

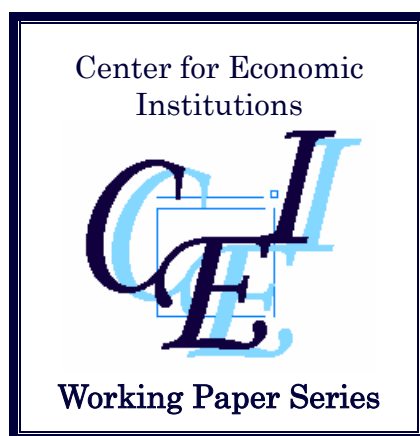
Center for Economic Institutions
Working Paper Series

CEI Working Paper Series, No. 2004-23

Causes and effects of exchange rate regimes

Kentaro Iwatsubo

Tomoyuki Ohta



Institute of Economic Research
Hitotsubashi University
2-1 Naka, Kunitachi, Tokyo, 186-8603 JAPAN
Tel: +81-42-580-8405
Fax: +81-42-580-8333
e-mail: cei-info@ier.hit-u.ac.jp

『東アジア諸国の為替制度の決定要因とマクロ経済への影響』

岩壺 健太郎（一橋大学）

太田 智之（財務総合政策研究所）

1. はじめに

東アジア諸国をはじめ途上国で通貨危機が頻発したことを受け、為替制度をめぐる議論が盛んである。国際間の資本移動が活発化する中、途上国にとって維持可能な為替制度は、カレンシー・ボードや完全なドル化といった強固な固定相場制（ハード・ペッグ）か変動相場制に限られるという「バイポーラー・ビュー（もしくは two corner solutions）」が注目を集めている。公式の為替制度（IMF, “Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions”の分類）として変動相場制を採用する国が増えているにもかかわらず、実際には為替を安定化させている（“fear of floating”）国が多いことが明らかになった。また、物価への影響（パス・スルー）や金融政策の信認（credibility）、外貨建て債務がもたらす通貨のミスマッチ（バランス・シート問題）など、為替制度に関する議論に新たな視点が付け加えられるようになった。

このような議論の進展を踏まえて、本稿では、世界 172 ヶ国の為替制度がどのような経済的要因によって決定されているのか、また、為替制度の選択がマクロ経済変数にどのような影響を与えるのかについて分析する。さらに、実証分析によって得られた評価基準をもとに、東アジア諸国が現在採用している為替制度は適切か、今後どのような為替制度にすべきかを検討する。

本稿で行われる実証分析の特徴は、（１）為替制度に関する最近の諸理論（パス・スルー、バランスシート問題など）が実証的に支持されるかを検討していること、（２）公式の為替制度分類（de jure ベース）ではなく、観察された為替制度分類（de facto ベース）を利用していること、（３）自由度を増やして頑強な実証結果を得るためにパネルデータを用いて離散型従属変数モデルの推計を行っていること、（４）為替制度とマクロ経済変数の因果関係を考察していることである。

為替制度選択に関する実証研究の多くは、IMF の為替制度分類に基づいている¹。しかし、昨今の研究によって、公式の為替制度分類が必ずしも現実の為替制度を正しく反映していないことが明らかになった（Levy-Yeyati and Sturzenegger,2002; Calvo and Reinhart, 2002）。事実、アジア通貨危機以前の東アジア諸国のように、公式な制度分類では変動相場制であるが実質的には米ドルに連動している国がある。また、固定相場制と公表している国の中にも、頻繁に通貨の切り下げ（もしくは切り上げ）を行うことにより金融政策の自由度を保持している国もある。このように公式の為替制度分類とデータから観察される為替制度分類ではかなりの差異がある。そこで、本稿では、Levy-Yeyati and Sturzenegger（2002）が行った観察された為替制度分類（de facto ベース）を用いることとした。この為替制度分類を用いることで、より現実に近い推計結果を得ることが期待できる。

さらに、この為替制度を採用することで推計結果の信頼性を高めることができる。既存研究を振り返ると、対象とする国や期間、推計方法、利用する為替制度分類によって推計結果がかなり異なっている²。その原因の1つとして、サンプル数の少なさがあげられる。公式の為替制度分類は為替制度の時系列的な変化があまりないため、実証研究では一時点のみを対象とするクロス・カントリー分析が中心となる。しかし、クロス・カントリー分析ではサンプル数は多くても200を上回ることはない。これに対して観察された為替制度分類を利用すると、時系列的な制度変更が頻繁にある国がかなり存在する。その結果、時系列を含めたプールデータの推計が可能となり、推計の自由度が増し、より信頼性のある推計値を得ること可能となる。

また、既存研究は変動相場制と固定相場制の二分法的なアプローチが大半を占めているが、現実には変動相場制と固定相場制に分類されない中間的な為替制度を採用している国も多い。そこで、中間的相場制を加えた三つの選択肢の判別問題を離散型従属変数モデル

¹ 数は少ないが、観察された為替制度分類を利用した研究として Poirson（2001）と Juhn and Mauro（2002）がある。

² 為替制度の実証研究に関するサーベイは Juhn and Mauro（2002）が詳しい。

(順序ロジットモデルと多項ロジットモデル)で定式化し分析する。

さらに、既存研究ではマクロ経済変数と為替制度の因果関係が明らかではない。例えば、高インフレは固定相場制の維持を困難にする一方で、固定相場制はインフレの上昇を抑える効果があるように、マクロ経済変数と為替制度の間には双方向の因果関係が考えられる。本稿では、為替制度を被説明変数とする推計式とインフレ指数や経済成長率などマクロ経済変数を被説明変数とする推計式も推計し、両者の因果関係を考察している。

本稿に最も近い研究に Hausman, Panizza and Stein (2001) と Rogoff, et al. (2004) がある。Hausman, Panizza and Stein (2001) は公式の制度分類で変動相場制となっている 38 カ国を対象として、パス・スルーやバランス・シート問題が国によって異なる為替レートの変動を説明できるかを分析している。推計結果によると、国際的な資金調達を自国通貨建てでできる国は為替レートが変動し、反対に外貨建て負債が多い国は為替レートが安定していること、一方でパス・スルーと為替政策の間には明確な関係が見出されないことが明らかになった。本稿の分析は、変動相場制以外の為替制度を採用している国を含めて同様の分析を行うものである。

Rogoff, et al. (2004) では、Rogoff and Reinhart (2004) によってより細かく分類された事実上の為替制度分類を用いて、為替制度がマクロ経済変数に与える影響を分析している。そこでは、サンプル国を所得水準別に 3 つのグループに分け、国際資本市場へアクセスが難しい途上国ではインフレを抑えるなどの便益が多いことから固定相場制が評価される一方、国際資本市場へのアクセスが可能なエマージング経済では通貨危機を招来することから固定相場制の採用に対して否定的な見方を示している。また、先進国については変動相場制がインフレを招くことなく、高成長をもたらしていると結論付けている。パス・スルーやバランス・シート問題など新しい理論に対する仮説検定を行っていることが本稿の新たな貢献である。

本稿の構成は以下の通りである。まず、第 2 節では為替制度の伝統的な理論から最近

の新しい理論までを包括的にまとめ、第 3 節でそのような為替制度の決定理論が実証的に支持されるかどうかの検定を行う。第 4 節では為替制度が実質経済成長率やインフレ率といったマクロ経済変数に影響を与えているかを検証する。以上の分析結果をもとに、第 5 節では東アジア諸国における為替制度を評価し、東アジア地域における今後の為替制度について検討する。

2 . 為替制度の理論

為替制度の伝統的な理論は、経済に与えるショックの種類に応じて最適な為替制度が異なるという、いわゆるマンデル・フレミング・モデルである(Mundell, 1963; Fleming, 1962)。国際間の資本移動が自由な開放経済において、交易条件の変化などの実物ショックが経済の攪乱要因であるならば変動相場制がそのようなショックを吸収し経済を安定化させる。反対に、貨幣需要の変化などの名目ショックが経済の攪乱要因の場合には、固定相場制を採用することが望ましい。

マンデル・フレミング・モデルは、その後、為替制度選択に関する 2 つの重要な理論的発展の源泉となった。一つは、インポシブル・トリニティ (impossible trinity) の議論であり、もう一つは最適通貨圏の理論である。

インポシブル・トリニティとは、(1) 為替レートの固定性、(2) 通貨の交換性と自由な国際資本移動、(3) 金融政策の独立性の 3 者を同時に達成させることはできないというものである。いかなる経済も 3 者のうちの 2 つしか採ることはできない。このような見方は近年の「バイポーラー・ビュー (bipolar view)」(Fisher, 2001; Eichengreen, 1994) にも応用されており、国際間での資本移動が活発な今日では、途上国が採りえる為替制度は厳格な固定相場制 (通貨同盟、ドル化、カレンシー・ボード) か変動相場制の両極の制度に限られ、中間的な為替制度は維持が困難になるといわれている³。

³ バイポーラー・ビューについては Frankel (1999) , Calvo and Mishkin (2003) を見よ。

Mundell (1961) が提唱した最適通貨圏の理論では、金融政策の独立性を失って余りあるほどに通貨統合の便益があるためのいくつかの条件が示されている。具体的には、統合参加国の市場開放度、ショックの対称性、労働移動の度合い、財政移転支出能力の高さなどが挙げられている (Kenen, 1969; McKinnon, 1963)。

一方で、金融政策の信認に注目する理論もある。Barro and Gordon (1983) が示したように、一定のルールに基づく金融政策に比べて、裁量的な金融政策は時間非整合性 (time-consistency) が生じるため高いインフレを引き起こしやすい。これを解決する方法の一つは、事前に政策当局がインフレを起こさないような政策や制度にコミットすることである。70年代から80年にかけて、金融政策に信認がなく持続的なインフレに悩まされた国々では、低インフレ国の通貨 (主に米ドル) に自国通貨を連動させた為替安定化政策を採用した。為替を名目アンカーとする制度は財政当局に規律を与えることにもつながる⁴。

反対に、変動相場制を採用する国において政策当局が信頼性を得るためには、金融政策の目的をインフレ目標の達成に絞るべきだという意見が広く賛同を得るようになった。Svensson (1997) は閉鎖経済において、「テイラー・ルール」(Taylor (1993)) といわれるインフレ率と需給ギャップに依存した名目金利ルールに則り、インフレ・ターゲット政策を実行することが最適であることを示した。これに対し Ball (1999) は、為替の国内物価へ転嫁の程度 (パス・スルー) が高い開放経済では、為替レートの変動も考慮して政策ルールを決定・運用しなくてはならず、金融政策の運営が困難になると指摘している⁵。

また、パス・スルーが高いならば、伸縮的な為替レートによる支出切り替え効果が低減することも途上国における固定相場制を支持する有力な理論となっている。極端な例として、為替の国内物価へのパス・スルーが完全である場合、購買力平価が成立し、実質為替レートは一定となる。輸出入を通じた国際間での支出の切り替えは実質為替レートに依存するの

⁴ Tornell and Velasco (2000) は反対に、変動相場制が固定相場制よりも財政当局に規律を与えることがありえることを示している。

⁵ 閉鎖経済と開放経済の最適な金融政策の違いについては Clarida et al. (2001, 2002) を見よ。Mishkin (2000) は途上国でのインフレ・ターゲットの限界と有効性を検討している。

で、伸縮的な名目為替レートによる経済安定化効果は購買力平価が成立するもとは消滅することになる。このような発想から、Mckinnon (1984) は「世界的なマネタリズム」に基づいた固定相場制を推奨した。また Calvo and Reinhart (2002) は途上国の多くが為替介入によって為替を安定化させている (“fear of floating”) 理由として、パス・スルーの高さと政策当局の信認のなさを挙げている。

Eichengreen and Hausman (1999) が原罪 (“original sin”) と称したように、多くの途上国は自国通貨で十分な資金調達ができず、外貨建ての債務を抱えている。国内企業が多額の外貨建て債務を抱えていると、政策当局による金融緩和は通常の波及チャネルを通じて景気拡大効果を持つ一方で、為替の減価がバランス・シート・チャネルを通じて景気を引き締める方向に働いてしまう (Aghion, et al., 1999, 2000; Bacchetta, 2000)。したがって、外貨建て債務が増えると政策当局は為替を安定化する誘引が生まれる。途上国で自国通貨建ての資金調達ができない背景には、国内の資本蓄積が不十分なことに加え、脆弱な国内金融市場や未発達な国内金融機関により金融仲介機能が健全ではないことがある。今日、途上国に見られるドル化 (dollarization) の潮流はバランス・シート問題の原因であると同時に、それに対処するために政策当局が米ドルにリンクする為替制度を採用したことによる帰結でもある。

3. 為替制度の決定要因

(1) 推計式

Levy-Yeyati and Sturzenegger (2002) は現実に観察される為替制度が公式の為替制度と大きく異なることを最初に示した⁶。彼らは公式の為替制度の分類に頼ることなく、為替と外貨準備のボラティリティといった観察されたデータだけを利用してクラスター分析によって分類を行った。外貨準備のボラティリティが高く、為替のボラティリティが低い場

⁶ Levy-Yeyati and Sturzenegger (2002) のデータは <http://www.utdt.edu/~ely/papers.html> からダウンロードできる。

合は固定相場制、逆に外貨準備のボラティリティが低く、為替のボラティリティが高い場合は変動相場制というように分類されている⁷。

以下では、まず Levy-Yeyati and Sturzenegger (2002) が行った観察された為替制度分類のうち、「変動相場制」、「中間的相場制」、「固定相場制」の3分類を利用して、為替制度の決定要因を分析する⁸。分析にあたっては、順序ロジット・モデル (ordered logit) と多項ロジット・モデル (multinomial logit) を採用する。順序ロジット・モデルは3つ以上ある選択対象が一定の順序に従っている場合の判別問題に、多項ロジット・モデルはこれらの順序付けがなされていない場合の判別問題に有効な離散型従属変数モデルである。例えば、説明変数の変化に伴い変動相場制から中間的相場制を経て固定相場制へと、順序に従って、為替制度を採用する確率が高まるならば順序ロジット・モデルによる推計が有効である。

一方、多項ロジット・モデルは、1つの選択対象を基準とし、説明変数が変化した場合、他の選択対象の確率がどう変化するかを表している。例えば固定相場制を基準とすれば、中間的相場制と変動相場制になる確率が、説明変数の変化に対してどう変わるかを示す。多項ロジット・モデルの欠点は推計値の解釈が難しいことである。たとえば、中間的相場制を採用する確率を被説明変数とする推計式において、パス・スルーの係数がプラスとなったとしても、パス・スルーの上昇に伴って中間的相場制を採用する確率が上昇すると解釈することはできない場合がある。なぜならば、変動相場制を採用する確率を被説明変数

⁷ Levy-Yeyati and Sturzenegger (2002) には、バスケット・ペッグとみなされるものが除外されているという欠点があるが、Rogoff and Reinhart (2004) に比べて分類の仕方が明快で恣意性が少ないという長所がある。

⁸ ロジスティック分布を用いて定式化したロジット・モデル以外に、正規分布を用いて定式化したものにプロビット・モデルがある。ロジスティック分布は裾の部分が高いという特徴があるが、概ね正規分布と同様の形状をしている。選択対象が多数存在する多項プロビット・モデルでは、計算が複雑になることから、数学的な取り扱いが容易な多項ロジット・モデルが用いられることが多い。

⁹ 多項ロジット・モデルでは、任意の2つの選択対象の選択確率の比 (オッズ比) は他の選択対象の存在に影響されない。この特性は Independence of Irrelevant Alternatives (IIA) と呼ばれる。その仮定が現実的でない場合で選択対象が階層構造を成している場合には、ネステッド・ロジット・モデルが採用されることが多い。

とする推計式のパス・スルーの係数がより大きいとき、パス・スルーの上昇により中間的相場制は逆に低下する可能性があるからである。したがって本稿では、多項ロジット・モデルについては予測によって推計値の解釈を行うことにする。具体的には、ある説明変数をサンプル平均から 1%上昇させたとき（その他の説明変数は所与として）、選択対象の確率がどのように変化するかを予測し、順序ロジットモデルによる推計結果の頑強性を確かめる。

為替制度の決定要因としては、最適通貨圏の理論から「市場開放度」、所得水準、金融政策の信認の理論から「インフレ指数」、パス・スルーの理論から「パス・スルー」、バランスシート問題から「対外債務比率」、「短期債務比率」、「民間債務比率」、「ドル建て債務比率」、「マネーサプライ比率」、「銀行融資比率」、「株式時価総額比率」を採用した。既存研究の中には、政治的、制度的要因（政治的安定性、中央銀行の独立性、連立政権か否かなど）を分析の対象としているものもあるが、ここでは経済的要因にのみを対象としている。

以下、説明変数の説明を行う。まず、市場開放度とは輸出と輸入の合計を GDP で割ったものである。貿易依存度が高いほど為替安定化による便益が大きいので、固定相場制を採用することが期待される。また、所得水準は一人あたり実質 GDP（米ドル建て）である。所得水準の高い国は固定相場制を維持するコストが高くなり、変動相場制に移行することが予想される。インフレ指数はインフレ率を $\frac{1}{1 + \text{インフレ率}}$ とすると $\frac{1}{1 + \text{インフレ率}}$ で表される指数である。指数化することで、インフレの外れ値がもたらすバイアスが軽減される。インフレ指数と為替制度については、インフレが高まると輸入インフレを抑えようと為替を安定化させると考えられるので、固定相場制の確率が高くなることが期待される。

パス・スルーは為替レートの変動が消費者物価に与える影響の度合いを表す。為替から国内物価（消費者物価指数）への転嫁が完全なときに購買力平價が成立するという理論的背景のもと、1990 年から 1999 年までの四半期のデータを使って、以下の推計式に基づき

各国のパス・スルーを推計する¹⁰。

$$\Delta cpi_t^j = \alpha^j + \sum_{i=0}^4 \beta_i^j \Delta ner_{t-i}^j + \sum_{i=0}^4 \gamma_i^j \Delta fp_{t-i}^j + \varepsilon_t^j$$

ここで、 Δ は一階の階差、 cpi^j はj国の消費者物価指数（対数値、季節調整済み）、 ner^j はj国の名目実効為替レート（対数値）、 fp^j は貿易ウェイトで加重平均されたj国の貿易相手国の消費者物価指数（対数値）、 ε^j は攪乱項を表している。 fp^j は $FP^j = NER^j / RER^j \times CPI^j$ の対数値によって計算され、 NER^j は名目実効為替レート、 RER^j は実質実効レート、 CPI^j は消費者物価指数を示す。為替変動の国内物価に与える影響は最長5四半期続くと想定し、 $\sum_{i=0}^4 \beta_i^j$ をj国のパス・スルーと定義する。他の変数とは異なり、パス・スルーは時系列の変動はないと仮定する。

ner^j の上昇は為替レートの増価を意味するので、推計されたパス・スルーは多くの国で負の値をとる。しかし、ここでは為替制度を被説明変数とする推計において、パス・スルーの係数を解釈しやすくするため、推計された値に（-1）を掛け、パス・スルーが高いときに正の大きな値をとるようにする。パス・スルーが高いときには固定相場制採用することが予想される。

次に、対外債務に関する指標として、対外債務比率、短期債務比率、民間債務比率、ドル建て債務比率を選んだ。これらのデータは世界銀行のGlobal Development Financeから得た。対外債務比率（対GDP比）が高いとバランスシート問題が生じるので固定相場制になりやすい。また、短期債務比率（対対外債務残高）や民間債務比率（対長期債務比率）が高いということは、相対的に見て為替リスクよりもカントリーリスクに影響を受けやすい長期債務や政府債務が低下することを意味する。したがって両比率が高まれば、為替を安定化させようという誘引が働くと考えられる。ただし、国際金融市場からの民間による

¹⁰ Campa and Goldberg (2001)の研究によると為替の輸入物価への長期的な転嫁率はどの国も100%に近いが、CPIへの長期的なパス・スルーは賃金の硬直性や流通コストの存在などによって国によって大きく異なる。為替のコア・インフレへの影響が為替制度の選択や金融政策の運営において重要なので、為替のCPIへのパス・スルーを分析対象としている。

短期の資金調達が容易な国の多くは所得水準が高く、固定相場制を維持するコストが高いことから変動相場制を選択する可能性が高い。ドル建て債務比率（対長期債務比率）は、当該国におけるドル化の進展度合いを示す代理指標として用いている。これを用いて、ドル建て債務が高ければ固定相場制を採用するという仮説を検証する。

国内金融市場の深化の度合いを表す変数として、マネーサプライ比率、銀行融資比率、株式時価総額比率を選んだ。いずれも比率が高まれば、国内における金融仲介機能が高いことを表している。したがって国内で十分な貯蓄があるという前提で、これらの比率が高まれば外貨建て債務によって生じるバランス・シート問題が回避できると考えられる。

表 1 は説明変数間の相関係数を示している。相関係数の絶対値が 0.5 を超えるもの（網掛けの部分）に注目すると、金融の深化度を表しているマネーサプライ比率、銀行融資比率、株式時価総額比率互いに高い相関がある。また、所得水準は金融深化の度合いを表す変数との間に正の相関があり、対外債務比率、ドル建て債務比率などの対外債務に関する変数と負の相関がある。通常、説明変数間に高い相関があるときに多重共線性の問題が発生するが、それを意識するあまり必要な説明変数を除いてしまっただけでは推計値にバイアスが生じる恐れもある。したがって以下の推計では、係数が有意でないときにその原因が多重共線性によるものかを慎重に検討することにする。

（2）推計結果

1990 年から 2000 年の年次プールデータを用いて順序ロジット・モデルを推計した結果が表 2 に示されている。いずれの推計式も変動相場制は 1、中間的相場制は 2、固定相場制は 3 をとる確率が被説明変数となっており、説明変数は内生性の問題を軽減するために被説明変数の 1 期ラグをとっている。

これによると、パス・スルーの係数は理論通りのプラスだが有意ではない。パス・スルーが高い国は固定相場制を採用する誘引がある一方で、為替レートを固定するとインフレ

が低下し、パス・スルーが抑えられるという逆の因果関係もありえる¹¹。パス・スルーと為替レートの因果関係については、表 3 の多項ロジット・モデルのところで再度検討することにした。

一方、対外債務比率はマイナスで有意となっており、対外債務が高くなると固定相場制になりやすいことを示唆している。これはバランスシート仮説と整合的である。また、民間債務比率はマイナスで有意となっている。対外債務比率の違いを考慮した上で（つまり対外債務比率が同じであるとする）、民間債務比率の上昇は変動相場制につながるという結果は裏をかえすと政府債務を多く抱える国は固定相場制を採用する傾向があることを示している。経済発展に伴い政府債務から民間債務へ対外債務の構成が変化すると、為替制度は変動相場制に移行する確率が高まるといえよう。

短期債務比率は為替制度と有意な関係がみられない。また、米ドル建て債務が増えると変動相場制を採用する確率が高まっており、米ドル建て債務を多く抱える国が必ずしも固定相場制を採用するとは限らないことが確認できる。これについては、固定相場を採用している国の中にユーロ建て債務を多く保有するアフリカ諸国や円建て債務を多く抱えるアジア諸国が多く含まれていることが一因と考えられるが、債務の通貨構成と為替制度の関係を分析するには固定相場制の国がどの通貨（もしくは通貨バスケット）に固定しているのかという、より詳細な為替分類が必要となる。

また、インフレ指数が高くなれば変動相場制になるという結果も想定とは逆の結果となっている。しかし、この結果については因果関係が逆の可能性が高い。固定相場制がインフレを抑える役割を果たしていると解釈する方が自然と思われる。この問題は、次節の為替制度の選択がインフレに与える影響を分析する際に、再度、両者の因果関係を検討することにする。

市場開放度が高まれば固定相場制を採用する傾向が強まるという結果は、最適通貨圏の

¹¹ Taylor (2000) は低インフレ下ではパス・スルーが低下することを示している。

理論と整合的である。所得水準と金融の深化度を表す変数は相関が高く、多重共線性の問題を生じやすい。したがって、それぞれの変数を入れ替えながら推計した。その結果、所得水準、マネーサプライ比率、銀行融資比率、株式時価総額比率のいずれについても、比率が高くなると変動相場制を採用する傾向が強まることが確認できる。

表3の左2列は、表2の1列目の推計式の説明変数を使って推計した多項ロジット・モデルの結果である。ここでは、中間的相場制度を基準として、変動相場制と固定相場制を採用するそれぞれの確率が被説明変数となっている。ただし、前節で説明したように、この推計値から説明変数が変化したときに各為替制度の確率がどの程度上昇するのか（もしくは下落するのか）は分からない。そこで、推計結果の推計値を使い、各説明変数をサンプル平均から1%上昇させた際の確率の変化を予測し、それを表3の右3列に示した。

これによると、9つの説明変数のうち「変動相場制」、「中間的相場制」、「固定相場制」の順序に確率が変化している説明変数は3つであり、あとの6つは中間的相場制の確率の変化分が他の2つのいずれかを（絶対値の意味で）上回っている。これは為替制度の選択問題において、順序ロジット・モデルによる定式化が必ずしも適切でないことを示している。

ただし、順序ロジット・モデルにおいて理論と整合的な結果が得られている対外債務比率、市場開放度、民間債務比率については、多項ロジット・モデルにおいても同じ推計結果になっており、結果の頑強性を示している。

興味深いのはパス・スルーと所得水準の結果である。パス・スルーが高まれば固定相場制の確率が上昇する一方で、中間的相場制と変動相場制の確率が低下する。この結果はパス・スルーが高い国では為替変動に伴う物価の変動を抑えようとする誘引から固定相場制を採用するという仮説が支持されることを意味している。

所得水準の上昇は変動相場制と固定相場制の確率を高め、中間的相場制の確率を低くする。一般的には経済発展に伴って変動相場制のメリットが高まるが、EUのような通貨同盟

の国を含んでいることからこのような結果になっていると考えられる。

4. 為替制度のマクロ経済への影響

次に、為替制度の選択が経済成長率とインフレに有意な影響を与えているのかをプーリング推定と固定効果推定で分析する。前節とは反対に、為替制度がマクロ経済変数の決定要因になり得るのかを調べることで、為替制度とマクロ経済変数の因果関係を検討するのがここでの目的である。

固定効果推定がプーリング推定よりも優れているのは、時間に関して不変の観察されない変数や数値化しにくい変数（国特有の制度的、歴史的、政治的要因など）が説明変数として含まれるべきなのに含まれていない場合に、固定効果推定はそれらを考慮するので係数にバイアスが生じないことである。しかし、為替制度が時系列的に不変の国が多い場合、固定効果推定ではクロス・カントリーの変動に関する情報を落としてしまうという欠点がある。したがって、プーリング推定と固定効果推定のどちらが適しているかは推計の目的に依存する。為替制度やマクロ経済変数のクロス・カントリーの変動は時系列の変動よりも大きいので、プーリング推定の推計値はクロス・カントリーの影響を大きく受ける。これに対して、固定効果推定の推計値は各国固有の要因を考慮しているため、時系列の影響を大きく反映している。以下では、両方の推計結果を比較・検討しながら進める。

表 4 は、1990 年から 2000 年までの年次データを用いて、実質 GDP 成長率を被説明変数とした推計結果を示している。ここでの説明変数は、「中間的相場制ダミー」_{jt}、「固定相場制ダミー」_{jt}、「パス・スルー」_{jt}、「対外債務比率」_{jt}、「マネーサプライ比率」_{jt}、「市場開放度」_{jt}、「財政収支比率」_{jt}、「基準時の所得水準（90 年時点）」_{jt}、「人口」_{jt}、「就学率（大学）」_{jt}であり、前節の分析と同様に、説明変数は内生性の問題を軽減するため被説明変数の 1 期ラグをとっている。為替制度に関する変数とパス・スルー、対外債務比率以外の変数は経済成長に関する実証研究において標準的なものである（Barro and Sala-i-Martin, 1995）。

注目すべきは、中間的相場制ダミーと固定相場制ダミーの係数であり、それらの係数が有意であるならば、その為替制度は変動相場制と比べて成長率に影響を与えていることを示す。

推計結果によると、プーリング推定と固定効果推定のいずれにおいても、為替制度の選択によって経済成長率が有意に異なることが確認された。他の説明変数では、市場開放度と財政収支比率が有意にプラスとなった。これは海外貿易の拡大が経済成長を加速すること、財政収支が健全であるほど成長率が高いことを示している。また、プーリング推定では人口が多く、就学率が高い国ほど成長率が高いことが確認された。

次に、インフレ指数を被説明変数とする推計を行った。インフレを説明する変数として選んだのは、「中間的相場制ダミー」、「固定相場制ダミー」、「パス・スルー」、「対外債務残高」、「貨幣(M2)成長率」、「実質GDP成長率」、「市場開放度」、「財政収支比率」である。

表5の推計結果をみると、プーリング推定では2つの為替制度ダミーがともに有意ではないものの、固定効果推定においては固定相場制ダミーがマイナスで有意となっている。すなわち、その国特有の要因を考慮した上で、変動相場制から固定相場制に変更するとインフレ指数が低下することを表している。その低下の度合いは、インフレ指数で0.04、インフレ率に換算して3.95%となっている。

また、パス・スルーとインフレ指数の間には正の関係が認められた。両者の因果関係については厳密に検討する余地があるものの、パス・スルー低下と低インフレを理論的に結び付けようとしたTaylor(2000)の理論を支持する実証結果となっている。

その他の説明変数をみると、貨幣(M2)成長率の上昇や財政の悪化がインフレを導くことが確認できる。これらは伝統的なマクロ経済学理論と整合的な結果である。

以上の推計結果から、(1)対外債務が増えると固定相場制を採用する傾向が強まるというバランスシート仮説は支持される、(2)市場開放度、所得水準といった最適通貨圏の理論も実証的に支持される、(3)インフレの動向は為替制度選択に重要な変数であるが、因

果関係は制度選択からインフレの方向であり、固定相場制のインフレ沈静効果は非常に大きい、(4) パス・スルーが高い国は固定相場制を採る誘因が高まるが、その関係は有意ではない、ということが明らかになった。これより、各国経済の有する属性と為替制度の間には総じて一定の関係があるといえる。

5. 東アジア諸国への含意

最後に、分析によって得られた評価基準をもとに、東アジア諸国が現在採用している為替制度が適しているのか、ならびに同地域における望ましい為替制度について検討する。

とはいえ、実証結果から政策的含意を導くのは簡単なものではない。その理由として第一に、実証分析で使われる推計式の特定化が正しくない可能性が挙げられる。重要な変数が説明変数に含まれていないと推計値にバイアスが生じ、推計結果が正しくなくなる。これは制度的、歴史的要因など数値化しにくい要因が為替制度の決定に重要な影響を及ぼしているときに特に問題となる。

第二に、為替制度分類が大まかであることも政策的含意を導きづらくしている。実際、中間的相場制には多様な為替制度（クローリング・ペッグ、ターゲット・ゾーン、マネー・フロー・フロートなど）が含まれている。固定相場制についても、どの通貨に対してペッグしているのかが明らかでない。また、Levy-Yeyati and Sturzenegger（2002）では公式な為替制度分類でバスケット・ペッグとなっている国が分類対象から外されている。しかし、為替制度分類を細かくするとそれぞれの為替制度のサンプル数が減り、実証分析の精度が落ちるという欠点があることから、本稿では上記3分類を分析の対象とした。

このような限界を踏まえながら、東アジア諸国の為替制度を評価することにしたい。表6に東アジア諸国とラテン・アメリカ3カ国の為替制度分類（Levy-Yeyati and Sturzenegger, 2002）とマクロ経済変数を示している。

これをみると、ASEAN4（タイ、フィリピン、マレーシア、インドネシア）のうち、1999

年から米ドルに固定した為替制度を採用しているマレーシアを除いて、近年為替制度に柔軟性が見られるようになってきた。これに対して、韓国、香港、シンガポールの NIES3 カ国は、最近では固定相場制となっており、東アジア諸国の間でねじれ現象が見られる¹³。

所得水準が高く、金融深化が進んでいる NIES3 カ国において固定相場制を採用する理由は何であろうか。その一つの鍵となるのが、主要な貿易相手国との為替レートを安定化させようとの誘因である。香港やシンガポールは、ドルペッグを採用している中国ならびにマレーシアがそれぞれ主要貿易相手国となっており、その影響を受けている可能性が高い。

東アジア諸国とラテン・アメリカ諸国の経済状況を比較すると、対外債務比率が高いものの、東アジア諸国は概ね所得水準が高く、低インフレで国内金融市場も発展している。これを見る限り、東アジア諸国で固定相場制を維持するコストが相対的に高まっていると判断できる。言い換えれば、“fear of floating”やドル依存から脱却してもいい時期に来ているといえよう。もし中国やマレーシアが米ドルとの連動性を緩めより柔軟な為替制度に移行することがあれば、シンガポールや香港も固定相場制から中間的相場制や変動相場制に移行することもありえる。

では、米ドルとの連動を脱したときに、東アジア諸国にとって望ましい為替制度は何であろうか。東アジア共同体を夢見て EU のような通貨同盟の結成を提唱するものや、変動相場制への移行を勧めるものなど、これまでにさまざまな提案がなされてきた。本稿の実証結果から今後のあるべき為替制度を導き出すことは難しいが、経済状況に鑑みると東アジア諸国が危機に見舞われず持続的な経済成長を達成するためには、新たな為替政策を模索しなければいけない時期に来ていることは確かであろう。今後、東アジアにおける為替制度改革を円滑に進めるためには、より厳密な分析に基づく議論を行うとともに、域内諸国間で十分な対話と協調を図ることが必要となろう。

¹³もっとも、2001 年以降の韓国では変動相場制になっているといわれている。

参考文献

Ball, L., 1999. "Policy Rules for Open Economies", In Taylor, J., (ed.) *Monetary Policy Rules*, NBER.

Barro, R., Gordon, D.B., 1983. "Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy" *Journal of Monetary Economics* 12, 101-121.

Barro, R., Sala-i-Martin, X., 1995. *Economic Growth*, McGraw Hill.

Calvo, G. A., Reinhart, C., 2002. "Fear of Floating" *Quarterly Journal of Economics*, (May) 379-408.

Campa, J., Goldberg, L., 2001. "Exchange Rate Pass-through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon?", Mimeo. IESE Business School and Federal Reserve Bank of New York.

Calvo, G., Mishkin, F., 2003. "The Mirage of Exchange Rate Regimes for Emerging Market Countries", NBER Working Paper 9808, June.

Clarida, R., Gali, J., Gertler M., 2001. "Optimal Monetary Policy in Open versus Closed Economies: An Integrated Approach", *American Economic Review* 91, 2, 248-252.

-----, 2002. "A Simple Framework for International Monetary Policy Analysis" NBER Working Paper 8870, April.

Eichengreen, B., 1994, *International Monetary Arrangements for the 21st Century*, Brookings Institution, Washington DC.

Eichengreen, B., Hausman, R., 1999. "Exchange Rates and Financial Fragility", NBER Working Paper 7418, November.

Fisher, S., 2001. "Exchange Rate Regimes: Is the Bipolar View Correct?", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 50, no. 2 (Spring) 3-24.

Fleming, M., 1962. "Domestic Financial Policies Under Fixed or Floating Exchange Rates", *IMF Staff Papers* 9 (March): 369-380.

Frankel, J. A., 1999. "No Single Currency is Right for All Countries or at All Times", NBER Working Paper 7338, September.

Hausman, R., Panizza, U., Stein, E., 2001. "Why do Countries Float the Way They Float?", *Journal of Development Economics*, 66, 387-414.

Juhn, G., Mauro, P., 2002. "Long-Run Determinants of Exchange Rate Regimes: A Simple Sensitivity Analysis" IMF WP/02/104, June.

Kenen, P. B., 1969. "The Theory of Optimal Currency Areas: An Eclectic View" in Mundell, R., Swoboda, A. (eds.) *Monetary Problems of the International Economy*. Chicago: University of Chicago Press.

Levy-Yeyati, E., Sturzenegger, F., 2002. "Classifying Exchange Rate Regimes: Deeds vs. Words" *European Economic Review*, forthcoming.

Poirson, H., 2001. "How do Countries Choose Their Exchange Rate Regime?" IMF WP/01/46, April.

Rogoff, K., Husain, A. M., Mody, A., Brooks, R., Oomes, N., 2004. "Evolution and Performance of Exchange Rate Regimes" *IMF Occasional Paper* 229.

Svensson, L., 1997. "Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets" *European Economic Review* 41, 1111-1146.

Taylor, J., 1993. "Discretion versus Policy Rules in Practice". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, 195-214.

-----, 2000. "Low Inflation, Pass-through and the Pricing Power of Firms". *European Economic Review* 44, 7, 1389-1408.

Tornell, A., Velasco, A., 2000, "Fixed versus Flexible Exchange Rates: Which Provides More Fiscal Discipline?", *Journal of Monetary Economics* 45, 399-436.

表 1 説明変数間の相関係数

| | ハス・スルー | 対外債務 比率 | 短期債務 比率 | 民間債務 比率 | ドル建て 債務比率 | インフレ指数 | 市場 開放度 | 所得水準 | マネーサプライ 比率 | 銀行融資 比率 | 株式時価 総額比率 |
|-----------|--------|------------|------------|------------|--------------|--------|-----------|-------|---------------|------------|--------------|
| ハス・スルー | 1.000 | | | | | | | | | | |
| 対外債務比率 | 0.257 | 1.000 | | | | | | | | | |
| 短期債務比率 | 0.127 | 0.202 | 1.000 | | | | | | | | |
| 民間債務比率 | -0.164 | 0.111 | 0.464 | 1.000 | | | | | | | |
| ドル建て債務比率 | 0.345 | 0.315 | 0.469 | 0.330 | 1.000 | | | | | | |
| インフレ指数 | 0.362 | 0.229 | 0.156 | -0.030 | 0.363 | 1.000 | | | | | |
| 市場開放度 | -0.113 | 0.211 | 0.176 | 0.246 | 0.026 | -0.132 | 1.000 | | | | |
| 所得水準 | -0.224 | -0.689 | -0.449 | -0.284 | -0.673 | -0.329 | -0.131 | 1.000 | | | |
| マネーサプライ比率 | -0.332 | -0.431 | -0.183 | -0.021 | -0.551 | -0.425 | 0.137 | 0.595 | 1.000 | | |
| 銀行融資比率 | -0.300 | -0.442 | -0.090 | 0.083 | -0.472 | -0.333 | 0.055 | 0.607 | 0.886 | 1.000 | |
| 株式時価総額比率 | -0.229 | -0.326 | -0.001 | 0.189 | -0.222 | -0.281 | 0.210 | 0.403 | 0.602 | 0.664 | 1.000 |

注) サンプル数は357。網掛けは相関係数が0.5を超えるもの。

表 2 為替制度の決定要因（順序ロジットモデル）

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|-----------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| パス・スルー | 0.239 (0.219) | 0.170 (0.209) | 0.237 (0.218) | 0.097 (0.208) | 0.295 (0.257) |
| 対外債務比率 | 0.317 ** (0.130) | 0.264 ** (0.121) | 0.351 *** (0.132) | 0.308 *** (0.110) | 0.552 * (0.285) |
| 短期債務比率 | -0.583 (0.975) | -1.492 (0.967) | -0.447 (0.962) | -0.634 (0.984) | -1.926 (1.221) |
| 民間債務比率 | -1.910 *** (0.606) | -2.028 *** (0.612) | -1.865 *** (0.603) | -1.637 *** (0.611) | -0.747 (0.791) |
| ドル建て債務比率 | -0.459 (0.455) | -0.740 * (0.439) | -0.316 (0.426) | -1.080 *** (0.419) | -1.571 *** (0.507) |
| インフレ指数 | -2.208 *** (0.601) | -1.507 *** (0.546) | -2.256 *** (0.600) | -1.873 *** (0.582) | -0.366 (0.731) |
| 市場開放度 | 1.903 *** (0.293) | 1.921 *** (0.246) | 1.977 *** (0.281) | 2.074 *** (0.257) | 1.977 *** (0.305) |
| 所得水準 | -0.017 (0.019) | -0.034 ** (0.014) | | | |
| マネーサプライ比率 | -1.313 *** (0.503) | | -1.579 *** (0.408) | | |
| 銀行融資比率 | | | | -1.180 *** (0.232) | |
| 株式時価総額比率 | | | | | -0.840 *** (0.218) |
| 対数尤度 | -565.72 | -675.49 | -565.72 | -660.98 | -475.39 |
| 観測数 | 528 | 647 | 528 | 634 | 442 |
| 擬似決定係数 | 0.102 | 0.096 | 0.102 | 0.111 | 0.090 |

注)1.為替制度(変動相場制=1、中間的相場制=2、固定相場制=3)を採用する確率を被説明変数とした順序ロジットモデル

2.推計期間は1990年から2000年。説明変数は被説明変数の1期ラグの値をとっている。

3.括弧内は標準誤差。*、**、***は、それぞれ10%、5%、1%の水準で有意であることを示す。

4.インフレ指数は、インフレ率を $\pi / (1 + \pi)$ で表される。

表 3 為替制度の決定要因（多項ロジットモデル）

| | 推計値 | | 予測された確率の変化(%) | | |
|-----------|----------------------|-----------------------|---------------|----------|----------|
| | 変動相場制 | 固定相場制 | 変動相場制 | 中間的相場制 | 固定相場制 |
| パス・スルー | 0.053 (0.299) | 0.327 (0.327) | -0.00607 | -0.00853 | 0.0146 |
| 対外債務比率 | -0.820 ** (0.369) | 0.381 ** (0.177) | -0.1426 | 0.02175 | 0.12085 |
| 短期債務比率 | -2.198 * (1.325) | -2.339 * (1.354) | -0.0171 | 0.03943 | -0.02233 |
| 民間債務比率 | 0.243 (0.792) | -2.517 *** (0.891) | 0.01977 | 0.01274 | -0.03251 |
| ドル建て債務比率 | 1.363 ** (0.682) | 1.068 * (0.646) | 0.05296 | -0.0766 | 0.02364 |
| インフレ指数 | -1.529 ** (0.738) | -6.558 *** (1.126) | 0.06034 | 0.13893 | -0.19927 |
| 市場開放度 | -0.902 ** (0.419) | 1.549 *** (0.399) | -0.16805 | -0.00678 | 0.17484 |
| 所得水準 | 0.061 * (0.032) | 0.078 *** (0.030) | 0.02563 | -0.08481 | 0.05917 |
| マネーサプライ比率 | -1.462 ** (0.720) | -3.593 *** (0.810) | 0.0547 | 0.15151 | -0.20621 |
| 対数尤度 | -565.7 | -565.7 | | | |
| 観測数 | 528 | 528 | | | |
| 擬似決定係数 | 0.158 | 0.158 | | | |

- 注)1.為替制度(変動相場制=1、中間的相場制=2、固定相場制=3)を採用する確率を被説明変数とした多項ロジットモデル
 2.中間的相場制を基準として推計。
 3.推計期間は1990年から2000年。説明変数は被説明変数の1期ラグの値をとっている。
 4.括弧内は標準誤差。*、**、***は、それぞれ10%、5%、1%の水準で有意であることを示す。
 5.予測された確率の変化は各変数をサンプル平均の1%だけ上昇させたときの値。
 6.インフレ指数は、インフレ率を π として $\ln(1 + \pi)$ で表される。

表 4 経済成長率と為替制度

| | 1 | 2 | 3 |
|-------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | β-リング推定 | β-リング推定 | 固定効果推定 |
| 中間的相場制度 | 0.001 (0.006) | -0.002 (0.005) | 0.003 (0.005) |
| 固定相場制度 | -0.001 (0.005) | 0.000 (0.004) | -0.003 (0.007) |
| パス・スルー | -0.002 (0.004) | | |
| 対外債務比率 | -0.001 (0.003) | -0.003 (0.002) | 0.006 (0.005) |
| マネーサプライ比率 | -0.001 (0.014) | 0.014 (0.009) | -0.064 ** (0.031) |
| 市場開放度 | 0.009 (0.010) | 0.009 * (0.005) | 0.043 ** (0.020) |
| 財政収支比率 | 0.266 *** (0.081) | 0.168 *** (0.054) | 0.167 *** (0.060) |
| 所得水準(90年時点) | 0.000 (0.000) | 0.000 *** (0.000) | 0.001 (0.003) |
| 人口 | 0.044 *** (0.012) | 0.026 ** (0.012) | 0.057 (0.331) |
| 就学率(大学) | 0.027 * (0.014) | 0.028 ** (0.012) | -0.002 (0.036) |
| 定数項 | 0.029 *** (0.008) | 0.030 *** (0.006) | -3.071 (18.387) |
| 観測数 | 357 | 577 | 577 |
| 決定係数 | 0.076 | 0.056 | 0.044 |

注)1.被説明変数は実質経済成長率。推計期間は1990年から2000年。

2.β-リング推定の標準誤差はHuber/Whiteの修正を施した標準誤差(heteroskedasticity-consistent standard errors)。

3.説明変数は被説明変数の1期ラグの値をとっている。*、**、***は、それぞれ10%、5%、1%の水準で有意であることを示す。

4.β-リング推定の決定係数は自由度修正済み決定係数、固定効果推定の決定係数はwithin決定係数。

表 5 インフレ率と為替制度

| | 1 | 2 | 3 |
|---------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| | β-リング推定 | β-リング推定 | 固定効果推定 |
| 中間的相場制度 | 0.015 (0.022) | 0.004 (0.020) | 0.001 (0.017) |
| 固定相場制度 | 0.016 (0.016) | -0.020 (0.015) | -0.038 ** (0.019) |
| パス・スルー | 0.049 *** (0.018) | | |
| 対外債務比率 | 0.045 *** (0.017) | 0.010 (0.006) | -0.029 (0.030) |
| 貨幣成長率 | 0.019 *** (0.007) | 0.017 *** (0.004) | 0.013 *** (0.001) |
| 経済成長率 | -0.028 (0.176) | -0.260 ** (0.112) | -0.051 (0.114) |
| 市場開放度 | 0.023 (0.027) | 0.003 (0.018) | -0.014 (0.045) |
| 財政収支比率 | -1.090 *** (0.314) | -0.420 * (0.218) | -0.607 *** (0.162) |
| 定数項 | 0.016 (0.027) | 0.103 *** (0.019) | 0.143 *** (0.392) |
| 観測数 | 328 | 539 | 539 |
| 決定係数 | 0.356 | 0.280 | 0.326 |

注)1.被説明変数はインフレ指数($\pi_t / (1 + \pi_{t-1})$)。推計期間は1990年から2000年。

2.β-リング推定の標準誤差はHuber/Whiteの修正を施した標準誤差(heteroskedasticity-consistent standard errors)。

3.説明変数は被説明変数の1期ラグの値をとっている。*、**、***は、それぞれ10%、5%、1%の水準で有意であることを示す。

4.β-リング推定の決定係数は自由度修正済み決定係数、固定効果推定の決定係数はwithin決定係数。

表 6 東アジアとラテンアメリカ

| | 韓国 | 香港 | シンガポール | タイ | フィリピン | マレーシア | インドネシア | アルゼンチン | ブラジル | メキシコ |
|-----------------------------|----------|----------|----------|---------|---------|---------|---------|----------|---------|---------|
| 為替制度(1990) | 中間 | 固定 | 中間 | 中間 | 変動 | 固定 | 固定 | 中間 | 中間 | 中間 |
| 為替制度(1991) | 固定 | 固定 | 中間 | 中間 | 中間 | 中間 | 固定 | 中間 | 中間 | 固定 |
| 為替制度(1992) | 中間 | 固定 | 中間 | 中間 | 中間 | 中間 | 固定 | 固定 | 中間 | 固定 |
| 為替制度(1993) | 中間 | 固定 | 固定 | 中間 | 固定 | 中間 | 固定 | 固定 | 中間 | 固定 |
| 為替制度(1994) | 固定 | 固定 | 中間 | 中間 | 変動 | 固定 | NA | 固定 | 中間 | 固定 |
| 為替制度(1995) | 中間 | 固定 | 中間 | 中間 | 変動 | 変動 | 中間 | 固定 | 変動 | 中間 |
| 為替制度(1996) | 固定 | 固定 | 中間 | NA | 固定 | 中間 | 中間 | 固定 | 中間 | 中間 |
| 為替制度(1997) | 中間 | 固定 | 変動 | 中間 | 変動 | 変動 | 中間 | 固定 | 中間 | 変動 |
| 為替制度(1998) | 中間 | 固定 | 変動 | 中間 | 変動 | 中間 | 中間 | 固定 | 固定 | 変動 |
| 為替制度(1999) | 固定 | 固定 | 固定 | 変動 | 変動 | 固定 | 中間 | 固定 | 中間 | 変動 |
| 為替制度(2000) | 固定 | 固定 | 固定 | 変動 | 変動 | 固定 | 中間 | 固定 | 固定 | 変動 |
| バス・スル- | 0.05 | NA | -0.24 | 0.07 | 0.19 | 0.08 | 0.15 | 1.02 | 1.13 | 0.15 |
| 対外債務比率(%、対GDP) | NA | NA | NA | 56.35 | 65.87 | 42.01 | 75.16 | 38.66 | 29.68 | 38.63 |
| 短期債務比率(%、対対外債務残高) | NA | NA | NA | 35.89 | 15.16 | 20.48 | 18.92 | 19.39 | 18.43 | 20.41 |
| 民間債務比率(%、対長期債務残高) | NA | NA | NA | 56.99 | 17.42 | 35.12 | 30.84 | 18.06 | 28.49 | 19.34 |
| ドル建て債務比率(%、対長期債務残高) | NA | NA | NA | 30.04 | 32.48 | 43.24 | 26.76 | 60.51 | 66.81 | 65.46 |
| 円建て債務比率(%、対長期債務残高) | NA | NA | NA | 45.17 | 36.80 | 33.17 | 35.29 | 6.76 | 7.70 | 8.23 |
| インフレ指数(インフレ率 / (1 + インフレ率)) | 0.05 | 0.06 | 0.02 | 0.05 | 0.09 | 0.04 | 0.12 | 0.20 | 0.53 | 0.16 |
| 市場開放度 | 64.50 | 268.07 | NA | 87.07 | 82.36 | 178.13 | 57.56 | 18.70 | 18.01 | 49.02 |
| 所得水準(米ドル) | 10851.37 | 20890.83 | 16963.09 | 5335.84 | 3457.63 | 6682.23 | 2631.67 | 10439.94 | 6240.20 | 7251.42 |
| マネーサプライ比率(%、対GDP) | 41.57 | 169.79 | 90.05 | 78.48 | 45.01 | 78.12 | 43.54 | 18.33 | 26.58 | 23.71 |
| 銀行融資比率(%、対GDP) | 71.90 | 153.32 | 106.38 | 125.06 | 39.94 | 132.04 | 48.32 | 19.33 | 47.81 | 24.08 |
| 株式時価総額比率(%、対GDP) | 40.78 | 227.39 | 152.88 | 54.62 | 56.24 | 195.33 | 22.40 | 14.92 | 22.70 | 31.95 |