

## 途上国・新興国における金融グローバル化の進展

—ダイナミック・パネル分析—\*

上 坂 豪

## 要 旨

本稿では、途上国・新興国18カ国の対外資産・負債ストックに関するパネルデータを用いて、これらの国による金融グローバル化の進展を規定する要因の分析を行った。その際、ストック調整にかかわる調整コストの存在を考慮したダイナミック・モデルをGMMによって推定した。分析の結果、資本自由化は対外資本取引の形態を其他投資からポートフォリオ投資へシフトさせるように作用したが、金融グローバル化自体に対しては中立的だったことが明らかとなった。また期間分割したサンプルによる分析結果は、資本自由化が、まず1980年代半ばから1990年代半ばにかけてポートフォリオ投資を増大させ、続く1990年代半ば以降其他投資からの撤退を引き起こしたことを明らかにした。金融グローバル化の進展にとって重要な要因は、財・サービス貿易の増加、国内金融システムの発展、国内マクロ経済の不安定性であるが、これらがグローバル化の原動力となったのは1990年代半ば以降のことである。

## 1 は じ め に

金融グローバル化の進展がもたらすさまざまな影響、あるいは金融グローバル化を推進する諸要因の特定は、従来より国際金融論・国際マクロ経済学の分野における中心的課題であり、過去数多くの研究がなされてきた。近年ではアメリカの巨額の経常収支赤字やEUにおける金融市場統合、さらには通信・情報技術の急速な発展を背景に、金融グローバル化にまつわる諸問題に対していっそうの関心が集まっている。

さらに、従来は先進諸国が中心的プレーヤーであった国際資本市場において、近年新たに発展途上国や新興市場国（以下、途上国・新興国）が国際資本取引の担い手として台頭するに至り、これらの国々において進展する金融グローバル化の動向が注目されている。

本稿の目的は、対外資産・負債ストックのデータを用いて過去数十年間の途上国・新興国による対外資本取引の動向を分析することによって、これらの国々における金融グローバル化の原動力となった要因を特定することにある。その際、金融グローバル化という現象を「対外資本取引が活発化することによって、対外資産・負債ストックの規模が増大すること」として分析を進める。<sup>1)</sup> 対外資産・負債ストックの蓄積は、国際的なリスク・シェアリングの実現による国内所得の平準化に

\* 本稿の作成にあたり、本誌匿名レフェリー、森川浩一郎教授（近畿大学）、栗原裕教授（愛知大学）、井澤秀記教授（神戸大学）、郡司大志講師（大東文化大学）より有益なコメントを頂いた。記して謝意を表す。残された誤りはすべて筆者の責任である。

寄与すると同時に、ある国で発生したショックが他国へ伝播するチャンネルとしても機能するなど、その影響は多方面にわたると考えられる。

分析対象を OECD 加盟国である先進諸国に限定して、本稿と同様に金融グローバル化の促進要因を分析した研究に Lane (2000) および Lane and Milesi-Ferretti (2003) がある。本稿ではこうした先行研究を参考にしつつ、IMF 統計から対外資産・負債ストックのデータが一定の期間にわたり入手可能な18の途上国・新興国を選択し、先進諸国のケースで有意であった要因が途上国・新興国からなるサンプルにおいても同様の説明力を有するか否かを検証する。

とりわけ、資本取引規制・外国為替取引規制の有無が各国の対外資本取引に及ぼす影響に注目する。Lane (2000) および Lane and Milesi-Ferretti (2003) の実証分析では、資本取引の自由度を表す指標が対外資産・負債ストックに与える影響は有意ではないと結論づけられているが、この結論が途上国・新興国を対象とした場合にどう変更されるか検証を行う。<sup>2)</sup>

過去数十年の間に、途上国・新興国における資本取引規制はさまざまな変遷を遂げた。例えば、1980年代末から1990年代初頭において、東南アジア諸国の多くは外資主導の工業化を実現するために資本自由化へ邁進した。他方、1980年代や1990年代後半に中南米、東アジア、ロシアなどで頻発した資本逃避への対応として、資本規制を強化・再導入した国も少なくない。<sup>3)</sup>

したがって、資本規制もしくはその緩和が対外資本取引に及ぼす影響を検証する際には、国別の異質性のみならず時系列的な変遷をも考慮に入れる必要がある。そこで本稿ではパネルデータを利用して実証分析を行う。先にも述べたように、対外資産・負債ストックデータが公表されている国は限られているので、パネルデータの利用は自由度不足の問題を軽減するためにも有効である。

本稿の構成は以下のとおりである。2節では、本稿の分析対象である対外資産・負債ストックと資本自由化インデックスについて解説し、国別、期間別の概観を行う。3節では、実証分析の方法と推定モデルについて説明する。4節では、実証分析の結果を報告し、その解釈を行う。5節では、全体のまとめと残された課題について述べる。

## 2 金融グローバル化の推移と資本自由化インデックス

### 2.1 対外資産・負債ストック

対外資産・負債ストックのデータが一定の期間にわたって利用できる国は非常に限られる。本稿では、IMF, *International Financial Statistics* から、2004年までに10年以上の連続した期間にわたって対外資産・負債ストックのデータ (*IFS* における呼称は *International Investment Position*) が入手できる先進国以外の18カ国を選択し、データセットを作成した。18カ国の内訳とそれぞれのサンプル期間は表1のとおりである。<sup>4)</sup> サンプルの期間は国ごとに異なるので、本稿で扱うパネルデータはアンバランス (unbalanced panel data) である。

1) この点については少なからず異論があるかもしれない。「各国の(金融)市場が一体となって1つの市場を形成すること」(翁・白川・白塚 (1999), 括弧引用者) といった一般的な金融グローバル化の定義からすれば、各種金利平価式の検証を中心に議論を組み立てるのが妥当であると思われる。しかしそうした研究にはすでにかなりの蓄積がなされていること (Frankel (1991), Kumhof (2001), Pasricha (2007) など)、また Obstfeld and Taylor (2004) が指摘するように、金利平価式のような価格指標すら金融グローバル化の完全な指標とは言えず、資産・負債の規模などの量的指標を用いた分析によって議論を補完することにも一定の意義があると考えられることから、本稿では対外資産・負債ストックの増大をもって金融グローバル化の進展と定義する。

2) Engel (2003) は、Lane and Milesi-Ferretti (2003) に対するコメントの中で、資本取引の自由度が対外資産・負債ストックの規模に影響しないという分析結果に対して疑問を呈している。

3) 1997年のアジア通貨危機発生後に、各種の資本規制と固定相場制を導入したマレーシアはその一例である。

表1 サンプル・リスト

国名	期間	国名	期間
アルゼンチン	1991-2004	マレーシア	1980-1994
ボツワナ	1994-2003	モルドバ	1994-2004
コロンビア	1980-2004	ペルー	1986-2004
チェコ	1993-2004	ルーマニア	1990-2004
エクアドル	1993-2004	ロシア	1993-2004
イスラエル	1989-2004	スロバキア	1994-2003
韓国	1980-1993	南アフリカ	1980-2003
キルギス	1993-2004	スワジランド	1981-2004
リトアニア	1994-2004	ベネズエラ	1983-2004

対外資産・負債ストックを分析の対象とする際には、経常収支不均衡の長期的な維持可能性 (sustainability) などの観点から、ネットの対外資産ポジション、すなわち対外資産ストックと対外負債ストックの差額に注目することが多い。<sup>5)</sup> 一方、本稿の関心は対外資本取引の規模を規定する要因を特定することにある。この観点からは、グロスの対外資産・負債ストック、すなわち対外資産ストックと対外負債ストックの合計額こそが重要である。

この点をデータから確認するために、対外資産・負債ストックの対 GDP 比の各国平均を、グロスとネット（絶対値）の両面から時系列にプロットしたのが図1である。一見してわかるとおり、ネットで見たとときの対外資本取引規模は、80年代後半の低迷が90年代後半から2000年代にかけて持ち直す動きを示しているが、全体的に見て増加傾向にあるとは言い難い。事実この期間におけるピークは1986年の23.7%であり、2004年に至るまでこの水準を超えた年はない。一方グロスの対外資本取引規模は90年代初頭より急増し、GDP 比で見て2000年代初頭には80年代初頭の3倍の規模に達している。<sup>6)</sup> すなわち、近年の途上国・新興国における金融グローバル化の進展について言及するにあたっては、資本余剰国から資本不足国への資本流入の増加という単純な構図ではなく、資産、負債両サイドにおける対外資本取引の増大という側面から把握する必要がある。

IMF 統計では、対外資産ストックはさらに対外直接投資、ポートフォリオ投資、その他投資、外貨準備に、対外負債ストックは対内直接投資、ポートフォリオ投資、その他投資に分類される。<sup>7)</sup> 総額としての対外資産・負債ストックを見ただけでは、こうした投資形態別の取引動向に関する情報は得られない。図2はグロス対外資産・負債ストックの内訳を示したものである。全体に占める最大の項目は一貫してその他投資であるが、1991年を境にして相対的に低下傾向に転じるとともに、直接投資、ポートフォリオ投資の相対的地位が高まっている（ただしポートフォリオ投資は2000年代に入って大きく減少している）。すなわち、大まかな傾向としては過去25年の間に対外

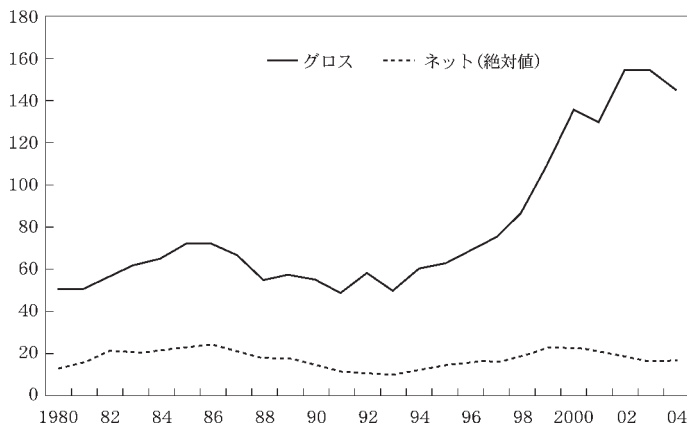
4) 韓国は2001年から2004年、マレーシアは2001年、2002年のデータも利用可能であるがデータセットには含まなかった。南アフリカは1956年以降のデータが公表されているが、他の国とのバランスを考慮して1980年以降のデータに限定した。ペルーは1989年以後継続的にデータが公表されている。しかしながら、他の国のグロス対外資産・負債ストックの対 GDP 比が高々260%程度であるのに対して、ペルーに関しては1400%を超えており、異常値 (outlier) として処理した方が適切であると考えられるため、データセットから除外した。

5) Masson, Kremers and Horne (1994), Calderón, Loayza and Servén (2000), Lane and Milesi-Ferretti (2002) など。

6) 同様の傾向は途上国・新興国だけではなく、主要先進国の間にも観察される (Lane and Milesi-Ferretti (2005)), Obstfeld and Taylor (2004) は、古典的金本位制期以後の歴史においても、近年の国際資本移動の特徴はグロスで見たと取引規模の増大という点にあり、ネットでの水準は必ずしも高くないことを指摘している。

7) さらに、ポートフォリオ投資はエクイティ証券、債務証券に、その他投資は通貨当局、一般政府、銀行、その他部門に分類される。

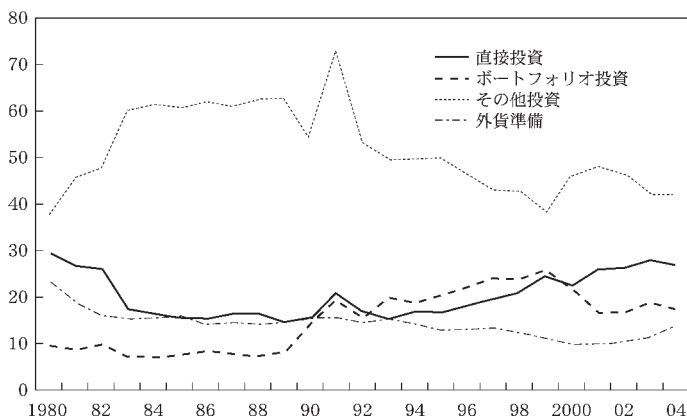
図1 対外資産・負債ストックの対 GDP 比 (18カ国平均, %)



(注) グロスは資産ストックと負債ストックの合計額。ネットは資産ストックと負債ストック差額の絶対値。

(出所) *International Financial Statistics CD-ROM, World Development Indicators CD-ROM.*

図2 グロス対外資産・負債ストックの内訳 (18カ国平均, %)



(注) グロス対外資産・負債ストックに占める各項目の割合。

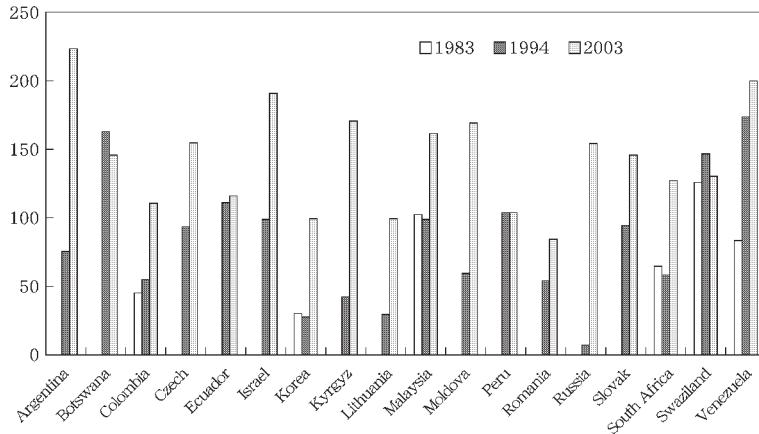
(出所) *International Financial Statistics CD-ROM.*

資本取引の対象はその他投資から直接投資，ポートフォリオ投資へとシフトしたと言えよう。この傾向は，同時期に世界的に観察された資本フローの動向とも整合的である。<sup>8)</sup>

図3では，1983年，1994年，2003年時点におけるグロス対外資産・負債ストックの対 GDP 比を国ごとに比較した。これによると，この間必ずしもすべての国において金融グローバル化が進展したわけではないことがわかる。例えば，ボツワナとスワジランドは1994年から2003年にかけて対外資産取引の規模を低下させており，エクアドル，ペルーはほぼ横ばいである。しかしそれ以外の国については，本稿で扱う期間にわたって金融グローバル化が進んだといえてよいであろう。

8) 例えば OECD (2002) を参照せよ。

図3 対外資産・負債ストックの対GDP比：国別推移（%）



(注) 韓国の1994年は1993年の、マレーシアの2003年は2002年の数値。

(出所) International Financial Statistics CD-ROM, World Development Indicators CD-ROM.

## 2.2 資本自由化インデックス

資本規制、あるいは資本自由化の効果を数量的にとらえることは非常に困難である。本稿では、多くの実証分析で利用されている「IMF ダミー変数」を用いる。これは、IMF, *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions* に掲載されている一覧表 (summary features of exchange and trade systems in member countries) に基づいて作成されるもので、いくつかのバリエーションがあるが、ここでは Lane and Milesi-Ferretti (2003) において用いられているタイプのものを使用する。<sup>9)</sup>

この変数は以下のようにして作成される。まず一覧表の“restrictions on payments for capital transactions”の項目で、規制が存在するという記載がある場合は0、記載がない場合は1とするダミー変数を作成する。同様に、“restrictions on payments for current transactions”, “separate exchange rate(s) for some or all capital transactions and/or some or all invisibles”, “surrender or repatriation requirement for export proceeds”の各項目のそれぞれについてダミー変数を作成する。このようにして作成された4つのダミー変数を足し合わせたものを、「資本自由化インデックス」と呼ぶ。資本自由化インデックスは0から4までの値をとり、数値が大きいくほど対外資本取引の自由度が高いことを意味する。<sup>10)</sup>

このインデックスは1966年まで遡って作成することが可能であるが、1997年刊行の *Annual Report* (1996年中の規制状況が記載されている) 以降、一覧表の項目分類が変更されたため、

9) IMF ダミー変数を実証分析に用いた最初期の研究は Grilli and Milesi-Ferretti (1995) である。これ以降、Rodrik (1998), Edison *et al.* (2002), Mody and Murshid (2005) などにおいて用いられている。また Edison *et al.* (2004) は、資本規制あるいは資本自由化の効果を測るさまざまな試みについて詳細なサーベイを行っている。

10) もちろん、このようにして作成されたインデックスが表しているのは資本規制の有無であり、その強度ではない。したがって、その解釈には注意を要する。資本規制の強度に関する情報を含む指標の作成は、Quinn (1997), Levine and Zervos (1998), Edison and Warnock (2003) などで試みられているが、本稿の実証分析で利用するにはデータのカバレッジなどの点で問題がある。これらの研究で提示された指標の利用は今後の課題としたい。

1995年以前と同じ方法でインデックスを作成することが不可能となった。そこで本稿では、以下のルールに従って1996年以降のインデックスを作成し、それ以前のものとは結合した。

1 新分類では、資本勘定規制に関する項目は、取引形態別もしくは取引主体別に13のサブカテゴリーに細分化される。そこで、まず各項目について規制が存在する場合は0、存在しない場合は1とするダミー変数を作成し、すべてを足し合わせる。この変数の値<sup>11)</sup>が6以下（すなわち過半数以上の項目について規制が存在）であれば0、7以上であれば1とするダミー変数を作成し、旧分類の“restrictions on payments for capital transactions”から作成したダミー変数に代替する。<sup>12)</sup>

2 新分類における“control on payments for invisible transactions and current transfers”を、旧分類の“restrictions on payments for current transactions”に読み替えて、ダミー変数を作成する。

3 新分類における“exchange rate structure”のサブカテゴリー“dual exchange rates”と“multiple exchange rates”のいずれかでその存在を示す記載がある場合は0、なければ1とするダミー変数を作成し、旧分類の“separate exchange rate(s) for some or all capital transactions and/or some or all invisibles”から作成したダミー変数に代替する。

4 新分類における“proceeds from exports and/or invisible transactions”のサブカテゴリー“repatriation requirements”と“surrender requirements”のいずれかでその存在を示す記載がある場合には0、なければ1とするダミー変数を作成し、旧分類の“surrender or repatriation requirement for export proceeds”から作成したダミー変数に代替する。

以上4つのダミー変数を合計したものを、1996年以降の資本自由化インデックスとして使用する。<sup>13)</sup>

図4は、1980年から2004年まで毎年の資本自由化インデックスの18カ国平均を示したものである。1983年から数年にわたって規制が強化された後、1980年代半ばから1995年までは一貫して規制緩和の傾向にある。その後は年々上下変動を繰り返しているが、傾向としては規制は緩和される方向にあると言ってよい。

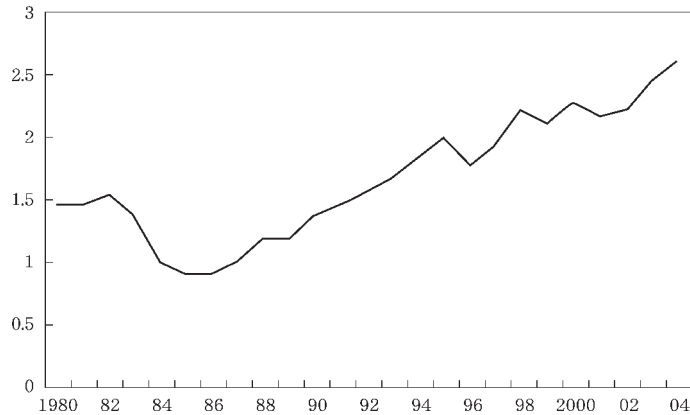
図5は、資本自由化インデックスの期間ごと（1980年から1991年、1992年から1998年、1999年から2004年）の平均を国別に比較したものである。国ごとにばらつきはあるものの、マレーシア、ロシア、スワジランドを除くほぼすべての国において、時代を経るにつれ資本自由化が進んでいることがわかる。

11) G7諸国についてこの変数を作成したところ、1996年から2004年平均でカナダ11.22、フランス9.22、ドイツ11、イタリア10.33、日本9.56、イギリス10.89、アメリカ9.11であった。またいずれの国についてもこの変数が7を下回る年はなかった。

12) このルールは言うまでもなく恣意的なものである。そこで、このルールを「作成された変数の値が4以下で0、5以上で1」、「8以下で0、9以上で1」に変更した場合についても4節と同様の分析を行った。おおむね結論に大きな相違は認められないが、無視しえない相違が生じたケースについては本文中で適宜述べることにする。

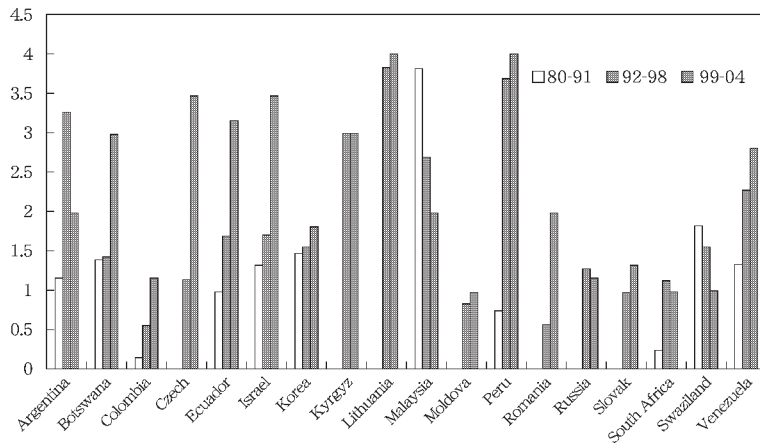
13) Mody and Murshid (2005) では、1979年から1999年までの期間にわたって、本稿で作成したものと同一インデックスを用いた実証分析を行っているが、1996年以降のデータをどのように処理したのかについては不明である。

図4 資本自由化インデックス（18カ国平均）



(出所) *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions.*

図5 資本自由化インデックス（国別・期間平均）



(注) チェコ、キルギス、リトアニア、モルドバ、ロシア、スロバキアの1980-1991年の数値は利用不可。ルーマニアの1980-1991年平均値は0。

(出所) *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions.*

### 3 実証分析の方法と推定モデル

#### 3.1 Arellano-Bond 推定量

本稿では、各国における金融グローバル化の進展がどのような要因によって促されたのかを検証するために、グロス対外資産・負債ストックを被説明変数とする回帰式を推定する。その際、さまざまな調整コストの存在によって望ましい対外資産・負債ストックの水準を実現するまでには時間がかかるものと考え、次のような被説明変数の1期ラグを説明変数として含むダイナミック・モデルを想定する。

$$ealgdpt_{it} = \alpha ealgdpt_{i,t-1} + \beta' \mathbf{x}_{it} + \eta_i + \nu_{it} \quad (1)$$

ここで  $ealgdpt$  はグロス対外資産・負債ストックの対 GDP 比、 $\mathbf{x}$  は対外資本取引の規模に影響すると想定される変数ベクトル、 $\eta$  は国ごとに異なる固有効果、 $\nu$  は誤差項、 $\alpha$ 、 $\beta$  は推定すべき

パラメータ, 添字  $i, t$  はそれぞれ国, 期間を表す. また  $E[\nu_{it}] = 0$ ,  $E[\nu_{it}^2] = \sigma_\nu^2$ ,  $E[\nu_{it}\nu_{js}] = 0$  ( $i \neq j$  あるいは  $t \neq s$ ),  $\mathbf{x}$  は強外生 (すべての  $t, s$  について  $E[\mathbf{x}_{it}\nu_{is}] = 0$ ) であると仮定する.

このようなダイナミック・モデルをパネルデータを用いて推定する場合, within 変換によって固有効果を除去したとしても, 依然として誤差項と相関するラグ項が説明変数として残されるので, OLS による推定ではパラメータの一致推定量を得ることはできない. このような場合の推定方法にはいくつかの代替案が存在するが, 本稿では Arellano and Bond (1991) による GMM 推定法を採用する.<sup>14)</sup>

Arellano-Bond 推定量は以下のようにして求められる. まず(1)式の階差をとることによって固有効果を消去する.

$$\Delta eal gdp_{it} = \alpha \Delta eal gdp_{i,t-1} + \beta \Delta \mathbf{x}_{it} + \Delta \nu_{it} \quad (2)$$

このとき  $\Delta eal gdp_{i,t-1}$  と  $\Delta \nu_{it}$  の間に相関が残るので, OLS によって推定することはできない. 上述の仮定より,

$$E[\Delta \nu_{it} \Delta eal gdp_{i,t-s}] = 0 \text{ for } t=3, \dots, T; s=2, \dots, t-1 \quad (3)$$

$$E[\Delta \nu_{it} \Delta \mathbf{x}_{it}] = 0 \text{ for } t=3, \dots, T \quad (4)$$

であるので,  $t$  期の推定について  $eal gdp_{i,t-s}$  ( $s=2, \dots, t-1$ ) と  $\Delta \mathbf{x}_{it}$  を操作変数として, 適当なウェイト行列を用いて(2)式を GMM 推定する.

GMM 推定量が一致性を持つためには,

$$E[\Delta \nu_{it} \Delta \nu_{i,t-2}] = 0 \quad (5)$$

すなわち階差をとった誤差項に 2 次の系列相関がないことが必要である.<sup>15)</sup> Arellano and Bond (1991) では, この条件に関する検定方法も提案されている.

### 3.2 定式化とデータ

(2)式のベクトル  $\mathbf{x}$  に含める変数に関しては, 先行研究 (Lane (2000), Lane and Milesi-Ferretti (2003)) を参考にして以下のように決定した.

まず, 資本自由化インデックスである. この変数は 0 から 4 までの値をとり, 値が大きいくほど対外資本取引に対する規制が緩やかであることを表している. 自由化が進展する以前の状況において, 規制の存在が対外資本取引に対する binding な制約であるなら, その緩和は対外資産・負債ストックの蓄積を促すであろう.

財・サービス貿易額の増加も国内経済主体による対外資本取引への関与を高める方向へ作用すると考えられる. 第 1 に, 財・サービス取引に伴い不可避免的に発生する金融取引のカテゴリー (貿易信用など) が存在する. 第 2 に, 特に小国経済の場合に当てはまるが, 実物部門の対外開放がマクロ経済環境のボラティリティを強め, 国際的リスク・シェアリングを実現するための対外資本取引の必要性を高める可能性がある. 第 3 に, 直接投資において典型的に見られるように, 対外資本取引と (特に企業内における) 財・サービス貿易が同時決定される場合がある.<sup>16)</sup> これらの効果をとらえるために, 推計式に財・サービス貿易額 (輸出+輸入) の対 GDP 比を含める.

経済発展が進み国富が蓄積されるにつれ, 国内経済主体のリスク回避度が低下するなら, それに伴って対外資本取引への関与が高まるであろう. また, 国際資本市場への参加には一定の固定費用

14) パネルデータによるダイナミック・モデルの推定については Hsiao (2003), Chapter 4 が詳しい.

15) 1 次の系列相関は必ずしも排除されない.

16) ただし, このルートの存在は説明変数の強外生性の仮定に反しているので, この変数も内生変数として扱った GMM 推定を行う必要があるかもしれない. 本稿においては, この点に関しては問題を指摘するだけにとどめる.



がかかるとするならば、豊かな国ほど対外資本取引の規模は増加するであろう。したがって、1人当たり実質 GDP（2000年時点の購買力平価換算）の自然対数値はグロス対外資産・負債ストックと正の相関を持つものと思われる。

国の規模も対外資本取引規模の決定要因として重要である。一般に、小国は特定の産業へ特化した経済構造を有する傾向にあるが、そうした場合外的なショックに対する脆弱性が強まり、国際的リスク・シェアリングの必要性を高めるかもしれない。逆に、1人当たり GDP のケースと同様、国際資本市場への参加に要する固定費用の存在が、国の規模と対外資本取引の間に正相関を生み出す可能性もある。国の規模の代理変数として、実質 GDP（2000年時点の購買力平価換算）の自然対数値を用いる。

国内金融システムがどの程度まで発展しているかも、対外資本取引の規模を規定する要因である。例えば、国内金融セクターの発展が低位にとどまる場合、国内経済主体が対外資本取引機会に低コストでアクセスすることは困難であろうし、海外の経済主体による対内投資の機会も限定される。逆に、国内金融システムが未発達であるがゆえに、国内経済主体が海外市場を利用する必要性を高める可能性もある。国内金融システムの発展の代理変数として、貨幣残高（M2）の対 GDP 比、銀行部門による対国内与信残高の対 GDP 比、株式時価総額の対 GDP 比を用いる。

最後に、国内マクロ経済の不安定性が高い国が、対外資本取引の規模を高めることによって国民所得の変動がもたらす経済厚生低下を回避する可能性を考慮する。<sup>17)</sup> 月次データから算出した国内インフレ率と世界インフレ率の乖離の、当該年における標準偏差をマクロ経済不安定性の代理変数として利用する。

データの出所は以下のとおりである。資本自由化インデックスは IMF, *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions* (various issues), 対外資産・負債ストックとインフレ率 (CPI) は IMF, *International Financial Statistics* CD-ROM, 貿易, GDP, 金融システムに関するデータは World Bank, *World Development Indicators* CD-ROM である。

## 4 推定結果

### 4.1 全期間推定

3節で説明を与えた推定方法並びに推定モデルに基づき、本節では各国における金融グローバル化の進展に影響を与えた要因の分析を行う。3節では、(2)式の被説明変数がグロス対外資産・負債ストックの対 GDP 比である場合に限って説明したが、本節では直接投資、ポートフォリオ投資、その他投資（いずれも資産・負債合計額の対 GDP 比）を被説明変数としたモデルも推定し、各カテゴリーの決定要因の相違にも焦点を当てる。ただし、説明変数についてはいずれの場合も同じである。

表2から表5は、本稿で準備したデータセット内で利用可能な全期間にわたるサンプルを用いた場合の推定結果であり、順に対外資産・負債ストック、直接投資、ポートフォリオ投資、その他投資を被説明変数とするものである。定数項を除くすべての係数推定値が0という仮説に対する Wald 検定、過剰識別制約に関する Sargan 検定はすべてのケースでクリアされる。誤差項の2次系列相関に関する検定によると、すべてのケースにおいて5%有意水準で系列相関なしの仮説が採択される。ただし有意水準を10%にした場合は、直接投資とポートフォリオ投資のケースで2次の

17) ただし、マクロ経済が不安定な国では、海外からの資本流入が滞る可能性もあるため、グロス対外資産・負債ストックはむしろ減少する可能性もある。

表2 資産・負債ストック：全期間推定

	I	II	III
ラグ項	0.581 (0.052)***	0.591 (0.053)***	0.553 (0.052)***
資本自由化	-3.349 (1.776)*	-1.248 (1.852)	-1.369 (1.738)
財・サービス貿易	0.425 (0.166)***	0.519 (0.174)***	0.747 (0.198)***
1人当たりGDP	20.558 (35.301)	25.814 (36.187)	-28.451 (39.741)
log GDP	-63.101 (33.559)*	-59.646 (34.265)*	-38.192 (40.925)
金融発展	0.793 (0.293)***	0.303 (0.132)**	0.162 (0.066)**
国内不安定性	-0.004 (0.005)	-0.003 (0.005)	-0.001 (0.004)
標本サイズ	239	233	189
Wald 検定	213.13 [0.000]	199.77 [0.000]	187.60 [0.000]
Sargan 検定	227.21 [0.984]	222.42 [0.991]	185.27 [0.999]
2次系列相関	0.79 [0.429]	0.87 [0.384]	-0.52 [0.605]

(注) 被説明変数は $100 \times (\text{対外資産ストック} + \text{対外負債ストック}) / \text{名目GDP}$ 。推定方法は Arellano and Bond (1991) の GMM 推定。モデル I, II, III はそれぞれ金融発展の代理変数として M2 残高の対 GDP 比, 銀行部門による対国内与信残高の対 GDP 比, 株式時価総額の対 GDP 比を用いたもの。Wald 検定は定数項を除くすべての係数推定値が 0 という仮説に対する検定統計量。Sargan 検定は過剰識別制約が有効という仮説に対する検定統計量。2 次系列相関は誤差項に 2 次の系列相関が存在しないという仮説に対する検定統計量。係数推定値下の丸括弧内は標準誤差 (White 修正済み)。\*, \*\*, \*\*\* はそれぞれ 10%, 5%, 1% 水準で有意であることを示す。各種検定統計量下のかぎ括弧内は仮説が棄却される確率。

表3 直接投資：全期間推定

	I	II	III
ラグ項	0.690 (0.044)***	0.662 (0.045)***	0.582 (0.054)***
資本自由化	0.503 (0.410)	0.657 (0.423)	0.732 (0.449)
財・サービス貿易	0.090 (0.039)**	0.093 (0.040)**	0.084 (0.052)
1人当たりGDP	7.379 (8.258)	6.776 (8.193)	11.575 (10.287)
log GDP	-15.138 (8.189)*	-16.153 (8.232)**	-30.972 (11.154)***
金融発展	0.044 (0.067)	0.016 (0.029)	0.049 (0.017)***
国内不安定性	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)
標本サイズ	239	233	189
Wald 検定	398.46 [0.000]	374.71 [0.000]	227.90 [0.000]
Sargan 検定	242.63 [0.921]	240.88 [0.932]	204.66 [0.932]
2次系列相関	-1.89 [0.058]	-1.84 [0.066]	-2.37 [0.067]

(注) 被説明変数は $100 \times (\text{対外直接投資ストック} + \text{対内直接投資ストック}) / \text{名目GDP}$ 。その他については表2を参照せよ。

表4 ポートフォリオ投資：全期間推定

	I	II	III
ラグ項	0.852 (0.048)***	0.842 (0.049)***	0.832 (0.054)***
資本自由化	1.495 (0.514)***	1.690 (0.540)***	1.555 (0.571)***
財・サービス貿易	-0.010 (0.042)	-0.004 (0.043)	0.054 (0.060)
1人当たりGDP	-16.380 (9.175)*	-18.289 (9.365)*	-22.154 (12.206)*
log GDP	8.704 (8.608)	10.521 (8.709)	17.801 (12.749)
金融発展	0.019 (0.082)	0.040 (0.037)	0.023 (0.021)
国内不安定性	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)
標本サイズ	239	233	189
Wald 検定	398.89 [0.000]	383.13 [0.000]	277.04 [0.000]
Sargan 検定	147.36 [1.000]	145.07 [1.000]	116.44 [1.000]
2次系列相関	-1.82 [0.069]	-1.89 [0.059]	-1.46 [0.144]

(注) 被説明変数は $100 \times (\text{ポートフォリオ投資資産ストック} + \text{ポートフォリオ投資負債ストック}) / \text{名目GDP}$ 。その他については表2を参照せよ。

表5 その他投資：全期間推定

	I	II	III
ラグ項	0.555 (0.053)***	0.560 (0.053)***	0.501 (0.052)***
資本自由化	-5.590 (1.450)***	-3.941 (1.490)***	-4.190 (1.350)***
財・サービス貿易	0.182 (0.125)	0.256 (0.128)**	0.387 (0.145)***
1人当たりGDP	34.111 (27.043)	33.677 (27.364)	-6.213 (29.108)
log GDP	-51.316 (25.391)**	-46.252 (25.679)*	-34.397 (30.257)
金融発展	0.362 (0.224)	0.271 (0.102)***	0.065 (0.048)
国内不安定性	-0.004 (0.004)	-0.003 (0.004)	-0.002 (0.003)
標本サイズ	239	233	189
Wald 検定	210.59 [0.000]	211.22 [0.000]	189.76 [0.000]
Sargan 検定	224.51 [0.989]	217.65 [0.996]	183.81 [0.999]
2次系列相関	1.08 [0.281]	1.18 [0.239]	-0.41 [0.679]

(注) 被説明変数は $100 \times (\text{その他投資資産ストック} + \text{その他投資負債ストック}) / \text{名目GDP}$ 。その他については表2を参照せよ。

系列相関の存在が示唆されるので注意が必要である。

まず資本自由化の影響について見ると、対外資産・負債ストックのケースではモデルⅠにおいて10%水準で有意となるが、脚注12で述べた別定義の資本自由化インデックスを用いたケースでは有意ではなく、後述する期間別推定においても有意性は失われる。したがって、資本自由化は対外資本取引全体に対しては影響力を持たなかったと考えられる。直接投資の場合は、すべてのケースで資本自由化の影響は棄却される。ポートフォリオ投資、その他投資では、すべてのケースで1%水準で有意である。ただし符号は前者でプラス、後者でマイナスである。

すなわち、サンプル期間を通じて進展した資本自由化は、ポートフォリオ投資に分類される対外資本取引を増大させる一方、その他投資に分類される取引を低下させた。一方、資本自由化は上位カテゴリーである対外資産・負債ストックに対して影響力を持たなかった。これはポートフォリオ投資とその他投資に対して働いた相反する効果が相殺されたためであると考えられる。

その他の要因についてみて見ると、財・サービス貿易の増加と国内金融システムの発展は、1%ないし5%水準で対外資産・負債ストックに対してプラスの影響を及ぼしている。より詳細に見ると、財・サービス貿易の増加は直接投資およびその他投資を増加させることを通じて、また金融システムの発展は直接投資、その他投資を増加させることを通じて、対外資本取引全体の規模を増加させるというメカニズムの存在が示唆される。<sup>18)</sup>

#### 4.2 期間別推定

以上の実証分析は、本稿のために準備したデータセット内で利用可能なすべてのサンプル期間を用いた場合のものであるが、それゆえパネルデータとしてはかなりの長期にわたるサンプルとなっている。一般に計量分析においてサンプルのサイズは大きいほど良いとされるが、一方でサンプル期間内に何らかの構造変化が生じた場合、推定結果に一定のバイアスをもたらす可能性がある。そこで以下ではサンプルを2期間に分割した上で、4.1節で行ったものと同様の実証分析を試みる。その際サンプルをどこで分割するかという問題が生じるが、本稿ではできる限りデータにむだが生じない（いずれの推定期間においてもできる限り多くの国が含まれる）ように期間を分割するよう心がけた。その結果、1986年から1995年までのサンプルと1996年から2004年までのサンプルに分割し、それぞれのサンプルを用いて(2)式を推定することとした。<sup>19)</sup>ただし、旧社会主義諸国は対外資産・負債ストックのデータが利用可能となる年次が1993年、1994年に集中していることから、前半期のサンプルと後半期のサンプルで含まれる国数のバランスをとるためにデータセットから除外した。またエクアドルの対外資産・負債ストックデータは1993年から利用可能だが、前半期のサンプルの対象年次はわずか3年であり、なおかつ(2)式の定式化の下では1年分のデータしか利用できないため、この期間の推定からは除いた。

表6から表8は、期間分割したサンプルを用いた(2)式の推定結果である。直接投資を被説明変数とすると、ほとんどのケースで誤差項の2次系列相関の存在が棄却できないため、推定結果の報告は省略した。その他のケースについては、ポートフォリオ投資を被説明変数としたケースの後半期・モデルⅢ（過剰識別制約検定をクリアしない）を除けば、すべての定式化検定についておおむね良好な結果を示している。

18) ただし財・サービス貿易が直接投資に及ぼす効果については、すでに指摘した内生性の問題に加え、4.2節の期間別推定においては有意でなくなることから、頑健な結果とは言いがたい。

19) このように、サンプルの分割はこの期間に生じたと考えられる構造変化の可能性を念頭に置いてなされたものではないが、1990年代にメキシコや東南アジアを襲った経済危機を境に生じた、途上国・新興国をめぐる国際資本フロー構造の変化を考慮した期間分割であるとみなすことも可能である。

表6 資産・負債ストック：期間別推定（旧社会主義諸国は除く）

	1986-1995			1996-2004		
	I	II	III	I	II	III
ラグ項	0.401 (0.102)***	0.390 (0.112)***	0.349 (0.086)***	0.014 (0.113)	0.059 (0.107)	0.144 (0.107)
資本自由化	-0.294 (4.211)	4.387 (4.599)	3.677 (2.541)	-1.181 (3.101)	0.193 (3.143)	-0.277 (2.888)
財・サービス貿易	0.317 (0.303)	0.531 (0.345)	0.225 (0.320)	1.192 (0.440)***	1.340 (0.461)***	1.089 (0.411)***
1人当たりGDP	184.666 (154.156)	192.359 (169.933)	101.799 (150.696)	18.878 (183.519)	-25.835 (187.740)	-198.869 (183.615)
log GDP	-188.613 (162.015)	-168.442 (180.112)	-120.959 (149.226)	-124.941 (180.708)	-80.884 (183.717)	98.085 (180.758)
金融発展	1.640 (0.928)*	0.248 (0.263)	0.101 (0.061)*	1.082 (0.709)	0.262 (0.253)	0.533 (0.167)***
国内不安定性	-0.004 (0.006)	-0.001 (0.006)	0.003 (0.004)	1.683 (0.657)***	1.344 (0.707)*	1.202 (0.631)*
標本サイズ	73	67	50	78	78	78
Wald 検定	22.65 [0.002]	17.66 [0.014]	26.68 [0.000]	46.58 [0.000]	47.22 [0.000]	60.90 [0.000]
Sargan 検定	67.21 [0.435]	57.43 [0.765]	41.48 [0.735]	52.86 [0.480]	55.39 [0.385]	53.85 [0.442]
2次系列相関	1.26 [0.206]	1.07 [0.286]	-0.18 [0.859]	-1.68 [0.094]	-1.66 [0.097]	-1.58 [0.113]

(注) 被説明変数は100×(対外資産ストック+対外負債ストック)/名目GDP。データ不足のため1986-1995年の推定にエクアドルは含まれない。その他については表2を参照せよ。

表7 ポートフォリオ投資：期間別推定（旧社会主義諸国は除く）

	1986-1995			1996-2004		
	I	II	III	I	II	III
ラグ項	0.362 (0.147)**	0.476 (0.157)***	0.482 (0.193)**	0.565 (0.106)***	0.519 (0.096)***	0.608 (0.085)***
資本自由化	3.777 (1.051)***	4.144 (1.176)***	2.617 (1.360)*	0.606 (1.019)	1.302 (1.009)	0.922 (0.952)
財・サービス貿易	-0.115 (0.070)	-0.059 (0.082)	0.071 (0.165)	0.080 (0.139)	0.173 (0.141)	0.100 (0.131)
1人当たりGDP	-34.911 (33.790)	-14.511 (38.635)	8.370 (77.005)	-117.390 (62.932)*	-164.064 (63.346)***	-127.033 (59.276)**
log GDP	25.722 (35.592)	5.389 (41.405)	-13.051 (77.648)	110.823 (64.354)*	156.035 (64.638)**	122.640 (60.940)**
金融発展	0.481 (0.208)**	0.011 (0.060)	-0.017 (0.034)	0.041 (0.240)	0.198 (0.089)**	0.110 (0.051)**
国内不安定性	0.001 (0.001)	0.000 (0.002)	0.002 (0.002)	0.218 (0.215)	0.035 (0.220)	0.134 (0.204)
標本サイズ	73	67	50	78	78	78
Wald 検定	83.92 [0.000]	85.45 [0.000]	22.42 [0.002]	71.24 [0.000]	81.31 [0.000]	96.83 [0.000]
Sargan 検定	19.80 [1.000]	19.09 [1.000]	37.86 [0.853]	67.74 [0.084]	66.84 [0.096]	73.92 [0.030]
2次系列相関	-1.04 [0.296]	-1.23 [0.218]	-0.52 [0.603]	-1.29 [0.196]	-1.54 [0.123]	-1.61 [0.107]

(注) 被説明変数は100×(ポートフォリオ投資資産ストック+ポートフォリオ投資負債ストック)/名目GDP。データ不足のため1986-1995年の推定にエクアドルは含まれない。その他については表2を参照せよ。

表8 その他投資：期間別推定（旧社会主義諸国は除く）

	1986-1995			1996-2004		
	I	II	III	I	II	III
ラグ項	0.381 (0.109)***	0.353 (0.115)***	0.317 (0.097)***	0.161 (0.095)*	0.140 (0.089)	0.217 (0.097)**
資本自由化	-3.371 (3.831)	-0.030 (4.030)	-0.488 (2.462)	-3.892 (2.022)*	-2.540 (1.995)	-3.508 (2.025)*
財・サービス貿易	0.226 (0.276)	0.353 (0.302)	0.017 (0.311)	0.630 (0.291)**	0.837 (0.286)***	0.588 (0.288)**
1人当たりGDP	242.932 (140.062)*	217.922 (148.431)	83.438 (145.157)	185.357 (123.232)	127.422 (115.095)	102.493 (124.653)
log GDP	-237.949 (147.000)	-189.776 (157.251)	-96.340 (144.066)	-243.237 (123.967)**	-190.248 (115.166)*	-155.824 (125.784)
金融発展	0.551 (0.844)	0.190 (0.230)	0.064 (0.060)	0.300 (0.453)	0.383 (0.157)**	0.228 (0.111)**
国内不安定性	-0.005 (0.005)	-0.002 (0.006)	0.000 (0.004)	1.034 (0.427)**	0.614 (0.422)	0.830 (0.426)*
標本サイズ	73	67	50	78	78	78
Wald 検定	18.63 [0.009]	16.85 [0.018]	16.80 [0.019]	48.18 [0.000]	62.96 [0.000]	53.56 [0.000]
Sargan 検定	63.86 [0.552]	55.98 [0.806]	34.79 [0.923]	62.83 [0.167]	66.97 [0.094]	60.23 [0.231]
2次系列相関	1.28 [0.200]	1.23 [0.219]	0.43 [0.670]	-1.45 [0.147]	-1.51 [0.130]	-1.64 [0.102]

(注) 被説明変数は $100 \times (\text{その他投資資産ストック} + \text{その他投資負債ストック}) / \text{名目GDP}$ 。データ不足のため1986-1995年の推定にエクアドルは含まれない。その他については表2を参照せよ。

資本自由化の効果から見ていくと、前半期にポートフォリオ投資に対してプラスの影響を与えているが、その他投資に対しては有意な影響を与えていない。後半期においては、10%水準ながらその他投資に対して有意なマイナスの影響を及ぼす一方で、ポートフォリオ投資への効果は認められない。また、対外資産・負債ストックに対しては、前半期、後半期を問わず資本自由化の影響は見られない。すなわち、全期間推定のケースと同様資本自由化はその他投資からポートフォリオ投資へ対外資本取引の形態をシフトさせるように作用した可能性が示唆されるが、さらに期間別推定によって明らかになったことは、そのようなシフトには時間的なずれが存在していたということである。このようなずれが生じた原因について、本稿の分析から結論を導き出すことは困難であるが、前半期と後半期で資本自由化の内容に相違が存在した可能性が類推される。各国の資本自由化の内容についてより踏み込んだ分析が必要であろう。

全期間推定のケースでは、資本自由化以外の要因としては財・サービス貿易と国内金融システムの発展が金融グローバル化の進展に対して有意な影響を及ぼしていたが、サンプルを期間分割した場合、こうした影響はほぼ後半期に集中して現れることが確認できる。すなわち、1996年以降、財・サービス貿易の増加はその他投資の規模を高めることを通じて、また金融システムの発展は、ポートフォリオ投資、その他投資の規模を高めることによって、対外資本取引全体を促進する方向へ作用した。一方で1995年以前のサンプルでは、財・サービス貿易と国内金融システムの発展はほとんど説明力を持たない。

1人当たりGDPはポートフォリオ投資の後半期の推定ではマイナスに有意である。これは相対的に豊かな国ほどポートフォリオ投資を資産・負債両面にわたって減少させるということを意味するが、これを3.2節で論じた国富の蓄積に伴う危険回避度の低下や、国際資本市場への参加に伴う固定費用の存在から合理的に解釈するのは難しい。考えられる可能性は、1人当たりGDPが国内金融取引を促進するような制度的要因の代理変数となっていることである。すなわち、経済が発展

した国ほど近代的な法制度・会計制度などが整備されているため、金融取引にあたって海外市場に依存する必要性が低下する。このようなメカニズムが1人当たりGDPを通じる効果として現れた可能性がある。

これも後半期の推定に限られるが、国の規模が大きいほどポートフォリオ投資を増加させるとともに、その他投資を減少させる効果が確認される。<sup>20)</sup> この点は以下のように解釈されよう。3.2節で論じたように、外的なショックに対して脆弱な経済構造を持つ小国は、対外資本取引を増やすことによってリスク・シェアリングを図るが、国際証券市場への参加には無視しえない固定費用が存在するため、小国がポートフォリオ投資を通じてリスク・シェアリングを図ることは困難である。他方銀行融資・預金などからなるその他投資は相対的に参加に伴う費用が低く、小国でも容易に関与することができる。大国の場合は国際証券市場への参加に伴う固定費用を賄うことが可能であるため、ポートフォリオ投資の規模を高めることになる。

最後に、後半期の推定において国内経済が不安定な国ほどその他投資を増加させる効果が認められる。これも、国内経済の不安定性に苦しむ国による国際的リスク・シェアリング行動の反映であると考えられるが、この効果は対外資産・負債ストック全体に対しても有意な影響を与えており、この時期の途上国・新興国における金融グローバル化の進展を規定する重要な要素であったことを示唆している。

#### 4.3 先行研究との比較

以上の結論を、先進国を対象として金融グローバル化の決定要因を分析した Lane (2000) および Lane and Milesi-Ferretti (2003) と比較してみよう。財・サービス貿易や国内金融システムの発展が金融グローバル化を促進する重要な要因であるという結論は両研究に共通しており、この点で先進諸国と途上国・新興国との間に質的相違はないように見える。彼らの研究と本稿とで大きく異なるのは、資本自由化の影響に関するものである。すなわち、本稿では資本自由化は各国による対外資本取引の形態に対して一定の影響力を持っていたことが確認されたが、彼らの分析ではそれがほとんど認められなかった。このような相違が現れた第1の理由として、分析対象が異なることが挙げられる。すなわち、彼らが対象とした先進国においては早くから資本自由化が進められていたため、彼らを用いたサンプル期間ではほぼ資本自由化が完成していた可能性がある。第2の理由は、モデルの定式化や推定方法が異なることである。Lane (2000) では横断面データによるOLS推定が、Lane and Milesi-Ferretti (2003) ではパネルデータによる固定効果推定が用いられている。後者はパネルデータを利用している点で本稿と共通しているが、推定式は被説明変数のラグ項を含まない静学モデルである。

そこで以下では、本稿のデータセットを用いて Lane and Milesi-Ferretti (2003) と同様に静学モデルを固定効果推定した場合に、結論がどのように変化するかを検証する。推定式は以下のとおりである（変数記号は(1)式と同じ）。

$$\Delta \text{realgdp}_{it} = \beta \Delta \mathbf{x}_{it} + \eta_i + \Delta \nu_{it} \quad (6)$$

推定には全期間サンプルを用いた。推定結果は表9にまとめられている。スペースの都合上、金融システム発展度の代理変数としてM2残高の対GDP比を用いたケースのみを掲載しているが、他の代理変数を用いても以下の結論に大きな変更はない。

資本自由化の効果は、ポートフォリオ投資を被説明変数とするケースを除き有意ではない。また

20) ただし、ポートフォリオ投資のモデルIおよびその他投資のモデルIIでは、別定義の資本自由化インデックスの利用によってこの効果は消失する。

表9 静学モデルに基づく推定

	資産・負債ストック	直接投資	ポートフォリオ投資	その他投資
資本自由化	-0.019 (2.157)	0.075 (0.644)	1.671 (0.917)*	-2.408 (1.604)
財・サービス貿易	0.994 (0.354)***	0.126 (0.073)*	0.081 (0.042)*	0.687 (0.283)**
1人当たりGDP	-395.035 (397.486)	-6.693 (96.480)	73.425 (58.056)	-284.209 (277.098)
log GDP	334.639 (395.985)	0.558 (93.522)	-81.278 (57.750)	239.071 (275.362)
金融発展	1.020 (0.685)	-0.108 (0.151)	0.095 (0.194)	0.741 (0.561)
国内不安定性	-0.005 (0.006)	-0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.005 (0.005)
定数項	-1.123 (6.319)	1.718 (1.499)	2.215 (1.017)**	-2.702 (4.291)
標本サイズ	253	253	253	253
自由度調整済み決定係数	0.046	-0.006	-0.016	0.022
F検定	1.93 [0.078]	0.58 [0.745]	2.38 [0.030]	1.69 [0.124]

(注) 被説明変数は100×(第1行に示される各項目の資産・負債ストック合計/名目GDP)。推定方法は固定効果推定。金融発展の代理変数としてM2残高の対GDP比を用いた。F検定は定数項を除くすべての係数推定値が0という仮説に対する検定統計量。係数推定値下の丸括弧内は標準誤差(White修正済み)。\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%水準で有意であることを示す。各種検定統計量下のかぎ括弧内は仮説が棄却される確率。

決定係数やF検定の観点から見ても、全体的に満足いく推定結果が得られたとは言い難い。調整コストの存在に起因する部分ストック調整というメカニズムを考慮に入れなかったことが、本来は効果があったはずの資本自由化の影響をとらえることに失敗したのだと考えることができるであろう。

以上の考察を敷衍するならば、Lane and Milesi-Ferretti (2003)において資本自由化の影響が検出されなかったのは、本来はダイナミック・モデルとして定式化すべきところを静学モデルとして定式化してしまったことに求められるかもしれない。彼らと同じサンプルを用いて本稿と同様のダイナミック・モデルを推定した場合、どのような結論が得られるかは興味深い問題であり、今後の課題としたい。

## 5 おわりに

本稿では、途上国・新興国18カ国の対外資産・負債ストックに関するパネルデータを用いて、これらの国における金融グローバル化を推進する要因の分析を行った。その際、ストック調整にかかわる調整コストの存在を考慮したダイナミック・モデルを設定し、Arellano and Bond (1991)によるGMM推定を行った。

分析の結果、資本自由化は対外資本取引の形態をその他投資からポートフォリオ投資へシフトさせるように作用したが、金融グローバル化の進展そのものに対しては中立的だったことが明らかとなった。また期間分割したサンプルによる分析結果は、資本自由化の進行が、まず1980年代半ばから1990年代半ばにかけてポートフォリオ投資を増加させ、続く1990年代半ば以降その他投資からの撤退を引き起こしたことを明らかにした。すなわち、ポートフォリオ投資とその他投資が資本自由化から受けた影響は、その発現の時期に関して時間的なずれが存在していた。

財・サービス貿易の増加や国内金融システムの発展は、前者がその他投資を増加させることを通じて、後者がポートフォリオ投資、その他投資を増加させることを通じて、対外資産・負債ストック



ク全体の規模の増大，すなわち金融グローバル化の進展をもたらしたが，これらの効果は1990年代半ば以降の推定でのみ認められ，それ以前の推定では確認されなかった．国内経済が不安定な国が，国際分散投資の一環としてその他投資を増加させることによって，金融グローバル化の進展が後押しされたのも，やはり1990年代半ば以降のことであった．さらにこの期間には，豊かな国ほどポートフォリオ投資を減少させ，大国ほどポートフォリオ投資を増加させることが確認されたが，いずれも対外資本取引全体に影響を与えるほどの効果はなかった．

最後に，残された課題について述べておきたい．推定式の説明変数の選択について，本稿ではもっぱら先行研究を参考にしたが，途上国・新興国特有の要因も考慮するべきであろう．また，Edwards (1999) などが指摘しているように，一般に資本流入規制と資本流出規制はその有効性に違いがあることが知られている．それゆえ，資産ストックと負債ストックを別々の回帰式で推定することで，資本自由化の効果をより正確に評価することができるかもしれない．さらに，途上国・新興国における金融グローバル化の進展が世界経済に対していかなる影響を及ぼすのかも興味深い問題である．特に最近では，国際金融市場において途上国・新興国の政府ファンドの存在感が高まるにつれ，その動向に多くの注目が集まっている．今後はこうした方向へも議論を拡張する必要があるであろう．

(九州国際大学)

投稿受付2008年4月7日，最終稿受理2009年3月4日

#### [参考文献]

- 翁邦雄・白川方明・白塚重典 (1999) 「金融市場のグローバル化：現状と将来展望」『金融研究』第18巻第3号，日本銀行金融研究所，pp.53-98.
- Arellano, Manuel and Stephen Bond (1991) "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies*, Vol. 58, pp.277-297.
- Calderón, César, Norman Loayza and Luis Servén (2000) "External Sustainability: A Stock Equilibrium Perspective," *World Bank Policy Research Working Paper*, No.2281.
- Edison, Hali J., Michael W. Klein, Luca Antonio Ricci and Torsten Slok (2004) "Capital Account Liberalization and Economic Performance: Survey and Synthesis," *IMF Staff Papers*, Vol.51, pp. 220-256.
- Edison, Hali J., Ross Levine, Luca Ricci and Torste Slok (2002) "International Financial Integration and Economic Growth," *NBER Working Paper*, No.9164.
- Edison, Hali J. and Francis E. Warnock (2003) "A Simple Measure of the Intensity of Capital Controls," *Journal of Empirical Finance*, Vol.10, pp.81-103.
- Edwards, Sebastian (1999) "How Effective are Capital Controls?" *Journal of Economic Perspectives*, Vol.13, pp.65-84.
- Engel, Charles (2003) "Comment on 'International Financial Integration'," *IMF Staff Papers*, Vol.50, pp.114-118.
- Frankel, Jeffrey A. (1991) "Quantifying International Capital Mobility in the 1980s," in B. Douglas Bernheim and John B. Shoven eds., *National Saving and Economic Performance*, Chicago: Chicago University Press, pp.227-260.
- Grilli, Vittorio and Gian Maria Milesi-Ferretti (1995) "Economic Effects and Structural Determinants of Capital Controls," *IMF Staff Papers*, Vol.42, pp.517-551.
- Hsiao, Cheng (2003) *Analysis of Panel Data: Second Edition*, New York, NY: Cambridge University Press.
- Kaufmann, Daniel, Aart Kraay and Massimo Mastruzzi (2007) "Governance Matters VI: Aggregate and Individual Governance Indicators, 1996-2006," *World Bank Policy Research Working Paper*,

No.4280.

- Kumhof, Michael (2001) "International Capital Mobility in Emerging Markets: New Evidence from Daily Data," *Review of International Economics*, Vol.9, pp.626-640.
- Lane, Philip R. (2000) "International Investment Positions: A Cross-Sectional Analysis," *Journal of International Money and Finance*, Vol.19, pp.513-534.
- Lane, Philip R. and Gian Maria Milesi-Ferretti (2002) "Long-Term Capital Movements," in Ben S. Bernakne and Kenneth Rogoff eds., *NBER Macroeconomics Annual 2001*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Lane, Philip R. and Gian Maria Milesi-Ferretti (2003) "International Financial Integration," *IMF Staff Papers*, Vol.50, pp.82-113.
- Lane, Philip R. and Gian Maria Milesi-Ferretti (2005) "A Global Perspective on External Positions," *NBER Working Paper*, No.11589.
- Levine, Ross and Sara Zervos (1998) "Stock Markets, Banks, and Economic Growth," *American Economic Review*, Vol.88, pp.537-558.
- Masson, Paul R., Jeroen Kremers and Jocelyn Horne (1994) "Net Foreign Assets and International Ad-justment: The United States, Japan and Germany," *Journal of International Money and Finance*, Vol.13, pp.27-40.
- Mody, Ashoka and Antu Panini Murshid (2005) "Growing Up with Capital Flows," *Journal of International Economics*, Vol.65, pp.249-266.
- Obstfeld, Maurice and Alan M. Taylor (2004) *Global Capital Markets: Integration, Crisis, and Growth*, New York, NY: Cambridge University Press.
- Organisation for Economic Co-operation and Development (2002) *Forty Years' Experience with the OECD Code of Liberalisation of Capital Movements*, Paris: OECD.
- Pasricha, Gurnain (2007) "Financial Integration in Emerging Market Economies," *MPRA Paper*, No. 5278.
- Quinn, Dennis (1997) "The Correlates of Change in International Financial Regulation," *American Political Science Review*, Vol.91, pp.531-551.
- Rodrik, Dani (1998) "Who Needs Capital-Account Convertibility?" in Stanley Fischer *et al.*, *Should the IMF Pursue Capital-Account Convertibility? Essays in International Finance*, No.207, Princeton, NJ: Department of Economics, Princeton University.

## 《SUMMARY》

FINANCIAL GLOBALIZATION IN DEVELOPING AND EMERGING  
MARKET COUNTRIES: A DYNAMIC PANEL ANALYSIS*By* TAKESHI UESAKA

This paper analyzes the driving forces of financial globalization in 18 developing and emerging market countries based on the stock data of external assets and liabilities. In consideration of the existence of adjustment costs in the stock adjustment process, we specify a dynamic panel data model which is estimated by generalized method of moments (GMM). Capital Liberalization is found not to have any effects on financial globalization itself, but to induce the shift of the stock composition from “other investment” towards “portfolio investment”. Important as the driving forces of financial globalization after the mid 1990’s are goods and services trade, domestic financial development, and domestic macroeconomic instability.

(Kyushu International University)