.07(棄却)**	0.02(棄却)*	0.00(棄却)*
	chisq	検定量		6.92	4.24	2.79
		p-value		0.33	0.64	0.84

(注) *は有意水準 0.05 を**は有意水準 0.1 を示す。

- 1) wald-tests である。式(5)の長期効果の傾き、即ち、 $\beta/1-\rho$ が1であるという帰無仮説を検定した結果の p-value を表したものの。
- 2) 式(5)において過剰識別条件が設立するという帰無仮説を検定したもの。これは、過剰識別条件の設立を帰無仮説とすれば、これを棄却することによって誤りを犯す確率として読み取れる。

(出所) データは、IMF の “International Financial Statistics” と各国中央銀行から入手した。

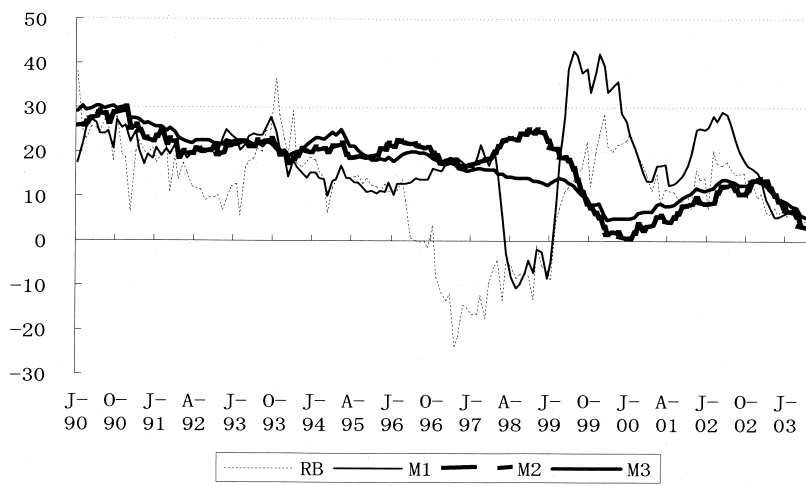
表 5－3 東アジア各国の為替柔軟指数（ERFI）

国	分散	危機以前	危機以後
韓 国	σ_{ε}^2	0.79	2.14
	σ_F^2	3.37	1.69
	σ_i^2	1.15	0.22
	λ	0.18	1.12
タ イ	σ_{ε}^2	0.43	1.84
	σ_F^2	2.56	2.19
	σ_i^2	2.31	0.43
	λ	0.09	0.70
インドネシア	σ_{ε}^2	0.23	6.12
	σ_F^2	3.42	2.60
	σ_i^2	1.86	5.11
	λ	0.04	0.79
日 本	σ_{ε}^2	2.78	2.70
	σ_F^2	3.01	2.62
	σ_i^2	0.20	0.04
	λ	0.86	1.02

（注） 各国の国内利子率については、韓国は overnight call rate，タイは inter-banking rate，インドネシアは inter-banking overnight call rate，日本は無担保 overnight call rate。外貨準備は金を差し引いたものである。

（出所） データは、IMF の “International Financial Statistics” と各国中央銀行から入手した。

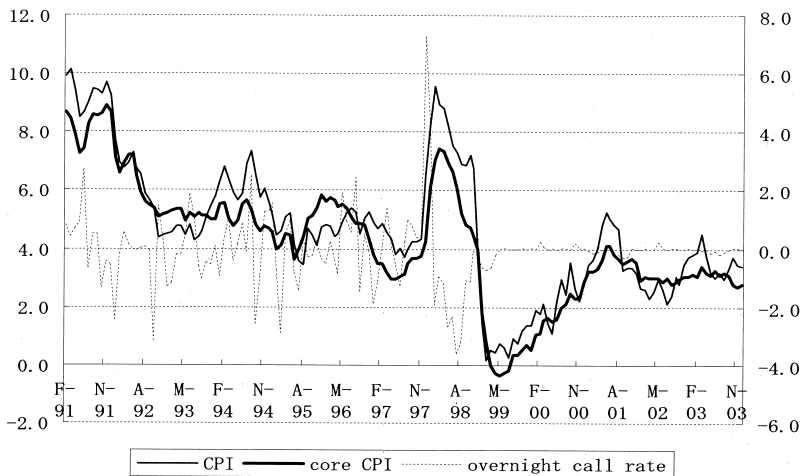
図 4－1 韓国のベースマネーと M_2 、 M_3 の推移



（注） 伸び率は前年同环比（％），RB はベースマネーを指す。

（出所） 韓国銀行データベースから作成。

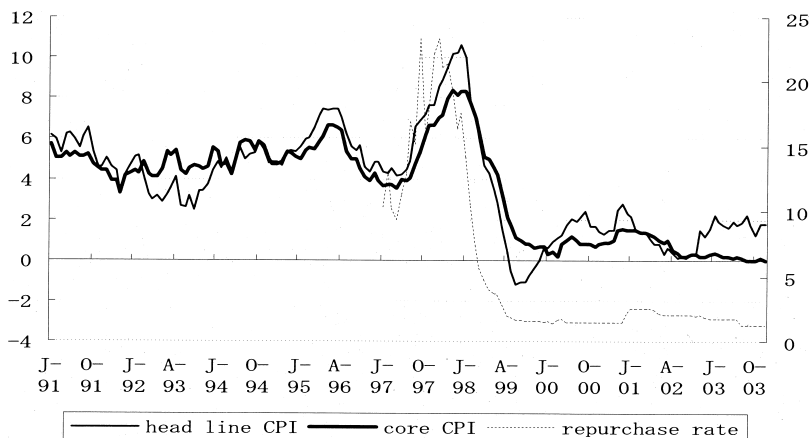
図 4-2 韓国のコアインフレ率と実際のインフレ率と翌日物コールレート推移



(注) CPI は総消費者物価指数, core CPI はCPI から農産物及び石油などを差し引いた指数を指す。CPI は, core CPI は前年同月比変化率, overnight call rate は月変化率である。

(出所) 韓国銀行データベースから作成。

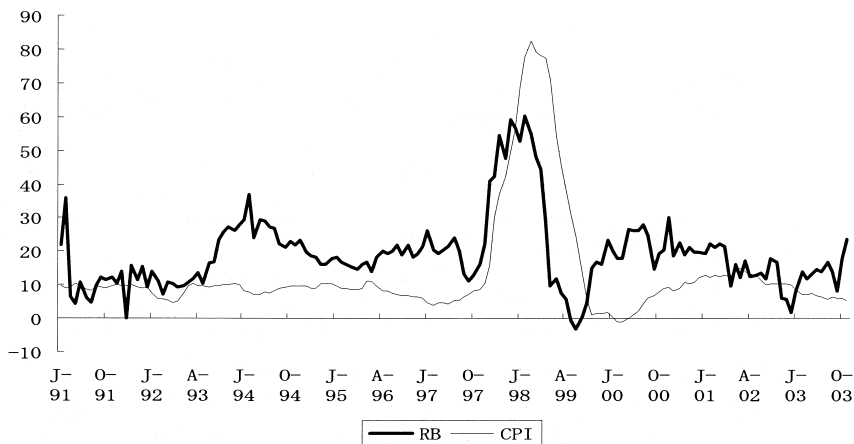
図 4-3 タイのコアインフレ率, CPI の上昇率とレポレートの推移



(注) head line CPI はCPI バスケット指数, core CPI はCPI バスケットから原材料, 石油などを差し引いた指数 (前年同月比伸び率 (%), 左目安) である。Repurchase rate はタイの14日物レポレート (右目安) を指す。

(出所) タイ中央銀行データベースから作成。

図4-4 インドネシアのベース・マネーとCPI上昇率の推移

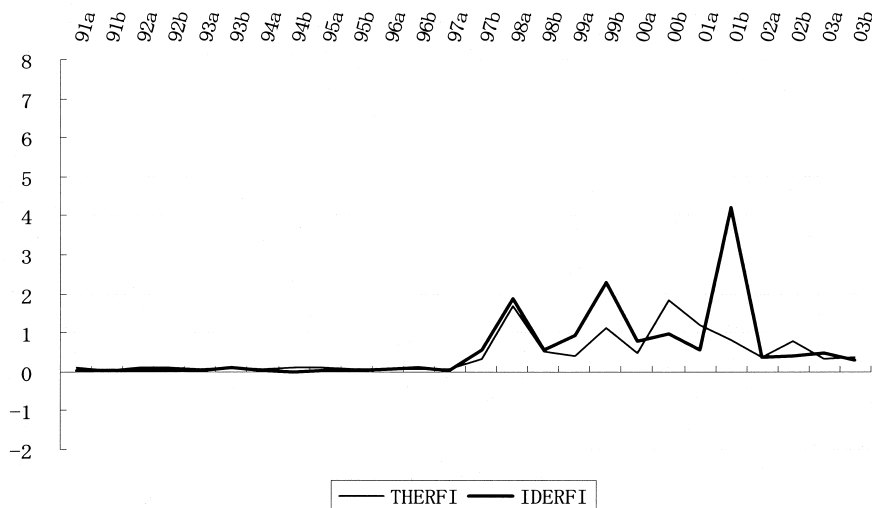


(注) 伸び率は前年同月比(%)、RBはベースマネーを指す。

(出所) RBはインドネシア中央銀行、CPIはIMFの“International Financial Statistics”から作成。

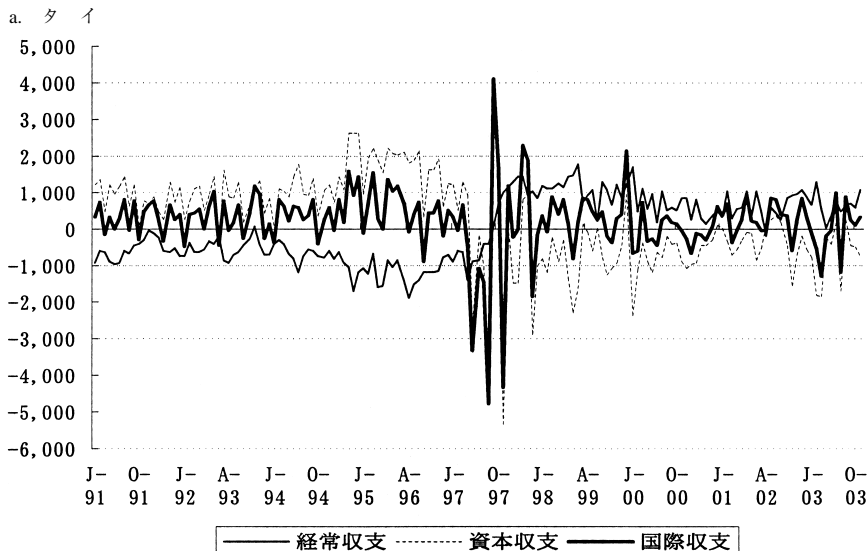
図5-1 東アジア各国の為替柔軟性指数の推移



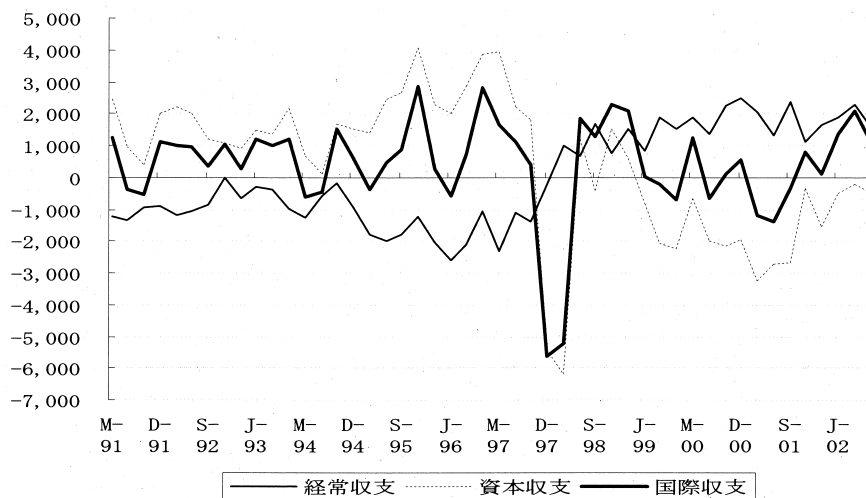


(注) 1. ERFI は Exchange Rate Flexibility Indices. KR : Korea, JP : Japan, TH : Thailand, ID : Indonesia を指す。2. a : 各年 1 月から 6 月, b : 各年 7 月から 12 月を指す。
(出所) IMF の “International Financial Statistics” から作成。

図 5-2 タイ、インドネシアの国際収支の推移



b. インドネシア



(注) タイは月ごと、インドネシアは4半期ごとである。
 (出所) 各国の中央銀行データベースから作成。