

国際比較研究へのパネルデータ分析の応用

——Feldstein-Horioka パラドックスの再検討——

北 村 行 伸
藤 木 裕

1. はじめに
2. 統計手法の整理と経済学による解釈
3. 本論文の分析手法
4. データおよび推定結果
5. 結論

1. はじめに

国際資本移動の自由度の計測は、国際経済学の分野では主要な研究テーマの一つであり、これまで数多くの実証研究が手掛けられてきた。とりわけ、Feldstein-Horioka の一連の研究は近年大きな反響を呼んできた。一連の研究で Feldstein-Horioka は各国の名目国内投資の名目 GDP に対する比率（以下、国内投資率と略す）を各国の名目国内貯蓄の名目 GDP に対する比率（以下、国内貯蓄率と略す）に対して回帰する簡単な回帰式を OECD 加盟国のデータを用いて計測し、回帰式における国内貯蓄率の回帰係数の推定値は 1 に極めて近いとの結果を得ている。¹⁾

Feldstein-Horioka [1980] は、このことは国内貯蓄の外生的な増加分のほとんどが当該国の国内投資に振り向けられることを意味しており、「限界的な新規の貯蓄は最も有利な利回りを保証する国に投資される筈であり、国内貯蓄と国内投資には何等の相関があってはならない」という国際資本移動の自由度が高い世界における理論的予想とは整合的ではないと指摘した。²⁾

Feldstein-Horioka の実証結果は、資本移動の自由度が高まるなかで、それを否定する含意を持つことから「Feldstein-Horioka のパラドックス」と呼ばれているが、彼らの結果以降、研究は大きく分けて二方向に進んでいる。第一の方向は、Feldstein-Horioka [1980]

本論文の作成に当たっては、Martin Feldstein（ハーバード大学）、竹内恵行（大阪大学）、高阪 章（大阪大学）、深尾京司（一橋大学）の各先生から有益なコメントを頂いた。本論文に示されている意見およびありうべき誤りは筆者らに属するものである。

1) Feldstein-Horioka [1980]、Feldstein [1983]、Feldstein-Bacchetta [1989]などを参照。

2) 直接的に Feldstein-Horioka 流の貯蓄・投資間の回帰分析結果ではないが、French and Poterba [1993]は金融投資が国内投資バイアスをもつことを論証している。

の推計した説明変数を国内貯蓄率のみとする回帰式に欠落していると思われる重要な説明変数を加え、国内貯蓄率の回帰係数が1からの程度低くなるかを検討するものである。こうした研究では、例えば、財政政策の代理変数、国内貯蓄と国内投資の両方に影響を与えるショック、非貿易財の存在などの効果が検討されてきた。³⁾ 第二の方向は、Feldstein-Horioka [1980] の推計した回帰式を一国の時系列データや地域別のクロスセクションデータといった Feldstein-Horioka [1980] の利用しなかったタイプのデータを用いてその主張を確かめようとする分析である。⁴⁾

我々は国際間の資本移動の自由度を測るテストとして Feldstein-Horioka [1980] 流の分析手法が必ずしも最も優れたものとは考えてはいないが、本論文では以下あえて彼らの枠組みに従い計量手法に再検討を加える。⁵⁾ その理由は、Feldstein-Horioka の枠組みは、国別のパネルデータについて、各国の異質性をコントロールし、共通要素だけを抽出して国際比較を行うという実証研究手法の必要性を考える（上記の第二の研究方向）上での絶好の材料であると考えからである。このように、本論文は Feldstein-Horioka [1980] の結果の再検討を通して、主にパネルデータに関する計量的な諸手法を比較検討することを目的としている。

本論文の計測結果によれば、5年程度の計

測期間では、①国別のデータをプールして単一の回帰式を推定するプーリング推定法が常に統計的に優れているとは限らないこと、②プーリング推定法は国別の異質性を定数項の差異によりコントロールした推定法（固定効果推定法）に比較して常に劣ること、③さらに、固定効果推定法による国内投資率の国内貯蓄率に対する回帰係数の推定値は有意に1よりも低いこと、の3点を示すことができる。

このことは、Feldstein-Horioka [1980] が各国のデータの数年間の平均値を用いたクロスセクション推定によって得た国内投資率の国内貯蓄率に対する回帰係数がきわめて1に近い、との結果は頑強ではなく、彼らの主張するパラドックスはそもそも存在しなかったとも考えられることを示唆している。

近年、経済成長論を中心とする分野では国際比較研究が盛んになっており、幾つかの Stylized Fact とされる命題が提示されている。こうした分野においても近年は国際機関などのプロジェクトを中心にデータが整備されつつあり、国を一つの経済単位と見たパネルデータ（クロスセクションデータの時系列）が利用可能となってきたが、国際比較研究においては、パネルデータ分析の蓄積を持つ労働経済学などの分野での分析手法の研究蓄積が必ずしも生かされていないように見受けられる。我々は、国際比較研究においても国別

3) Bayoumi [1990], Obstfeld [1986]などを参照。

4) Tesar [1991] や Obstfeld [1994] は一国の時系列データを用いた分析を行っている。Bayoumi and Rose [1993] は英国の地域別データを用いて、また、Dekle [1995] は日本の県別データを用いて分析を行っている。

5) より総合的な当分野のサーベイは Obstfeld [1994] を参照されたい。なお、貯蓄と投資は同時決定の關係にあり、Feldstein-Horioka [1980] 流の分析結果の解釈には注意が必要であることは十分認識しているが、本論文はあえて彼らの手法に従っても結果が全く異なることを示すのが眼目であるので、この点は議論しない。

の異質性のコントロールの問題、共通要因の抽出の仕方などに関してパネルデータ分析の成果を十分に取り入れるべきではないかと考えると同時に、国際比較研究特有の問題に関しても一層の研究が必要とされているのではないかと考えている。

本論文の構成は以下の通りである。2.ではFeldstein-Horioka[1980]の分析結果をめぐってこれまでの研究で用いられてきた様々な推定手法に関して整理する。3.は我々の分析手法を説明し、4.は推計に用いたデータおよび推計結果を報告する。5.は本論文の分析を要約する。

2. 統計手法の整理と経済学による解釈

(1) Feldstein-Horioka パラドックスをめぐる計測手法の整理

Feldstein-Horioka[1980]が利用した国内投資率の国内貯蓄率への回帰係数を計測する手法はピトウィーン推定法と呼ばれるもので、その推定量であるピトウィーン推定量 $\hat{\beta}_{betw}$ は以下の(1)式の最小二乗推定量である。

$$\begin{aligned} \bar{I}_i &= \alpha_{betw} + \beta_{betw} \bar{S}_i + e_i, \\ E(e_i) &= 0, Var(e_i) = \sigma_e^2. \end{aligned} \quad (1)$$

ただし、 I_{it} は国内投資の GDP 比率、 S_{it} は国内貯蓄の GDP 比率、 $\bar{I}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T I_{it}$ 、 $\bar{S}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T S_{it}$ であり、 e は誤差項、サブスクリプトの i は国を示し、 t は観測年、 T は観測年数を示し、 σ_e^2 は誤差項の分散を示す。

Feldstein-Horioka[1980]以降の研究では、上記のピトウィーン推定法以外の様々な推定法による β (国内投資率の国内貯蓄率への回帰係数) の計測方法が提唱されているので、以下ではそれらを解説する。なお、先に(1)式で用いた σ_e^2 は以下の(2)～(6)式でも共通の記

号として用いられるが、各式ごとにこれらは異なる値をとりうることに注意されたい。

国内投資率の国内貯蓄率への回帰係数である β を計測する方法の一つは、各国ごとの時系列データを用いる分析手法である。この方法で得られる β の推定量は国別時系列推定量 $\hat{\beta}_{time}(i)$ と呼ばれ、次の(2)式の最小二乗推定量となる。

$$\begin{aligned} I_{it} &= \alpha_{time}(i) + \beta_{time}(i) S_{it} + e_{it}, t=1, \dots, T. \\ E(e_{it}) &= 0, Var(e_{it}) = \sigma_e^2. \end{aligned} \quad (2)$$

ただし、()内の添字 i は推計の行われた国を示す。これに対して、国別のデータをプールして分析する方法の中で、最も単純な手法がクロスセクション分析である。クロスセクション推定量 $\hat{\beta}_{cs}(t)$ は以下の(3)式の最小二乗推定量である。

$$\begin{aligned} I_{it} &= \alpha_{cs}(t) + \beta_{cs}(t) S_{it} + e_{it}, i=1, \dots, N. \\ E(e_{it}) &= 0, Var(e_{it}) = \sigma_e^2. \end{aligned} \quad (3)$$

ただし、()内の添字 t は推計の行われた所与の年を示す。

また、数年間にわたるクロスカントリーデータを国や年の違いを区別せず利用して分析を行うこともできる。こうした推定量をプーリング推定量 $\hat{\beta}_{pool}$ と呼ぶ。 $\hat{\beta}_{pool}$ は以下の(4)式の最小二乗推定量である。すなわち、

$$\begin{aligned} I_{it} &= \alpha_{pool} + \beta_{pool} S_{it} + e_{it}, i=1, \dots, N, t=1, \dots, T. \\ E(e_{it}) &= 0, Var(e_{it}) = \sigma_e^2. \end{aligned} \quad (4)$$

(1)、(3)、(4)式では、多国間のデータがプールされて計測が行われているが、各国固有の要因(各国の異質性)は考慮されていない。これに対し、各国の異質性に配慮する分析手法としては、一元配置固定効果推定法(One way fixed effect model)があり、パネルデー

タを扱う際に労働経済学などの分野でよく用いられているが、Feldstein-Horioka パラドックスに関する分析ではこれまで利用されてこなかった。その推定量 $\hat{\beta}_{of}$ は以下の(5)式の最小二乗推定量である。

$$I_{it} = \alpha_{of}(i) + \beta_{of} S_{it} + e_{it}, i=1, \dots, N, t=1, \dots, T, \\ E(e_{it}) = 0, Var(e_{it}) = \sigma_e^2. \quad (5)$$

最後に、(5)式の拡張として、これにある年の世界共通のショック要因を取り除くために時間ダミーを導入した手法が考えられる。これは二元配置固定効果推定法 (Two way fixed effect model) と呼ばれ、その推定量 $\hat{\beta}_{tf}$ は以下のような関係式から求まる最小二乗推定量である。

$$I_{it} = \alpha_{tf}(i) + \gamma_{tf}(t) + \beta_{tf} S_{it} + e_{it}, i=1, \dots, N, t=1, \dots, T, \\ E(e_{it}) = 0, Var(e_{it}) = \sigma_e^2. \quad (6)$$

ただし、 $\gamma_{tf}(t)$ は各国に共通の t 年における時間ダミーである。

説明変数がスカラーである場合、これらの推定量間には明確な関係があり、3.における説明のために必要な結果は以下の二点である (数式の導出の詳細は数学注、参照のこと)。

まず、第一に、

$$\hat{\beta}_{pool} = \theta \hat{\beta}_{of} + (1 - \theta) \hat{\beta}_{betw} \quad (7)$$

すなわち、 $\hat{\beta}_{pool}$ は、ウェイトを θ とする $\hat{\beta}_{of}$ と $\hat{\beta}_{betw}$ の加重平均であることがわかる。

第二に、

$$\hat{\beta}_{of} = \sum_{i=1}^N \delta_i \hat{\beta}_{time}(i) \quad (8)$$

すなわち、パネル分析の標準的な推定量である $\hat{\beta}_{of}$ は、ウェイトを δ_i とする $\hat{\beta}_{time}(i)$ 加重平均であることがわかる。

(2) 分析手法の比較

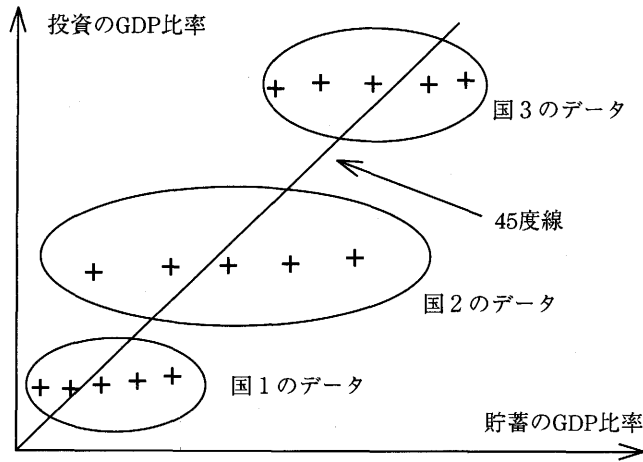
以上の推定方法は分析の目的に応じて使い分けられるべきものであることはいうまでもないが、以下では Obstfeld [1994] の説明にもとづいて、各種推定手法を経済学的な視点から比較解釈してみよう。

① クロスセクション・ビトウィーン推定量と一元配置固定効果推定量

まず、クロスセクション推定量を与える (3)式は、ある年において各国の国内貯蓄の増加がどの程度当該国の国内投資に用いられたかを計測する。これまでの研究では我々の知る限り Sinn [1992] が (3)式による推計結果を示した最初の研究であるが、(3)式は各国の特殊性を考慮することなく計測しており、この手法では各国の為替制度や景気循環、経済成長の局面の違いといった事情が無視され、推定量にバイアスがかかりうることが指摘される。

このため、これまでのクロスカントリーの研究ではクロスセクション推定量を求める (3)式ではなく、ビトウィーン推定量を求める (1)式が中心的な役割を果たしてきた。Obstfeld [1994] の指摘するように、景気循環のような短期的でしかも循環的なショックを各国のデータを数年間平均し除去することに意味があるのなら、1年ごとのデータの振れに敏感に反応する (3)式よりも (1)式が優れている。しかしながら、例えば経済発展段階や経済自由化の程度の違いなど、各国の固有事情が分析期間についてある程度持続的なものであるなら、単にデータを数年間平均してもクロスセクション分析にまつわるバイアスは除去できない。極端な例をあげれば、3か国の5年分のデータが第1図にあるように散らばっており、各国ごとについてみると明らか

第1図 国別の異質性を無視したことによる
Feldstein-Horioka パラドックスの発生



に国内投資率が国内貯蓄率と無関係に変動しているかに見える場合でも、各国のデータを5年間について平均してしまった場合、求まる推定値は傾きが1に近いものになってしまう。

また前述のようにその後の研究では(1)式に様々な変数を加えることによって各国の異質性を考慮することが試みられたが、そうした手法には、そもそも具体的に何をもってこうした各国の特殊事情を表現できるのかという問題が生じてしまう。そこで、次善の策としてこうした各国の特殊事情が計測期間中かなり安定したものであるとの仮定の下、定数項の差として扱うことが考えられる。その最も簡単な手法が(5)式による一元配置固定効果推定法である。

② 国別時系列推定量と一元配置固定効果推定量の関係

(2)式で求められる国別時系列推定量 $\hat{\beta}_{time}$ (i) は、一国のデータしか用いないために、各国ごとの特殊事情のばらつきに由来する推定量のバイアスを回避できる点では優れてい

るが、十分な自由度確保のために、構造変化を無視するという危険を犯して長期間のデータを用いるという問題をはらんでいる。例えば80年代前半と80年代後半といったような比較的短期間の局面比較を行うには国別時系列推計法ではデータが不足してしまう。こうした問題に対処するためには何らかのクロスカン트리データを用いることが考えられるが、前段で示したように、時系列情報の不足を単純にクロスセクション情報で補うことは危険である。その点、一元配置固定効果推定法では(8)式から分かるように各国の $\hat{\beta}_{time}(i)$ を δ_i をウェイトとして足しあげる一方、国毎の切片を変化させることで各国の異質性に配慮しつつ、時系列の情報とクロスセクションの情報を同時に利用する工夫がされている。

③ Feldstein[1983]の手法と問題点

Feldstein[1983]は $\hat{\beta}_{betw}$ 、 $\hat{\beta}_{pool}$ 、および一元配置固定効果推定法に各国に共通なタイムトレンドを入れた式から求まる推定量のどれもが1に近い値をとったので、 $\hat{\beta}_{betw}$ を用い

て得られた Feldstein-Horioka [1980] の結果は分析手法の如何によらず頑強である、と論じた。Feldstein [1983] では報告されていないが、(7)式から明らかなように、 $\hat{\beta}_{pool}$ と $\hat{\beta}_{betw}$ が近い値をとるということは単に θ がゼロに近いことを意味するだけで、かならずしも $\hat{\beta}_{of}$ がそれ以外の推計方法と同様に 1 に近い国内貯蓄率の回帰係数を与えることにはならない。すなわち、Feldstein [1983] は一元配置固定効果推定量 $\hat{\beta}_{of}$ を無視することを正当化する十分な説明を与えていないと考えられる。

3. 本論文の分析手法

本論文ではこれまでの議論を踏まえ、一元配置固定効果推定量・二元配置固定効果推定量を推定する。ただし先に紹介した推定法のなかで固定効果推定法を用いることが妥当かどうかは、仮説検定の結果に依存していることを予め明らかにしておきたい。

まず、Feldstein-Horioka [1980] が推定したのは $\hat{\beta}_{betw}$ であるが、前述の通り我々はこの推定方法では各国の異質性に対する配慮に欠け、計測結果は必ずしも頑強ではないのではないかという疑問を持っている。そこでこれまで紹介してきた推定方法を以下のような手順で標準的な検定を用いて選択していく。⁶⁾

始めに、我々はそもそもデータを単純にプールしてよいか、あるいは国別にデータを分けて分析するべきなのかを次のようにチェックする。

すなわち

$$I_{it} = \alpha_{time}(i) + \beta_{time}(i) S_{it} + e_{it}, \quad i \text{ given}, t=1, \dots, T. \quad (9)$$

$$I_{it} = \alpha_{pool} + \beta_{pool} S_{it} + e_{it}, \quad i=1, \dots, N, t=1, \dots, T. \quad (10)$$

の 2 つのモデルを推定する ((9) 式については国毎に推定)。ここで (10) 式は (9) 式の国毎の切片、傾きが等しいとした制約付きモデルであるので、通常の F 検定でこの制約をかけてよいかどうかテストできる。検定統計量は

$$F(1) = \frac{(RSSPL - RSSTS) / (N-1)(K+1)}{RSSTS / (NT - N(K+1))}$$

である。ただし $RSSPL$ は (10) 式の残差平方和、 $RSSTS$ は (9) 式を各国毎に推計した残差平方和の総合計、 K は定数項を除く説明変数の数でありここでは国内貯蓄率のみであるから 1 になる。この場合 $F(1)$ は各国の切片と傾きが共通であるとの帰無仮説の下で第 1 自由度 $(N-1)(K+1)$ 、第 2 自由度 $(NT - N(K+1))$ の F 分布に従う。これを用いた F 検定により (10) 式が統計的に棄却されたならば、単純なプーリング推定法を用いない方がよいことがわかる。

次に、単純なプーリング推定法が棄却された場合、各国の時系列情報を数か国まとめて一元配置固定効果推定法によって分析を行ってよいかどうかをテストする。これは、同一期間の各国ごとの時系列情報から求まった傾きである $\hat{\beta}_{time}(i)$ が各国共通であるとしてよいかどうかをテストすればよいので、ここで

$$I_{it} = \alpha_{of}(i) + \beta_{of} S_{it} + e_{it}, \quad i=1, \dots, N, t=1, \dots, T. \quad (11)$$

を推定する。(11) 式を帰無仮説とした (9) 式とのモデルの選択は先の場合と同様に F 検定を行えばよい。利用する統計量 $F(2)$ は、

6) 以下の検定方法の詳細は Hsiao [1986] 参照。

$$F(2) = \frac{(RSSOF - RSSTS) / (N-1)}{RSSTS / (N(T-1)K)}$$

である。ただし、RSSOF は(11)式の残差平方和である。ここで帰無仮説が棄却されなければ、一元配置固定効果推定法を利用することが正当化される。

さらに、念のため、一元配置固定効果推定法を利用することが国別に分析を行うことに対して正当化されたとの条件付きで、一元配置固定効果推定法がプーリング推定法に対して正当化されるか否かを検討する。すなわち、一元配置固定効果推定法における国別の切片のパラメータがすべて等しい場合がプーリング推定法であるので、こうした仮説検定のために必要な統計量 $F(3)$ は、一元配置固定効果推定法の残差平方和をRSSOF、プーリング推定法の残差平方和をRSSPLを用いて

$$F(3) = \frac{(RSSPL - RSSOF) / (N-1)}{RSSOF / (NT - (N+1))}$$

である。 $F(3)$ は第一自由度 $(N-1)$ 、第二自由度 $(NT - (N+1))$ の F 分布に従う。

最後に、一元配置固定効果推定法を利用することが正当化された場合について、二元配置固定効果推定法を用いることが適当かどうかに関して F 検定により検討する。⁷⁾すなわち、二元配置固定効果推定法における時間ダミーのパラメータがすべてゼロである場合が

一元配置固定効果推定法であるので、こうした仮説検定に必要な統計量 $F(4)$ は、二元配置固定効果推定法の残差平方和をRSSTF、一元配置固定効果推定法の残差平方和をRSSOFとすると、

$$F(4) = \frac{(RSSOF - RSSTF) / (T-1)}{RSSTF / (NT - (N+1) - (T-1))}$$

である。 $F(4)$ は第一自由度 $(T-1)$ 、第二自由度 $(NT - (N+1) - (T-1))$ の F 分布に従う。

4. データおよび推定結果

我々はまずFeldstein-Bacchetta[1989]の結果を再現する目的で、彼らと同様、OECDの*National Accounts, Main Aggregates*, Vol. 1に収録された加盟23か国の1960年から89年までのデータを用いて分析を行った。⁸⁾すなわち、国内純貯蓄、純投資、GDPのデータを用いて、1960年から89年までの期間中の連続する10年間に付き各種の推定量の計測を行った。⁹⁾

まず、ビトウィーン推定法による β の推計値をみると、第1表から分かるように、我々も1と有意に異ならない推計値を得たほか、Feldstein[1983]が主張するように、プーリング推定法とビトウィーン推定法から求められる β の推計値は近い値となっている。次に、一元配置固定効果推定法および二元配置固定効果推定法により β の推定値を同様のサン

7) ここでの統計的テストは、一元配置固定効果推定法が選択されたという条件付きで行うものであり、直接、二元配置固定効果推定法を国別時系列推定法と比較はしていない。推定結果を完全に比較するという意味ではこの比較も必要であろうが、この両者を直接比較できるような統計検定法は我々の知る限り存在しない。ただし、一元配置固定効果推定法が選択されずに国別時系列推定法が選択された時に、二元配置固定効果推定法がさらに選択される可能性があるとは考えにくいことは指摘しておきたい。

8) Feldstein-Bacchetta[1989]と同様に、ルクセンブルクがサンプルから除かれている。

9) Feldstein[1983]は純投資と純貯蓄データを用いた分析は、減耗分などの計測誤差の影響を含み、推計された貯蓄率の回帰係数が1に近い値を取りやすいと論じている。我々はこうしたデータを用いても分析手法を変えれば貯蓄率の回帰係数が1と有意に異なることを以下で示すべく、あえて純貯蓄・純投資のデータを用いて分析を行う。

第 1 表 推計期間を10年とした場合の β の推定結果

計測始期	<i>POOLING</i> (s.e.)	<i>BETWEEN</i> (s.e.)	<i>OF</i> (s.e.)	<i>TF</i> (s.e.)
1960	0.762 (0.037)	0.838 (0.079)	0.509 (0.063)	0.484 (0.066)
1961	0.765 (0.036)	0.846 (0.078)	0.506 (0.061)	0.476 (0.065)
1962	0.752 (0.035)	0.806 (0.080)	0.534 (0.063)	0.497 (0.068)
1963	0.721 (0.034)	0.773 (0.081)	0.528 (0.057)	0.547 (0.062)
1964	0.715 (0.033)	0.748 (0.086)	0.597 (0.053)	0.625 (0.059)
1965	0.689 (0.039)	0.732 (0.092)	0.540 (0.066)	0.591 (0.068)
1966	0.665 (0.041)	0.738 (0.097)	0.493 (0.061)	0.550 (0.071)
1967	0.658 (0.042)	0.758 (0.102)	0.463 (0.059)	0.513 (0.073)
1968	0.659 (0.044)	0.785 (0.112)	0.459 (0.057)	0.501 (0.074)
1969	0.694 (0.045)	0.820 (0.116)	0.505 (0.057)	0.513 (0.075)
1970	0.707 (0.045)	0.849 (0.122)	0.494 (0.055)	0.449 (0.073)
1971	0.717 (0.046)	0.895 (0.124)	0.454 (0.053)	0.366 (0.071)
1972	0.733 (0.047)	0.937 (0.134)	0.460 (0.052)	0.320 (0.070)
1973	0.782 (0.050)	0.951 (0.156)	0.567 (0.052)	0.358 (0.070)
1974	0.841 (0.054)	0.940 (0.173)	0.686 (0.058)	0.409 (0.067)
1975	0.818 (0.054)	0.928 (0.171)	0.623 (0.058)	0.428 (0.063)
1976	0.793 (0.051)	0.883 (0.158)	0.609 (0.059)	0.375 (0.063)
1977	0.774 (0.049)	0.851 (0.144)	0.587 (0.061)	0.374 (0.064)
1978	0.763 (0.045)	0.823 (0.129)	0.589 (0.061)	0.413 (0.066)
1979	0.747 (0.044)	0.803 (0.119)	0.548 (0.067)	0.374 (0.069)
1980	0.722 (0.043)	0.782 (0.113)	0.461 (0.070)	0.336 (0.070)

s.e. はパラメータの標準偏差、*POOLING* はプーリング推定量、*BETWEEN* は
 ビトウィーン推定量、*OF* は一元配置固定効果推定量、*TF* は二元配置固定効果推
 定量を示す。

プル期間で求めたところ、これらについては有意に1より低い推計値を得た。

さきに説明した検定手順で推定法間の選択を行ったところ、第2表の $F(1)$ はすべての期間を通して有意に大きな値をとっており、プーリング推定法が棄却され、国別時系列推定法が選択されるべきことを示している。また、 $F(2)$ が1963-72、1979-88年を計測期間とした場合以外は5%水準で有意であったため、国別時系列推定法が採用されるべきことを示しており、一元配置固定効果推定法による推計の妥当性はほとんどの場合支持されなかった。 $F(3)$ もプーリング推定法が棄却され、一元配置固定効果推定法が選択されるべきことを示唆しており、いずれにせよプーリング推定法が選ばれるべき統計検定上の根拠は見出されなかった。

我々は国別時系列推定法が一元配置固定効果推定法より妥当であるとの第2表の結果は、計測期間が長過ぎ、国毎の異質性が計測期間中一定であるとの仮定が満たされなかったためであると考え、次に1960年から89年までのすべての連続する5年間に付き計測を行った。結果は第3表に要約されているが、前述の10年間のデータを用いた場合と同様に、プーリング推定法とビットウィーン推定法から求められる β の推定値は1に近い値となっている一方で、一元配置固定効果推定法・二元配置固定効果推定法が1よりも有意に低い値をとることが確認できた。

次に、第4表の統計量によってモデルの選択を行うと、まず、第4表の $F(1)$ によれば、すべての場合についてプーリング推定法の妥当性は棄却された。また、 $F(2)$ をみると26回の計測のうち12回の場合につき5%水準で一元配置固定効果推定法の利用が正当化され

た（もっとも残る14回については、国別の分析の方が好ましいとの結果が出た）。さらに、二元配置固定効果推定法に対して一元配置固定効果推定法をテストすると、第4表の $F(4)$ からわかるように、一元配置固定効果推定法が国別の分析よりも妥当であるとされた12回のうち5回は二元配置固定効果推定法がより妥当であることがわかった。

我々の分析結果をまとめると以下の通りである。

- ① 計測期間が5年程度の短期間の場合、一元配置固定効果推定法が支持される場合がある（第4表の統計量 $F(2)$ ）。他方プーリング推定法は常に棄却される。
- ② 一元配置固定効果推定法はプーリング推定法に対して常に好ましい統計手法である（第2表、第4表の統計量 $F(3)$ ）。
- ③ 一元配置固定効果推定法が支持される場合でも、二元配置固定効果推定法のほうがより好ましいと考えられる場合がある（第4表の統計量 $F(4)$ ）。
- ④ 国別のデータをプールして推定する場合、仮説検定によって選択された推定法による推定結果をみると、第5表に要約されるように、推定値は有意に1よりも低い。

ここで、最後に第5表に関して簡単なコメントをしておきたい。1960年代前半と70年代半ばから後半にかけては、国内貯蓄率と国内投資率の関係に関して OECD 諸国間に一般的な傾向が見られず、国際資本移動の自由度にばらつきがあったことを示唆していると思われる。1960年代後半から70年代前半にかけて一元配置固定効果法が選択されたのはニクソン・ショック以来の為替制度の動揺が各国に一樣の影響を与えたためと考えられる。本格的に OECD 経済が統合され、資本移動自

第2表 推計期間を10年とした場合の検定統計量

計測始期	$F(1)$ (p -val)	$F(2)$ (p -val)	$F(3)$ (p -val)	$F(4)$ (p -val)
1960	5.90 (0.00)	3.97 (0.00)	5.94 (0.00)	1.28 (24.71)
1961	5.20 (0.00)	3.01 (0.00)	6.08 (0.00)	1.32 (22.62)
1962	4.58 (0.00)	1.78 (2.11)	6.81 (0.00)	1.47 (15.99)
1963	4.87 (0.00)	1.52 (7.06)	7.78 (0.00)	2.11 (2.99)
1964	5.79 (0.00)	1.67 (3.55)	9.25 (0.00)	2.35 (1.54)
1965	4.73 (0.00)	1.96 (0.86)	6.79 (0.00)	5.39 (0.00)
1966	4.56 (0.00)	2.04 (0.58)	6.37 (0.00)	4.21 (0.01)
1967	5.37 (0.00)	3.08 (0.00)	6.26 (0.00)	3.55 (0.04)
1968	6.36 (0.00)	3.98 (0.00)	6.63 (0.00)	3.10 (0.16)
1969	6.45 (0.00)	3.89 (0.00)	6.88 (0.00)	3.78 (0.02)
1970	7.65 (0.00)	4.22 (0.00)	8.23 (0.00)	3.90 (0.01)
1971	7.47 (0.00)	3.23 (0.00)	9.46 (0.00)	4.35 (0.00)
1972	8.68 (0.00)	3.71 (0.00)	10.59 (0.00)	4.88 (0.00)
1973	9.00 (0.00)	3.01 (0.00)	12.34 (0.00)	5.00 (0.00)
1974	9.38 (0.00)	2.54 (0.04)	13.93 (0.00)	7.04 (0.00)
1975	11.26 (0.00)	3.34 (0.00)	15.34 (0.00)	6.40 (0.00)
1976	11.09 (0.00)	3.50 (0.00)	14.75 (0.00)	8.12 (0.00)
1977	9.66 (0.00)	2.97 (0.00)	13.52 (0.00)	7.82 (0.00)
1978	7.61 (0.00)	1.61 (4.86)	12.79 (0.00)	6.44 (0.00)
1979	6.55 (0.00)	1.42 (10.86)	11.18 (0.00)	6.50 (0.00)
1980	8.99 (0.00)	3.36 (0.00)	11.69 (0.00)	5.72 (0.00)

モデル選択の基準は以下の通り。 $F(1)$ が有意に大きい値の時プーリング推定法を棄て、国別時系列推定法をとる。 $F(2)$ が有意に大きい値の時一元配置固定効果法を棄て、国別時系列推定法をとる。 $F(3)$ が有意に大きい値の時、プーリング推定法を棄て、一元配置固定効果法をとる。 $F(4)$ が有意に大きい値の時、一元配置固定効果法を棄て、二元配置固定効果法をとる。なお、 p -val は帰無仮説を棄却する有意水準である。

第3表 推計期間を5年とした場合の β の推定結果

計測始期	<i>POOLING</i> (s.e.)	<i>BETWEEN</i> (s.e.)	<i>OF</i> (s.e.)	<i>TF</i> (s.e.)
1960	0.855 (0.049)	0.906 (0.091)	0.532 (0.091)	0.460 (0.095)
1961	0.871 (0.052)	0.924 (0.092)	0.623 (0.096)	0.550 (0.103)
1962	0.840 (0.053)	0.877 (0.088)	0.628 (0.111)	0.509 (0.122)
1963	0.761 (0.053)	0.824 (0.091)	0.435 (0.103)	0.326 (0.110)
1964	0.682 (0.054)	0.726 (0.102)	0.423 (0.103)	0.363 (0.102)
1965	0.655 (0.054)	0.674 (0.099)	0.527 (0.114)	0.529 (0.117)
1966	0.677 (0.049)	0.688 (0.084)	0.587 (0.116)	0.578 (0.129)
1967	0.701 (0.047)	0.704 (0.082)	0.672 (0.119)	0.645 (0.139)
1968	0.714 (0.044)	0.725 (0.079)	0.639 (0.095)	0.662 (0.105)
1969	0.757 (0.043)	0.756 (0.083)	0.762 (0.084)	0.778 (0.092)
1970	0.704 (0.056)	0.771 (0.094)	0.319 (0.113)	0.493 (0.115)
1971	0.654 (0.063)	0.809 (0.122)	0.346 (0.079)	0.353 (0.099)
1972	0.635 (0.068)	0.844 (0.141)	0.339 (0.075)	0.275 (0.100)
1973	0.672 (0.076)	0.843 (0.183)	0.450 (0.075)	0.290 (0.106)
1974	0.765 (0.091)	0.787 (0.206)	0.707 (0.109)	0.468 (0.117)
1975	0.760 (0.088)	0.860 (0.193)	0.431 (0.109)	0.444 (0.105)
1976	0.813 (0.077)	0.919 (0.159)	0.339 (0.104)	0.351 (0.102)
1977	0.830 (0.073)	0.943 (0.151)	0.336 (0.096)	0.294 (0.103)
1978	0.840 (0.070)	0.929 (0.156)	0.519 (0.079)	0.411 (0.100)
1979	0.859 (0.070)	0.900 (0.161)	0.708 (0.079)	0.450 (0.098)
1980	0.825 (0.073)	0.837 (0.165)	0.762 (0.094)	0.534 (0.099)
1981	0.713 (0.075)	0.734 (0.161)	0.518 (0.128)	0.423 (0.127)
1982	0.651 (0.067)	0.700 (0.135)	0.112 (0.134)	0.155 (0.143)
1983	0.640 (0.055)	0.687 (0.112)	0.191 (0.100)	0.165 (0.107)
1984	0.634 (0.050)	0.671 (0.097)	0.303 (0.098)	0.254 (0.103)
1985	0.650 (0.046)	0.667 (0.087)	0.422 (0.118)	0.265 (0.126)

s.e. はパラメータの標準偏差、*POOLING* はプーリング推定量、*BETWEEN* は
 ビトウィーン推定量、*OF* は一元配置固定効果推定量、*TF* は二元配置固定効果推定量。

第4表 推計期間を5年とした場合の検定統計量

計測始期	$F(1) (p\text{-}val)$	$F(2) (p\text{-}val)$	$F(3) (p\text{-}val)$	$F(4) (p\text{-}val)$
1960	4.54(0.00)	1.59 (7.61)	6.57(0.00)	1.81(13.32)
1961	4.14(0.00)	2.36 (0.37)	4.46(0.00)	1.21(31.09)
1962	3.36(0.00)	2.13 (0.93)	3.61(0.00)	1.63(17.45)
1963	3.70(0.00)	2.01 (1.51)	4.34(0.00)	1.94(11.07)
1964	4.49(0.00)	1.87 (2.58)	5.87(0.00)	2.65 (3.85)
1965	3.17(0.00)	1.23(25.15)	4.83(0.00)	2.05 (9.43)
1966	2.67(0.01)	1.17(30.02)	4.00(0.00)	1.55(19.33)
1967	2.60(0.02)	0.83(67.55)	4.55(0.00)	0.73(57.17)
1968	2.70(0.01)	0.78(73.85)	4.89(0.00)	1.83(13.04)
1969	4.87(0.00)	1.82 (3.17)	6.61(0.00)	2.48 (4.98)
1970	2.67(0.01)	0.93(55.86)	4.48(0.00)	7.59 (0.00)
1971	4.27(0.00)	1.88 (2.53)	5.50(0.00)	6.15 (0.02)
1972	5.84(0.00)	2.93 (0.04)	5.96(0.00)	5.63 (0.04)
1973	7.69(0.00)	3.11 (0.02)	8.11(0.00)	4.38 (0.28)
1974	6.12(0.00)	1.85 (2.83)	8.63(0.00)	6.57 (0.01)
1975	7.16(0.00)	1.76 (3.94)	10.61(0.00)	2.95 (2.44)
1976	6.46(0.00)	1.23(25.71)	11.09(0.00)	2.91 (2.59)
1977	8.87(0.00)	2.25 (0.58)	11.91(0.00)	2.45 (5.21)
1978	12.11(0.00)	3.01 (0.03)	14.28(0.00)	2.65 (3.80)
1979	9.07(0.00)	1.48(11.29)	14.95(0.00)	6.39 (0.01)
1980	8.71(0.00)	1.33(18.62)	14.91(0.00)	8.62 (0.00)
1981	7.53(0.00)	1.02(45.05)	13.96(0.00)	5.81 (0.03)
1982	7.97(0.00)	1.98 (1.71)	11.30(0.00)	1.44(22.68)
1983	7.81(0.00)	1.52 (9.67)	12.53(0.00)	0.24(91.25)
1984	5.84(0.00)	1.55 (8.77)	8.95(0.00)	0.82(51.32)
1985	5.50(0.00)	1.96 (1.81)	7.33(0.00)	2.56 (4.40)

モデル選択の基準は以下の通り。 $F(1)$ が有意に大きい値の時プーリング推定法を棄て、国別時系列推定法をとる。 $F(2)$ が有意に大きい値の時一元配置固定効果法を棄て、国別時系列推定法をとる。 $F(3)$ が有意に大きい値の時、プーリング推定法を棄て、一元配置固定効果法をとる。 $F(4)$ が有意に大きい値の時、一元配置固定効果法を棄て、二元配置固定効果法をとる。なお、 $p\text{-}val$ は帰無仮説を棄却する有意水準である。

第5表 選択された推定法と推定値(5%有意水準)

計測始期	計測終期	推 定 法	推 定 値	標準誤差
1960	1964	一元固定	0.532	0.091
1961	1965	国 別		
1962	1966	国 別		
1963	1967	国 別		
1964	1968	国 別		
1965	1969	一元固定	0.527	0.114
1966	1970	一元固定	0.587	0.116
1967	1971	一元固定	0.672	0.119
1968	1972	一元固定	0.639	0.095
1969	1973	国 別		
1970	1974	二元固定	0.493	0.115
1971	1975	国 別		
1972	1976	国 別		
1973	1977	国 別		
1974	1978	国 別		
1975	1979	国 別		
1976	1980	二元固定	0.351	0.102
1977	1981	国 別		
1978	1982	国 別		
1979	1983	二元固定	0.450	0.098
1980	1984	二元固定	0.534	0.099
1981	1985	二元固定	0.423	0.127
1982	1986	国 別		
1983	1987	一元固定	0.191	0.100
1984	1988	一元固定	0.303	0.098
1985	1989	国 別		

由化に向けての諸規制が廃止されるようになった1980年代以後は世界的経済ショックが波及しやすくなり、二元配置固定効果法が選択されやすくなったと解釈できるだろう。このような観点から第5表の推定値の動向を見ると、国際資本移動の自由化は着実に進行していると考えて差し支えないだろう。

5. 結論

本論文で我々は Feldstein-Horioka [1980] の分析手法に従い、彼らの結果を再検討するとともに、各種推定法の優劣を比較した。その結果、①国別のデータをプールした分析は国別の時系列データによる推計に比べて優れているとは限らないこと、②国別のデータをプールして推計することが優れている場合でも、プーリング推定法は常に一元配置固定効果推定法に比較すれば劣っていること、③国別のデータをプールして推定する場合、仮説検定によって選択された推定法による推定結果をみると第5表にまとめられているように、その推定値は有意に1よりも低いことが示された。

したがって、Feldstein-Horioka [1980] の結果は、彼らのその後の主張に反して、分析手法や計測期間の変更に関して頑強ではないと考えられる。

我々の分析結果はパネルデータを用いた国際比較研究において、国別の異質性を考慮して本質的に共通している要素だけを抽出して比較を行うことの重要性を示している。近年この種の国際比較研究（経済成長論、中央銀行の独立性を巡る研究など）が増加する過程で、いくつかの Stylized Fact とされる命題が提唱されているが、こうした分析のなかには労働経済学等の分野で蓄積されたパネルデータの取扱いに関する研究の成果が必ずしも反映されているとはいえないものも見受けられる。我々は、こうした分野についても国別の異質性のコントロールの問題、共通要因の抽出の仕方などに関して一層の研究が必要であると考えている。

以 上

〔(北村) 日本銀行金融研究所研究第1課〕
〔(藤木) 日本銀行金融研究所研究第1課〕

数学注.

数学注では、本論で示されている推定量の間の関係を解析的に示す。

まず、通常の最小二乗推定により、プーリング推定量は

$$\hat{\beta}_{pool} = T_{SS}^{-1} T_{SI}, \quad \hat{\alpha}_{pool} = \bar{I} - \hat{\beta}_{pool} \bar{S}. \quad (A1)$$

$$\text{ただし、} T_{SS} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (S_{it} - \bar{S})^2, \quad T_{SI} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (S_{it} - \bar{S}) (I_{it} - \bar{I}), \quad T_{II} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (I_{it} - \bar{I})^2, \\ \bar{S} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T S_{it}, \quad \bar{I} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T I_{it} \text{ である。}$$

更に、標準的な分散分析 (ANOVA) の定理によって、

$$T_{SS} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (S_{it} - \bar{S})^2 = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \{(S_{it} - \bar{S}_i) + (\bar{S}_i - \bar{S})\}^2 = \sum_{i=1}^N W_{SS}(i) + N \times B_{SS}$$

$$\text{ただし、} W_{SS}(i) = \sum_{t=1}^T (S_{it} - \bar{S}_i)^2, \quad \bar{S}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T S_{it}, \quad B_{SS} = \sum_{i=1}^N (\bar{S}_i - \bar{S})^2.$$

同様の議論によって、

$$T_{SI} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \{(S_{it} - \bar{S}) (I_{it} - \bar{I})\} = \sum_{i=1}^N W_{SI}(i) + N \times B_{SI}$$

$$W_{SI}(i) = \sum_{t=1}^T (S_{it} - \bar{S}_i) (I_{it} - \bar{I}_i), \quad \bar{I}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T I_{it}, \quad B_{SI} = \sum_{i=1}^N (\bar{S}_i - \bar{S}) (\bar{I}_i - \bar{I}).$$

これらの結果を用いることによって、

$$\hat{\beta}_{pool} = \frac{T_{SI}}{T_{SS}} = \frac{\sum_{i=1}^N W_{SI}(i) + (N \times B_{SI})}{\sum_{i=1}^N W_{SS}(i) + (N \times B_{SS})} = \theta \hat{\beta}_{of} + (1 - \theta) \hat{\beta}_{betw} \quad (A2)$$

$$\text{ただし } \theta = \frac{\sum_{i=1}^N W_{SS}(i)}{\sum_{i=1}^N W_{SS}(i) + (N \times B_{SS})}, \quad \hat{\beta}_{of} = \frac{\sum_{i=1}^N W_{SI}(i)}{\sum_{i=1}^N W_{SS}(i)}, \quad \hat{\beta}_{betw} = \frac{B_{SI}}{B_{SS}}.$$

すなわち「 $\hat{\beta}_{pool}$ は、ウエイトを θ とする $\hat{\beta}_{of}$ と $\hat{\beta}_{betw}$ の加重平均である」という関係が導かれる。

さらに、時系列推定量 $\hat{\beta}_{time}(i)$ を用いて $\hat{\beta}_{pool}$ を表わすと、

$$\hat{\beta}_{pool} = \theta \sum_{i=1}^N \delta_i \hat{\beta}_{time}(i) + (1 - \theta) \hat{\beta}_{betw} \quad (A3)$$

$$\text{となる。ただし、} \delta_i = \frac{W_{SS}(i)}{\sum_{i=1}^N W_{SS}(i)}, \quad \hat{\beta}_{time}(i) = \frac{W_{SI}(i)}{W_{SS}(i)} \text{ である。}$$

(A2)式と(A3)式より

$$\hat{\beta}_{of} = \sum_{i=1}^N \delta_i \hat{\beta}_{time}(i) \quad (A4)$$

すなわち「パネル分析の標準的な推定量である $\hat{\beta}_{of}$ は、ウエイトを δ_i とする $\hat{\beta}_{ts}(i)$ の加重平均である」という関係が導かれる。

【参考文献】

- Artis, Michael., and Tamim A. Bayoumi, "Saving, Investment, Financial Integration and the Balance of Payments," IMF Working Paper, 1989.
- Argison, Isabel and Jose Maria Roldan, "Saving, Investment, and International Capital Mobility in EC Countries," *European Economic Review* 38, pp. 59-67, 1991.
- Bayoumi, Tamim A., "Saving-Investment Correlation : Immobile Capital, Government Policy or Endogenous Behavior?" *IMF Staff Paper* 37, pp. 360-387, 1990.
- , and Andrew K. Rose, "Domestic Savings and International Capital Flows," *European Economic Review* 37, pp. 1197-1202, 1993.
- Dekel, Robert, "Saving, Investment, and Capital Mobility : Lessons from Japanese Inter-regional Capital Flows," in Okabe. M. ed, *The Structure of the Japanese Economy*, Macmillan, 1995.
- Feldstein, Martin, "Domestic Saving and International Capital Movements in the Long Run and the Short Run," *European Economic Review* 21, pp. 129-151, 1983.
- , "The Effect of Outbound Foreign Direct Investment on the Domestic Capital Market," NBER Working Paper 4668, 1994.
- , and Charles Horioka, "Domestic Savings and International Capital Flows," *Economic Journal* 90, pp. 314-329, 1980.
- , and Phillips Bacchetta, "National Savings and International Investment," NBER Working Paper 3164, 1989.
- French. K. R., and Poterba, J. M., "Investor Diversification and International Equity Markets," *American Economic Review* 81, pp. 222-226, 1991.
- Hsiao, Cheng, *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, 1986.
- Obstfeld, Maurice, "Capital Mobility in the World Economy : Theory and Measurement," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 24 : pp. 55-104, 1986.
- , "International Capital Mobility in the 1990s." Discussion Paper 902, Centre for Economic Policy Research, 1994.
- Roubini, Nouriel, "Current Account and Budget Deficits in an Intertemporal Model of Consumption and Taxation Smoothing. A Solution to the Feldstein-Horioka Puzzle," NBER Working Paper 2773, 1988.
- Sinn, Stefan, "Saving-Investment Correlation and Capital Mobility. : On the Evidence from Annual Data." *Economic Journal* 102, pp. 1162-1170, 1992.
- Tesar, Linda L, "Savings, Investment, and International Capital Flows," *Journal of International Economics* 31, pp. 55-78, 1991.
- Wong, David B., "What Do the Savings-Investment Relationship Tell us about Capital Mobility?," *Journal of International Money and Finance* 9, pp. 60-74, 1990.