

第4章

通貨危機以前のマレーシアにおける金融・為替レート政策

梅 崎 創

はじめに

1990年代に頻発した通貨危機を契機として、新興市場諸国の為替レート制度に関する議論が非常に活発に展開されるようになってきている (Frankel [1999], Mussa et al. [2000], Williamson [2000] など)。金融政策のあり方についても、その信頼性を向上させるという観点を中心に、インフレーション・ターゲティングなどの金融政策ルールの是非が幅広く議論されている (Bernanke et al. [1999], Taylor ed. [1999], Blejer et al. eds. [2000] など)。また、金融・為替レート政策と不可分の関係にある国際資本移動に関する議論も活発化している (Eichengreen [2003], Fischer et al. [1998], Edwards ed. [2000] など)。

以上のような議論は、「開放経済のトリレンマ」⁽¹⁾と呼ばれる概念によって相互に関連づけることができる。一般にトリレンマとは三つの好ましい選択肢のうち、最大でも二つまでしか選択できない状況を指す。為替レートの安定化は多くの中央銀行にとって重要な政策課題と位置づけられている。中央銀行は自国の経済情勢に適合した自律的な金融政策を実施することを望むと考えられる。国際資本移動の自由化は資源の最適配分という観点から望ましいと考えられている。教科書的な世界では、この三つの好ましい選択肢のうち、どの二つを選択するか、ということが政策課題として取り上げられる⁽²⁾。しかし現実に採用される金融・為替レート政策はこのような三極解に近似

できるとはかぎらない。為替レートの安定化，国際資本移動の自由化を政策的に追求してきた多くの新興市場諸国では，「必ずしも教科書的な『独自の金融政策は放棄・為替レートの安定・自由な資本移動』が守られず，ペッグ制・為替バンド制のように，為替レートの変動を狭い範囲におさめて名目アンカーを得ると同時に，ある程度独自の国内金融政策を遂行する余地を中央銀行に残したい，との考え方を反映した運営が行われていたと考えられる」（藤木 [2000: 85-86]）。

冒頭に記したような議論は，マクロ経済の安定化に資する望ましい金融・為替レート政策のあり方という，とくに国際金融市場に急速に統合されてきた新興市場諸国にとってきわめて重要な政策課題を追究するものである。しかしこれは，各国固有の経済構造・状況などに大きく依存するものであり，唯一絶対の正解があるという類の問題ではない⁽³⁾。したがって，各国固有の条件に根差した事例研究を行うことがきわめて重要になる。本章はマレーシアを対象とした事例研究である。具体的には，開放経済のトリレンマを座標軸として，1998年9月の固定相場制導入以前のマレーシアにおける金融・為替レート政策のあり方を実証的に位置づけることを目的とする。

以下，第1節ではマレーシア中央銀行（Bank Negara Malaysia: BNM）が実施してきた金融政策を，その自律性に焦点を当てながら分析する。第2節では為替レート安定化，第3節では国際資本移動に関する政策のあり方を実証的に検討する。

第1節 金融政策

一般に中央銀行は，利用可能な情報に基づいて現状を判断し，将来の政策目標変数を望ましい方向に誘導するために金融調節を行う。利用可能な情報とは，例えば前月までの金融・経済統計である。そこでインフレの高進傾向が観察されると，緊縮的な金融政策を実施する。しかし，その金融調節の効

果が物価水準に反映されるまでには、通常、数カ月から十数カ月の時間を要する。このため、中央銀行は金融調節の効果が現れるまでの期間を考慮に入れたうえで、その時点での政策目標を達成するために、現時点で金融調節を行う、と想定するのが妥当であろう。

以下では、BNMが短期金利のみを政策手段として用いていると仮定して政策反応関数（Policy Reaction Function）を推計し、複数の政策目標を追求するためにどのように金融調節を行ってきたかを検討する。政策反応関数は、政策手段変数が政策目標変数で説明されるという政策ルールを規定するものである。したがって、政策反応関数の推定結果が、安定的であり、符号条件を満たしていれば、金融調節は一定のルールに基づいて、体系的（systematic）に実施されていると判断することができる。また、複数の政策目標——インフレ率、実質所得——を説明変数として導入することにより、BNMの政策スタンスを明らかにすることができる。さらに、海外要因と考えられる変数——為替レート、外国金利——を説明変数に加えることにより、BNMの金融政策の自律性を検証することができる。

1. モデル

ここでは、Clarida et al. [1997] [1998] に基づく Forward-Looking 型の政策反応関数を推計して、BNMの政策目標を検証する⁽⁴⁾。

中央銀行は、每期、名目金利の目標値（ i_t^* ）を設定するものと仮定される。基本モデルにおいては、(1)式で示されるように、この目標値は期待インフレ率および期待産出量に依存していると仮定される。この基本モデルは、名目金利を政策手段、インフレ率および産出量を政策目標とする設定であり、金融政策の自律性が確保されていることを前提としているといえる。

$$i_t^* = \bar{i} + \beta \left(E[\pi_{t+k} | \Omega_t] - \pi^* \right) + \gamma \left(E[y_{t+q} | \Omega_t] - y_t^* \right) \quad \dots(1)$$

ここで、 \bar{i} は名目金利の長期的な均衡水準、 π_{t+k} は t 期から $t+k$ 期までの

インフレ率, Ω_t は t 期において中央銀行が利用可能な情報集合, π^* は目標インフレ率, y_{t+q} は $t+q$ 期の産出量, y_t^* は t 期の潜在産出量, $E[\cdot]$ は合理的期待を表すオペレータである⁽⁵⁾。目標インフレ率は一定と仮定しているので, \bar{r} を実質金利の均衡水準とすると, $\bar{i} \equiv \bar{r} + \pi^*$ である。

一方で, 金融市場の混乱や急激な政策変更による市場からの信頼の喪失を避ける, 政策変更の合意形成には時間を要する, といった理由により, 中央銀行が目標金利を即座に実現することは困難であると考えられる。このため, (2)式のような部分調整過程を仮定する。

$$i_t = (1 - \rho)i_t^* + \rho i_{t-1} + v_t \quad \dots\dots(2)$$

v_t は独立かつ同一に分布する (independently and identically distributed: i.i.d.) 確率的誤差項である。前期の金利水準を始点として, 目標金利水準を実現する過程の調整速度が $(1 - \rho)$ で与えられている。一般に $\rho \in [0, 1]$ であり, ρ の値が大きいくほど, 調整速度が遅いということになる。調整速度は, (1)式で与えられる政策ルールがどの程度厳格に適用されているかを示す尺度であると解釈することもできる。すなわち, $\rho = 1$ という極端な場合, 今期の金利は, 目標水準と関係なく, 前期の金利によって決定されるということであり, (1)式で与えられる政策ルールは全く機能していないということになる。逆に, $\rho = 0$ の場合, 今期の金利は, 前期の金利水準とは関係なく, 目標水準に一致することになる。すなわち, 政策ルールが厳密に適用されているということが出来る。より一般的な $0 < \rho < 1$ の場合, 今期の金利は, 前期の金利および目標金利水準の両方の影響を受けるが, その影響の程度は ρ の値により規定される。 ρ の値が大きいく, 調整速度が遅いということは, 今期の金利が, 目標金利水準よりも, 前期の金利からの影響をより大きく受けるということである。この場合, 政策ルールはより柔軟に適用されていると判断することができる。

(1), (2)式を整理して(3)式を得る。

$$i_t = (1-\rho)\alpha + (1-\rho)\beta\pi_{t+k} + (1-\rho)\gamma x_{t+q} + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t \quad \dots\dots(3)$$

ここで、 $x_{t+q} \equiv y_{t+q} - y_{t+q}^*$ は $t+q$ 期における実際の産出量と潜在的産出量との乖離を示している。 ε_t はインフレ率の予測誤差、産出量の予測誤差、および v_t の線型結合であり、推計に用いる操作変数 ($u_t \in \Omega_t$) との間の直行条件を満たしている、すなわち、 $E[\varepsilon_t | u_t] = 0$ と仮定される。

また、 $\alpha \equiv \bar{r} - \beta\pi^*$ であり、前述の \bar{r} の定義式と合わせると、以下のように目標インフレ率を算出することができる。

$$\pi^* = \frac{\bar{r} - \alpha}{\beta - 1} \quad \dots\dots(4)$$

β の値は、インフレに対する中央銀行の姿勢を示している (Clarida et al. [1997: 5])。期待インフレ率がインフレ目標値を上回る状況では、中央銀行は金利を引き上げることにより、その沈静化を図ると考えられる。したがって、理論的な符号条件は $\beta > 0$ である。さらに、 $\beta > 1$ であれば、インフレ期待に対して、中央銀行は実質金利が低下しないように緊縮的な金融政策を採用する。このような政策ルールは、インフレ解消的 (fighting against inflation) であり、物価水準の安定化に重点を置いているといえる。一方、 $0 < \beta < 1$ であれば、インフレ期待に対して、中央銀行は名目金利を上昇させるものの、その増分が小さいため、実質金利の低下がもたらされることになる。このような政策ルールはインフレ適応的 (accommodating to inflation) であり、インフレ率と産出量との間の短期的トレード・オフを重視する姿勢であるといえる。

γ の値は、実物経済の短期的安定化に対する中央銀行の姿勢を示している。中央銀行が安定化を重視すると仮定すると、実質経済成長率が潜在成長率を上回る場合、金利引上げにより経済の沈静化を図ると考えられる⁽⁶⁾。この場合、理論的な符号条件は $\gamma > 0$ である。

しかし、マレーシアのような開放小国において、金融政策が完全に国内事情のみによって自律的に運営されると想定することはできない⁽⁷⁾。実際、

BNMの政策目標には為替レートの短期的変動の緩和も含まれている(第2節参照)。このような為替レート安定化に加えて、基本的に資本移動が自由であることから(第3節参照)、金利裁定を通じて、外国の金利がマレーシアの金利に影響すると考えられる。このため、(5)式で示される拡張モデルも併せて推計する。 z_t では、為替レートおよび外国金利を考慮する。

$$r_t = (1-\rho)\alpha + (1-\rho)\beta\pi_{t+n} + (1-\rho)\gamma x_t + (1-\rho)\delta z_t + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t \quad \dots(5)$$

例えば、 z_t に為替レートを導入する場合を考えてみよう。為替レートが長期的趨勢から乖離して減価する場合、中央銀行は金利を切り上げることにより、為替レートの安定化を図る。したがって、理論的な符号条件は、為替レートが直接表示されている場合には $\delta > 0$ であり、間接表示の場合には $\delta < 0$ である⁽⁸⁾。また、 $\delta = 0$ の場合は、金利変更による為替レートの安定化が行われていないことを意味している。

z_t に外国金利を導入する場合は、 δ の意味が異ってくる。ここでは、 δ の値は、政策ルールの一部というだけでなく、資本移動の程度を測る尺度であると解釈することも可能になる。 $\delta = 0$ の場合は、自国金利と外国金利との間に偏相関関係が存在しないということであり、金利裁定が働いていない、すなわち、国際資本移動が自由ではないと考えることができる。資本移動が可能であり、金利裁定が働く状況であれば、両金利は正の相関をもつため、理論的な符号条件は $\delta > 0$ である。さらに、 $\delta = 1$ の場合には、限界的な意味においては完全な金利裁定が働いている、すなわち完全な資本移動性があると解釈することができる。

このように、中央銀行の金融政策運営に影響を及ぼすと考えられる海外要因を追加することにより、金融政策の自律性を検証することができる。まず、基本モデルにおいて、国内要因が有意であった、すなわち、 $\beta > 0$ and/or $\gamma > 0$ であったとする。この場合、閉鎖経済を前提として、金融政策が一定のルールに基づいて実施されていると判断することができる⁽⁹⁾。ここで、海外要因として z_t を追加した場合に、その変数が有意であり、国内要因に基

づく政策ルールが無効化するのであれば ($\beta = \gamma = 0$)、その中央銀行が金融政策の自律性を喪失していると判断することができる。一方で、海外要因を追加してもなお国内要因も有意であるならば、金融政策の自律性は確保されているということになる。この場合において、海外要因が有意でないならば、当該国の金融政策は海外要因の影響を受けず、国内要因のみに基づく政策ルールによって決まっていると考えられる。国内要因と海外要因がいずれも有意である場合には、国内要因に基づく自律的な金融政策と海外要因に整合的な金融政策とが両立していると判断することができる¹⁰⁾。

2. 推計

前述のモデルは非線型であるので、OLS 推定量は一致性をもたない。このため、推計は一般化積率法 (Generalized Method of Moment: GMM) によって行う¹¹⁾。Clarida et al. [1997] に従って、操作変数には、定数項および各説明変数のラグ ($t-1 \sim t-6$, $t-9$, $t-12$) を採用する。例えば、基本モデルでは推計すべきパラメーターが4個しかない一方で、操作変数が25個あり、過剰識別ということになる。この点については Newey and West [1987] による J 検定を行う。

政策変数である名目金利は、クアラルンプール銀行間金利 (Kuala Lumpur Interbank Offered Rate: KLIBOR) の翌日物を用いている。インフレ率は CPI で計測し、産出量は鉱工業生産指数で代用する。以上のデータは、BNM, *Monthly Statistical Bulletin* (以下、BNM 統計月報) による。潜在産出量は、Hodrick-Prescott フィルターによって算出し、そこからの乖離率を用いる。為替レート変数としては、対米ドル名目為替レート、対米ドル実質為替レート、名目実効為替レート、実質実効為替レートを採用し、これらについても Hodrick-Prescott フィルターで算出した長期的趨勢からの乖離率を利用する。ただし、為替レートの表示方法が異なっている点に留意されたい。名目、実質為替レートでは、その数値が大きくなれば減価を意味する直接表示である

が、名目、実質実効為替レートはその逆の間接表示となっている。なお、為替レートのデータはIMFの *International Financial Statistics*, CD-ROMによる。外国金利は米国のフェデラル・ファンド金利を用いている。データの出所は連邦準備銀行のホームページ (<http://www.federalreserve.gov/>) である。

k および q は、BNM がどの程度の将来を見越して金融政策運営を行っているかを示している。本章では、Clarida et al. [1998] に倣い、 $k=3$ 、 $q=3$ 、とする⁽¹²⁾。推定期間は、中間目標として広義の貨幣供給 (M2, M3) を採用した時期から固定相場制導入以前まで、すなわち、1988年1月から1998年8月までとする⁽¹³⁾。

3. 推計結果

表1はGMM推計値から算出した構造パラメータを要約したものである。1期ラグを説明変数に含んでいることもあり、自由度修正済み決定係数はすべての定式化において0.8程度と、高い値を示している。J検定からは、推定式における過剰識別制約を棄却できないということが読み取れる。すなわち、GMM推定に用いた操作変数群 (u_t) が誤差項 (ε_t) と無相関であり ($E[\varepsilon_t | u_t] = 0$)、操作変数の選択が適切に行われたことを意味している。

まず、政策ルールの強度を測る尺度でもある調整パラメータ (ρ) から検討しよう。すべてのケースにおいて、 $0 < \hat{\rho} < 1$ であり、符号条件は満たしている。さらに、 $\rho=0$ 、 $\rho=1$ を Wald (χ^2) 検定した結果、すべてのケースにおいてきわめて高い有意水準で帰無仮説は棄却された。したがって、Clarida et al. [1997] が導入した部分調整過程は妥当な定式化であったといえる。パラメータ推計値は0.9前後となっており、部分調整過程の半減期は6～9カ月程度である。短期金利を政策手段として、その目標水準を達成するまでにはさらに長期間を要するということであり、調整速度という観点からは、推計値の値が高すぎるようにも思える⁽¹⁴⁾。一方、政策ルールをどの程度厳格に適用してきたのかという観点からは、それがかなり柔軟

表1 政策反応関数の推計結果

	α	β	γ	δ	ρ	π^*	R2A/J 検定
基本モデル	0.753	1.664	-0.057	-	0.889	3.010	0.796
	0.326	0.002	0.464	-	0.000		0.925
名目 為替レート	2.059	1.212	0.174	-0.092	0.921	3.267	0.794
	0.009	0.336	0.009	0.140	0.000		0.957
実質 為替レート	2.185	1.206	0.178	-0.101	0.922	2.760	0.794
	0.010	0.394	0.007	0.119	0.000		0.961
名目実効 為替レート	2.944	1.072	0.109	-0.335	0.899	-2.644	0.792
	0.001	0.763	0.085	0.002	0.000		0.987
実質実効 為替レート	1.966	1.351	0.046	-0.195	0.901	2.246	0.794
	0.002	0.038	0.431	0.014	0.000		0.982
米国 FF 金利	-3.465	1.703	0.249	0.917	0.928	8.846	0.794
	0.243	0.047	0.011	0.035	0.000		0.961

(注) 上段は構造パラメーターの推計値、下段は「各推計値がゼロである」という帰無仮説に対する Wald (χ^2) 検定の p 値を示している。ただし、 β に関しては $\beta=1$ を帰無仮説としている。最右列上段は自由度修正済み決定係数 (R2A)、下段は過剰識別に関する J 検定の p 値である。目標インフレ率 (π^*) の算出にあたって、 \bar{r} には、推計期間における事後的な実質金利の平均値、 $\bar{r}=2.536$ を用いた。

(出所) 筆者推計。

であったと解釈することができる。

基本モデルでは、インフレに対する BNM の姿勢を示すパラメーターの推計値は $\hat{\beta}=1.664$ であり、符号条件を満たしており、かつ有意に 1 と異なっている。一方で、 γ の推計値は符号条件を満たしておらず、ゼロと有意に異ならない。これだけで判断すると、BNM はインフレに対して強硬な姿勢をとる一方で、実物経済の安定化に対しては体系的なルールをもっていないといえることができる。基本モデルから算出される目標インフレ率は 3.01% である。推計期間における平均インフレ率は 3.45% (標準偏差=1.04) であることから、インフレ率に関する政策ルールはほぼ達成されてきたということ、あるいは、この定式化に大きな誤りがなく、現実的に妥当な目標インフレ率が算出されたといえることができる。

基本モデルに名目為替レート、実質為替レートを追加したケースでは、 δ の推計値が有意ではなく、また、符号条件も満たしていない。また、 β の推計値が小さくなり、有意に正ではあるものの、1とは異ならなくなっている。一方で、 γ の推計値は有意に正值をとっており、BNMが実物経済の安定化のために体系的な金融調節を実施していると読み取ることができる。目標インフレ率に関しては、基本モデルとほぼ同等の3%前後という結果である。

名目、実質実効為替レートを追加したケースでは、 δ の推計値は有意にゼロと異なり、また、符号条件も満たしている。 β の推計値は、いずれのケースでも基本モデルより小さくなり、名目実効為替レートの場合には有意に1と異ならず、実質実効為替レートの場合には有意に1を上回っている。一方、 γ の推計値は、ともに符号条件を満たしているものの、実質実効為替レートを追加した場合はゼロと有意に異なる。また、目標インフレ率は、名目実効為替レートの場合には、 $\hat{\pi}^* = -2.644$ と負値になり、実質実効為替レートの場合には $\hat{\pi}^* = 2.246$ となっている。

第2節で詳述するように、BNMが為替レートの短期的変動を緩和するために外国為替市場介入を行っていることは、公式にも発表されており、実際のデータからも裏付けられている。したがって、何らかの為替レート変数を政策反応関数に導入すること自体は高い妥当性を有していると考えられる。しかし、上述のように、対米ドル為替レートを追加した場合と、実効為替レートを追加した場合とでは、政策反応関数の推計結果が大きく異なっている。ここで、どの定式化がより確からしいのかを検討する必要がある。表2に示すように、プラザ合意以降（第3期）のリング・レートは、米ドルとの間に高い運動性を有しているが、一方で、日本円、独マルク、シンガポール・ドルとの運動性も概ね有意である。したがって、本節で用いている対米ドルの名目、実質為替レートでは、為替レート安定化に対するBNMの姿勢を十分に反映していない可能性がある。この意味では、通貨バスケットに基づく実効為替レートをを用いる政策反応関数の方が妥当であると考えられる。また、

基本モデルの推計結果と比較すると、実質実効為替レートを用いた場合は、 β が1より有意に大きい点、および γ が有意にゼロと異なる点において共通している。一方、名目実効為替レート、名目為替レート、実質為替レートと用いた場合は、両点において基本モデルの推計結果と異なっている。また、目標インフレ率については、負値となる名目実効為替レートの場合以外は、概ね妥当な結果が得られている。以上から総合的に判断すると、実質実効為替レートを用いた場合の推計結果が最も妥当なものであると考えられる。

最後に、基本モデルに米国フェデラル・ファンド金利を追加した場合を検討しよう。この場合は、 β 、 γ 、 δ のいずれも統計的に有意であり、かつ符号条件も満たしている。 β が1より有意に大きい点も併せて考慮すると、BNMは期待インフレに対して強硬な姿勢をとり、実質所得の安定化にも体系的に関与する一方で、外国金利の動向とも整合的な金融調節を行ってきたということになる¹⁵⁾。また、Wald(χ^2)検定によれば、 $\delta=1$ という帰無仮説は棄却されない($p=0.847$)。すなわち、限界的な意味において名目金利の裁定が機能しており、資本移動が自由であるということの意味している。ここでは、 $\hat{\rho}=0.928$ であり、調整速度が遅いということに留意する必要がある。政策ルールに基づく目標金利と米国フェデラル・ファンド金利はほぼ一対一で対応しているが、各期ごとに実現される金利は前期の水準に強く依存している。すなわち、金利裁定が随時成立しているわけではないということである。このように政策ルールが柔軟に適用されることにより、自律的な金融調節($\beta>0$ および $\gamma>0$)と、海外要因と整合的な金融調節($\delta>0$)との両立が可能になっていると解釈できる。

本節での分析は、以下のように要約することができる。第1に、BNMは一定の政策ルールに基づいて金融調節を行っていること、である。 β の推計値がいずれのケースにおいても有意に正であることから、BNMは少なくともインフレ期待を解消するように金融調節を行っているといえる。一方、実質所得の安定化に対するBNMの姿勢については、安定的な結果は得られ

なかった。第2に、政策ルールは柔軟に適用されている、ということである。これは、 ρ の推計値がいずれのケースにおいても0.9前後と、高い値を示していることから判断できる。第3に、BNMの金融調節は、インフレ率、実質所得といった国内要因だけでなく、為替レート、外国金利といった海外要因の影響も受けている。重要な点は、実質実効為替レート、米国フェデラル・ファンド金利を追加した際に、それらが統計的に有意であるだけでなく、期待インフレ率に係るパラメーター β も有意である、ということである。すなわち、基本的に自由な資本移動のもとで、為替レートの短期的変動を緩和するという姿勢と、インフレ期待の解消という国内的な金融政策目標を追求する姿勢とが両立しているということである。

第2節 為替レート政策

1. 為替レート制度の変遷

1957年の独立後しばらくの間は、マレーシアの通貨リング¹⁶⁾はイギリス・ポンドに固定されていた。1972年6月23日にイギリスが変動相場制を採用し、英国通貨圏 (Sterling Area) を解体したことを受けて、リングは米ドルに固定されることになった。翌1973年6月には変動相場制が導入されたが、1975年9月には主要貿易相手国通貨や国際決済に用いられる主要通貨に基づくバスケット・ベッグ制度に移行した。その後、1980年代前半までは、BNMの為替レート政策はリングの対シンガポール・ドル為替レートの安定に焦点が当てられていた。これは、当時まだ脆弱であったマレーシアの通貨に対する信頼を維持するために望ましいことであると考えられていた。その後、数次の投機攻撃を受けたことにより、1984年後半には、リングの為替レートは、対米ドル、対シンガポール・ドルともに、より自由な変動が許容されるようになった。したがって、これ以降のマレーシアの為替レート制度は、管理変動

表2 リングの対主要国通貨為替レートの変動性

為替レート制度	期間	米ドル	日本円	独マルク	英ポンド	シンガポール・ドル
変動相場制	73M06-75M08	0.034	0.048	0.026	0.034	0.011
バスケット・ペッグ制	75M09-84M10	0.053	0.089	0.117	0.142	0.037
管理変動相場制	84M11-97M06	0.037	0.221	0.172	0.123	0.155
変動相場制	97M07-98M08	0.142	0.108	0.141	0.145	0.093
固定相場制	98M09-02M10	0.000	0.074	n.a.	0.057	0.032

(注) 月末値 (IFS コードの AE) をもとに算出した変動係数 (=標準偏差/平均値)。データが利用可能な1981年1月以降については日次データによる算出も行ったが、結果はほぼ同じであった。

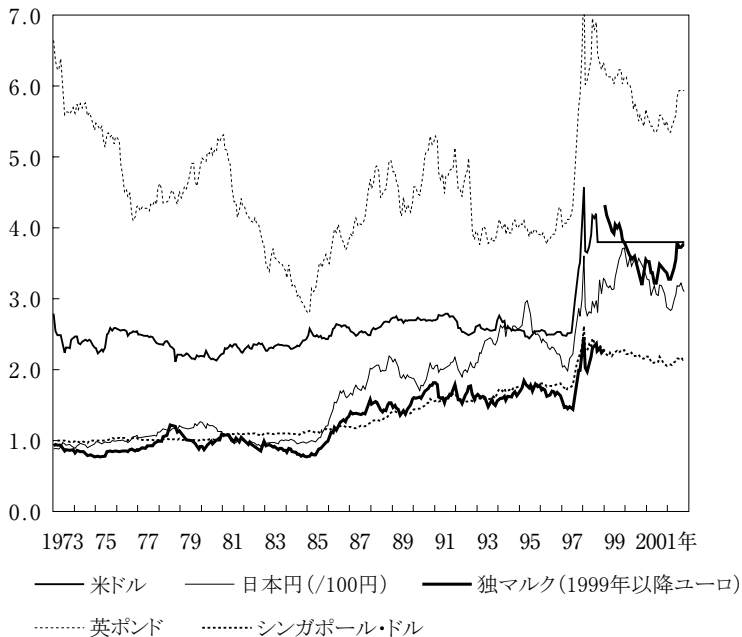
(出所) IMF, *International Financial Statistics*, CD-ROM.

相場制に分類することもできる。この管理変動相場制は、アジア危機が本格化し、BNM が外国為替市場介入をあきらめた1997年7月まで継続する。その後、1998年9月2日には1ドル=3.80リングのレートで、固定相場制が導入された⁽¹⁷⁾。

2. 対主要国通貨為替レートの推移

表2は、以上の為替レート制度の変遷にしたがって、リングの対主要国通貨為替レートの変動性 (volatility) を示したものである。ここから、以下の諸点を読み取れる。第1に、1980年代前半までの期間は、対シンガポール・ドル為替レートの変動性が最も低い。リングとシンガポール・ドルとの等価兌換保証は、公式には1973年5月8日に廃止されているが、実際にはその後もほぼ一対一の為替レートが持続している (図1)。したがって、1973年6月から1975年9月までの変動相場制、1980年代半ばまでのバスケット・ペッグ制は、実質的にはシンガポール・ドル・ペッグであったといえる。この政策は、シンガポールが1973年6月20日に導入したバスケット・ペッグ⁽¹⁸⁾を「輸入」することを意味している。その後、1980年代半ばに管理変動相場制に移行してからは、リングはシンガポール・ドルに対して徐々に減価して

図1 リンギの対主要国通貨為替レート（月末値）



(出所) IMF, *International Financial Statistics*, CD-ROM.

いき、それにもなって変動性も増大していく。第2に、1980年代半ばからアジア通貨危機までの管理変動相場制の期間には、対米ドル為替レート以外の変動性が増大している。この事実により、同期間のマレーシアの為替レート制度は事実上の米ドル・ペッグであったと指摘されることになる。この点は次節で詳細に検討したい。結論だけ先に述べると、対シンガポール・ドル為替レート安定化政策によるシンガポールのバスケット・ペッグ制度の「輸入」分を差し引いても、米ドルに対する連動性は上昇していることが明らかにされる。第3に、アジア危機に際して、市場介入による通貨防衛を放棄して変動相場制を採用した期間は、対米ドル・レートの変動性が急増する一方で、日本円、シンガポール・ドルとの間に、相対的に安定的な関係が生じている。これは、アジア危機が地域的な共通ショックであったことを示唆して

いる。第4に、固定相場制を採用してからは、対米ドル為替レートの変動性は当然なくなるが、他の通貨との為替レートの変動性も顕著に減少している。もちろんこれは米ドルの対各国通貨為替レートを「輸入」しているからにはほかならないが、マレーシアの貿易構造⁽¹⁹⁾を考慮すると、望ましい効果が実現しているといえる。

3. 外国為替市場介入の基準

本項では、バスケット・ペッグ制に移行した1975年9月から、変動相場制に移行するまで、すなわち、1997年6月までを対象として、BNMがどの通貨に、どの程度のウェイトを置いて為替レート安定化政策を実施してきたのかを検証する。

(1) モデル

予備推計として、Frankel and Wei [1994]の方法論に基づき、リングの為替レート変化率に、マレーシアの主要貿易相手国の通貨（米ドル、日本円、独マルク、シンガポール・ドル）の為替レート変化率を回帰させると、日本円、独マルクの係数が有意ではなかった。一方、シンガポール・ドルを説明変数から外して推計すると、水準の差はあるものの、日本円、独マルクともに有意になる。前述のように、少なくとも1980年代半ばまでのマレーシアの為替レート政策は対シンガポール・ドル・レートの安定化に重点が置かれており、この変数を外すことは正当化できない。では、日本円、独マルクとの為替レートの安定化に留意していなかったかといえ、そうではない。前述のように、シンガポール・ドルとの為替レートを安定化させることにより、米ドル、日本円、独マルクなどからなる通貨バスケットを基準とするシンガポールの為替レート政策を「輸入」していたと考えるべきである。以下、この議論の論拠を示すために、若干の分析を行う。

まず、マレーシア、シンガポール両国が以下のような非対称的な為替レ

ト政策を行っていたと想定する。すなわち、マレーシアは米ドルとシンガポール・ドルからなる通貨バスケット、シンガポールは米ドル、日本円、独マルクからなる通貨バスケットを基準として為替レート政策運営を行うというものである。

$$\Delta ML_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta US_t + \alpha_2 \Delta SG_t + \varepsilon_t^M \quad \dots\dots(6)$$

$$\Delta SG_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta US_t + \beta_2 \Delta JP_t + \beta_3 \Delta GR_t + \varepsilon_t^S \quad \dots\dots(7)$$

(6)式に(7)式を代入して整理することにより、次式を得る。

$$\Delta ML_t = \delta_0 + \delta_1 \Delta US_t + \delta_2 \Delta JP_t + \delta_3 \Delta GR_t + \delta_4 \varepsilon_t^S + \varepsilon_t^M \quad \dots\dots(8)$$

ここで、 $\delta_0 = \alpha_0 + \alpha_2 \beta_0$ 、 $\delta_1 = \alpha_1 + \alpha_2 \beta_1$ 、 $\delta_2 = \alpha_2 \beta_2$ 、 $\delta_3 = \alpha_2 \beta_3$ 、 $\delta_4 = \alpha_2$ である。また、 ε_t^S は、シンガポール・ドルの為替レートの変動のうち、(7)式の説明変数により説明できない部分、すなわち推計残差であり、通貨バスケット以外の要因によるシンガポール・ドルの変動がリングの為替レートに及ぼす影響、および他の為替レートの影響などが含まれている。

(6)、(7)式の定式化が正しければ、両式の推定結果から算出される理論上の δ_i と、(8)式を直接推計することにより得られる δ_i の推計値とが一致することになる。この点を検証することにより、(6)、(7)式による定式化の是非を問うことができる。また、 δ_i の推計値により、マレーシアの為替レート政策が、米ドル、日本円、独マルク、シンガポール・ドルに対してどのように運営されてきたのかを検証することができる。

なお、本項の分析では、先行研究に倣い、ニュメールとしてスイス・フランを用いている。データはすべて、IMFの *International Financial Statistics*, CD-ROM による。

(2) 推計結果

1975年9月から1997年6月までを対象として、(6)式を逐次最小二乗法で推計した結果、1978年11月と1985年8～9月に明確な構造変化が観察され

表3 推計結果

ΔML	全期間		第1期		第2期		第3期	
From	75M09		75M09		78M11		85M09	
To	97M06		78M10		85M07		97M06	
δ_0	0.001	0.001	0.002	0.001	0.000	0.000	0.001	0.001
	0.398	0.974	0.246	0.785	0.618	0.997	0.415	0.861
US: δ_1	0.758	0.779	0.425	0.451	0.711	0.700	0.845	0.875
	0.000	0.339	0.000	0.688	0.000	0.717	0.000	0.320
JP: δ_2	0.081	0.078	0.188	0.141	0.076	0.108	0.064	0.042
	0.001	0.884	0.003	0.422	0.020	0.330	0.078	0.545
GR: δ_3	0.171	0.080	0.418	0.439	0.041	0.023	0.194	0.049
	0.000	0.040	0.000	0.762	0.494	0.767	0.012	0.061
SG: δ_4	0.559	0.602	1.145	1.238	0.831	0.784	0.265	0.332
	0.000	0.550	0.000	0.694	0.000	0.664	0.011	0.517
R2A	0.904	0.446	0.909	0.974	0.943	0.936	0.903	0.481
DW	1.861		2.358		1.742		1.779	

(注) 各期間の左列は(8)式の推定結果(上段が推計値, 下段がp値)である。列の最下段は自由度修正済み決定係数(R2A)およびダービン・ワトソン比(DW)である。右列上段は(6), (7)式の推定値から算出した理論値, 下段は「この理論値と(8)式の推定値が等しい」という帰無仮説に対するWald-F検定の結果をp値で示したものである。右列最下段は, 定数項を含む五つのパラメータすべてを対象とした結合帰無仮説のWald-F検定結果(p値)である。p値はNewey-Westの分散に基づいて算出。

(出所) IMF, *International Financial Statistics*, CD-ROMの月末値に基づき, 筆者算出。

た。(7)式でも, (6)式ほど明確ではないが, 同じ時点での構造変化が観察された²⁰⁾。このため, 以下では, 全期間(1975年9月~1997年6月), 第1期(1975年9月~1978年10月), 第2期(1978年11月~1985年7月), 第3期(1985年9月~1997年6月)に分けて分析を進める。

表3は主要な結果をまとめたものである²¹⁾。まず, (6), (7)式の定式化に關しては, 概ね良好な結果が出ている。「(8)式の推計値(左列)と, (6), (7)式の推定結果から算出した理論値(右列)が等しい」とする帰無仮説に対するWald検定を行ったところ, 独マルクの全期間(p=0.040), 第3期(0.061)を

除けば、帰無仮説を棄却することはできないという結果を得た。また、五つのパラメータすべてを対象とした検定では、すべての期間において帰無仮説は棄却できない。以上の検定結果は、(6)、(7)式による定式化の妥当性を示す一証左と考えることができる。

次に個別のパラメータをみていこう。米ドルにかかるウェイトは、マレーシアが直接反応する部分と、シンガポール・ドル経由で間接的に反応する部分とに分けることができる。例えば、全期間を対象とした推定結果から、 $\hat{\delta}_1 = 0.758$ が得られているが、これは直接影響部分 $\hat{\alpha}_1 = 0.360$ ($p=0.001$) と間接影響部分 $\hat{\alpha}_2 \hat{\beta}_1 = 0.602 \times 0.696 = 0.419$ とに分けることができる²²⁾。同様に、米ドルの変化率からの直接影響部分は、第1期は -0.147 (同0.117)、第2期は 0.174 (同0.013)、第3期は 0.628 (同0.000) となっている。モデルの定式化上、日本円、独マルクの影響はすべてシンガポール・ドル経由で入ってくることになる。シンガポール・ドルのウェイトは $\hat{\delta}_4$ で与えられている。

この分析から、マレーシアの為替レート政策運営について、以下の点を指摘することができる。第1は、マレーシアがバスケット・ベッグを採用した1975年9月以降、少なくとも1985年7月までは、BNMが米ドルよりもシンガポール・ドルに大きなウェイトを置いていたことである。間接的な影響を含めても同じことがいえる。間接的影響を含む米ドルのウェイトは第1期、第2期それぞれ、 0.425 、 0.711 であったのに対し、シンガポール・ドルのウェイトは 1.145 、 0.831 となっている。しかし、1980年代半ば以降は、シンガポール・ドルのウェイトが 0.265 にまで急減したのに対し、米ドルのウェイトは 0.845 にまで拡大している。直接的影響に限っても、 0.628 と、シンガポール・ドルのウェイトを大きく凌いでいる。この結果は、アジア危機以前のマレーシアの為替レート政策が事実上の米ドル・ベッグであったとする一般的な見解を追認するものである。第2は、直接的には考慮していないとしても、日本円と独マルクの変動が、BNMの為替レート政策運営に影響していることである。日本円の実上のウェイトは、第1期から第3期にかけて、 0.188 、 0.076 、 0.064 へと低下している。(7)式の推定結果によれば、シンガポ

ールの通貨バスケットにおける日本円のウェイトは、0.114, 0.137, 0.128となっており、大きな変更はみられない。したがって、マレーシアの事実上の通貨バスケットにおける日本円のウェイトの低下は、シンガポール・ドルのウェイトの低下によるものであるということが出来る。独マルクについては、0.418, 0.041²³, 0.194と変動している。

4. 外国為替市場介入の強度

前項では、BNM がどのように外国為替市場介入を行ってきたかを検証した。本項では、その介入の強度に焦点をあてる。介入の強度に関しては、表3に示した推計結果の修正済み決定係数からも一定の情報を得ることが出来る。表3によれば、すべての期間において決定係数は0.9を超えていることから、外国為替市場介入がかなり「強い」ものであったと推察することは出来る。しかし、他国との、あるいは時系列的な比較に基づかなければ、本質的な解釈はできない。

熊倉 [2003] は、Frankel and Wei [1994] の定式化に基づき、アジア諸国の為替レートを米ドル、日本円、独マルクに回帰した結果を示している²⁴。基準通貨をスイス・フランとし、月次データを用いた場合、マレーシアの決定係数は0.896であり、インドネシアの0.985、タイの0.976、シンガポールの0.950、韓国の0.933よりは低く、台湾と同程度、フィリピンの0.795よりは高い水準になっている²⁵。したがって、アジア危機の影響を大きく受けたタイ、インドネシア、韓国よりは外国為替市場介入の強度は低かったと考えられる。

(1) 分析方法

ここでは、Hausmann et al. [2001] [2002] が提示した三つの指標（以下、Hausmann 指標と総称する）を算出することにより、BNM の外国為替市場介入の強度を測定する。

第1は、貨幣供給 ($M2$) に対する外貨準備 (RES) の比率 ($RES/M2$) である。

完全な変動相場制を採用している国では通貨価値を安定化するための市場介入の必要がないので、この指標は相対的に小さくなると考えられる。逆に、外国為替市場介入を行っている、あるいは行う意思がある国では、この指標は相対的に大きくなると考えられる。

第2は、外貨準備の変動性に対する為替レートの変動性の比率 (*RVER*) である。

$$RVER = \frac{\sigma(DEP)}{\sigma(RES/M2)} \quad \dots\dots(9)$$

ここで $\sigma(\cdot)$ は標準偏差を表すオペレータ、*DEP*は為替レートの減価率である。為替レートの変動が分母の変数に及ぼす影響を排除するため、Hausmann et al. [2001]は、*M2*の分析対象期間内の平均値 ($\overline{M2}$) を用いている。完全な変動相場制のもとでは外貨準備の変動性が小さいため、*RVER*は大きな値を取ると考えられる。逆に、外国為替市場介入が積極的に行われる場合には、為替レートの変動性が小さくなり、*RVER*も小さな値になると考えられる。すなわち、*RVER*は、外国為替市場への介入を通じた為替レート安定化政策の強度を示す指標であり、その値が小さいほど介入の度合いが強いということの意味している。

第3は、短期金利 (*i*) の変動性に対する為替レートの変動性の比率 (*RVEI*) である。

$$RVEI = \frac{\sigma(DEP)}{\sigma(i)} \quad \dots\dots(10)$$

外国為替市場における通貨の売買以外に、中央銀行は金融政策の緊縮／緩和を通じて為替レートの安定化を図ることができる。*RVEI*はこのような介入を把握するための指標である。金利操作を通じた為替レート安定化を活発に行う場合には、*RVEI*は小さな値を取ると考えられる。したがって、*RVEI*は狭義の金融政策——国内金利の調節——を通じた為替レート安定化政策の強度を示す指標であり、その値が小さいほど介入の度合いが強いということ

表4 外国為替市場介入の強度の国際比較

グループ	数	RES/M2	RVER	RVEI
G3	3	0.06	12.82	150.51
その他先進国	9	0.15	2.66	26.92
新興市場諸国	15	0.38	1.26	11.23
その他途上国	11	0.32	0.76	9.96
平均	38	0.27	2.35	25.58

(出所) Hausmann et al. [2001] の Table.1, pp.392-393より抜粋。

を意味している。

Hausmann et al. [2001] は38カ国²⁶⁾、アジア危機後の1～2年間を対象として、以上の指標を算出している。表4から判断すると、外国為替市場介入の強度は、その他途上国、新興市場諸国、その他先進国、G3諸国(米国、日本、ドイツ)の順になっている。この結果は直観的な理解とも合致しているといえよう。

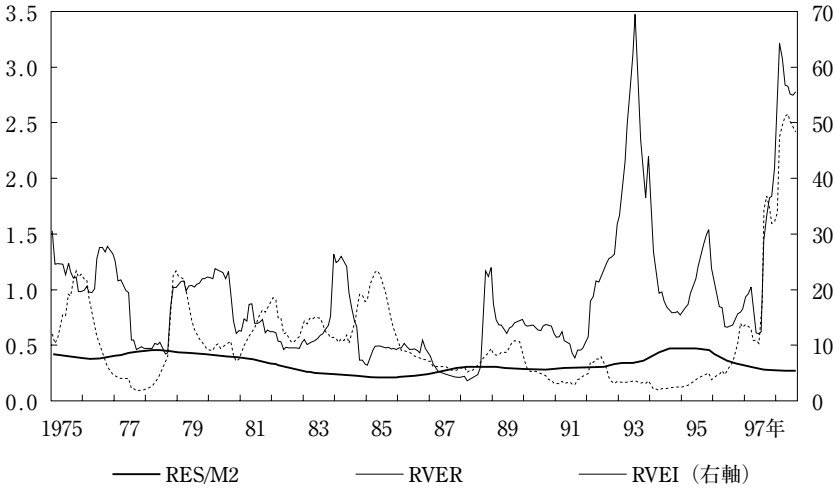
以下では、マレーシアを対象として、Hausmann指標を時系列的に算出する。表4の数値は、算出結果を解釈する際の参考に用いる²⁷⁾。為替レートについては対米ドル名目為替レート²⁸⁾、短期金利についてはここでも翌日物KLIBORを用いる。対象期間は、1975年1月～1998年8月とする。

(2) 算出結果

図2はHausmann指標の算出結果を示したものである。各変数は、図の横軸に示された時点を終点とする24カ月間を対象としている。

RES/M2は0.209～0.477の間を安定的に推移しており、全期間の平均値は0.336である。この水準は、G3、その他先進国よりは高く、新興市場諸国、その他途上国の平均とほぼ同水準である。1980年代後半から1990年代半ばまで、マレーシアのRVERは0.5以下と、低い水準を示してきた。表4の新興市場諸国の平均値(1.26)を大きく下回り、その他途上国(0.76)よりも低い値である。これは、BNMが積極的に外国為替市場に介入することにより、

図2 Hausmann 指数の推移



(出所) 筆者算出。原データはBNM統計月報、各号。

為替レートの安定化を実現してきたことを示している。しかし、1996年後半以降、*RVER*は上昇し、その他先進国の平均値(2.66)に匹敵する水準になっている。1990年代前半の資本流入期と後半のアジア危機の時期を除けば、*RVEI*は新興市場諸国の平均値(11.23)前後の値となっている。1990年代前半の*RVEI*の上昇は、金利が高位安定する一方で²⁹⁾、資本流入により為替レートが増価し、その変動性が上昇したことによる。アジア危機が始まる前後は、外国為替市場介入、高金利政策による通貨防衛も図られたが、為替レートの変動性が急激に高まったため、*RVER*、*RVEI*のいずれも高い数値を記録している。実際、1997年7月14日にはBNMが通貨防衛を放棄したため、事実上、変動相場制が導入されたことになる。図2にみられる*RVER*、*RVEI*の推移は、この事実を反映している。

ここでの分析を整理すると以下のようになる。第1に、BNMは積極的に外国為替市場に介入し、為替レートの安定化を図ってきたことである。これは、為替レートの短期的変動の緩和をBNMが追求してきた事実、表3の決

定係数からの判断とも整合的である。第2に、金利調節を通じた為替レート安定化は、他の新興市場諸国と同程度実施されてきたということである。第3に、外貨準備についても、先進国よりは相対的に多く保有しており、他の途上国と同程度の水準を保ってきたことである。以上から、マレーシアにおいても、Calvo and Reinhart [2000] による“Fear of Floating”ないし“Floating with a Life-Jacket”という表現が当てはまるということになる。すなわち、一定の為替レートの変動は許容するが、その限度を超える変動に対しては常に安定化介入を行い (*RVER*, *RVEI*)、その備えも確保しておく (*RES/M2*)、という姿勢である。

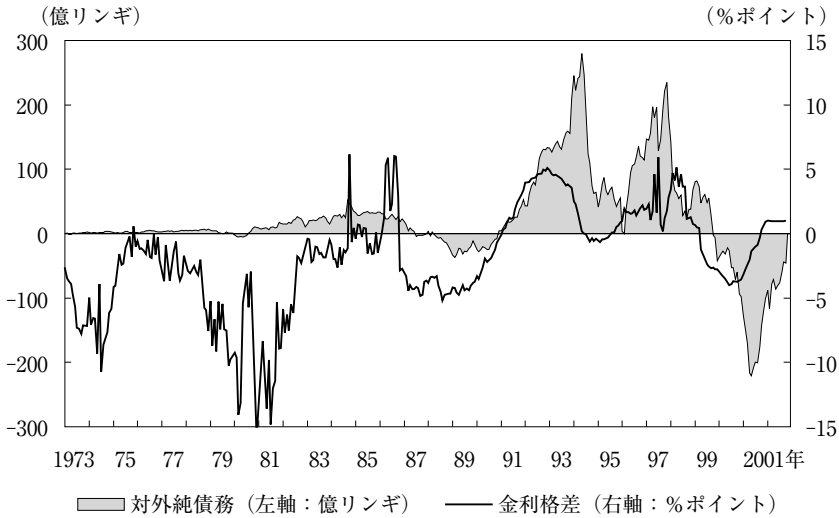
第3節 国際資本移動

1. 国際資本移動と金融政策

独立後も英国通貨圏の一員であったという歴史的背景により、マレーシアの資本取引、外国為替取引は非常に開放的であった。マレーシアは1968年にはIMF8条国に移行しており、経常取引に関わる外国為替取引は完全に自由化されている。イギリスによる一方的な英国通貨圏の解体（1972年6月23日）を受けて、マレーシアは1973年5月8日、それまで英国通貨圏に限定されていた資本勘定取引の自由を、他の諸国との取引にも認めた。この措置により、マレーシアの国際資本取引に関する開放性は一段と高まった³⁰⁾。1986年の投資奨励法以降、海外直接投資を積極的に受け入れることで高度経済成長を実現してきたことから明らかなように、長期資本の移動に関してはとくに開放的であったといえる。一方で、短期資本の移動に関しては、必要に応じてさまざまな規制が課されてきている。以下本節では、この点について事実関係を整理しておこう。

図3は、金利格差と商業銀行の対外純債務残高を図示したものである。金

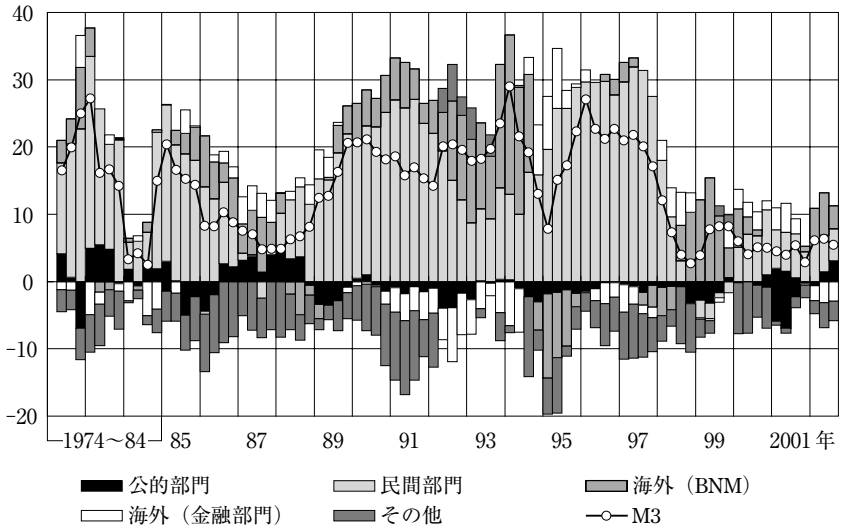
図3 金利格差と国際資本移動



(出所) BNM 統計月報, 各号。

利格差は、翌日物 KLIBOR から米国フェデラル・ファンド金利を差し引いたものである³¹⁾。商業銀行の対外純債務残高は、国際的な資本移動を示す代理変数として用いている³²⁾。対外純債務の増加は資本流入、減少は資本流出の結果である。この図から以下の諸点を読み取ることができる。1970年代はほぼ一貫して翌日物 KLIBOR がフェデラル・ファンド金利を大きく下回っているにもかかわらず、資本の移動は限定的である。1981年半ば以降、金利格差が縮小を始めると、少しずつではあるが金利格差の推移と商業銀行の対外純債務（資本流入）の正の相関が明らかになってくる。1980年代後半以降は資本の流出入の規模が大幅に拡大し、この相関関係がより明確に観察されるようになる。この変化は、マレーシアが同時期に国際金融市場へと実質的に統合されていったことを示唆していると思われる。もちろん、金利格差だけが資本移動を引き起こしているわけではない。例えば1991年以降の大規模な資本流入は、リングが過小評価されているという認識に基づく増価観測があったこと、国際資本市場における資金の流れが先進国からより高い収益率

図4 M3変動の要因分解（前年同期比変化率）



(注) 1973~84年までは年次データ。1985年以降は四半期データ。

(出所) BNM 統計月報, 各号。

が期待される新興市場諸国へとシフトしていたことも影響している (BNM [1999: 289])³³。このような大量の資本移動は国内経済の不安定要因ともなり、時宜に応じてさまざまな規制が課されることになる。

図4は、広義の貨幣供給 (M3) の変動を、信用配分の側面から要因分解したものである。国内信用要因は、公的部門に対するものと民間部門に対するものに、対外資産要因はBNMの外貨準備の増減と銀行部門の対外純資産とに、それぞれ分解されている³⁴。1980年代半ばの不況期、主として民間部門への信用供与が減速したことによりM3の伸び率は10%を下回る水準にまで低下している。その後、マレーシア経済が高度成長期に入る1988年から1991年までは国内信用が急速に拡大し、M3の増加を引き起こしている。一方で、1991年ごろからは短期資本の流入により、銀行部門の対外純資産が減少しはじめている。

海外からの資本流入は、銀行部門のバランスシートでは、資産の減少ある

いは負債の増加として計上される。また、この資本流入は外国為替市場におけるリングの増価圧力を生む。ここで、為替レート安定化のためにBNMが外貨買い介入を行うと、BNMの資産には銀行部門から購入した外国通貨が組み込まれ、負債項目として銀行部門の準備預金が増加する。一方、銀行部門の資産勘定では、売却した外国通貨相当額だけBNMに預託する準備預金が増加する。準備預金はベースマネーの構成要素であるので、準備預金の増分に貨幣乗数を乗じた分だけ貨幣供給が増加する。以上の経路による貨幣供給の増加を避けるためには、BNMは準備預金の増分と同じ金額の大蔵省証券（Treasury Bills: TBs）を銀行部門に売却するという不胎化介入を行わなければならない。この不胎化介入の結果、BNMの資産の一部であるTBsは減少し、負債である銀行部門の準備預金も減少する。一方、銀行部門はTBsの保有を増やし、資産の一部である準備預金を減少させる。このように、不胎化介入が十分に行われると、資本流入が貨幣供給の増加をもたらす経路を遮断することができる。

しかし、不胎化介入の程度は、BNMの公債³⁵保有残高に制約される。実際にBNMは1991年から1993年にかけて大規模な不胎化介入を行っており、その結果、BNMが保有する公債残高は、1990年末の26億8120万リングから、1991年末には16億1100万リング、1992年末には5億6080万リング、1993年末には4億5440万リングへと急激に減少した。このようにBNMの公債保有残高が急減する一方で、1993年にはマレーシアの財政収支は黒字に転じており、公債発行残高も頭打ちになっていた。BNMはこのような状況に際して、1989年来発行していなかった中銀債（Bank Negara Bills: BNBs）を1993年1年間で71億6090万リングと大量に発行することで対応し、不胎化介入を継続した³⁶。

この不胎化介入が奏功し、M3の増加率は20%前後に抑えられてきたが、1993年第4四半期に入るとさらに大量の資本が流入してきた（図3）。これに対して、BNMでは資本流入を抑制するために、外国為替市場への買い介入を弱めて、為替レートの増価を許容するという対応も検討された。しかし、

短期資本の流出入に対応するための為替レート調整はオーバーシュートリングなどをもたらす危険性があると判断され、結局は見送られた (BNM [1999: 289])。その代わりに BNM は、外国為替規制を導入するという直接的な手段で資本流入を抑制するという政策をとった。

2. 選択的外国為替規制

アジア危機に際して、1998年9月にマレーシア政府が導入した選択的外国為替規制は世界的な関心を集めることとなった。また、1993～94年の資本流入期には1998年とは逆に、短期資本の流入規制が実施されている。以下、この点を中心に、マレーシアの外国為替規制の変遷を整理しておこう。

前述のように、1990年代初頭からの資本流入に対して、BNM は不胎化措置を伴う外国為替市場介入によって、為替レートの安定と貨幣供給の安定を保つよう取り組んできた。しかし、1993年末にはさらに大量の資本が流入し、貨幣供給の増加率が上昇しはじめた。このような状況下、BNM は短期資本の流入を規制する以下のような措置を導入した³⁷⁾。(1)1994年1月16～31日を基準期間として、法定準備および流動性準備の算出基準となる基礎負債残高を拡大し、海外からの資本流入をすべて含めることにした。この措置により、法定準備率、流動性比率を変更しなくても、資本流入の一定割合が準備金として金融機関に保有されることになり、資本流入による貨幣供給の増加を抑制することができる。(2)1994年1月17日付で、貿易・直接投資に関連しない対外債務に上限が課された (この上限は1995年1月20日付で解除される)。(3)1994年1月24日付で、BNM が金融市場操作に用いる TBs などの短期金融商品の非居住者への売却に制限が課された。また、翌月には、満期まで1年以下の社債についても同様の制限が設定された (1994年8月24日に解除)。(4)1994年2月2日付で、商業銀行は、海外の金融機関が保有するリング建て資金を無利子のポストロ勘定に置くこととされた (1998年9月3日に解除)。(5)1994年2月23日付で、商業銀行による通貨スワップおよびアウトライト先物

のビッド・サイドでの取引が禁止された（1994年8月16日に解除）。

1994年第3四半期には資本の流れは出超に転じ、金融機関の対外資産は増加しはじめた。そして資本流入期と逆の経路により、貨幣供給の伸び率が低下していく。1994年第1四半期に前年同期比29.0%増の最高値を記録した後、M3の増加率は1995年第1四半期の7.8%にまで急激に低下した（図4）。これを受けて、1994年に導入された資本流入規制は徐々に解除されていく。

しかし、1995年第2四半期以降、M3増加率は再び上昇し始める。この時期の上昇は、1990年代前半のときとは異なり、主として国内信用の増加によるものであり、対外資産要因の影響は限定的である。その後、アジア危機が始まると、急激な信用収縮が起これ、M3増加率は急速に低下していく。

1997年6月にはすでに証券投資の流出が始まり、7月にタイ・バーツが暴落すると、リングに対しても投機攻撃が展開されるようになった。1998年4月にはシンガポールなどのオフショア市場でのリング預金金利が30%を超えるようになっており、マレーシア国内からの資本流出圧力は増大していった。しかし、マレーシア経済はすでに不況期に入っていたうえ、すでに11%にまで上昇していた金利をさらに上げて資本流出を抑制するのは困難な状況にあった。

1998年9月1日、マレーシアは再び選択的外国為替規制を導入し、今回は資本流出を規制することになった³⁸。主な内容は、(1)非居住者間のリング建て資本取引を禁止、(2)マレーシアに流入後、1年未満の資金の流出を禁止、(3)1000リング以上のリング資金の輸出入を禁止、(4)居住者による1万リング以上の外貨持ち出しを禁止、(5)居住者による1万ドル以上の海外投資を禁止、といったものであった。一方で、BNMは経常取引、利潤・利子・配当などの送金、直接投資に関しては、規制対象外であることを繰り返し内外に広報した。また、翌2日には、1米ドル=3.80リングのレートで、固定相場制が導入された。

短期資本の流出規制に関しては、1999年2月15日に段階的な送金課税方式に変更された。これは、資本流出圧力が緩和されてきたことに加え、1998年

9月1日以前に流入していた短期資本がすべて1999年9月1日に流出規制対象外となることからその時点で大規模な資本逃避が生じるのではという懸念があったため、規制を徐々に緩和していった方が望ましいと判断されたからである。結局、その懸念は杞憂に終わった。さらに、同年9月21日には送金課税が一律10%へと再変更され、2001年5月2日にはこの送金課税も撤廃された。

3. 資本規制の有効性

以上のように、マレーシアは1990年代に流入規制と流出規制の両方の資本規制を経験している。資本規制に批判的な見解は、まず、資本規制により生じる資源配分の歪みをその論拠とする。一方では、現代の密接な国際経済関係を考慮すると、さまざまな迂回経路が考えられるため、資本の流れを有効に規制することができない、という見解もある (Edwards [1999])。この第2の見解に対して Athukorala [2001b: 270-271] は「1997年12月、マレーシアの実質金利は米国より1.85%高く、シンガポールより0.61%高かった。この金利格差は1998年2月にはそれぞれ2.56%、1.69%にまで広がった。しかし、この傾向は新しいレジーム (= 資本流出規制—引用者) のもとで逆転した。米国との実質金利格差は1998年9月には負値に転じ、1999年初頭にはマイナス2.31%になった。シンガポールとの格差は、シンガポールで金利が上昇した1998年6月末には負値に転じている」として、マレーシアの資本流出規制が有効であったと主張している。

以下ではアンカパーの金利平価 (Uncovered Interest Parity: UIP) が成立しているかどうかを分析することにより、1990年代のマレーシアで実施された流入規制と流出規制の効果を検証する。

リスク・プレミアムは次のように定義される。

$$RP_t = i_t - i_t^* - \frac{S_{t+1}^e - S_t}{S_t} \quad \dots\dots(11)$$

ここで、 i_t は t 期の翌日物 KLIBOR、 i_t^* は米国フェデラル・ファンド金利、 s_t はリングの対米ドル為替レート（数値の上昇が減価を意味する）、 $s_{t+1|t}^e$ は t 期における次期の期待為替レートである。右辺第 3 項はリングの対米ドル為替レートの期待切り下げ率である。算出にあたっては、完全予見（perfect foresight）を仮定し、期待変数についてはすべて次期の実績値を用いた。また、起こりうる金利裁定の速度を考慮して、すべての変数を月次ベースに変換してリスク・プレミアムを算出し、その後、年次ベースに再変換している。

以上のように算出したリスク・プレミアムを、一定の期間で区切り、各期間の平均値をとったうえで統計的に検証する。対象としたのは、変動相場制導入以降の全期間（1973年7月～2002年10月）、高度成長期（1999年1月～1996年12月）、アジア危機期（1997年7月～1998年8月）、資本流入規制期（1994年1月～1995年1月）、資本流出規制期（1998年9月～2001年4月）の5期間である。表5には、各期間のリスク・プレミアムの平均値、標準偏差、「平均値がゼロと有意に異なる」という帰無仮説に対する t 検定の t 値、および p 値（片側検定）を示している。リスク・プレミアムがゼロと異なるということとは、資本移動が自由であったことの一証左である。逆に、リスク・プレミアムが有意にゼロと異なる場合には、資本規制やカントリー・リスクなどの要因が働いていると考えられる⁹⁹。

表5から、全期間、高度成長期、危機期では、リスク・プレミアムの平均値そのものには大きなばらつきがあるものの、いずれも統計的にはゼロと異なるということが読み取れる。これは、マレーシアにおいて、資本移動が原則自由であったことを示している。アジア危機の最中、高金利政策による通貨防衛を測っていた時期にも、資本の移動が基本的に自由であったため、リスク・プレミアムはゼロから有意に乖離することがなかったということである。

一方、資本規制を敷いていた期間だけを対象とすると、結果は異なってくる。資本流入規制は、為替レートの安定を保ちながら、緊縮的な金融政策を実施するために導入されたものである。具体的には、この規制により国際金

表5 リスク・プレミアム

	全期間	経済情勢		資本規制	
		高度成長	危機	流入規制	流出規制
From	73M07	88M01	97M07	94M01	98M09
To	02M10	96M12	98M08	95M01	01M04
平均	0.67	1.42	36.25	9.22	-2.02
標準偏差	47.71	15.53	229.13	20.46	1.64
t 値	0.26	0.95	0.59	1.62	-6.95
p 値	0.40	0.17	0.28	0.07	0.00

(出所) 筆者算出。原データは、BNM 統計月報、各号、および連邦準備銀行ホームページ (<http://www.federalreserve.gov/>) による。

融市場からマレーシアの金融市場を分断することで、海外金利より高い国内金利を維持することを第一義的な目的としている。流入規制期のリスク・プレミアムの平均値は9.22ポイントと、符号条件を満たしており、この値は7%水準でゼロと有意に異なっている。逆に、資本流出規制期はリスク・デイスカウントが期待される。平均値はマイナス2.02であり、この値はきわめて高い有意水準でゼロと異なっている。

非常に簡単な分析ではあるが、以上の結果、1990年代にマレーシアが導入した資本流入規制、流出規制はともに所期の効果を上げていたと結論することができる。また、ここで示したような方法で資本規制の有効性を検証した背景には、資本移動規制がない時期であっても、(11)式で定義されるリスク・プレミアムが常にゼロであるわけではなく、常に変動しているという事実がある。すなわち、金利裁定が随時成立しているわけではないということである。

おわりに

本章では、開放経済のトリレンマに基づいて、通貨危機以前のマレーシア

における金融・為替レート政策のあり方を実証的に特徴づけることを目的として、金融政策、為替レート政策、および国際資本移動に関わる政策を個別に分析してきた。ここでは、本章における分析結果を要約することで、本章の結びに変える。

第1節では Clarida et al. [1997] による Forward-Looking 型の政策反応関数を推計することにより、BNM がどのように金融調節を行ってきたのかを分析した。その結果、(1)BNM は一定の政策ルールに基づいて金融調節を行っていること、(2)政策ルールが柔軟に適用されていること、(3)BNM の金融調節は、インフレ率、実質所得といった国内要因だけでなく、為替レート、外国金利といった海外要因の影響も受けていること、すなわち、基本的に自由な資本移動のもとで、為替レートの短期的変動を緩和するという姿勢と、インフレ期待の解消という国内的な金融政策目標を追求する姿勢とが両立しているということ、が明らかになった。

開放経済のトリレンマによれば、自由な国際資本移動のもとでは、自律的な金融政策運営——具体的には、必要に応じて国内金利を海外金利と乖離した水準に誘導・維持すること——と為替レートの安定化を両立することはできない。また、「複数の政策目標を達成しようとする場合、独立な政策手段の数が独立な政策目標の数に等しくなければならない」とするティンバーゲンの定理によっても、金利のみを政策手段として用いて、自律的な金融政策と、海外要因に整合的な金融政策とを両立させることは不可能であると考えられる。しかし、上記分析結果は明らかにこれらの命題から逸脱している。以下、このような齟齬が生じた理由を検討しよう。

前述のように、トリレンマの基礎となる考え方は、完全な資本移動性を仮定したマンデル・フレミング・モデルにまで遡る。ここで、完全な資本移動性とは、瞬時に金利裁定が働くことを示唆している。したがって、固定相場制をもつ小国の場合は、その国内金利が外国金利に瞬時に収束するため、自律的な金融政策が無効化することになる。マレーシアの場合、一時的な資本規制を除けば、国際資本移動を阻害する制度的要因は少なかったといえるが、

皆無ではない（第3節参照）。また、金融資産の不完全代替性、情報の不完全性、取引費用の存在などにより、金利裁定が随時成立するわけではない点にも留意する必要がある⁽⁴⁰⁾。

また、BNMの公式見解は、1998年9月の固定相場制導入以前、「BNMの外国為替市場介入は為替レートの日々の変動を緩和することのみを目的として行われており、その背後にあるトレンドに影響を及ぼすことではなかった」（BNM [1999: 270]）というものである。実際、第2節で示したように、マレーシアの為替レートは、主要貿易相手国の通貨との間に高い連動性を有するものの、完全に固定されていたわけではない⁽⁴¹⁾。

外国為替市場介入に際して不胎化措置が講じられてきたことも、自律的な金融政策運営と為替レートの安定化を両立させた要因のひとつである（第3節参照）。例えば、Seng [1999] は、1990年代半ばの資本流入期において、BNMの不胎化介入が、名目、実質為替レート的大幅な増価を防ぐのに有効であったと指摘している。Takagi and Esaka [2001] は、危機前のアジア諸国において、海外純資産と貨幣供給との間に因果関係がみられない、すなわち、不胎化介入が有効であったことを示している。また、Fry [1995] も、不胎化介入により、アジア太平洋諸国が自律的な金融政策と為替レートの安定化とを両立させてきたことを明らかにしている⁽⁴²⁾。木村・種村 [2000] は、一般に中央銀行が為替レートの安定化を目的として金融政策を実施すると結果的に経済の安定を損なうと主張する一方で、不胎化介入により為替レートの攪乱が経済に伝播することを遮断できるのであれば、金融政策を通じて為替レート安定化を図るメリットは大きいと指摘している。また、第1点とも関連するが、不胎化介入が実施されてきたという事実は、完全な資本移動性という理論上の仮定が、現実の世界の近似として妥当でないことを示唆している。完全な資本移動性のもとでは、不胎化介入により生じた外国との金利格差は、資本移動により瞬時に解消されてしまうからである（Williamson [2000: 34]）。

以上のように、自律的な金融政策運営と為替レートの安定化の両立を可能

にした要因は、自由度は高いが不完全な資本移動性、介入の度合いは高いが不完全な為替レート安定化、および外国為替市場への不胎化介入などにあったと考えられる。一方で、上述のように、BNMの金融政策運営も、完全に自律的であったというよりは、海外からの影響も受けてきたといえる。したがって、金融・為替レート政策のあり方を規定する三つのベクトル——(1)金融政策の自律性、(2)為替レートの変動性、(3)資本の国際的移動性——のいずれにおいても、マレーシアは中間解によって特徴づけられるということである。先行研究では、単純化のために中間解が捨棄されることが多いが⁴³⁾、少なくとも固定相場制導入以前のマレーシアの金融・為替レート政策のあり方に関しては、この単純化の仮定は妥当ではないといえる。

[注] _____

- (1) Krugman and Obstfeld [2000] などの標準的な国際経済学のテキスト、あるいは Crockett [1993], Bhagwati [1998], Frankel [1999] などを参照。自由な資本移動を前提とするマンデル・フレミング・モデルでは、固定相場制のもとで金融政策が無効化することが示される。金融政策を有効にするためには変動相場制を採用しなければならない。このジレンマから抜け出し、自律的な金融政策と為替レートの安定化を両立させるためには、資本移動を規制するしかない。以上が開放経済のトリレンマの基本的な考え方である。
- (2) 具体的には、①固定相場制、自由な資本移動、自律的な金融政策の喪失、②固定相場制、資本規制、自律的な金融政策、③変動相場制、自由な資本移動、自律的な金融政策、の3通りに大別される。さらに、「自律的な金融政策」は、④インフレーション・ターゲティング、⑤マネーサプライ・ターゲティングなどの「ルール」に基づくものと、⑥中央銀行の「裁量」に基づくものとに分類される。2003年3月時点では、①の例として香港、マレーシア、②+⑤の例として中国、③+④の例として韓国、タイ、③+⑥の例として日本、をあげることができる。
- (3) 例えば、Frankel [1999] はその表題において「望ましい為替レート制度は国によって異なり、また、同じ国でも時期によって異なる」と主張し、1999年のケルン経済サミットで示されたG7蔵相 [1999] も、「我々は、ある国にとって最も望ましい為替相場制度は、その国の貿易相手国との関係の深さなど、具体的な経済状況によって異なりうることに合意する。経済状況は時間とともに変化するため、ある国にとって最も適切な制度もまた変化しうる」

- (第33項 -a) としている。このような消極的な命題は、金融政策ルール、国際資本移動の規制／自由化についても当てはまる。
- (4) MAS [2000] は、マレーシア、インドネシア、タイ、韓国を対象として同様の実証分析を行っている。しかし、その分析を再生産するために必要な情報が得られず、マレーシアの分析結果に関する比較検討は行えなかった。
- (5) Forward-Looking 型の政策反応関数は、金融当局が政策目標の期待値に対して予防的に金融政策を実施する、という考えに基づいている。インフレ率および産出量の期待値 ($k > 0, q > 0$) のを考慮する点が Forward-Looking と称される所以であり、この点が当期 ($k = q = 0$) のみを考慮するテイラー・ルールと異なっている (Taylor [1993])。 (1)式から明らかのように、これはテイラー・ルールを包含しているため、より一般的な定式化であるといえる。
- (6) 一方で、途上国経済でしばしば観察されるように、物価安定をある程度犠牲にしても経済成長を志向するという姿勢を中央銀行がとることも考えられる。この場合は、 β, γ に関する符号条件を一律に論じることはできない。
- (7) (3)式で示される基本モデルは、Clarida et al. [1997] でも米国、日本、ドイツの3大国 (G3) の分析に用いられており、大国 (具体的にはドイツ) の影響を受けると考えられるイギリス、フランス、イタリアの3カ国 (E3) については、(5)式が用いられている。
- (8) 「直接表示」とは外貨一単位の自国通貨建て価格 (例えば、1.00米ドル = 3.80リンギ)、「間接表示」とは自国通貨1単位の外貨建て価格 (例えば、1.00リンギ = 0.26米ドル) による為替レートの表示方法である。したがって、数値の上昇は、直接表示の場合は減価、間接表示の場合は増価を意味する。
- (9) 逆に、基本モデルにおいて国内要因が有意でない場合は、明示的な政策ルールがないと判断できる。
- (10) このように自律的な金融政策と海外要因に整合的な金融政策とが両立している状況について、Clarida et al. [1997: 21] は、政策金利が国内要因と海外要因との加重平均によって設定されている、と解釈している。
- (11) ここでは構造パラメーターの推計値そのものに関心があるため、大規模標本における性質であることを考慮してもなお、一致性を追求すべきであると考えられる。
- (12) Clarida et al. [1998] は四半期データを用いて $k = 1, q = 1$ と設定している。もちろん、金融政策目標として、どの程度の将来を見据えているか、ということ自体が重要な研究課題であるが、この点については今後の研究課題としたい。例えば、Clarida et al. [1997] は $k=12, q=0$, MAS [2000] は $k=3, q=6$ としているが、その設定自体はアドホックなものである。
- (13) 推定期間の始点の設定がアドホックな要素を含んでいる点是否定できない。この設定は、1988年前後を境に KLIBOR の分散が極端に小さくなっていると

いう観察にも基づいている。例えば植村 [1998] は、3カ月物 KLIBOR を用いて GARCH モデルを推計し、1988年11月に構造転換点を検出している。植村 [1998] は、この構造変化の背景に、高度成長期への移行によるインフレ期待の安定化があると指摘している。あるいは、1987年9月導入された金利規制が短期金利の安定化をもたらしたと考えることもできる。為替レート安定化に対する BNM の姿勢としては、この推定期間は対米ドル為替レートの安定化を重視しているブラザ合意後（1985年9月、第2節第3項の分析における第3期）の時期を包含している。

- (14) Clarida et al. [1997] も先進諸国の分析ではほぼ同程度の推計値を得ており、その理由を、金利変更に調整コストがかかること、急激な政策転換が行われないこと、に求めている。
- (15) しかし、目標インフレ率が非現実的に高い水準（8.846%）となっていることから、この定式化にも何らかの問題があると考えられる。
- (16) 正確には、この時点のマレーシアの法定通貨はマレーシア・ドルであった。現在用いられているリングが導入されたのは1975年8月21日のことである。簡単化のため本章を通じて「リング」と称することにする。
- (17) 以上は、BNM [1994: 99] に基づいた分類である。例えば、為替レート制度の国際比較にしばしば用いられる IMF の *Annual Report on Exchange Arrangement and Exchange Restrictions* によれば、1973年版（1972年末時点）までは固定相場制（par value or central rate exist and applied）、1974、75年度版では変動相場制（exchange rate not maintained within relatively narrow margins）、1976～92年度版ではバスケット・ベッグ制（a peg to a composite of currencies）、1993～98年度版では管理変動相場制に分類されている。管理変動相場制への移行時期が本章の分類と異なっているが、実際にはその厳密な区別は困難である。また、為替レート制度の包括的な再分類を行った Reinhart and Rogoff [2002] によれば、1975年9月までは英ポンドへのベッグ、1997年7月までは事実上の対米ドル移動バンド制（de facto moving band, $\pm 2\%$ ）、1998年9月までは変動相場制、それ以降が固定相場制と分類されている。Reinhart and Rogoff [2002] では、基準通貨として英ポンドと米ドルのみが用いられており、シンガポール・ドルとの関係が考慮されていないことから、1997年7月までの分類は現実を反映しているとは思われない。表2および図1参照。
- (18) バスケットはシンガポールの主要貿易相手国の通貨から構成され、これに対して実効レート（effective rate）を設定するというものであった。この実効レートはシンガポール金融庁（Monetary Authority of Singapore: MAS, 1971年1月1日設立）の管理下で、一定の変動が許容されていた。対米ドル為替レートはシンガポールの外国為替市場で決定されるが、その他の通貨は国際金融市場における個々の対米ドル為替レートに基づいて算出される。

- (19) 2000年時点の主要輸出相手国・地域は、米国（輸出総額比20.5%）、シンガポール（同18.4%）、EU（同13.7%）、日本（同13.1%）、輸入相手国・地域は日本（輸入総額比21.0%）、米国（同16.6%）、シンガポール（同14.4%）、EU（10.8%）となっている。これら上位4カ国・地域で、輸出の65.6%、輸入の62.8%を占めている。BNM ホームページの通関統計による。
- (20) この点は、シンガポールの通貨バスケットにリングが組み込まれていた、すなわち、部分的にはあるがマレーシア、シンガポール両国が対称的な為替レート政策を行っていた可能性を示唆している。この可能性については稿を改めて検討したい。
- (21) 推計はすべて最小二乗法（OLS）による。パラメーターの非線型性により、OLS 推定量が一致性をもたないという問題がある。しかし、ここでは構造変化の検出および各期間の推計値の比較に焦点を当てているため、比較的小規模のサンプルで推計が可能であり、操作可能性の高いOLSを用いている。
- (22) 等号が成立しないのは、理論上、推計上の誤差によるが、Wald 検定の結果はこの差が統計的には有意でないことを意味している。
- (23) 第2期のこの数値は、統計的にはゼロと有意に違わない。(7)式を推計して得られるシンガポール・ドルの通貨バスケットでも、第2期の独マルクのウェイトは0.030 ($p=0.735$) となっている。
- (24) 推計されたモデルは、本章の(8)式から、シンガポール・ドルに関わる部分を除いたものである。推計期間は、1988年1月～1997年6月。
- (25) データの頻度、ニューメレルを変更した場合でも、この順序に大きな変化はみられない。熊倉 [2003] を参照。
- (26) この38カ国は、1999年6月末時点においてIMFが変動相場制、管理変動相場制、あるいはクローリング／固定バンド制と分類している国のうち、BISのデータベースに含まれている国である。したがって、マレーシアは含まれていない。
- (27) ただし、表4は1990年代後半の一定期間のみを対象としたものであるため、評価基準としての妥当性は限定的である点には留意されたい。
- (28) 実質実効為替レートを用いて算出した場合も概ね同様の結果が得られたため、ここでは提示しない。
- (29) 1980年代末からの高度成長は、内需の拡大、設備稼働率の上昇、労働力不足を通じて、インフレ圧力をもたらした。1990年代初頭の高金利は、これを反映している。
- (30) IMFの*Annual Report on Exchange Arrangement and Exchange Restrictions*でも、1974年版以降、マレーシアは資本勘定取引に規制がない国として分類されている。
- (31) 比較可能、あるいは代替性が高いと考えられる他の金利変数、例えば3カ

月物銀行間金利や3カ月物TBs割引率を用いた場合でも同様の図が描ける。また、クアラ Lumpur 銀行間市場での取引のうち翌日物貸借が最も活発に行われていること、マレーシア、米国ともに翌日物金利が最も金融政策スタンスを反映していることから、翌日物金利を用いている。

- (32) 対外債務残高はバランスシート上の対外債務から海外資産を差し引いたものとして算出した。年次の資本収支統計は1957年から利用可能であるが、データ頻度が低くなることからここでの分析には馴染まない。四半期データは、1980年代以前に遡及できない。
- (33) この資本流入は株式市場にも大きな影響を及ぼしている。KLSE 総合株価指数 (composite index) は、1991年初めの500ポイント前後から1994年5月の1314ポイントへと急騰している。
- (34) 図3と違い、ここでは商業銀行だけでなく、ファイナンス・カンパニー、マーチャント・バンク、割引商社なども含まれている。また、ここでは対外純「資産」の増減を図示しているので、正負が逆になっている点にも留意されたい。「その他」には、BNMの払込み資本金、準備金、BNMおよび金融機関の含み損益、不良債権引当金などが含まれている。
- (35) 基本的には、国債 (Malaysian Government Security: MGS)、TBs、政府投資証券からなる。
- (36) BNMのバランスシートによる。BNM統計月報参照。
- (37) Zeti [1995], BNM [1999] を参照。
- (38) 世界的な議論を呼んだマレーシアの資本規制に関しては、数多くの論文・報告書が発表されている。ここでは、主要なものとして、海外経済協力基金・開発援助研究所 [1999], Zainal-Abidin [2000], Dornbusch [2001], Kaplan and Rodrik [2001], Meesook et al. [2001], Athukorala [2001a] [2001b], Yusoff [2002] をあげておく。
- (39) 現実には為替リスクだけではなく、金融資産の不完全代替性、情報の不完全性、取引費用などにより金利裁定が完全には働かない場合もあるため、「リスク・プレミアムがゼロ」とする帰無仮説の設定には問題がある。マレーシアと米国のように途上国と先進国の金利を比較する場合、前述のような問題は、RPのなかでは正值として反映されると考えられる。表5の算出結果に基づくと、そのような正のバイアスがあったとしても、それが過大でなければ、以下の検定結果に大きな相違は生じないと思われる。
- (40) 例えば、Norrbin, Li and Flaherty [2000] は、韓国、タイ、マレーシア、日本を対象とした分析を通じて、実質金利の二国間格差が、一定の範囲内にあるかぎりランダム・ウォークに従い、その範囲を超えた場合のみ金利裁定が働き、共和分過程に従うことを示している。すなわち、高い資本移動性のもとでも、一定の範囲の金利格差は存在するということである。

- (41) 表3に示したように、プラザ合意以降の期間（第3期：1985年9月～1997年6月）において、米ドル、日本円、独マルク、シンガポール・ドルの変動により、リングの為替レートの変動の90.3%を説明することができる。確かに決定係数は高い水準であるが、完全（100%）ではない点に注目する必要がある。
- (42) ただし、Takagi and Esaka [2001], Fry [1995] のいずれにおいても、マレーシアの不胎化介入の有効性については限定的な結果しか得られていない。これは、マレーシアの外国為替市場介入が為替レートの短期的な変動を緩和することに主眼を置いており、敢えて完全な不胎化を追求しなかったためであると考えられる（Seng [1999: 63]）。
- (43) 例えば、Williamson [2000], Corden [2002] などでは、為替レートの変動性についての中間解が議論されているが、基本的には完全な資本移動性が仮定されている。

〔参考文献〕

〈日本語文献〉

- 植村仁一 [1998] 「安定高成長期への移行に伴うマレーシア短期金利の構造転換点の検出」(PAIR Monograph Series No.1) アジア経済研究所。
- 海外経済協力基金・開発援助研究所 [1999] 「マレーシアの資本規制と今後の課題」(OECF Research Papers No.33) 3月。
- 木村武・種村知樹 [2000] 「金融政策ルールとマクロ経済の安定性」(『金融研究』6月号) 101～159ページ。
- 熊倉正修 [2003] 「アジア金融通貨危機とアジア諸国の為替レート政策—共通バスケット・ペッグ制度導入の是非をめぐって—」(本書第2章)。
- G7蔵相 [1999] 「国際金融システムの強化：G7蔵相からケルン経済サミットへの報告（仮訳）」1999年6月18～20日、財務省ホームページ。
- 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』第19巻第1号、日本銀行金融研究所) 79～123ページ。

〈外国語文献〉

- Athukorala, Prema-Chandra [2001a] *Crisis and Recovery in Malaysia: The Role of Capital Controls*, Cheltenham: Edward Elgar.
- [2001b] “Capital Mobility, Crisis and Adjustment,” in Dasgupta, Uzan and Wilson

- [2001] pp.255-277.
- Bank Negara Malaysia (BNM) [1994] *Money and Banking in Malaysia*, 4th ed., Kuala Lumpur: BNM.
- [1999] *The Central Bank and the Financial System in Malaysia: A Decade of Change 1989-1999*, Kuala Lumpur: BNM.
- [various issues] *Monthly Statistical Bulletin*, Kuala Lumpur: BNM. (BNM 統計月報)
- Bernanke, Ben S., Thomas Laubach, Frederic S. Mishkin and Adam S. Posen [1999] *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*, Princeton: Princeton University Press.
- Bhagwati, Jagdish [1998] “The Capital Myth: The Difference between Trade in Widgets and Trade in Dollars,” *Foreign Affairs*, 77, pp.7-12.
- Blejer, Mario I., Alain Ize, Alfredo M. Leone and Sergio Werlang eds. [2000] *Inflation Targeting in Practice: Strategic and Operational Issues and Application to Emerging Market Economies*, Washington, D.C.: International Monetary Fund.
- Calvo, Guillermo A. and Carmen M. Reinhart [2000] *Fear of Floating*, NBER Working Paper Series, 7993.
- Clarida, Richard, Jordi Galí and Mark Gertler [1997] *Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence*, NBER Working Paper Series, 6254.
- , — and — [1998] *Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory*, NBER Working Paper Series, 6442.
- Corden, W. Max [2002] *Too Sensational: On the Choice of Exchange Rate Regimes*, Cambridge, Mass.: MIT Press.
- Crockett, Andrew [1993] “Monetary Policy Implications of Increased Capital Flows,” *Bank of England Quarterly Bulletin*, 33(4) , pp.492-504.
- Dornbusch, Rudi [2001] *Malaysia: Was It Different?* NBER Working Paper Series, 8325.
- Edwards, Sebastian [1999] “How Effective are Capital Controls?” *Journal of Economic Perspectives*, 13(4), pp.65-84.
- [2000] *Capital Flows and the Emerging Economies: Theory, Evidence, and Controversies*, Chicago: University of Chicago Press.
- Eichengreen, Barry [2003] *Capital Flows and Crises*, Cambridge, Mass.: MIT Press.
- Fischer, Stanley, Richard N. Cooper, Rudiger Dornbusch and others [1998] *Should the IMF Pursue Capital-Account Convertibility?* Princeton: International Finance Section of Princeton University.
- Frankel, Jeffrey A. [1999] *No Single Currency Regime is Right for All Countries or At All Times*, NBER Working Paper, 7338.

- and S. J. Wei [1994] “Yen Block or Dollar Block?: Exchange Rate Policies of the East Asian Economies,” in Takatoshi Ito and Anne O. Krueger eds., *Macroeconomic Linkages: Savings, Exchange Rates, and Capital Flows*, Chicago: University of Chicago Press.
- Fry, Maxwell J. [1995] *Money, Interest, and Banking in Economic Development*, 2nd ed., Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- Hausmann, Ricardo, Ugo Panizza, and Ernesto Stein [2001] “Why Do Countries Float the Way They Float?” *Journal of Development Economics*, 66, pp.387–414.
- , — and — [2002] “Original Sin, Passthrough, and Fear of Floating,” in Mario I. Blejer and Marko Škreb eds., *Financial Policies in Emerging Markets*, Cambridge, Mass.: MIT Press, pp.19–46.
- Kaplan, Ethan and Dani Rodrik [2001] *Did the Malaysian Capital Controls Work?* NBER Working Paper Series, 8142.
- Krugman, Paul and Maurice Obstfeld [2000] *International Economics: Theory and Policy*, 5th ed., Reading, Mass.: Addison-Wesley.
- Meesook, Kanitta, Il Houg Lee, Olin Liu, Yougesh Khatri, Natalia Tamirisa, Michael Moore and Mark H. Krysl [2001] *Malaysia: From Crisis to Recovery*, IMF Occasional Paper, 207, Washington, D.C.: IMF.
- Monetary Authority of Singapore (MAS) [2000] *Kicking the Habit and Turning Over a New Leaf: Monetary Policy in East Asia after the Currency Crisis*, Occasional Paper, 21, Singapore: MAS.
- Mussa, Michael, Paul Masson, Alexander Swoboda, Esteban Jadresic, Paolo Mauro and Andrew Berg [2000] *Exchange Rate Regimes in an Increasingly Integrated World Economy*, IMF Occasional Paper, 193, Washington, D.C.: IMF.
- Newey, Whitney K. and Kenneth D. West [1987] “Hypothesis Testing with Efficient Method of Moment Estimation,” *International Economic Review*, 28(3), pp.777–787.
- Norrbin, Stefan C., Joanne Li and Edward E. Flaherty [2000] *Examining Capital Market Integration Among Asian Markets*, mimeo.
- Reinhart, Carmen M. and Kenneth S. Rogoff [2002] *The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation*, NBER Working Paper Series, 8963.
- Seng, Lim-Choon [1999] *Extent and Efficacy of Monetary Sterilization in the SEACEN Countries*, Kuala Lumpur: SEACEN
- Takagi, Shinji and Taro Esaka [2001] “Sterilization and the Capital Inflow Problem in East Asia, 1987–97,” in Takatoshi Ito and Anne O. Krueger eds., *Regional and Global Capital Flows: Macroeconomic Causes and Consequences*, NBER East Asia Seminar on Economics, 10, Chicago: University of Chicago Press, pp.197–226.

- Taylor, John B. [1993] "Discretion versus Policy Rules in Practice," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, pp.195-214.
- ed. [1999] *Monetary Policy Rules*, NBER Business Cycle Series, 31, Chicago: University of Chicago Press.
- Williamson [2000] *Exchange Rate Regimes for Emerging Markets: Reviving the Intermediate Option*, Policy Analyses in International Economics, 60, Washington, D.C.: Institute for International Economics.
- Yusoff, Sulong [2002] "The Malaysian Case," in SEACEN Centre ed., *The Asian Currency and Financial Crisis: Did the Twin Liberalisations Matter?: The Experiences of the SEACEN Countries*, Vol.II: Country Chapters, Kuala Lumpur: SEACEN.
- Zainal-Abidin, Mahani [2000] "Malaysia's Alternative Approach to Crisis Management," *Southeast Asian Affairs 2000*, Singapore: Institute of Southeast Asian Studies (ISEAS), pp.184-199
- Zeti, Akhtar Aziz [1995] "Capital Flows and Monetary Management," in Hong Kong Monetary Authority (HKMA) ed., *Monetary and Exchange Rate Management with International Capital Mobility: Experiences of Countries and Regions Along the Pacific Rim*, Hong Kong: HKMA.